

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES

THÈSE

Pour obtenir le grade de

Docteur de l'École des Hautes Études en Sciences Sociales en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement le 9 Décembre 2009 par

Laurent BACH

ESSAIS EN ÉCONOMIE DES ENTREPRISES ET DE LA GOUVERNANCE

Directeur de thèse : M. Thomas PIKETTY

Composition du jury :

Mme Ève CAROLI	Professeur à l'Université de Paris X - Nanterre
M. Thomas MARIOTTI	Directeur de recherche au CNRS
M. Thomas PIKETTY	Directeur d'études à l'EHESS
M. Romain RANCIÈRE	Professeur à l'École d'Économie de Paris
M. David THESMAR	Professeur à l'école des Hautes Études Commerciales

Remerciements

Je souhaiterais avant tout remercier Thomas Piketty, qui a dirigé cette thèse avec rigueur et exigence. Ses suggestions, toujours pertinentes, et ses encouragements répétés m'ont été extrêmement précieux. Sa façon d'appréhender la science économique, large de vues, empreinte d'un sens peu commun du détail et de la cohérence intellectuelle, a constitué pour moi un modèle auquel j'espère rester fidèle.

Je remercie Ève Caroli et David Thesmar d'avoir accepté d'être rapporteurs de cette thèse et Thomas Mariotti et Romain Rancière d'avoir accepté d'être membres du jury.

Des remerciements spéciaux vont à Francis Kramarz. L'enthousiasme qu'il a montré pour mes premières inspirations est largement responsable de la diversité des thèmes qui sont traités dans cette thèse. Les conseils qu'il m'a prodigués par la suite, souvent iconoclastes, se sont toujours révélés très pertinents.

Les visites régulières de Thomas Philippon sur le campus Jourdan m'ont été aussi particulièrement profitables et je lui suis très reconnaissant de m'accueillir cette année à l'Université de New York.

Je tiens également à remercier mon co-auteur Nicolas Serrano-Velarde. Même si notre travail en commun n'a pas été intégré dans cette thèse, nos longues discussions m'ont permis de voir avec un oeil nouveau le travail dont je présente ici les résultats.

Nombreux ont été les chercheurs qui ont pris le temps de m'écouter ou de me lire et de me faire des remarques constructives. Je tiens à remercier en particulier Philippe Aghion, Bruno Crépon, Esther Dufo, Roman Inderst, David Margolis, Xavier Ragot, Jean-Laurent Rosenthal, Sébastien Roux, ainsi que l'ensemble des chercheurs du laboratoire de Microéconométrie du CREST et de l'École d'Économie de Paris. J'ai une pensée émue pour Antoine Faure-Grimaud, disparu cette année, qui m'avait accueilli à la London School of Economics avec une chaleur humaine peu commune et m'avait donné alors de nombreux conseils bienveillants sur mon travail.

Cette thèse n'aurait pas pu voir le jour sans l'aide de ceux qui ont accepté de me fournir les données nécessaires. En la matière, je dois beaucoup à Sébastien Roux qui avait eu lors de mon année de DEA la gentillesse de m'accueillir au sein du Département des Études Économiques d'Ensemble de l'INSEE et de me faire découvrir ainsi le monde tortueux du gros système et des données d'entreprises. A cette occasion, j'ai pu

aussi bénéficiaire de l'aide de Philippe Lagarde, Claire Lelarge et Claude Picart. Leurs enseignements m'ont été très précieux pour tirer parti du mieux possible des données collectées par l'INSEE. Je tiens par ailleurs à remercier pour leur aide en la matière : Frédéric Cherbonnier, Nicolas Deniau et Philippe Leroy, du Ministère de l'Économie et des Finances ; Monique Gillemann, de la Direction des Statistiques d'Entreprises de l'INSEE ; Elodie Petetin, de l'Institut National de la Propriété Intellectuelle ; Brigitte Hazart, chargée de l'Information électorale au Ministère de l'Intérieur, ainsi que Dominique Anglès d'Auriac, du Service des Archives et de la Recherche Historique Parlementaire de l'Assemblée Nationale.

Je suis très reconnaissant aux responsables des nombreuses institutions qui m'ont permis de réaliser ma thèse dans les meilleures conditions : l'école des Hautes Etudes Commerciales où Hervé Crès m'a encouragé avec conviction à me lancer dans la voie de la recherche en économie ; l'ENSAE et le Master "Analyse et Politique Économiques" où j'ai commencé ma formation doctorale ; l'École des Hautes Études en Sciences Sociales, qui a financé ma thèse trois ans durant ; la London School of Economics et le Financial Markets Group, qui m'ont accueilli pendant la première année de mon doctorat ; enfin, le laboratoire Paris-Jourdan Sciences Économiques et le CREST, qui m'ont accueilli dans leurs locaux et offert le soutien financier et matériel nécessaire à la réalisation de cette thèse. Je tiens tout particulièrement à remercier Cécile Alrivie, France Artois, Marie-Christine Paoletti, Nadine Guedj, Bénédicte Sabatier, José Sastre, André Saux ainsi que l'ensemble des membres du personnel administratif et technique du CREST et du site Jourdan pour leur assistance.

Ma gratitude va également à l'ensemble de ceux qui ont bien voulu me lancer dans le grand bain de l'enseignement : Nicholas Barr et Jonathan Leape, à la London School of Economics, Annick Steta et Etienne Wasmer à l'Institut d'Études Politiques de Paris, Laure Turner à l'ENSAE, Julie Valentin à l'Université Paris-I, et enfin, à l'École d'Économie de Paris, Ève Caroli, Sylvie Lambert et Anne Perrot.

Je remercie en outre les nombreux participants aux séminaires et conférences dans lesquels une partie de mes travaux a été présentée, à Paris, Londres, Louvain-la-Neuve, Munich, Fontainebleau, Lille, Budapest, Luxembourg et Milan. Les commentaires reçus à ces occasions, en particulier lors du Lunch Séminaire d'Économie Appliquée et du séminaire interne du laboratoire de Microéconométrie du CREST, ont été très profitables.

La poursuite de mon doctorat n'aurait pas été aussi enrichissante si elle ne m'avait pas donné le plaisir de cotoyer quotidiennement d'autres doctorants et anciens doctorants. À la London School of Economics, Ramin Baghai, Régis Barnichon, Selim Gulesci, Rocco Macchiavello et Fabian Waldinger ont fait de mon séjour un moment particulièrement mémorable. Au CREST, Sylvie Blasco, Adam Booij, Thibaut Brodaty, Paul-Antoine Chevalier, Marc Ferracci, Julien Guitard, Xavier d'Haultfeuille, Rana Hendy, Jérôme Le, Laurent Lequien, Marion Leturcq, Arnaud Maurel, Amine Ouazad, Raoul Sampognaro m'ont aidé à venir avec joie sur le site de Malakoff II. Sur le site Jourdan, Pierre André, Francesco Avvisati, Maria Bas, Thomas Breda, Pierre-Yves Cabannes, Nicolas Coeurdacier, Christelle Dumas, Thibault Fally, Elise

Huillery, François Legrand, Gwenn Parent, Abla Safir, Nicolas Schutz ont permis de faire du site Jourdan un lieu particulièrement convivial et attachant. Une mention spéciale doit être accordée aux membres du bureau B030 : les anciens, Gabrielle Fack et Julien Grenet, et les nouveaux, Guilhem Cassan et Arnaud Périgord, qui chacun ont supporté une part de mes angoisses de fin de thèse. Enfin, les membres du blog Ecopublic doivent aussi recevoir une telle mention pour m'avoir permis de participer avec une franche bonne humeur à un travail particulièrement enrichissant de vulgarisation du débat économique : Antoine Bozio, Clément Carbonnier, Guilhem Cassan, Fabien Dell, Gabrielle Fack, Emmanuel Frot, Camille Landais et Mathieu Valdenaire.

J'aimerais encore remercier mon père qui m'a donné des conseils avisés et chaleureux pendant l'ensemble de mon doctorat. Cette thèse ne serait pas ce qu'elle est aujourd'hui sans l'ensemble des grandes discussions économiques que j'ai pu avoir avec ma mère, et surtout sans l'affection et le soutien qu'elle m'apporte depuis toujours. Ma pensée va enfin à celle dont la présence à mes côtés depuis trois ans m'a permis de vivre de merveilleux moments en-dehors de cette thèse et de supporter les moments de doute. Merci, Sarah.

Table des matières

Remerciements	i
Introduction générale	1
I Faut-il subventionner le crédit des entreprises ?	17
1 Are small-and-medium-sized firms really credit constrained? Evidence from a French Targeted Credit Programme	21
1.1 Introduction	21
1.2 Related literature	24
1.2.1 Credit Constraints	24
1.2.1.1 The method of cash flow-investment sensitivities . .	24
1.2.1.2 The new state of the art : structural models vs. natural experiments	24
1.2.1.3 Cross-country and cross-industry evidence	27
1.2.2 Evaluation of finance subsidies	27
1.2.2.1 Matching-based evaluations	28
1.2.2.2 Natural experiments	28
1.3 Making sense of finance subsidies	29
1.3.1 A typology of public interventions encouraging access to finance	29
1.3.2 Theoretical discussion	31
1.3.2.1 Model set-up	31
1.3.2.2 Optimal policies	33
1.3.2.3 Empirical parameters for an optimal policy	39
1.4 The French context	40
1.4.1 The evolution of public interventions in banking in France . .	40
1.4.2 The CODEVI Program	41
1.5 Data	49
1.5.1 Data collection	49

1.5.2	Descriptive statistics	51
1.6	Establishing Credit Constraints	53
1.6.1	Theory	53
1.6.2	Reduced Form Estimates	54
1.6.3	Structural Estimates	56
1.6.4	Robustness Checks	57
1.7	Results	60
1.7.1	Debt	60
1.7.2	Evidence of Credit Constraints	61
1.7.2.1	Reduced Form Estimates	61
1.7.2.2	Instrumental Variables Estimates	61
1.7.2.3	Robustness checks	64
1.8	Conclusion	67

II Faut-il encourager les entreprises familiales ? 71

2 Why are family firms so small? Theory and Evidence from France 77

2.1	Introduction	77
2.2	Literature Review	82
2.2.1	Related Literature : Theory.	82
2.2.1.1	Agency cost theories.	82
2.2.1.2	The specific talent of families.	83
2.2.1.3	Explaining the persistence of inefficient family firms	84
2.2.1.4	Family firms' growth and risk patterns.	85
2.2.2	Related literature : Empirics.	87
2.2.2.1	Descriptive evidence : Family control.	87
2.2.2.2	Descriptive evidence : Family management.	87
2.2.2.3	Descriptive evidence : Private firms.	87
2.2.2.4	The evidence on profitability.	88
2.2.2.5	The evidence on family firms' risk and growth patterns.	89
2.3	A Classification of Family-Firm-Oriented Public Policies	90
2.3.1	What motives for a specific encouragement of family firms ?	90
2.3.1.1	Informational asymmetries in the market for buy-outs.	90
2.3.1.2	The fragility of family firms.	92
2.3.1.3	The externalities of family firms.	93
2.3.2	What are the instruments used to encourage family firms ?	93
2.3.2.1	Taxation	93

2.3.2.2	Corporate governance	97
2.3.3	The evolution of public policies in the French case since 1945 .	98
2.3.3.1	A review of policymakers' conventional wisdom about family firms	98
2.3.3.2	The evolution of property taxation	101
2.3.3.3	The evolution of corporate governance	108
2.4	A model of owners' dynastic motivations and firm growth	110
2.4.1	The population	110
2.4.2	Scale	111
2.4.3	Risk	112
2.4.4	Cash holdings	113
2.4.5	Market for golden shares	114
2.4.6	Welfare discussion	116
2.4.7	Position with respect to competing theories	117
2.4.8	What does the model say about the identification of family firms' effects?	119
2.5	Data description	120
2.5.1	Data sources	120
2.5.1.1	Cross-sectional and Longitudinal sample	120
2.5.1.2	Identifying successions	120
2.5.1.3	Ownership data	121
2.5.1.4	Accounting data	122
2.5.1.5	Personal Variables	123
2.5.1.6	Estimating Firms' Resale Value	123
2.5.1.7	Building the Cross-Sectional Sample	125
2.5.1.8	Building the longitudinal sample	127
2.5.2	Descriptive statistics	128
2.6	Conceptual issues	132
2.6.1	Identifying the effect of dynastic management	132
2.6.1.1	Cross-sectional identification	132
2.6.1.2	Why successions?	133
2.6.1.3	The differences-in-differences methodology	134
2.6.1.4	Endogeneity of succession decisions	135
2.6.2	Addressing issues of performance indicators	137
2.6.2.1	Output variables	137
2.6.2.2	Input decisions	137
2.6.2.3	Financial management	138
2.6.2.4	Risky strategies	138

2.7	Results	139
2.7.1	Cross-sectional results	139
2.7.2	Longitudinal analysis	145
2.7.2.1	Graphical analysis	145
2.7.2.2	Regression results	145
2.7.3	Reconciling dynamic and static evidence on firm size	151
2.7.4	Implications for the welfare debate	155
2.8	Conclusion	158

III Faut-il interdire le cumul des mandats ? 161

3 Faut-il interdire le cumul des mandats ? 167

3.1	Introduction	167
3.2	Un historique du cumul des mandats en France	175
3.2.1	L'évolution de la pratique du cumul des mandats	175
3.2.2	La réglementation du cumul des mandats	177
3.2.2.1	La limitation du nombre des mandats	180
3.2.2.2	La limitation des indemnités perçues par les élus . . .	183
3.2.3	Le cumul des mandats à l'étranger	191
3.3	Une discussion théorique du cumul des mandats	192
3.3.1	Pourquoi existerait-il une demande de cumul des mandats ? . .	193
3.3.1.1	Les avantages "naturels" du cumul des mandats . . .	193
3.3.1.2	Les incitations données par le cumul des mandats . .	198
3.3.1.3	Une meilleure sélection du personnel politique ? . . .	201
3.3.2	Le cumul des mandats comme reflet de défaillances du marché politique	205
3.4	Une stratégie d'identification de l'efficacité du cumul des mandats . .	209
3.4.1	Les prédictions théoriques	209
3.4.1.1	La prime électorale au cumul	209
3.4.1.2	L'impact du cumul sur l'activité des députés à l'As- semblée	210
3.4.2	Stratégie d'identification empirique	211
3.4.2.1	Les biais d'une estimation "classique" du cumul des mandats	211
3.4.2.2	La méthode de discontinuité dans la régression . . .	212
3.5	Présentation des données	215
3.5.1	Construction des données	215

3.5.1.1	Identifier les “cumulards”	215
3.5.1.2	Les données électorales	218
3.5.1.3	Les données démographiques	219
3.5.1.4	Les données biographiques	219
3.5.1.5	Les données sur le travail parlementaire	220
3.5.2	Statistiques descriptives	227
3.5.2.1	Les mandats détenus et recherchés par les candidats aux élections législatives	227
3.5.2.2	L’effet des mandats obtenus sur le destin électoral des hommes politiques	235
3.5.2.3	Les caractéristiques des députés	248
3.5.2.4	L’activité parlementaire	257
3.6	Stratégie d’estimation de l’impact du cumul des mandats	274
3.6.1	L’estimation de la prime au cumul	276
3.6.1.1	Les régressions classiques de performance électorale	276
3.6.1.2	La méthode du RDD	276
3.6.2	L’estimation de l’impact du cumul sur l’activité parlementaire	278
3.6.2.1	Les régressions classiques	278
3.6.2.2	L’estimation par Différences-en-Différences	279
3.6.2.3	Les estimations RDD	280
3.7	Résultats	280
3.7.1	La prime électorale au cumul	280
3.7.1.1	Régressions MCO	280
3.7.1.2	Analyse graphique des élections serrées	283
3.7.1.3	Résultats des régressions par discontinuité	297
3.7.2	L’activité parlementaire	302
3.7.2.1	Régressions MCO	302
3.7.2.2	Régressions en double différence	305
3.7.2.3	Analyse graphique des élections serrées	306
3.7.2.4	Les régressions RDD	308
3.7.2.5	Résumé et interprétation des résultats	311
3.8	Conclusion	312
	Conclusion générale	315
	Bibliographie	325
	Liste des tableaux	341

Introduction générale

“Un organisme politique, une nation, une civilisation peuvent littéralement être *immortels*, à condition d’apprendre à se transformer en permanence sans se désintégrer.”

Gaetano MOSCA, *The Ruling Class*, 1939
in Ezra SULEIMAN, *Les Élités en France*, Seuil, 1979

Quoi de commun entre le dirigeant d’une petite entreprise qui cherche à obtenir un prêt, le jeune homme qui hérite de la société familiale, et un homme politique qui cherche la double casquette de député-maire ? Ces trois histoires racontent chacune à leur manière le processus par lequel les élites dirigeantes françaises contemporaines se renouvellent. Surtout, elles permettent d’étudier dans trois cas précis en quoi ce processus de mobilité des élites est efficace du point de vue de la société dans son ensemble.

Cette recherche s’inscrit dans une tradition d’étude de la mobilité des élites françaises qui s’est particulièrement attachée à l’analyse de la période qui suit la Libération. Une historiographie de grande qualité s’est en effet constituée sur ce sujet. Richard Kuisel (1981) décrit comment à la Libération, il a été pris conscience du retard français, en particulier en termes de dynamisme des entrepreneurs. Il n’est pas anodin que cette prise de conscience corresponde aussi à un profond renouvellement de la classe politique : la plupart des ministres de l’époque mais aussi une grande partie de la population des parlementaires, dont sont tirés les gouvernements sous la IV^e République, n’avaient pas été au premier plan avant-guerre. L’État s’est alors donné pour tâche de devenir le moteur de l’initiative entrepreneuriale face à la nouvelle concurrence européenne, en encourageant des investissements lourds via un système bancaire nationalisé, mais aussi en influençant l’identité même des dirigeants des entreprises privées, parfois au travers de nationalisations, mais le plus souvent en organisant de nombreuses fusions et acquisitions, selon un mécanisme bien décrit par Bauer et Cohen (1985).

Si dans un premier temps les succès des Trente Glorieuses ont en quelque sorte validé cette nouvelle forme de direction du pays, le ralentissement économique des années 1970 a rapidement relancé l'idée selon laquelle les élites "à la française" n'étaient pas assez remises en causes. Du point de vue des entreprises, les dirigeants issus des grands corps paraissaient capables de se maintenir malgré des échecs retentissants, faisant ainsi penser à une nouvelle forme d'aristocratie, tandis que le vieillissement de la génération d'entrepreneurs issue de l'après-guerre pouvait faire craindre le retour à un capitalisme de rentiers. Du point de vue politique, les nouvelles personnalités de l'après-guerre se sont progressivement transformées en notables disposant de "fiefs" locaux. La consolidation de telles zones de domination s'est faite en entretenant un mélange des responsabilités avec l'État central qui a fait le miel de toute une école de sociologie des organisations dirigée par Michel Crozier, l'auteur en 1971 d'un essai retentissant sur l'immobilité des élites françaises intitulé "La société bloquée". Ce système fonctionnait de la manière suivante : au niveau local, les rapports entre préfets et élus entretenaient la difficulté à distinguer les responsables de tel ou tel échec, tandis qu'au Parlement, la culture du "localisme" des députés et des sénateurs permettait aux cabinets ministériels et élyséen d'imposer leurs projets sans trop d'opposition.

La prise de conscience de telles zones d'irresponsabilité a suscité d'importantes tentatives de réformes dès les années 1960 : la réforme bancaire Debré-Haberer de 1966 était à l'époque conçue comme une première étape vers une libéralisation plus complète du financement de l'économie, tandis que le projet de décentralisation proposé par le général de Gaulle aux Français en 1969 contenait en germe une clarification des responsabilités entre État central et gouvernements locaux. Cependant, on peut considérer que le moment-clé en la matière se situe dans la deuxième séquence du premier septennat de François Mitterrand. En effet, passés les premiers temps d'une tentative de prise en charge plus forte du pays par l'État central, des décisions emblématiques ont été prises dans l'idée que la performance économique passait par une remise en cause des positions acquises.

Du point de vue financier, ceci a conduit à la grande réforme du système bancaire de 1984, qu'on ne doit pas simplement comprendre comme une réponse à la concurrence financière de la City de Londres mais aussi, comme cela peut se lire dans les propos de son auteur Pierre Bérégovoy, comme le moyen d'une plus grande égalité des chances. Du point de vue entrepreneurial, le doublement des droits de successions de décembre 1983 traduisait très clairement l'idée que le capital doit changer de mains pour que son efficacité soit optimale. Enfin, du point de vue politique, les lois de décentralisation et les projets de limitation du cumul des mandats cherchaient à mettre fin à cette République des fiefs qui rendait la sanction d'une mauvaise gestion par l'électeur quasi-impossible.

Depuis cette époque, on ne constate plus le même consensus autour de ces questions.

En ce qui concerne le développement financier, malgré la réforme bancaire de 1984, la France n'avait pas encore comblé son retard en termes d'importance du crédit dans l'économie en 2003 : pour cette date, Djankov et al. (2007) estiment en effet que la somme de toutes les lignes de crédit privé ne représentaient en France que 87 % du PIB, contre 118 % en Allemagne, 136 % au Royaume-Uni et 146 % aux États-Unis. Certes, de nombreuses aides au crédit ont été fournies aux petites entreprises depuis 1984, pour une dépense publique d'environ 400 millions d'euros en 2008 en ce qui concerne les subventions au crédit bancaire. Mais outre le fait que leur efficacité a été peu évaluée jusqu'ici, il existe des freins potentiellement très puissants au développement financier français, en particulier pour les jeunes entreprises : un droit des faillites peu favorable aux financiers et le faible niveau de concurrence bancaire sont notamment cités par Aghion et al. (2007) pour expliquer la faiblesse financière française. Les restrictions à l'entrée sur ce marché sont souvent justifiées par le risque d'instabilité systémique qu'une forte concurrence pourrait intensifier¹. On peut donc comprendre au moins en partie le retard actuel du développement financier français comme le résultat d'un arbitrage entre stabilité et croissance.

Un arbitrage similaire peut expliquer la politique qui a été menée en France depuis le milieu des années 1990 sur les entreprises familiales. Le développement des échanges et l'accroissement de la financiarisation des grandes entreprises ont en effet sensiblement augmenté la volatilité des décisions d'emploi et d'investissement des entreprises financées par le marché. Dans le débat public, l'entreprise familiale est alors devenue en comparaison "la championne de la croissance durable", comme l'indique le titre du livre de l'un de ses plus fervents promoteurs, l'ancien patron des patrons Yvon Gattaz (2002). En témoigne par opposition le fait que les ventes d'entreprises familiales à des fonds d'investissement ont été systématiquement accueillies depuis le début des années 1990 avec le regret de l'échec d'une succession familiale plutôt qu'avec l'espoir d'un développement de l'entreprise. Cette nouvelle perspective a conduit à la diminution progressive de l'ensemble des impôts sur le patrimoine lorsque les propriétaires s'engagent à conserver l'entreprise, rendant ainsi les taux fixés en 1984 quasi-inopérants bien qu'officiellement inchangés.

Dans ces deux cas, c'est donc une forme de préférence pour la stabilité plutôt que pour une croissance "schumpétérienne" qui s'est développée ces 25 dernières années. Cette évolution du débat public a toutes les chances de s'accroître dans un futur proche du fait de la crise financière de 2007-2008, qui a d'une part mis en valeur les

1. Même si ce point est très discuté dans la théorie bancaire. On peut consulter sur ce sujet Carletti et Vives (2008).

risques systémiques potentiels d'une allocation du crédit trop peu contrôlée et d'autre part actualisé une critique récurrente des fonds d'investissement, jugés sources d'une instabilité supplémentaire du fait de leurs lourds emprunts bancaires.

Quant à l'ambition de renouvellement du personnel politique, elle semble elle aussi passée au second plan. En effet, après les lois de décentralisation, il ne s'est nullement opéré de distinction entre carrière locale et carrière nationale des hommes politiques, comme l'avaient espéré les initiateurs de ces lois : en mars 2008, plus de la moitié des députés français se sont présentés comme tête de liste lors des élections municipales, une proportion similaire à celle des élections municipales de mars 1983. Les lois de limitation du cumul des mandats votées en 1985 et 2000 n'ont pas freiné sa pratique, compte tenu de l'attrait supplémentaire des mandats locaux dû à la décentralisation. C'est qu'entre temps, l'idée a crû chez les parlementaires que leur rôle n'était pas de bien connaître les "dossiers", du reste de plus en plus complexes, mais plutôt d'être proches du "terrain", c'est-à-dire de la vie quotidienne de leurs électeurs. Dans cette conception, la détention d'un mandat local est supposée augmenter cette proximité, d'autant plus que les pouvoirs des élus locaux se sont accrus.

De cette évolution générale des mentalités, il résulte que la réduction des inégalités d'accès à l'élite est désormais davantage conçue comme une contrainte que comme une opportunité d'améliorer l'efficacité de l'économie. Ainsi, l'amélioration de l'accès des catégories les plus défavorisées aux postes de premier plan semble, dans le débat public, passer par une politique autoritaire d'*affirmative action*, plutôt que par une politique d'augmentation de la compétition pour l'accès aux places les plus élevées de la société française.

Il nous semble pourtant que les termes de chacun de ces trois débats ont été jusqu'ici définis de manière très imprécise, ce qui réduit le plus souvent leur approche à des anecdotes. Pour cette raison, cette thèse se situe résolument dans le champ de l'évaluation, en prenant pour objet trois politiques publiques : les subventions au crédit, l'encouragement des entreprises familiales et la limitation du cumul des mandats électoraux. On peut en effet affirmer que chacune de ces trois politiques publiques est entachée d'une faiblesse chronique d'évaluation à la fois *ex ante* et *ex post*, et ce malgré une activité législative et budgétaire très importante durant ces 25 dernières années.

Pour essayer de combler ce manque, notre démarche comportera deux étapes pour chaque sujet. Dans un premier temps, nous utiliserons les outils de l'économie publique théorique afin de préciser les raisons pour lesquelles une politique publique peut être ou non justifiée. Ceci nous permettra d'identifier des paramètres-clés qui déterminent l'efficacité de la mesure dont il est question. Puis, dans un second temps, nous réaliserons une estimation empirique de ces paramètres pour pouvoir *in fine*

proposer des pistes de réformes.

Dans les pages qui suivent, nous présentons plus avant notre méthode d'évaluation puis l'organisation générale de cette thèse.

La méthode utilisée

Notre méthode comporte trois éléments-clés. Il s'agit tout d'abord d'introduire des outils de l'économie publique théorique dans des domaines jusque-là peu observés sous cet angle. Un autre élément crucial est l'utilisation de données très riches et originales. Enfin, notre approche accorde une attention toute particulière à l'identification de causalités.

L'intérêt d'une approche d'économie publique

L'essentiel des contributions de cette thèse est d'ordre empirique. Cependant, par souci de poser des questions pertinentes aux données, il nous a fallu introduire dans l'ensemble des sujets qui nous intéressent des intuitions théoriques tirées de l'économie publique.

En ce qui concerne l'accès au crédit, nous n'avons pu que constater à l'origine de notre travail le faible nombre de contributions théoriques tentant de rendre compte des politiques publiques d'accès au crédit. Certes, le manuel de Finance d'Entreprise théorique écrit par Jean Tirole (2006), qui fait désormais autorité dans le domaine, contient un chapitre sur les politiques publiques liées au crédit des entreprises. Mais il n'y est fait aucune mention des politiques publiques qui visent directement à injecter des fonds publics sur le marché du crédit pour certaines catégories d'entreprises. Pourtant, ces politiques publiques sont anciennes et nombreuses : aux États-Unis, une administration entière y est dédiée depuis 1953, la Small Business Administration ; en France, la loi de finances pour l'année 2008 recensait au total 1,1 milliard d'euros d'aides au financement des entreprises hors aides aux entreprises spécifiquement dédiées à la R & D, et 3,3 milliards d'euros si l'on inclut ces dernières², soit au total une dépense représentant près de 0,2 % du PIB. Une partie de notre travail sur ce sujet a donc consisté à classer ces différentes aides puis à modéliser leur fonctionnement et leur optimalité éventuelle en présence de contraintes de crédit.

La question de l'encouragement public des entreprises familiales a reçu très peu d'attention dans la littérature académique³. Ceci contraste avec l'importance accor-

2. Sur cette dernière somme, les deux tiers correspondent à des dépenses fiscales, avec un poids prépondérant du Crédit Impôt Recherche, d'un coût budgétaire de 1,4 milliard d'euros.

3. En dehors de deux articles non encore publiés de Grossmann et Strulik (2008) et Ellul et al. (2008).

dée à ce sujet chez les praticiens du droit et de la fiscalité et dans la presse financière⁴. Une des raisons probables de ce vide est que ce sujet comporte non seulement une dimension de finance d'entreprise mais aussi des éléments d'économie du travail et d'économie de la famille : les décisions financières s'y entremêlent avec des investissements en capital humain au sein de la famille ainsi que des choix d'allocation du pouvoir et des fruits de l'entreprise guidés par des critères extra-monétaires. Pour cette raison, ce ne sont pas des problématiques classiques de gouvernance d'entreprise et de taxation des bénéficiaires qui se posent le plus dans ce type d'entreprise. La taxation du patrimoine, le droit civil et le droit des sociétés non cotées y ont beaucoup plus d'importance. Nous nous attacherons spécialement à considérer les arguments d'économie publique qui peuvent justifier une intervention de l'Etat dans ce domaine. En particulier, nous introduirons un modèle très simple permettant de distinguer certains des effets en termes de bien-être d'un encouragement des entreprises familiales.

Enfin, l'originalité d'une approche économique pour la question du cumul des mandats électoraux est plus évidente. Comme on peut s'y attendre, la quasi-totalité des contributions sur le sujet viennent en effet de la science politique. Cette littérature donne de nombreuses clés pour comprendre la prévalence du cumul des mandats en France, mais elle ne permet pas d'établir avec précision ce qui dans cette pratique relève du fonctionnement efficace du marché politique français et ce qui est en réalité le résultat d'une défaillance de ce marché. Pour cette raison, les contributions en la matière constituent le plus souvent une liste d'arguments pour ou contre le cumul des mandats électoraux, couronnée en dernier lieu par l'intime conviction de leur auteur. Or une fois considérée l'élection des hommes politiques comme le résultat d'une offre et d'une demande sur un marché plus ou moins compétitif, comme le suggérait déjà Schumpeter (1942), les acquis de l'économie publique tirés de l'analyse de marchés plus conventionnels peuvent se révéler très utiles. En effet, si les concepts d'aléa moral, de concurrence imparfaite et d'externalités font partie du langage courant de la science économique, ils le sont beaucoup moins en science politique⁵.

L'utilisation de données originales

Les données d'entreprises La plus grande partie de cette thèse a nécessité d'utiliser de très nombreuses données d'entreprises. Une partie des sources mobilisées à

4. Si l'on en juge en tout cas par les nombreux suppléments "Patrimoine" consacrés au sujet de la transmission familiale des entreprises.

5. Tout du moins pour les travaux concernant la France. Il existe bien sûr une littérature internationale très formalisée sur ces sujets. On peut consulter pour une introduction le livre de Timothy Besley (2007).

cet effet a déjà fait l'objet de travaux académiques, mais en revanche, l'appariement de ces sources est beaucoup plus rare.

Le matériau principal des deux premières parties de cette thèse est le fichier constitué par l'INSEE et appelé BRN, pour Bénéfices Réels et Normaux. Ce fichier contient l'ensemble des liasses fiscales remplies par les entreprises françaises imposables à l'Impôt sur les Sociétés ou à l'Impôt sur le Revenu, dès lors que leur chiffre d'affaires annuel dépasse un certain seuil. Seul un quart des entreprises françaises qui paient des impôts est contenu dans ce fichier, ce qui représente environ 700 000 observations par an, mais en pratique ces entreprises constituent environ 95 % du chiffre d'affaires agrégé des entreprises⁶.

Le principal intérêt de ce fichier vient du nombre très élevé (environ 800) de variables comptables qu'il contient. En France, le plan comptable utilisé par les entreprises correspond exactement à ce qui est demandé par l'autorité fiscale, et il est donc relativement simple de donner un sens économique aux variables utilisées par l'administration pour calculer l'impôt dû. Un autre avantage majeur de cette source réside dans sa disponibilité sur le long-terme : le fichier existe sous sa forme actuelle depuis 1976, et l'existence d'un identifiant unique pour chaque entreprise, le SIREN, permet d'observer les entreprises en panel. Il existe des versions commerciales de cette base, telles la base DIANE, mais elles reposent sur la bonne volonté des entreprises de déposer leurs comptes au greffe des tribunaux de commerce. Compte tenu de la faiblesse de l'amende pour non-publication (environ 1 500 euros), les entreprises peuvent, par oubli ou par stratégie, ne pas déposer leurs comptes.

Ces données comptables ne sont toutefois pas suffisantes lorsqu'il s'agit de comprendre quels individus ou quelles sociétés-mères se cachent derrière le numéro SIREN d'une entreprise. Deux autres sources sont alors utilisables. La première est l'enquête LIFI (pour Liaisons Financières) réalisée par l'INSEE depuis 1980 et recensant les participations ainsi que l'actionnariat des entreprises situées au-dessus d'un certain seuil de taille. Cette source est très utile pour repérer les frontières des grands groupes et en particulier des groupes d'entreprises cotées en Bourse ou des groupes étrangers. Mais elle ne donne aucune information ni sur les personnes physiques actionnaires des entreprises ni sur leurs dirigeants. C'est pourquoi la principale source que nous avons utilisée pour donner de la "chair" aux entreprises françaises est la base DIANE, vendue par le Bureau Van Dijk. Ce fichier indique chaque mois depuis 1989 l'identité complète des dirigeants d'entreprises inscrites au Registre du Commerce et des Sociétés (RCS) soit la très grande majorité. C'est ce qui nous a permis, après un long

6. Il est possible d'obtenir des informations sur des entreprises plus petites via le fichier RSI (pour Régime Simplifié d'Imposition) mais le nombre de variables est alors divisé par 4 et la correction des données par l'INSEE est dans ce cas beaucoup moins précise.

travail de vérifications manuelles, de repérer les changements de dirigeants ainsi que les liens familiaux existants entre dirigeants successifs.

Malgré le grand nombre de fichiers commerciaux existant sur le marché, des données d'une telle richesse sont rarement disponibles dans les autres pays développés. La plupart du temps, les seules entreprises pour lesquelles on dispose de données similaires et avec une telle profondeur historique sont les entreprises cotées, ce qui limite nécessairement les questions que l'on peut poser. Par ailleurs, les diverses sources sont souvent étanches en l'absence d'un identifiant unique des entreprises tel que le SIREN. La présence de cet identifiant permet en effet de compléter facilement la collecte de données initiale lorsqu'une question nouvelle apparaît au cours de la recherche.

Les données électorales et parlementaires La dernière partie de cette thèse repose sur une collecte de données d'une toute autre nature. Contrairement aux données d'entreprises, les informations électorales et parlementaires sont d'emblée publiques et ne nécessitent aucun engagement de confidentialité : elles se trouvent facilement dans la presse quotidienne, les *Journaux Officiels* ainsi que dans les archives de l'Assemblée Nationale et du Ministère de l'Intérieur. La raison pour laquelle ces données sont encore à notre sens sous-utilisées dans le monde académique est que l'on fait peu pour permettre un traitement systématique de cette information.

Certes, le CDSP (Centre de Données Socio-Politiques) constitue traditionnellement des fichiers des résultats électoraux, mais ces données ne permettent pas d'identifier les hommes politiques, car elles se focalisent sur le concept de parti, l'idée étant de pouvoir analyser la couleur politique d'une région donnée. Ceci empêche de jeter la lumière sur les phénomènes de réseaux et les interconnexions personnelles qui peuvent se réaliser entre des institutions apparemment distinctes : ministères, Parlement, collectivités locales, entreprises. A notre connaissance, la seule contribution académique qui aborde ce type de sujet sur données françaises est celle de Bertrand et al. (2007) qui étudie l'impact des réseaux politiques des dirigeants de grandes entreprises sur les décisions d'implantation d'usines. En ce sens, une importante contribution de cette thèse est de faire l'ébauche d'un fichier unifié permettant de relier sur une période allant de 1988 à 2009 les différentes facettes des principaux hommes politiques français.

La première utilisation que nous faisons de ce fichier est d'étudier certains déterminants de l'activité des députés au Parlement. Nous avons dû synthétiser à cet effet une très grande quantité d'informations publiées "en vrac" par l'Assemblée Nationale. D'un certain point de vue, l'information dont nous disposons sur l'activité législative est lacunaire en France, puisque tout est fait pour que le rôle ultime d'un député, le vote, ne soit pas individuellement identifiable. En revanche, les *Journaux Officiels*

donnent quotidiennement une information le plus souvent indisponible à l'étranger : la participation des députés aux activités législatives non publiques que constituent le travail en commission parlementaire. Ceci nous permet de disposer d'une mesure objective de l'effort procuré par les parlementaires. Mais cela ne constitue à notre sens qu'une ébauche : il faudrait aussi pouvoir étudier en profondeur le *contenu* de l'activité parlementaire, ce que nous n'avons malheureusement pas eu le temps de réaliser dans le cadre de cette thèse.

L'identification de relations causales

Il n'est plus possible aujourd'hui de réaliser une recherche empirique de qualité sans questionner la crédibilité de l'interprétation des corrélations dégagées par l'analyse statistique. Lorsque l'on analyse l'effet d'un traitement, qu'il s'agisse d'une réforme ou d'une simple décision économique concernant des entreprises ou des individus, on ne peut en effet jamais être certain de pouvoir attribuer la totalité de l'évolution future de l'objet au traitement, tout simplement parce que l'on ne peut observer simultanément l'individu ou l'entreprise avec *et* sans l'intervention. La littérature économétrique appliquée des 25 dernières années a permis d'établir un certain nombre de procédures visant à "imiter" la possibilité d'observer ces deux mondes parallèles, et quantifier ainsi l'effet véritablement causal du traitement⁷.

L'utilisation de ces procédures s'impose dans notre cas car il est clair que l'obtention d'un prêt, la succession d'un père par son fils ou la détention de plusieurs mandats électoraux ne sont pas aléatoires et résultent de choix déterminés par de nombreuses variables que nous n'observons pas mais tout à fait susceptibles d'influencer directement le résultat qui nous intéresse.

La première méthode que nous avons utilisée pour résoudre ce problème consiste à comparer l'évolution de deux groupes similaires d'entreprises avant et après deux réformes successives du périmètre d'une politique d'aide au crédit. Cette stratégie d'estimation par différences-en-différences nous permet d'estimer l'effet causal de cette politique sous l'hypothèse que les deux groupes auraient suivi des évolutions parallèles en l'absence de réforme. C'est cette hypothèse qui permet de considérer que ces réformes sont des "expériences naturelles". Sa crédibilité repose notamment sur une appréhension correcte du contexte des réformes. Ceci permet de vérifier que ces dernières n'ont pas été anticipées par les entreprises, décidées sur la base d'informations concernant le futur des entreprises objets de la réforme, ou encore réalisées simultanément à d'autres réformes touchant les groupes d'analyse de manière sub-

7. Le livre récemment publié par Angrist et Pischke (2009) constitue une remarquable synthèse de ces "recettes" économétriques.

stantiellement différente.

Dans notre seconde partie, il n'était pas possible d'identifier crédiblement l'effet d'une transmission dynastique des entreprises grâce à une expérience naturelle. Notre stratégie d'identification a donc été plus classique dans ce cas. Elle a consisté d'abord à rechercher les variables observables qui déterminent le caractère familial d'une entreprise et à vérifier que notre interprétation des résultats n'est pas significativement changée lorsque l'on compare des entreprises familiales et non familiales partageant les mêmes valeurs pour ces variables. Comme il peut bien sûr exister des variables non observables qui influent à la fois sur le caractère familial d'une entreprise et sur les variables économiques qui nous intéressent, nous avons par ailleurs vérifié que les principaux résultats n'étaient pas significativement changés lorsque l'on étudiait l'effet du passage d'une entreprise d'un statut familial à un statut non-familial. *In fine*, la crédibilité de cette stratégie repose sur une compréhension économique précise des déterminants observables et inobservables du traitement mais aussi des variables d'intérêt, permettant ainsi de vérifier que l'ignorance de l'économètre n'est pas trop coûteuse pour l'interprétation des résultats obtenus.

La méthode d'identification que nous utilisons dans la dernière partie est celle qui fait appel aux développements d'économétrie appliquée les plus récents. Elle permet essentiellement d'identifier l'effet causal du cumul des mandats en comparant les hommes politiques qui *perdent* de peu une élection avec ceux qui *gagnent* de peu une élection. L'estimation dite de régression sur discontinuité (*Regression discontinuity design*) permet en effet, sous la double hypothèse que le traitement (ici, le gain d'un mandat) est une fonction discontinue d'une variable latente continue (ici, le score réalisé lors des élections) et que les caractéristiques observables ou inobservables des hommes politiques évoluent de manière continue avec cette variable latente, d'estimer l'impact du traitement en comparant les individus qui se trouvent juste en-dessous et juste au-dessus de la discontinuité.

Comme nous l'avons déjà précisé, ces méthodes ne sont que des imitations d'une véritable expérience aléatoire, et les hypothèses d'identification sous-jacentes sont souvent fortes. Par ailleurs, les effets que nous identifierons ne seront que des effets moyens et locaux. En particulier, ils concernent une sous-catégorie de la population traitée⁸ qui peut avoir des réactions différentes au traitement que le reste de la population. Par ailleurs, ils omettent les effets d'équilibre général et externalités que telle ou telle réforme pourrait engendrer en sus de son effet direct. Il nous faudra donc discuter les effets éventuels de telles omissions sur nos résultats.

8. A la fois dans le temps et dans l'espace.

Plan de thèse

Le plan de cette thèse s'articule autour des trois politiques publiques que nous avons décidé d'examiner et qui constituent des éléments-clés de la composition des élites dirigeantes en France : les subventions au crédit des entreprises, le soutien aux entreprises familiales et la limitation du cumul des mandats électoraux.

Partie I : Faut-il subventionner le crédit des entreprises ?

La première partie de cette thèse s'attache à évaluer une politique particulière d'aide au crédit, les prêts dirigés, qui jusqu'en 2005 portaient en France le nom de prêts CODEVI et sont intitulés depuis cette date prêts-Développement Durable. Cette politique consiste à subventionner fiscalement l'épargne déposée dans des comptes gérés par les banques et servant à financer des prêts aux entreprises situées sous un certain seuil de chiffre d'affaires.

Le chapitre 1 commence par situer cette politique dans l'ensemble des mesures le plus souvent proposées pour faciliter l'accès au crédit des entreprises. Pour comprendre le mécanisme par lequel un tel dispositif peut accroître le bien-être social, nous construisons un modèle très simple d'allocation du crédit en situation d'aléa moral. La politique de prêts dirigés peut améliorer le bien-être car elle a des effets similaires à une simple redistribution des revenus. Nous montrons que l'intérêt d'une telle politique est d'autant plus grand que le rendement des projets initialement contraints est élevé. Nous concluons toutefois cette analyse théorique en précisant que le degré de précision du ciblage des entreprises contraintes est crucial pour que la politique ne soit pas trop coûteuse.

La suite du chapitre consiste en une estimation du niveau des contraintes de crédit subies par les entreprises appartenant au périmètre du programme CODEVI. Notre stratégie d'estimation repose sur la comparaison des entreprises du commerce de gros et du commerce de détail entre les années 1991 et 1999. En effet, le premier groupe d'entreprises était éligible aux prêts CODEVI dès 1993 et a bénéficié d'une augmentation massive des volumes de prêts accordés dans ce cadre à partir de la fin de l'année 1994. Ce n'est qu'à la fin de l'année 1995 que le second groupe d'entreprises est lui aussi devenu éligible à ce programme.

En utilisant les données d'entreprises du fichier des Bénéfices Réels et Normaux, nous estimons que l'éligibilité aux prêts CODEVI autour de l'année 1995 a permis d'augmenter le rythme de croissance de l'encours de dette bancaire d'environ 8 points. Nous ne constatons pas de réduction significative du rythme de croissance de ces financements à la suite de l'éligibilité aux prêts dirigés. Sous l'hypothèse qu'il existe un degré significatif de substituabilité entre les différents éléments du passif des en-

treprises, ce résultat indique que l'augmentation de la dette bancaire n'est pas due à un simple effet-prix. Par ailleurs, nous trouvons un effet particulièrement fort de l'éligibilité au programme sur les profits puisque la moyenne du taux de rendement annuel des fonds investis grâce à la nouvelle dette est significativement supérieur à 15 %, alors même que le taux d'intérêt moyen pour des emprunts similaires se situait à l'époque autour de 8 % selon la Banque de France.

Nous pouvons écarter les explications qui reposent sur une prise de risque significativement plus élevée des banquiers : ainsi, nous n'observons pas d'effet significatif des réformes sur la probabilité de faillite des entreprises nouvellement éligibles dans les trois années qui suivent ces réformes. Par ailleurs, les estimations réalisées sur des sous-échantillons nous permettent d'affirmer que nos résultats principaux ne capturent pas simplement l'impact de la loi Raffarin sur les autorisations d'implantation de supermarchés.

Ces résultats indiquent donc l'existence d'importantes contraintes de crédit parmi les entreprises françaises. En ce qui concerne le programme CODEVI lui-même, nos résultats ne permettent pas de vérifier la qualité du ciblage de la politique ; en revanche, l'absence d'effets sur la probabilité de faillite des entreprises suggère qu'en comparaison avec les garanties de prêt, ce programme donne moins d'incitations perverses aux banques concernant la gestion du risque de leur portefeuille d'entreprises emprunteuses.

Partie II : Faut-il encourager les entreprises familiales ?

La seconde partie de cette thèse s'attache à l'étude des spécificités des entreprises familiales françaises qui peuvent justifier ou non des politiques de soutien à leur encontre. Par entreprises familiales, nous entendons ces entreprises dont soit la direction soit le contrôle sont détenus par une famille depuis plus d'une génération.

Le chapitre 2 commence par une revue de littérature sur les théories qui fondent l'existence de telles entreprises ainsi que sur les contributions empiriques qui documentent leur importance ainsi que leurs spécificités. Ce pan de la littérature économique et financière s'est développé à la suite d'un article empirique de Laporta et al. (1999) qui montrait que dans la plupart des pays développés, un actionnariat familial était plus la règle que l'exception, y compris parmi les entreprises cotées en Bourse. Peu de temps après, s'en est suivi une contribution théorique de Burkart et al. (2003) qui expliquait que malgré une moindre compétence des dirigeants familiaux, un tel poids pouvait être causé par une trop faible protection légale des actionnaires minoritaires ainsi que par la possibilité de tirer des bénéfices non-monétaires de la direction d'une entreprise.

Cette littérature ne rend toutefois aucun compte des politiques qui visent à soutenir la continuité des entreprises familiales. Pour cette raison, nous faisons par la suite une revue des défaillances de marché qui peuvent justifier un tel soutien public. A notre sens, le principal élément qui pourrait justifier une telle intervention est que les entreprises familiales sont à la source d'externalités positives sur leur environnement proche, et en particulier leurs employés, car elles sont naturellement incitées à prendre moins de risques et sont donc moins susceptibles d'avoir à licencier régulièrement une partie de leur main d'oeuvre.

Nous décrivons ensuite les différentes mesures qui ont été mises en oeuvre, en France en particulier, pour favoriser ces entreprises. Le principal outil consiste en la réduction des taux d'imposition sur les donations, sur les successions et sur la fortune. En Europe, cette réduction des taxes sur le patrimoine a essentiellement pris la forme d'exemptions, partielles ou totales, de l'assiette des actifs entrepreneuriaux. Nous montrons que l'ensemble des mesures qui ont été mises en oeuvre en France ces 25 dernières années pour diminuer les droits de succession et droits de donation des actionnaires familiaux a permis de faire baisser le taux moyen d'imposition d'environ 20 % en 1984 à environ 4 % en 2009.

Si le coût fiscal de ces mesures peut être considéré comme faible, il n'en va pas nécessairement de même en ce qui concerne d'éventuels coûts indirects. Il nous semble en effet que les avantages des entreprises familiales en termes de risques doivent être évalués à l'aune des désavantages en termes de croissance des entreprises. Pour bien comprendre les fondements d'un tel arbitrage, nous développons un modèle théorique simple dans lequel les propriétaires d'entreprises familiales ont une forte inclination à refuser des sources de financement externes par peur d'une éventuelle perte de contrôle. Les implications d'un tel modèle sont que les entreprises familiales choisissent une taille sous-optimale, prennent moins de risques et conservent plus de liquidités. Du point de vue social, un tel modèle suggère qu'il existe bien un arbitrage entre stabilité et croissance lorsqu'il s'agit d'aider ou non les entreprises familiales.

Dans la suite du chapitre, nous nous attelons à l'estimation empirique des paramètres d'un tel arbitrage. Pour ce faire, nous innovons grandement par rapport à la littérature précédente puisque nous élargissons l'analyse aux entreprises non cotées. A partir de données issues de la base DIANE sur le nom et le prénom des dirigeants d'environ 50 000 entreprises, nous définissons comme familiales les entreprises qui ont déjà connu au moins une transmission de la direction entre deux membres d'une même famille et comme non-familiales les entreprises qui n'ont connu que des transmissions de direction entre individus non apparentés. Ces données nous permettent ainsi d'estimer qu'en France en 2000 environ 25 % des employés travaillant dans des entreprises françaises du secteur privé de plus de 20 salariés ont comme patron un

membre de la famille du fondateur de l'entreprise.

Les estimations en coupe révèlent que les entreprises familiales réalisent 30 % de ventes en moins que les autres, y compris lorsque l'on contrôle finement pour des effets de secteur ainsi que des effets d'âge. Cette petite taille s'accompagne toutefois d'une volatilité de l'activité de l'entreprise plus faible d'environ 13 %. Enfin, conformément aux prédictions de notre modèle, ces entreprises ont un niveau de liquidité par rapport à leurs actifs supérieur d'environ 15 %, et ce d'autant plus que le secteur d'activité dans lequel elles évoluent est lui-même plus volatil.

Pour vérifier que ces effets ne proviennent pas d'une hétérogénéité inobservée des entreprises familiales et non-familiales, nous étudions aussi les changements de statut des entreprises, c'est-à-dire les évolutions vécues par une entreprise lorsque son patron laisse la main à un membre de sa famille plutôt qu'à un individu hors de la famille. Nous étudions ainsi environ 15 000 changements de dirigeants sur la période allant de 1996 à 2003, dont un peu plus de 20 % sont des changements à l'intérieur d'une même famille. Les résultats que nous obtenons confirment globalement nos résultats en coupe.

Nous terminons ce chapitre par une estimation des préférences sociales, et notamment de l'aversion au risque, impliquées par un soutien aux entreprises familiales. Nous trouvons que dans tous les scénarios plausibles, le niveau d'aversion relative au risque impliqué par les politiques d'encouragement des entreprises dynastiques est supérieur aux estimations de ce paramètre de préférence dans la littérature. Nous déduisons de cet exercice que les politiques actuelles d'encouragement des entreprises familiales ne peuvent être justifiées simplement par un arbitrage favorable entre stabilité et croissance.

Partie III : Faut-il interdire le cumul des mandats ?

Dans cette dernière partie, nous évaluons les effets d'une pratique politique spécifiquement française, le cumul des mandats électoraux. Nous cherchons en particulier à savoir quel serait l'impact d'une interdiction de cette pratique.

Le chapitre 3 commence par un rappel historique sur l'évolution du cumul des mandats chez les députés français depuis le début de la III^e République. On y constate qu'il s'agit d'une pratique très anciennement établie qui s'est toutefois largement développée avec l'avènement de la V^e République en 1958 : sous ce régime, ce sont presque toujours entre les deux tiers et les trois quarts des députés élus qui disposent d'un mandat de maire, de conseiller général ou régional.

Nous décrivons par la suite les réglementations qui gouvernent le cumul des mandats lui-même mais aussi plus spécifiquement le cumul des indemnités d'élu. Il s'avère

que les nombreuses réformes ayant eu lieu depuis 25 ans sur ces sujets n'ont touché que les formes de cumul les plus extrêmes sans s'attaquer au schéma classique du député-maire ou du député-président du conseil général. Le mécanisme de limitation des indemnités n'empêche pas les élus de pouvoir augmenter très significativement voire doubler leurs revenus ou ceux de leurs collaborateurs en cumulant les mandats.

Nous discutons ensuite de manière critique les éléments théoriques qui pourraient rendre coûteuse une interdiction du cumul. Trois types de raisons peuvent être invoquées. Il est tout d'abord possible que le cumul des mandats offre un avantage technologique aux hommes politiques qui en usent, au sens où un mandat de maire facilite le travail du député et vice-versa. Une deuxième possibilité serait que le cumul procure de meilleures incitations aux hommes politiques en augmentant le nombre d'élections auxquels ils doivent faire face. Enfin, cette pratique pourrait améliorer la qualité du personnel politique.

Ces avantages éventuels ne doivent toutefois pas faire oublier les défaillances du marché politique qui peuvent entraîner une persistance inefficace du cumul des mandats. En premier lieu, cette pratique est susceptible de fausser la concurrence entre les hommes politiques. Mais surtout, cette pratique peut subsister inefficacement si les électeurs d'une circonscription ne prennent pas en compte l'impact négatif d'élire un maire comme député sur le bien-être du reste de la population. Parmi ces externalités négatives, on distingue une potentielle distortion territoriale dans l'allocation des fonds publics et une moins grande intensité du travail parlementaire concernant les sujets d'intérêt général.

De cette analyse théorique, il se dégage deux paramètres-clés dont l'estimation permettrait de mieux évaluer les effets d'une interdiction du cumul ; il s'agit de l'importance de la prime électorale accordée aux candidats qui disposent déjà d'autres mandats ainsi que l'impact d'un mandat local sur l'intensité de l'effort réalisé par les députés au Parlement.

Nous commençons donc par évaluer une simple estimation naïve du bénéfice électoral à être déjà élu local lors des élections législatives, à partir de données collectées pour les cinq séries d'élections législatives qui se sont tenues entre 1988 et 2007. Il s'avère que cette prime au mandat local, exprimée en points de probabilité supplémentaire d'être élu député, est importante et varie entre 5 et 40 points suivant les mandats locaux. Ces estimations sont toutefois trompeuses : les titulaires de mandats locaux sont naturellement plus populaires puisqu'ils ont déjà été adoubés par les électeurs au moins une fois dans le passé récent.

Parce qu'une grande part de cette popularité n'est pas observable, nous utilisons ensuite une méthode originale pour estimer le véritable bénéfice électoral à déjà disposer d'un mandat de maire (resp. député) pour tenter de devenir député (resp. maire).

Il s'agit de comparer le destin électoral des hommes politiques qui, lors d'une élection initiale, ont gagné un mandat de peu, et celui des hommes politiques qui ont raté de peu l'obtention d'un mandat à cette occasion. Les résultats qui découlent de cette méthode, dite du *Regression Discontinuity Design* (RDD), diffèrent considérablement des résultats naïfs : il n'existe aucun effet significatif de l'obtention d'un mandat de maire ni sur la candidature ni sur la victoire aux élections législatives suivantes ; par ailleurs, un mandat de député n'augmente ni la probabilité de candidature à une élection municipale significative ni la probabilité de victoire lors d'une telle élection, et ce alors même qu'il est d'une importance décisive pour pouvoir redevenir député.

A la suite de ces premiers résultats, nous estimons l'impact des mandats locaux détenus par les députés sur l'intensité de leur activité parlementaire. Nous construisons trois indicateurs d'activité : le nombre des questions écrites posées au gouvernement, le nombre des questions orales, et enfin le nombre de présences en commission. En passant du premier au dernier indicateur, nous jugeons que le degré de profit tiré par l'électeur de circonscription relativement à ce qui en est tiré par un citoyen représentatif du pays tout entier est décroissant. De manière cohérente avec cette hypothèse, nous trouvons que les mandats locaux n'ont aucun impact sur le nombre de questions posées par un député. En revanche, nous trouvons qu'un mandat local de maire d'une ville de plus de 9 000 habitants ou de président du conseil général ou régional réduit la participation en commission d'environ 30 %, ce qui est comparable à la différence existant entre un député de l'opposition et un député de la majorité.

Ces résultats ne sont pas différents lorsque l'on utilise la méthode du *Regression Discontinuity Design* ou bien lorsque l'on compare l'évolution de l'activité d'un parlementaire avant et après les élections municipales. Ceci montre que les corrélations que nous avons dégagées en première approche peuvent s'interpréter de manière causale.

Compte tenu de l'importance des députés détenant de gros mandats locaux à l'Assemblée, nous concluons ce chapitre en établissant que l'activité agrégée en commission a été réduite de 12 % sur l'ensemble de la période 1988 - 2009 à cause du cumul des mandats. Compte tenu de l'absence de prime électorale donnée par les électeurs de la circonscription aux élus cumulant des mandats, nous déduisons de ce résultat qu'il devrait exister de plus grandes désincitations, voire une interdiction de cumuler des mandats.

Nous concluons cette thèse en rappelant les apports de ces travaux, mais en évoquant également leurs limites et les perspectives de recherche qu'ils ouvrent.

Première partie

**Faut-il subventionner le crédit des
entreprises ?**

Dans cette partie, nous nous attachons à évaluer une politique particulière d'aide au crédit, les prêts dirigés, qui jusqu'en 2005 portaient en France le nom de prêts CODEVI et sont intitulés depuis cette date prêts-Développement Durable. Cette politique consiste à subventionner fiscalement l'épargne déposée dans des comptes gérés par les banques et servant à financer des prêts aux entreprises situées sous un certain seuil de chiffre d'affaires.

Le chapitre 1 commence par situer cette politique dans l'ensemble des mesures qui sont le plus souvent proposées pour faciliter l'accès au crédit des entreprises. Nous insistons en particulier sur le fait que contrairement aux prêts bonifiés accordés avant la réforme bancaire de 1984, ces prêts n'induisent pas de distortion de concurrence entre les fournisseurs de crédit puisque l'ensemble des banques sont habilités à collecter des fonds CODEVI et à les prêter aux entreprises éligibles.

Pour comprendre le mécanisme par lequel un tel dispositif peut accroître le bien-être social, nous construisons un modèle très simple d'allocation du crédit en situation d'aléa moral. La politique de prêts dirigés peut améliorer le bien-être car elle a des effets similaires à une simple redistribution des revenus. Néanmoins, lorsque le niveau des coûts d'agence est trop élevé, les prêts dirigés ne sauraient se substituer à une redistribution plus directe. Nous montrons par ailleurs que l'intérêt d'une telle politique est d'autant plus grand que le rendement des projets initialement contraints est élevé. Nous concluons toutefois cette analyse théorique en précisant que le degré de précision du ciblage des entreprises contraintes est crucial pour que la politique ne soit pas trop coûteuse.

La suite du chapitre consiste en une estimation du niveau des contraintes de crédit subies par les entreprises appartenant au périmètre du programme CODEVI. Ce type d'estimation ne mène souvent pas à des résultats crédibles car en règle générale les entreprises qui disposent d'une meilleure assise financière ou d'un meilleur accès au crédit sont aussi celles qui ont les meilleures perspectives de rentabilité. Notre stratégie d'estimation repose sur la comparaison des entreprises du commerce de gros et du commerce de détail entre les années 1991 et 1999. En effet, le premier groupe d'entreprises était éligible aux prêts CODEVI dès 1993 et a bénéficié d'une augmentation massive des volumes de prêts accordés dans ce cadre à partir de la fin de l'année 1994. Ce n'est qu'à la fin de l'année 1995 que le second groupe d'entreprises est lui aussi devenu éligible à ce programme. Après avoir analysé le contexte politique de ces réformes ainsi que les évolutions initiales des deux secteurs du commerce, nous en concluons que ces deux groupes constituent de bons éléments de comparaison pour étudier l'impact du programme CODEVI.

En utilisant les données d'entreprises du fichier des Bénéfices Réels et Normaux, nous estimons que l'éligibilité aux prêts CODEVI autour de l'année 1995 a permis

d'augmenter le rythme de croissance de l'encours de dette bancaire d'environ 8 points. Pour vérifier que cette augmentation n'est pas le simple reflet d'une dette obtenue à meilleur marché, nous utilisons deux méthodes alternatives.

La première consiste à étudier l'évolution des modes de financement qui ne sont pas subventionnés par le programme CODEVI. Nous ne constatons pas de réduction significative du rythme de croissance de ces financements à la suite de l'éligibilité aux prêts dirigés. Sous l'hypothèse qu'il existe un degré significatif de substituabilité entre les différents éléments du passif des entreprises, ce résultat indique que l'augmentation de la dette bancaire n'est pas due à un simple effet-prix.

Notre seconde méthode d'interprétation de l'impact des réformes consiste à estimer l'évolution de la rentabilité des entreprises suite à l'éligibilité au programme CODEVI. Nous trouvons un effet particulièrement fort de cette éligibilité puisque la moyenne du taux de rendement annuel des fonds investis grâce à la nouvelle dette est significativement supérieure à 15 %, alors même que le taux d'intérêt moyen pour des emprunts similaires se situait à l'époque autour de 8 % selon la Banque de France.

Dans le reste du chapitre, nous passons en revue un certain nombre d'hypothèses qui pourraient expliquer ces résultats. Nous pouvons d'emblée écarter les explications reposant sur une prise de risque significativement plus élevée des banquiers : nous n'observons en effet pas d'effet significatif des réformes sur la probabilité de faillite des entreprises nouvellement éligibles dans les trois années qui suivent ces réformes. Par ailleurs, les estimations réalisées sur des sous-échantillons nous permettent d'affirmer que nos résultats principaux ne capturent pas simplement l'impact de la loi Raffarin sur les autorisations d'implantation de supermarchés.

De notre point de vue, ces résultats indiquent l'existence d'importantes contraintes de crédit parmi les entreprises françaises. Nous ne pouvons toutefois qu'évoquer des hypothèses sur l'origine de ces contraintes de crédit en l'absence d'informations sur les prêteurs. Compte tenu de la petite taille des entreprises éligibles au CODEVI, nous pensons qu'un faible niveau de concurrence et la grande taille des établissements bancaires sont susceptibles de fournir une explication à nos résultats. Par ailleurs, en ce qui concerne le programme CODEVI lui-même, nos résultats ne permettent pas de vérifier la qualité du ciblage de la politique ; en revanche, l'absence d'effets sur la probabilité de faillite des entreprises suggère qu'en comparaison avec les garanties de prêt, ce programme donne moins d'incitations perverses aux banques en ce qui concerne la gestion du risque de leur portefeuille d'entreprises emprunteuses.

Chapitre 1

Are small-and-medium-sized firms really credit constrained ? Evidence from a French Targeted Credit Programme

1.1 Introduction

Nowadays, that firms have a limited access to credit is agreed upon by most theoreticians (Stiglitz and Weiss (1981); Tirole (2006)). So much so that this has become a major ingredient of macroeconomic analysis in order to explain short term fluctuations (Bernanke and Gertler (1989)) or the dynamics of inequality and growth (see Aghion and Bolton (1997), Piketty (1997) and Aghion et al. (1999)).

This phenomenon has also been a major argument for policy-makers willing to help small and young firms grow via direct or indirect financial aid. These interventions include targeted loans, public guarantees, start-up and innovation grants, among others. Targeted loans are loans with low interest rates offered directly or indirectly to specific sets of firms. Guarantees consist in shifting a firm's failure risk from either its debtors or its shareholders to a public entity. Grants consist in the direct funding of part or all of a private firm's investment by a public institution.

These policies are widespread, both in the developed and the developing worlds. In the US, the Small Business Administration, who manages most of these programs, represents little less than 1% of total federal public spending. For loan guarantees alone, Beck et al. (2009) document the existence of the scheme in as much as 46 countries. What is more, these programs are usually substantially widened in times of recession. For example, following the 2007-2008 financial crisis, the French governe-

ment has doubled its financing of loan guarantees and increased by 10% the amount of targeted loans.

However, academic interest for these interventions is recent relative to the importance of these public programs. In this chapter, we focus on a specific kind of intervention, namely targeted loans, and evaluate it using the “natural experiment” methodology in the French context.

Contribution One of the main reasons why microeconomic public interventions in the credit market are open to criticism is that the empirics of the main underlying market failure, e.g. credit constraints, remains itself very controversial due to a fundamental identification problem : usually, firms are wealthier and better funded because they have better projects, so that a positive correlation between higher funding and higher investment is unlikely to reflect a causal relationship.

We contribute to this debate by analysing the impact on firms of successive reforms of a French targeted lending programme named CODEVI. This program channels French households’ savings to firms belonging to specific sectors of the economy and making less than 76 million euros in annual sales and, via the French banking system. We estimate the effect of access to the program on the availability of bank finance for targeted firms by taking advantage of two successive changes in the sectoral perimeter of the program in 1994 and 1995. Then, we test the credit constraints hypothesis by looking at the changes in real and financial outcomes of targeted firms following these reforms. The results indicate that firms from newly eligible sectors increased the growth of their financial debt stock by 8 points on average thanks to the reform. Furthermore, the economic return on newly incurred debt ranges between 15% and 79%, well above the French cost of bank debt as measured by the average interest rate for similar loans. This suggests the existence of sizeable credit constraints among French small-and-medium sized firms in the mid-nineties.

This identification method is similar to the one proposed by Banerjee and Duflo (2004) on Indian data, but our study innovates on several grounds with respect to their contribution. Firstly, this chapter deals with a developed country; therefore, the financial system should be better at addressing informational asymmetries, and the magnitude of credit constraints should be lower than in India.

The second divergence comes from the discontinuity in the lending program that supports the identification strategy. While Banerjee and Duflo (2004) compare the evolution of firms above and below a size threshold, the reforms we use in this chapter only affect sectoral eligibility and in a fairly refined manner, in the sense that it allows us to compare very comparable firms inside and outside the program’s perimeter. In particular, we are able to control for spurious size-and-time effects since the sectoral

differences we use are not perfectly correlated with firm size.

One last divergence is that whereas Banerjee and Duflo (2004) use firm-level data coming from one branch of a big Indian bank, we use the French fiscal database at firm level (INSEE- Benefices Reels et Normaux (BRN)). Therefore, we have data points over a longer amount of time before and after the reforms and for a much greater number of firms. This strengthens the differences-in-differences analysis as it enables us to know the total amount of debt incurred by firms. However, this comes at the cost that we do not have data relating a specific bank to a specific firm. In the following analysis, we show that this does not prevent us from drawing new conclusions as to the extent of credit constraints.

With respect to the body of work on interventions easing access to finance, the main contribution of the chapter is to provide one of the first evaluations of targeted loans in a developed country using modern microeconomic techniques. Targeted loans are not as frequent as loan guarantees, but we find that the former may have some advantages over the latter. Indeed, we do not find any significant effect of targeted loans on default, while in the same country at the same period Lelarge et al. (2008) find that loan guarantees increase the probability of default very significantly. One explanation may be that targeted loans give financial intermediaries more incentives to monitor firms since they are only subsidized in case of success, while loan guarantees reward financial intermediaries for the failure of the firms they finance.

With respect to contributions such as Paravisini (2005), Serrano-Velarde (2008) and Zia (2008), which precisely estimate the degree to which finance subsidies benefit unconstrained firms, we shed only little light on the targeting efficiency of the CODEVI policy : we estimate that a significant amount of recipients of these loans would have been constrained otherwise but we cannot compute the exact share of these legitimate recipients in the total amount of CODEVI loans provided by banks.

Organisation The remainder of the chapter is as follows. Section 2 is a literature review on the empirics of credit constraints and finance subsidies. In section 3, we provide a typology of credit subsidies in developed countries and discuss theoretical intuitions about these subsidies. In section 4, we give a description of the various French programs that help firms access to bank debt, paying special attention to the functioning and evolution of the CODEVI program. In section 5, we present the data we use as well as some descriptive statistics. In section 6, we detail our identification and estimation strategy for the measurement of credit constraints, while section 7 gives the results of these estimations and their interpretation. Section 8 concludes the chapter.

1.2 Related literature

1.2.1 Credit Constraints

The controversy over the existence of credit constraints is due to the fundamental problem that the quality of investment projects is hardly observable by the econometrician. If this were possible, quantifying the extent of credit constraints would simply consist in counting the number of firms whose investment project has a positive net present value (NPV) and yet were not able to implement it.

1.2.1.1 The method of cash flow-investment sensitivities

Because this former method requires too much information, the usual solution has been to look at what happens to a firm's investments when it gets richer. One would indeed expect that if there are some projects with positive NPV that were previously not implemented, then an exogenous increase in the firm's net wealth should trigger investments with positive NPV at the margin¹.

The dimensions of the credit constraints debate, which began with Fazzari et al. (1987), are twofold. First, it is generally difficult to observe an "exogenous" increase in net wealth; secondly, investments may not always have a positive NPV. The former problem comes from the following reasoning : firms generally grow richer because they are good at what they are doing so that there generally is an omitted variable bias; so firms have cash because they were good in the past, but being good in the past is correlated with having good projects in the future, and having good projects in the future should lead to more investments in the presence of perfect capital markets.

Fazzari et al. (1987) were already aware of this problem when they measured the sensitivity of investments to past cash flows. Their solution was to add forward-looking controls for firm quality such as Tobin's q and to distinguish the effect of cash flows depending on whether the firm has shown direct signs of financial constraints (for example, whether the firm has regularly paid dividends or not). After these corrections, they find strong evidence of credit constraints among US listed firms.

1.2.1.2 The new state of the art : structural models vs. natural experiments

Unfortunately, their methodology can never be fully convincing due to mismeasurement of firm quality and endless debates over what being financially constrained means (see the debate between Kaplan and Zingales (1997; 2000) and Fazzari et al.

1. This is of course assuming that the firm's managers are rational optimizers.

(2000)). As is usual in microeconometrics, these identification problems have led the literature in two directions : one towards more structural models incorporating financial frictions and the other towards identifying ever purer exogenous changes in net wealth. A typical example of the former approach is Hennessy and Whited (2007) who estimate a model of investment including various capital structure decisions and costly external financing². Of course, these models make even more assumptions in terms of identification and require more detailed data than usual reduced form approaches, but they are very useful because simulations of these structural models often reveal that some reduced form approaches misinterpret correlations between financial variables as evidence of credit constraints.

On the other hand, identifying truly exogenous shocks to firms' net wealth has required a larger view of what net wealth is, because it is generally difficult to detect natural experiments in which pure cash is randomly poured over a significant amount of firms. The first paper using such exogenous increases in net wealth for a significant number of firms was Lamont (1997). His approach is to look at conglomerates and use the fact that while investment opportunities only depend on the market a subsidiary firm is situated in, wealth changes may also come from parent firms whose main market is distinct from that of the subsidiary and undergoes some drastic evolution. The focus of Lamont is on non-oil subsidiaries of oil conglomerates, before and after the oil shock of 1986 which significantly reduced oil firms' cash flows. He compares investments of these subsidiaries with those of similar firms that do not belong to oil conglomerates before and after 1986. The idea is that the oil shock reduced subsidiaries' wealth, because internal capital markets do not provide as much finance as before, but did not impact investment opportunities of these subsidiaries, since they are in markets that do not significantly interact with the oil market. His main result is that investments of the subsidiaries were significantly affected by the oil shocks, which he sees as a proof of credit constraints.

Because these results are only locally valid, they need to be replicated in other contexts. Other natural experiments of this kind can be found in Rauh (2006), who uses shocks to US firms' retirement contributions, and Chaney et al. (2008) who use shocks to firms' collateral value of assets following American and French housing bubbles. In each case, the high sensitivity of a firm' investments to its net wealth has been evidenced.

However this is not an ultimate proof of binding credit constraints, and could instead be simply induced by empire-building (Stein (2003)). As a matter of fact, Blanchard et al. (1994) provide some anecdotal evidence that managers in badly-

2. See also Crépon and Rosenwald (2001) for a structural approach in the French case.

governed firms who receive unexpected cash windfalls (in their case, after having unexpectedly won important lawsuits) invest this cash in non-profitable projects instead of returning the money to shareholders.

This is why Banerjee and Duflo (2004) have developed a new approach to the problem. They measure the magnitude of credit constraints in India, taking advantage of reforms in a directed lending program to make a differences-in-differences estimation of the effect of working capital bank loans on a variety of real outcomes. They first find a strong increase in output due to newly incurred bank debt, which is not due to substitution with other forms of finance. Then they estimate the profitability of debt by looking at the magnitude of the effect of bank debt on profits : if the estimated marginal return is well above the cost of debt, it is because there must exist credit constraints. The results of their estimations lead to the acceptance of the credit constraints hypothesis. In particular, Banerjee and Duflo find that the private return to bank debt is equal to 90%, well above the cost of debt in India, whose highest bound is 42%.

However, their study is not entirely satisfying for our purpose. First, there is, as always, an issue of external validity of the results : the Banerjee-Duflo sample is composed of about 300 Indian firms with data from a single bank. We might expect that the results might be different in more developed countries where financial institutions are older³. Furthermore, more exhaustive data may reveal that the bank chosen in the sample is very specific.

A second problem comes from the identifying assumption itself : the reforms they analyze affect the threshold of size eligibility, which is problematic because small size is usually considered as a very good proxy for financial constraints in the structural econometrics literature dedicated to corporate finance (see Hennessy and Whited (2007) for a nice example). A first consequence is that firms that differ in size cannot be considered as comparable with respect to financing behavior; one would need to control for size but this is precisely what is not possible when the identification comes from a distinction of firms according to their size. A second problem is that because size is correlated with credit constraints, one can expect that changes in size eligibility come from political pressures that may be correlated with each size group's prospects. Indeed in many developed countries, small-and-medium-sized firms have an administration dedicated to them, the most famous being the Small Business Administration in the United States.

3. Note that a recent paper has used the same methodology for a neighbouring country : De Mel et al. (2008) look at the effects of a randomized allocation of loans to Sri Lankan individual entrepreneurs and find an usually high profitability of the financed projects.

1.2.1.3 Cross-country and cross-industry evidence

To conclude this brief literature review on credit constraints, it is worth mentioning some econometric studies of credit constraints that do not rely on firm-level data, but rather cross-country or cross-industry data. In that field, the seminal paper is Rajan and Zingales (1998) who identify the effect of financial development on growth through the definition of industries “naturally” dependent on finance versus the ones that can “naturally” grow without resorting to external finance. The authors expect that financial development at country-level should have greater effects in finance-dependent industries, which is exactly what they find in the data.

Since then, this approach has been very largely developed to emphasize certain channels through which financial development might have an impact. We can mention the contribution of Aghion et al. (2007) who find that financial development matters most for the entry of small firms as well as for their post-entry growth in industries predicted to depend on external finance. This literature is very important because a lot of the heterogeneity in the degree of credit constraints may come from cross-country heterogeneity, as would for example be the case if insolvency law was a major ingredient of financial constraints. However, the definition of external finance dependence is always open to debate, as much as the definition of financial constraints was in the firm-level microeconomic debate following the contribution of Fazzari et al. (1987).

1.2.2 Evaluation of finance subsidies

While the literature on the existence of credit constraints has now a long history, the body of academic work dedicated to the empirical evaluation of finance subsidies is narrower and more recent. This is partly due to the fact that the mechanisms are very diverse and country-specific, a point that we will discuss in more detail later in that chapter. Another problem is more typical of the evaluation literature, and it is that the pool of entrepreneurs and firms who benefit from these programmes is not randomly drawn. Again, the direction of the selection bias is very program-specific : institutions involved in the selection process may find it crucial to select those firms that have riskier prospects, in which case a naïve comparison would unduly conclude to a negative effect on firm survival; on the other hand, these institutions might want to pick high-potential firms, in which case naïve correlations would point to a very positive but very biased effect of these programmes on firm growth. We focus here on contributions that try to address this problem.

1.2.2.1 Matching-based evaluations

A typical way of addressing the selection bias is the matching procedure, which consists in comparing subsidized firms with firms unsubsidized yet very similar in terms of the observable characteristics that drive the award of the subsidy. Crépon and Duguet (2003) use this method to estimate the impact of start-up subsidies for the French unemployed⁴ on firm survival. They find that the subsidies have a significant and positive impact on the firm survival rate, and conclude that such subsidies are efficient. Lerner (1999) estimates the effects of the Small Business Innovation and Research program, which essentially consists in awarding grants to small firms with promising innovative projects. He finds that these grants substantially increase long-term firm growth but that multiple awards have no effect, which implies that the positive effect of such grants comes from the certification done by the governmental agency.

1.2.2.2 Natural experiments

Of course, evaluation procedures based on controlling for observables are easy to criticize. Many variables indicating better survival or better growth prospects are observed by governmental agencies or financial intermediaries but not by the econometrician, so that it is not surprising that the papers we mentioned attribute positive effects to public interventions. Solving this problem requires analysing “natural experiments” whereby some groups of firms have exogenously received access to such program while other groups of comparable firms have not.

This is what Lelarge et al. (2008) attempt to do when dealing with loan guarantees in France. They use the fact that the sectoral scope of French loan guarantees awarded to newly-created firms by the public entity SOFARIS was extended from the industrial sector to service sectors in 1995. They use this extension as a natural experiment where the service sectors are the treatment group and the industrial sectors are the control group. Using a dataset covering all French young firms and being able to identify those that obtained a loan guarantee, they find that loan guarantees substantially increase firms’ debt capacity and capital stock. However, it does not significantly increase firm entry and, above all, it raises the probability of further bankruptcy by about 29 percentage points, which points to a large inefficiency of loan guarantees in France.

Another contribution taking advantage of a natural experiment is Serrano-Velarde (2008). He evaluates the treatment effect of the French innovation grants⁵ using

4. The Aide aux Chômeurs Créateurs ou Repreneurs d’Entreprise (ACCRE).

5. Awarded by the Agence Nationale de Valorisation de la Recherche.

the fact that eligibility is restricted to applicant firms for which less than 25% of the shares are owned by a big business group. Taking the firms located just below and above the 25% threshold as treatment and control groups, he finds that ANVAR grants leads to a pure crowding-out of R&D investments directly financed by the firm. This crowding-out effect is much lower for firms with small R&D investments, but unfortunately most of the ANVAR spending is dedicated to big investment projects.

The papers we have just mentioned deliver critical insights but most of them are focused on loan guarantees or grants. In fact, we only know of two papers dealing with the evaluation of targeted loans using modern microeconomic techniques. The first one is Paravisini (2005). Using a differences-in-differences methodology, he analyzes the effect of a targeted lending program on small Argentinian firms. He finds that only 7 cents in each dollar lent with World Bank funds would not have been provided to firms anyway. This result seems to imply that targeted lending programs are used by banks to reduce their lending costs without substantially increasing the amount of loans they provide.

A second related contribution is Zia (2008). He studies the impact of the withdrawal of the yarn sector from subsidized export loans in Pakistan. He finds that the end of the program had a significantly negative effect on yarn exports. Interestingly, the reduction in exports does not particularly come from unproductive firms, which suggests that the program alleviated some credit constraints. However, the end of the program had no negative effect on publicly listed firms who initially benefited from the program. Again this suggests a serious level of funds misallocation due to inefficient targeting in the Pakistani directed loan program.

1.3 Making sense of finance subsidies

1.3.1 A typology of public interventions encouraging access to finance

Given the breadth and diversity of government instruments designed to ease small firms' access to finance, a quick reminder seems in order⁶. We may divide these interventions into three separate dimensions.

The first dimension is the degree of decentralization according to which the recipients of these programs are chosen, i.e. the importance of the subsidiarity

6. We do not consider here changes in the regulatory environment : bankruptcy laws, and more generally company law, may of course have a huge effect on SMEs' access to finance. However, Biais and Mariotti (2003) show that the impact of tough bankruptcy laws on welfare may not be as clear cut as that of finance subsidies.

principle (see Raith et al., 2006). As a matter of fact, before the liberalisation of credit markets in both Europe and the United States in the 1980s, federal credit in the form of loans directly provided by public banks represented a very sizeable share of total credit, ranging from more than 50% in France to around 30% in the United States (Gale, 1989). As shown by Bertrand et al. (2007) in the French case, these systems came to be less and less tractable and most of the public banks were either privatized or dismantled.

But this failure did not imply the end of governmental intervention ; instead, it led to a switch to bottom-up rather than top-down credit policy devices in order to attain some sort of competitive neutrality of public financial support. This evolution was very clear in the United States where the percentage of direct SBA loans relative to guaranteed SBA loans fell from 20% in 1995 to 0% in 2007, according to annual SBA reports. Now, it is mostly R&D grants that are directly awarded by bureaucrats, certainly because grants do not only correct credit market failures but also subsidize activities with positive externalities, a domain in which the capital markets' expertise is not as granted.

This shift towards decentralised action also implied that fewer firms were eligible to governmental financial aid, as other ineligible firms were supposed to be funded thanks to liberalised and efficient capital markets : for instance, in its annual reports, the Small Business Administration praises itself for applying what it officially calls the “gap-lender” principle, i.e. providing loans only to those firms which could not be funded through capital markets.

Since public interventions have evolved towards indirect schemes, a second dimension has arisen. Investors may indeed be subsidized in two very different situations. Subsidies may be conditioned by the success of the financed projects or they may consist in a reimbursement of external financiers in case of failure of these projects. Hereafter, we will call the former “upside” subsidies and the latter “downside” subsidies. Upside support includes low-interest loans and equity investment subsidies (through either direct funding or fiscal incentives for private investors) and downside support includes loan guarantees and guarantees of venture capitalists' funds.

Finally, a third dimension of public interventions may be singled out : public intervention may favor access to debt or equity. As far as debt support is concerned. Beck et al. (2009) document the fact that loan guarantees are now much more popular than targeted loans, but there are some exceptions, such as Germany (a case well documented by Prantl (2006)). Concerning equity finance support, it is a fact that fostering venture capital has become one of the biggest self-declared goals of

European pro-entrepreneurship policies since 1990⁷, with both upside (fiscal deductions for capital gains) and downside (public backing of venture capitalists' funds) subsidies. In the US, the SBA has been addressing this issue ever since 1958 with the creation of the Small Business Investment Companies (SBIC). These are essentially private investment funds whose initial capital is complemented by the SBA provided they invest in small businesses. They became famous because some recent American "success stories" such as Apple Computers or Federal Express have initially received financial backing from these SBIC.

1.3.2 Theoretical discussion

We now use the Holmstrom-Tirole (1997) framework in order to provide some intuitions about the potential advantages and drawbacks of credit subsidies.

1.3.2.1 Model set-up

There is a continuum of agents endowed with assets that can be pledged as collateral with value A . The distribution of assets across agents is described by the cumulative distribution function $G(A)$. There are two periods. In the first period, financial contracts are signed, and investment decisions are made. In the second period, investment returns are realized, and claims are settled. Agents are risk neutral and protected by limited liability. They maximize their expected income in period 2 and they can use their assets in three different ways :

- invest in their own production : each agent has one economically viable project or idea. It costs a fixed amount $I > 0$ to undertake a project. If $A < I$, a firm needs at least $I - A$ in external funds to be able to invest. In period 2, the investment generates a verifiable, financial return equalling either 0 (failure) or R (success). In case of success, they receive R_f in period 2, and 0 otherwise. The entrepreneur can choose whether to enjoy a private benefit B or not. Choosing to do so might prevent the success of the venture : the project succeeds with probability p_L if the entrepreneur makes a low effort, and p_H if he makes a high effort, with $\Delta p = p_H - p_L > 0$.
- invest in other agents' production : investing $I - A$ yields a financial interest R_u in case of success and 0 otherwise.
- invest in a low-returns technology yielding in period 2 γ per unit invested with certainty. γ can be thought of as the opportunity cost of funds invested in other agents' productions. We suppose that γ is exogenously given⁸.

7. See Da Rin et al. (2006) for a description of these policies.

8. Alternatively, we can think of γ as a discount rate for the following utility function :

We make the assumption that the entrepreneurial project is more economically viable than the low-returns project if and only if the agent provides high effort :

$$p_H R - \gamma I > 0 > p_L R - \gamma I + B \quad (1)$$

We analyze the special case of a uniform distribution of assets over $[0 ; 2I + \varepsilon]$, so that having all the agents' projects financed is feasible.

First-best credit. We first look at the situation in which outside investors can observe entrepreneurs' efforts. In this case, optimal financial contracts will specify that a high level of effort must be provided by the entrepreneur, in addition to the interest rate. The only constraint on payments received by outside investors is that of the entrepreneurs' limited liability :

$$R_f \geq 0 \quad (LL_f)$$

Therefore, as it can be guaranteed that the project with high effort is realized and because of assumption (1), any agent with available funds is willing to fund another agent's ventures whatever the amount of his needs (even when $A = 0$) may be. Because agents face a limit in the amount of money they can invest in their own project, and because the distribution of assets guarantees that every project can be supplied with the sufficient amount of funds, capital markets will be able to transfer money from cash-rich to cash-poor agents. The payment R_u made by the entrepreneur to its outside investors in case of success is determined by a free entry condition for investors :

$$\gamma(I - A) = p_H R_u \quad (2)$$

So at equilibrium the financial return of investing in other agents' ventures will equalize γ . And the expected income for each agent is equal to $p_H R + \gamma(A - I)$. So aggregate expected income with first-best credit is equal to :

$$\int_0^{2I} p_H R + \gamma(A - I) dG(A) = p_H R$$

Credit rationing. Now let us assume that the entrepreneur's level of effort cannot be observed by outside investors. The only parameter of financial contracts will then be the structure of payments in case of success or failure. Because the project is

$$U(C_1, C_2) = \gamma C_1 + C_2$$

not profitable in case of low effort, outside investors need to give the entrepreneur sufficient incentives to behave, through generous enough payments in case of success only. There will then be the following incentive constraint on the design of the optimal financial contract :

$$R_u \geq \frac{B}{\Delta p} \quad (IC_f)$$

The incentive constraint limits the size of payments made to outside investors, so that they are willing to finance the project under the following condition only :

$$\gamma(I - A) \leq p_H \left(R - \frac{B}{\Delta p} \right) \quad (3)$$

This condition defines a level of assets $\underline{A} = I - \frac{p_H}{\gamma} * \left(R - \frac{B}{\Delta p} \right)$ under which an agent cannot realize his project due to a lack of external finance. This level will be strictly positive whenever the following condition is realised :

$$p_H R - \gamma I < p_H \frac{B}{\Delta p} \quad (4)$$

This condition states that the total surplus from a project is less than the minimum share an entrepreneur must be paid to behave diligently. For agents whose assets are above \underline{A} , the structure of the payments in the financial contracts is the same as in the first-best, i.e. determined by a free entry condition for outside investors. Assuming condition (4) is realized, there is now a new category of agents with assets under \underline{A} . These agents can only invest their assets either in other agents' productive activities or in the low returns technology, with an expected financial return equalling γ per unit invested for both kinds of investment in equilibrium. Therefore, the expected income of the poor agents will be equal to $\gamma \underline{A}$ in period 2, which is strictly inferior to what they get in the first-best. Other agents' expected income remains the same as in the first-best. So aggregate expected income is strictly inferior to that of the first-best.

1.3.2.2 Optimal policies

In this model, no social planner with no more information on private benefits than investors will be able to provide a Pareto-improvement with respect to the credit rationing situation. This is because we assumed that there are no positive externalities between each agent's projects. Some theoretical models, such as Raith (2006), indeed rely on the assumption that entrepreneurial projects have positive externalities. However, once we turn to more precise welfare criteria, such as the

utilitarian criterion, there may be ways to improve welfare without knowing the entrepreneurs' actions⁹.

Targeted lending subsidies. We will treat targeted loans as a subsidy s on returns to savings channelled to entrepreneurs whose assets are below a given level \underline{A} , balanced by a tax t on any other income (excluding private benefits) perceived by agents with assets above I .

The exception for private benefits will pose a constraint on the level of t : it should not make low effort more rewarding than high effort for agents who do not need any external finance to invest in their own venture. If this were the case, this would result in more losses than gains of high-returns entrepreneurial projects. This leads to the following constraint on t :

$$p_H R * (1 - t) > p_L R * (1 - t) + B \Leftrightarrow t < 1 - \frac{\frac{B}{\Delta p}}{R} = \frac{\gamma(I - \bar{A})}{p_H R} \quad (5)$$

From this, we see that the system's ability to alleviate credit constraints crucially depends on the amount of credit constraints themselves (the difference between I and \underline{A}).

Incidence of the subsidy. Taxes and subsidies influence not only the threshold under which agents can get financed but also the level of pre-tax interest rates. They are determined by the free-entry condition. Since interests from the low production technology are as much taxed as interests derived from financing untargeted entrepreneurs, the latter will face the same interest rate as before taxes are implemented. On the other hand, targeted entrepreneurs pay interests R_f^s such that :

$$\gamma(1 - t) * (I - A) = p_H * R_f^s * (1 + s) \quad (6)$$

Thus, due to competition between investors and an infinitely elastic supply of funds, subsidies will entirely decrease the level of pre-tax interest rates for targeted entrepreneurs : the amount of pledgeable income needed to convince investors is lower and thus the level of assets under which entrepreneurs do not get access is also reduced.

The subsidy defines a new threshold A_s such that :

$$\gamma(1 - t) * (I - A_s) = p_H * \left(R - \frac{B}{\Delta p}\right) * (1 + s)$$

9. This point has also been made by Gale (1990) in a context of adverse selection.

$$\Leftrightarrow A_S = I - \frac{p_H}{\gamma} \left(R - \frac{B}{\Delta p} \right) * \frac{1+s}{1-t} \quad (7)$$

Social planner's constraints. We require the policy to have a balanced budget :

$$\begin{aligned} \int_{A_s}^A \frac{s * (1-t)}{1+s} \gamma (I-A) &= \int_I^{2I} t p_H R dG(A) \\ &+ t \gamma \left[\int_I^{2I} (I-A) dG(A) - \int_{A_s}^A (I-A) dG(A) \right] \quad (BB) \end{aligned}$$

The first component reflects the amount of subsidies paid to investors. The last two components comprise the revenues made from taxation of rich agents' entrepreneurial projects and savings other than those channelled to targeted entrepreneurs.

The optimization problem. The objective function of the social planner being aggregate expected income, the optimal policy is to have A_S as low as possible, because having more good projects realised unambiguously increases aggregate expected income. This is true until the point where all agents can realise their project, i.e. $A_S = 0$. This is attained when

$$1+s = \frac{(1-t)\gamma I}{p_H \left(R - \frac{B}{\Delta p} \right)} = 1 + s * (t) \quad (8)$$

Then, the optimization problem for this policy is the following. The subsidy rate s must be minimized down to $s*$ provided :

- high effort production is not disincentivised (condition (5))
- the social planner's budget is balanced (condition (BB))

Let us analyze under which conditions the scheme can attain the first-best output, i.e. s can equal $s*(t)$. This is possible only if there exists a tax rate t respecting the following conditions :

$$t < 1 - \frac{\frac{B}{\Delta p}}{R} = \frac{\gamma(I-A)}{p_H R} = t_{max} \quad (\text{from (5)})$$

$$\begin{aligned} f(t) &= \int_0^A \frac{s'(t) * (1-t)}{1+s'(t)} \gamma (I-A) dG(A) - \int_I^{2I} t p_H R dG(A) \\ &- t \gamma \left[\int_I^{2I} (I-A) dG(A) - \int_0^A (I-A) dG(A) \right] = 0 \quad (BB') \end{aligned}$$

The function $f(t)$ can be rewritten as follows :

$$f(t) = \int_0^{\underline{A}} \frac{\underline{A}}{I} \gamma(I - A) dG(A) - t \int_I^{2I} p_H R + \gamma(I - A) dG(A) \quad (9)$$

So $f(t^*) = 0$ implies

$$t^* = \frac{\int_0^{\underline{A}} \frac{\underline{A}}{I} \gamma(I - A) dG(A)}{\int_I^{2I} p_H R + \gamma(I - A) dG(A)}$$

so the unconstrained optimal tax rate is increasing in the amount of credit constraints and decreasing in the amount of revenues that rich agents can generate. For that reason, the optimal tax rate is also always decreasing in the profitability of entrepreneurs' projects : for a given level of agency costs, a large discrepancy between $p_H R$ and γ will increase the feasibility of the scheme¹⁰. We must now check under which conditions this tax rate does not break rich agents' incentive constraints :

$$t^* < t_{max} \Leftrightarrow \int_0^{\underline{A}} \frac{\underline{A}}{I - \underline{A}} * \frac{I - A}{I} dG(A) < \int_I^{2I} 1 + \frac{\gamma(I - A)}{p_H R} dG(A) \quad (10)$$

Main results Note that for $\underline{A} = I$, there is no feasible public scheme since t_{max} goes to 0, while for $\underline{A} = 0$ we have $t^* < t_{max}$. Since $t_{max} - t^*$ is continuous and strictly decreasing in \underline{A} over the interval $[0; I[$, this means that there exists a threshold A^{max} in $]0; I[$ over which the subsidy policy cannot fully alleviate credit constraints.

Past this threshold, higher agency costs force lower tax levels and thus reduce the size of the feasible subsidy, while at the same time higher credit constraints would require higher subsidy levels. Eventually, as \underline{A} goes towards I, the number of constrained agents who can be helped by the subsidy scheme goes towards 0.

Conversely, given the level of agency costs, as the profitability of entrepreneurs' projects $\frac{p_H R}{\gamma I}$ increases, the threshold A^{max} will decrease, because rich agents can be taxed at a higher level and also because the optimal tax rate required to free poor agents from financial constraints is lower.

We sum up the results as follows :

- $\underline{A} \leq A^{max}$: the targeted lending scheme can fully alleviate credit constraints. This requires increasing both the tax rate t and the subsidy s as agency costs increase.
- $I > \underline{A} > A^{max}$: the targeted lending scheme can alleviate some credit constraints. As agency costs increase, the optimal tax rate t and the subsidy s

10. This suggests that a precise calibration of optimal credit policies should pay a close attention to the distribution of endowments. For that matter, our assumption of a uniform distribution is very simplistic.

decrease, so that the percentage of previously constrained agents benefiting from the program goes towards zero.

- Given a level of agency costs $\frac{B}{\Delta p}$, a higher discrepancy between the profitability of entrepreneurs' projects $p_H R$ and the cost of funds γ increases the percentage of previously constrained agents benefiting from the program.

The main prediction is that targeted lending may substantially alleviate credit constraints if these are not too strong. Past a certain level of agency costs, pure wealth redistribution in period 0 (from rich agents to constrained agents) will dominate targeted lending. We can also deduce from this that the efficiency of targeted lending crucially hinges on the estimation of the profitability of constrained investment projects.

A few caveats Targeted lending essentially works as an instrument for redistribution from rich to poor agents. This may imply that the result that such subsidies can improve welfare is due to the static features of the model. Indeed, Loury (1981) made the point that under decreasing returns to scale and exogenous interest rates, dynamic models that predict that the distribution of endowments eventually converges to a distribution with equal endowments. But Galor and Zeira (1993) then pointed out that in the presence of non-convexities in the investment function, unequal endowments can persist. Finally, Piketty (1997) generalized this result to the case of decreasing returns to scale by endogenizing the evolution of the interest rate. This state of the literature suggests that under appropriate conditions, the targeted lending scheme we proposed retains welfare-enhancing properties.

Another caveat is that we assumed that the planner could perfectly identify those who suffer from credit constraints by simply targeting agents' endowments. In reality, this is unlikely to be the case : agency costs are not uniformly distributed in the population and therefore it is not sufficient to target subsidies according to agents' wealth¹¹. In the presence of agency costs observable by investors but not by the planner, this may entail very inefficient spending as investors will first choose to invest on entrepreneurs with low agency costs and low enough endowments, and will invest on credit-constrained entrepreneurs only afterwards.¹² More generally, our model is very simplistic as regards general equilibrium effects of finance subsidies : at the very least, one could imagine that distorting funds towards some specific sets of firms might increase loan prices for those firms that are not targeted. This

11. Contributions such as Serrano-Velarde (2008) confirm that many finance subsidies suffer from this problem.

12. Li (2002) calibrates in general equilibrium the effects of American public lending schemes as they are, and finds these programs are highly distortive, even though better-targeted devices would improve welfare.

does not happen here because we have assumed that the global supply of funds is always higher than demand when the interest per unit invested is above $\gamma(1 - t)$. This assumption could also be rephrased in the following way : the policy is set in a small country and, at least for those firms with small informational requirements on the lender side, which are indeed the untargeted ones, the market interest rate γ is not significantly affected by the policy.

A comparison with loan guarantees In this very simple model, we can show that loan guarantees are perfectly equivalent to investment subsidies in terms of their ability to alleviate credit rationing and in terms of the taxes that must be levied to finance them. Consider the following scheme : savers who lend to firms whose assets are below A partially recover in the “bad” state the repayment they would get in the “good” state up to a fixed percentage g , thanks to public guarantees. The repayments for a firm in the “bad” state are covered by taxes t on rich agents’ revenues (except private benefits and revenues received from targeted entrepreneurs), so condition (5) on the tax rate still holds. The optimal contract between the investor and the entrepreneur is still for the latter to get revenues only in case of success (in order to provide the highest incentives). The difference is now that the free-entry condition regarding investments in targeted projects is the following :

$$\gamma(1 - t) * (I - A) = p_H * R_f^g + g(1 - p_H) * R_f^g \quad (11)$$

And so the guarantee level g defines a new threshold A_g such that :

$$\begin{aligned} \gamma(1 - t) * (I - A_g) &= [p_H + g(1 - p_H)] * (R - \frac{B}{\Delta p}) \\ \Leftrightarrow A_g &= I - \frac{p_H + g(1 - p_H)}{\gamma} (R - \frac{B}{\Delta p}) * \frac{1}{1 - t} \end{aligned} \quad (12)$$

Equivalence between targeted lending and loan guarantees. Relative to the targeted lending scheme, an equal reduction in credit rationing with a similar tax rate implies :

$$p_H + g(1 - p_H) = p_H(1 + s) \quad (13)$$

The planner’s budget constraint is :

$$\int_{A_g}^A \frac{g(1 - p_H) * (1 - t)}{g(1 - p_H) + p_H} \gamma(I - A) = \int_I^{2I} t p_H R dG(A) + t \gamma \left[\int_I^{2I} (I - A) dG(A) \right]$$

$$- \int_{A_g}^A (I - A) dG(A) \quad (BB_g)$$

Replacing g by its expression derived from (13), we find that (BB_g) is equivalent to (BB) , which means that loan guarantees entail the same public finance constraints as targeted lending for a given reduction of credit constraints. This result partially comes from the fact that we assumed agents were risk-neutral.¹³

In addition, it does not give justice to the fact that in the presence of adverse selection, loan guarantees can help target those firms that suffer from belonging to a risky pool of borrowers. This is because these schemes usually impose the payment of a significant upfront fee in exchange for the guarantee¹⁴. However, our equivalence result is interesting because in many cases loan guarantees are popular because public spending is less frequent than for directed loans; the accounting equivalence we presented therefore goes against popular wisdom.¹⁵

We can make one last comparison, about the structure of incentives given to investors in each scheme. While loan guarantees subsidize investors in the case of failure, the reverse is true for targeted lending. This does not matter in the basic Holmstrom-Tirole model because investors do not take private actions to make the entrepreneur behave. The picture would be completely different if we included active investors¹⁶, who could monitor entrepreneurs at a private cost, and in so doing would allow the financing of more entrepreneurs. Intuitively, targeted lending subsidies do not disrupt monitors' incentives since they receive subsidies only in case of project success. Loan guarantees are problematic in this context, because active investors receive some payment even when the project is a failure : then they do not have as many incentives to incur an unobservable monitoring cost¹⁷. This reasoning may explain why loan guarantees increase failures, as was empirically observed by Lelarge et al. (1999).

1.3.2.3 Empirical parameters for an optimal policy

From this modelling exercise, we draw the conclusion that the most essential parameter to be aware of when devising an optimal subsidy is the rate of return of

13. Loan guarantees are often analyzed as a pure insurance device between banks, in which case they may even be self-financing (see Artus (1996) for such a viewpoint in the French case).

14. See Aubier and Cherbonnier (2007)

15. For a discussion of public accounting rules regarding loan guarantees and their evolution in the US, see Lucas et al. (2004).

16. As is done in the more general version of Holmstrom and Tirole (1997).

17. This argument about loan guarantees was formally made by Arping et al. (2009). However, they have a different benchmark, since they consider that upside subsidies (or "co-funding" in their own terms) can only be attributed by bureaucrats with bad credit expertise.

constrained entrepreneurs' projects $p_H R$, which we will be able to estimate in the following empirical analysis. According to equation (10) and the interpretation we have made of it, the higher the rate of return relative to the cost of funds γ is, the lower the necessary tax rate and the disincentives it triggers among rich agents are.

Nonetheless, another important parameter to be noted is the level of agency costs $\frac{B}{\Delta p}$, which we will not be able to measure in our empirical analysis. Given the level of profitability, higher agency costs will both increase the tax rate required to free poor agents from financial constraints and reduce the amount of money that can be raised from rich agents without disincentive effects.

In the absence of estimated agency costs, we will however be able to prove or disprove the legitimacy of the sheer existence of finance subsidy programs : if realized projects benefiting from the program have a higher profitability than the cost of funds, then it must be that *some* strictly positive level of financial subsidy is beneficial to social welfare.

1.4 The French context

After having presented theoretical intuitions about the functioning of credit subsidies in general and targeted lending in particular, we now turn to the evaluation of a specific targeted lending policy, the CODEVI. This first requires us to give some details about French public lending institutions.

1.4.1 The evolution of public interventions in banking in France

In France, until the beginning of the 1980s, most of the loans were channelled to firms via direct (Public banks) or indirect (Provision of money to banks) public interventions. It is now a well-assessed fact that this system entailed a very significant misallocation of capital among firms due to a lack of price guidance (see Bertrand et al. (2007) for a very detailed ex-post analysis of that system). Since the 1985 banking reform, these interventions have been much more focused on helping very specific groups of firms supposed to suffer from an undue lack of finance.

Most of these policies helping SMEs are led by the Treasury (either directly or through board membership of specialized public agencies). They include targeted lending, through the CODEVI program, and loan guarantees, through the SOFARIS¹⁸ agency, both of these schemes being created in 1983. According to the

18. SOFARIS stands for Société Française d'Assurance Risque. It was included in the BDPME (for Banque du Développement et des PME) in 1995, and further integrated into the OSEO agency

French Treasury, in 2003, 55% of loans awarded to less-than-three-year-old small-and-medium-sized firms were guaranteed by the State, while the figure is 15% for older SMEs. This is the result of a gradual increase in the funds awarded to a SOFARIS agency : when it was created in 1983, the agency guaranteed new loans for a total value of 470 million euros 2000, while in 2003 it guaranteed new loans for a total value of 3.6 billion euros 2000.

As for the targeted lending program (the CODEVI), its importance has very frequently evolved for reasons that we will explain in the next subsection. Statistics from the French Central Bank show that, in 2003, these targeted loans represented 4.2 % of long-term loans to firms in nominal value¹⁹. However this figure, largely underestimates the importance of these loans as the French Central Bank does not provide data about total long term loans depending on firm size.

1.4.2 The CODEVI Program

The CODEVI savings accounts. The CODEVI (COmptes pour le DEveloppement Industriel. i.e. Accounts for Industrial Development) savings accounts were created by the French government in 1983. On the saver side, its functioning resembles that of Roth Individual Retirement Accounts (IRA) in the US or Individual Savings Accounts (ISA) in the United Kingdom. Contributions to the account are not tax-deductible, but both withdrawals and interest revenues are tax-free in the sense that they are not subject to income taxes (which in France are composed of Impôt sur le Revenu des Personnes Physiques (IRPP) and Contribution Sociale Généralisée (CSG)).

According to government estimates, the implied fiscal loss was equal to about 11 cents per euro invested per year in 2006. As is usual in these accounts, the tax advantage comes with a contribution limit : in 1983, the limit was 1500 euros, but it moved to 2250 euros in 1991²⁰, 3000 euros in 1993²¹, 4500 euros at the end of 1994²², and 6000 euros since 2006²³. Another advantage of CODEVI with respect to Roth IRAs is that withdrawals and interests are tax-free from the first day after the initial contribution, to be compared with five years in the American scheme. In

(which is also responsible for R&D grants) since 2004.

19. We could not find aggregate statistics in terms of CODEVI new loans. This makes the comparison with the quantity of new loans guaranteed by the SOFARIS difficult. An interesting comparison may come from budget figures : in 2008, the estimated fiscal loss was equal to 140 million euros (nominal value), while the annual contribution of the State to SOFARIS funds was equal to 280 million euros (nominal value).

20. On the 1st of August.

21. On the 1st of August.

22. On the 1st of October.

23. On the 1st of January.

addition to this, CODEVI funds benefit from the same guarantee system as current accounts. This makes the former an interesting alternative to the latter since in France current accounts are forbidden by law to yield interests. Another consequence of that liquidity is that volumes of CODEVI funds are very sensitive to changes in contribution limits as we will see below.

However, there is a major drawback to the CODEVI account with respect to its English and American equivalents, in that savers have no choice regarding either the way funds are invested or the rate of return. The latter is set at exactly the same level as that of a very similar yet much older French savings account, the Livret A. Until 2004, this rate of return was discretionarily decided by the government, and since then it is fixed by a decision of an independent committee (the Conseil de la Politique Monétaire) according to prespecified rules involving the inflation rate and the Treasury bills' interest rate.

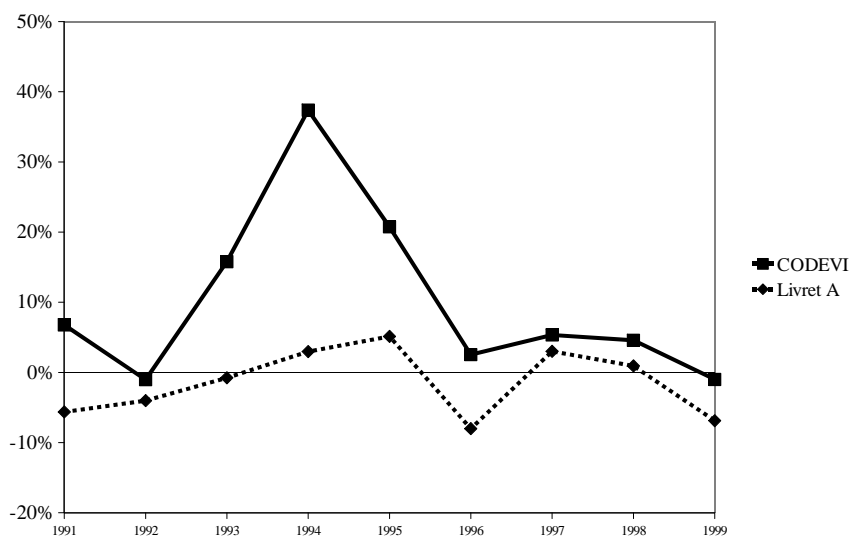
In the period we are interested in, this interest rate was always set in such a way that savers usually hit the contribution constraint : the major changes in volumes come from changes in contribution limits in 1993 and 1994. A good way to show this is to compare the relative evolution of the Livret A accounts relative to the CODEVI account, since the Livret A has exactly the same rate of return and liquidity characteristics but its contribution limit has not been changed between 1991 and 1999. Figure 1 compares the annual growth rate of each of those accounts' stocks in real terms : the episodes of massive growth of the CODEVI accounts indeed correspond to the increases in contribution limits in the second half of the years 1993 and 1994²⁴.

Banking characteristics of the CODEVI funds. On the banks' side, the main advantage of CODEVI is that this account can be managed not only by not-for-profit banks (the Caisses d'Épargne, the Credit Mutuel, the Banques Populaires and the Credit Agricole), as was the case for the very similar Livret A until 2009, but also by private banks. Thus, until recently the CODEVI was conceived as a way to establish some fair competition between banks in the market for savings products by allowing privately-owned banks to provide tax-free savings accounts.

What is most interesting for our study is that the universality of the funds' collection comes at a cost for the banks since the CODEVI funds are to be invested along lines dictated by the French Treasury : a sizeable minority of the funds (around 30%)

24. However, most of the effective increase comes from the 1994 reform; according to statistics from the Banque de France, CODEVI funds increased by 3.7 billion euros between June 1993 and June 1994, and by 8.3 billion euros between June 1994 and June 1995. Given that, according to bankers interviewed in Loidant and Marini (1995), it takes between 3 and 6 months before one euro collected in CODEVI accounts is converted into one euro of CODEVI loans, one should not be surprised that these reforms had most of their impact after the last quarter of 1994.

Figure 1.1: Real annual growth rates of regulated savings accounts' stocks (Source : Banque de France)



are transferred to the main French public financial institution, the Caisse des Depots et Consignations (CDC), in order to fund its venture capital activities; but the most part has to be converted into loans to French firms. Many characteristics of these loans are fixed by the State. The most important of them are the duration of the loan, the interest rate, the size, the ownership status and the sector of the borrowing firms.

The loans must last more than one year. but the regulations for the interest rate are much looser : there is a maximum interest rate determined by the State, but it is not reviewed regularly and its level is too high to be binding for banks, especially given that until 2003 banks were forbidden to make loans to firms above a certain level. In fact, the major influence on the interest rate of loans comes from the rate of return of the CODEVI accounts that is determined by the State. If it is low by comparison with Central Bank interest rates, the interest rates on CODEVI loans may be lower than average, but these may be higher than average if the rate of return of CODEVI funds is high compared to Central Bank interest rates.

According to state regulations, firms borrowing on CODEVI funds must have annual sales under 76 million euros, must not be owned by a firm whose annual sales are above this threshold and must belong to specific sectors of the economy : until the end of 1993, only firms belonging to industrial sectors were eligible, and after 1993 wholesale trade firms became eligible ; and finally, in January 1996²⁵, other trade firms (excluding supermarkets) were made eligible to CODEVI loans.

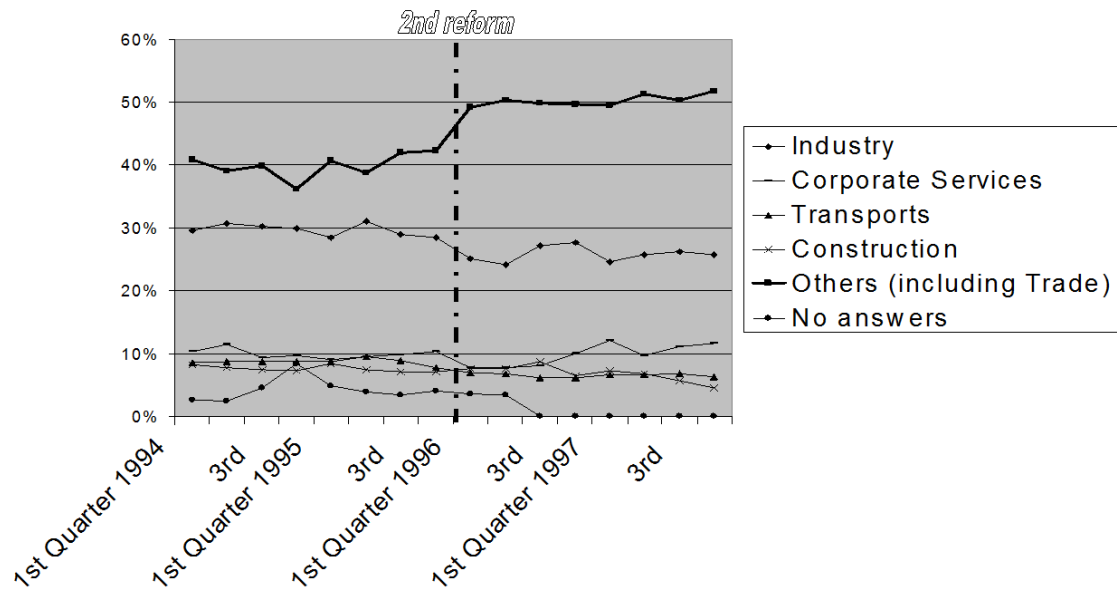
We have obtained quarterly data from the Treasury about the sectoral destination of new loans made with CODEVI funds from 1994 to 1997 (see figure 2). They show that the second reform took real effect very soon after its official implementation (see the kink between the last quarter of 1995 and the first quarter of 1996). Unfortunately, we do not have sectoral data dating from before the first sectoral reform, but there is no reason why loan officers should have been more reluctant to provide loans to wholesale trade firms.

In order to enforce these regulations, the Treasury asks every bank detailed data on CODEVI loans for each quarter and Treasury officers have great powers of investigation whenever they suspect breaches to CODEVI regulations. There are financial penalties in case of banks' non-compliance : the unused funds must be deposited in an account of the CDC, with a return low enough to discourage banks given that they are also constrained to provide interests to their clients at a level fixed by the government.

The importance of the scheme for SMEs' bank lending therefore crucially depends

25. The "Arrêté ministériel" was signed on the 16th of December 1995.

Figure 1.2: The evolution of the sectoral distribution of CODEVI loans (Source : French Treasury)



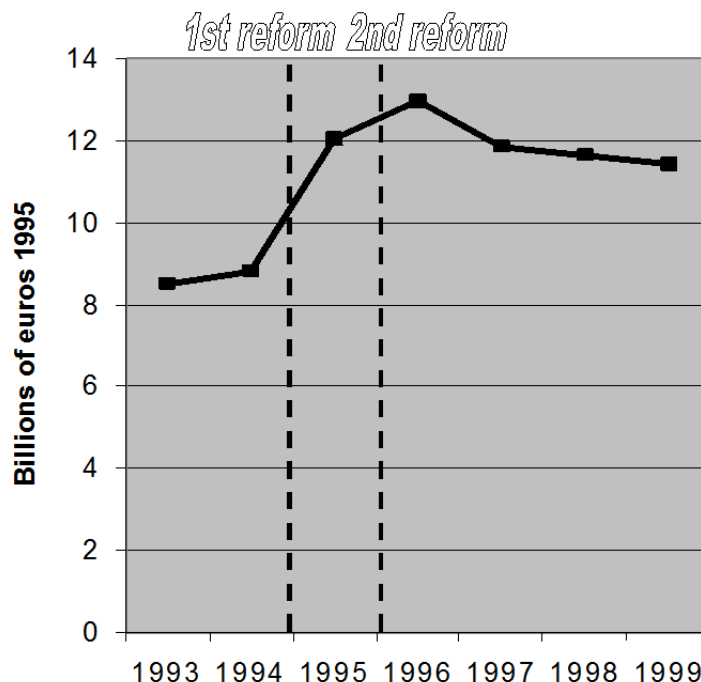
on the amount of money banks have to convert into loans. This amount of money depends above all on the maximum amount that can be saved tax-free in the CODEVI accounts.

In figure 3, we show the evolution of the stock of CODEVI loans for the period we are interested in; unsurprisingly, the major shock comes from the increases in the contribution limits in 1993 and 1994. But this figure only shows loans' stock while the quantity of new CODEVI loans also depends on how much of the CODEVI funds has already been lent to SMEs in the recent past. The production of new CODEVI loans is indeed cyclical. For instance in 1990-1991, many SMEs obtained CODEVI loans whose average duration was 4 years. During these 4 years (until 1994-1995), banks were thus unable to produce a sizeable amount of CODEVI loans, since the previous loans were not yet reimbursed.

This cyclical pattern makes it difficult to know the exact importance of CODEVI funds for the production of new loans each year. However, according to Marc Viénot²⁶, who was CEO of the Société Générale, one of the biggest French banks, the CODEVI loans represented 61% of the production of authorized new loans in 1994 (most of this coming from the fourth quarter, right after the increase in the contribution limit of the account). Quarterly surveys by the Banque de France on firms' credit conditions mention from the 4th quarter of the year 1994 to the 2nd quarter of the year 1996 that most of the new loans to eligible SMEs were made with

26. As quoted by Loridant and Marini (1995).

Figure 1.3: The evolution of the stock of CODEVI loans (Source : Banque de France)



CODEVI funds. Unfortunately, due to privacy regulations, the Banque de France does not give detailed figures corresponding to that initial statement.

In brief, wholesale trade SMEs were made eligible to the scheme as early as 1993 but it barely had an effect on their access to credit until the very end of 1994, when an unanticipated change in the limit of the accounts took place, as shown by figure 3. Therefore, wholesale trade SMEs had a better access to credit after September 1994 (this is what we will call the first reform), while retail trade firms only had a better access to credit after December 1995 (this is what we will call the second reform). It is important to insist on the fact that this increase in the supply of funds to eligible firms does not imply that the supply of funds to the banking system as a whole has increased : indeed, these CODEVI funds might just represent transfers from unsubsidized accounts. What is really crucial to our analysis is that it is the supply of funds to a specific set of firms that increased exogenously, while the global supply of funds to firms might have remained constant.

The economic and political context of the CODEVI reforms. It is thus essential to give more details as to the mechanisms that led to the two reforms we are dealing with. The main underlying economic fact is the 1993 recession, beginning in the last quarter of 1992 and ending in the last quarter of 1993. In France, this had been the first recession since World War II, which made economic recovery the first

priority of the newly elected²⁷ right-wing cabinet led by Mr Edouard Balladur.

Even though it is not clear in the data ex post, it was commonly believed circa 1994-1995 that SMEs were especially badly hit due to lack of cash flow and excessive reluctance of banks to lend to SMEs. In that environment, representatives of the SMEs such as the CGPME pushed for a general increase in public schemes helping SMEs' external financing. Although governments began responding to this political climate with a large stimulus plan as early as the end of 1993, the incoming 1995 presidential election and the competition between two politicians, Edouard Balladur and Jacques Chirac, each belonging to a party traditionnally favored by small business owners, triggered a series of measures in favor of SMEs until the end of 1995.

The lesson we draw from this account is that size alone cannot help us distinguish the firms that exogenously had better access to finance circa 1995 from those that did not. This is because special interest groups that led to the reforms were divided precisely along such size distinctions. However, in our case, our treatment and control groups are distinguished according to their belonging to either retail or wholesale trade. A careful understanding of the political environment does not suggest that retail and wholesale trade SMEs belonged to different interest groups, especially since supermarkets were not made eligible to CODEVI loans in 1995 along with the rest of the retail trade sector. It is only in the sense that wholesale trade firms are on average slightly bigger than retail trade firms that some of them may belong to different interest groups. This is why our differences-in-differences assumption will be valid only conditional on initial size.

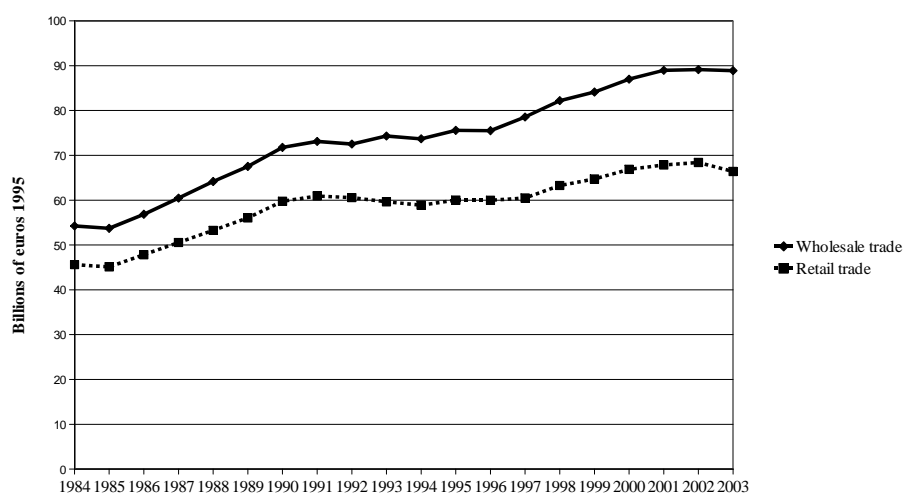
Another potential problem derives from the fact that wholesale and retail trade sectors may react differently to business cycles. However our study is not the first to consider these two sectors as comparable : Costa (2000) uses differences between these two sectors in the US in terms of working time regulatory changes to identify the effect of these regulations on working hours and wages. Secondly, data from French national accounts seem to validate the hypothesis that retail and wholesale trade have naturally very similar business cycle patterns, as shown in figure 4 which graphs the evolution of each of these two sectors' annual production between 1984 and 2003.

Thirdly, we will show later in that chapter (in figure 5) that annual sectoral averages of debt growth, as computed from our firm-level dataset, confirm that these two sectors' business cycles are comparable to each other.

As a consequence, once we control for firm size, using retail and wholesale trade sectors as comparable groups affected by differences in access to government loan

27. In March 1993

Figure 1.4: The evolution of trade sectors' total production over the long-run (Source : French National Accounts, SCN 95)



programs leads to a credible identification.

1.5 Data

1.5.1 Data collection

In order to make a differences-in-differences analysis of those reforms, we decided to collect detailed firm-level data for a sufficiently large span of time before and after the reforms. The first problem is that because of their small size, targeted firms are usually not surveyed in a comprehensive way. This is why we have used the French annual fiscal database of firms' accounts (the Benefices Reels et Normaux, or BRN, database from the French National Institute of Statistics (INSEE)). This dataset gives detailed accounting data on about 600,000 firms a year, covering about 95% of total sales in the private sector²⁸.

Inside this file, we selected all firms that belonged to the trade sectors, except supermarkets because these activities were specifically banned from the CODEVI program before and after 1995 and were directly subject to regulatory changes during our period of interest as we will see below. For each firm, the file is a copy of the company accounts which have been validated during the shareholders' annual meeting. Since in France, the regulations regarding accounting structure closely follow the tax authorities' guidelines, there cannot be any significant difference in what the tax authority and shareholders have in terms of accounting data : we thus have firms' profit and loss accounts as well as balance sheets in our possession. Because tax authorities require specific sheets for financial structure, we can distinguish different kinds of debt stocks according to the identity of the lender and to the duration of the loans. Finally, because each firm has a unique identification number, called SIREN, we can track each firm from one year to another.

Since the CODEVI program's eligibility requirements include ownership restrictions, we also made use of a second database from INSEE that details ownership relationships between firms (the Liaisons Financières, or LIFI, database). This dataset allows us to check whether a given firm that fits sector and size eligibility requirements is in fact ineligible because it belongs to another ineligible firm.

In order to look at the effects of the reforms on labor, we have merged our database with the Donnees Annuelles-Donnees Sociales (DADS) dataset for the years 1994 to

28. Any firm from the trade sector with annual sales superior to 225,000 euros is included in the dataset. Another tax file, the BRN-RSI, includes firms with sales below that level but gives considerably less detail on firms' financial structure. In particular, we cannot distinguish either bank debt or long-term debt. In addition to this, the RSI file goes through fewer statistical cross-checkings than the main file. For these reasons, we decided not to use this dataset.

1999. This dataset contains information on the number of hours worked yearly in each French firm, but it is only available from the year 1994. Our analysis will therefore only deal with the effects of the second reform on labor.

We have also added data on bankruptcies at firm-level, extracted from a database provided by French courts to the National Institute of Statistics. All bankruptcy filings are registered in that database, so that we are able to consider the effect of both reforms on default.

Even though merging these datasets leads to a very good coverage together with a large array of variables, this also comes at several costs. First, the administrative nature of the BRN dataset entails that many outliers must be removed from the base before proper use²⁹. Moreover, we only have accounting data at our disposal, which means that we do not have loan-level data for each firm-year observation. In particular, we cannot distinguish CODEVI debt from other kinds of debt; however, we can still distinguish long-term bank debt (including CODEVI) from other kinds of debt.

A second concern comes from the fact that before 1992, information on the ownership of small and medium firms is not reliable enough to be used for econometric purposes. Finally, in order to avoid any bias due to heterogeneous entry caused by the reforms in question, we decided to remove any firm entering the database for the first time after the 1st reform, i.e. after 1994. Essentially, this allows us to be sure that the firms present in the sample after the reforms are drawn from the same pool as the ones present before the reforms, which is essential for an unbiased differences-in-differences strategy. This can be seen as too rough a reduction of the sample since it will prevent us from looking at entry patterns (as has been done, for example, in Lelarge et al. (2008)). We decided not to consider them because it would impose that we have a sufficient number of different sectors in our sample in order to have enough statistical power. This is compounded by a change in sectoral classification that occurred in 1993 : even though 2-digit levels can easily be recovered from one classification to another, this is not the case for 4-digit levels. Since our identification strategy essentially compares only two industries at the 2-digit level (retail and wholesale trade), we would end up having only 16 sector-year observations which would clearly not provide enough statistical power.

As a result, our database includes about 160,000 firm-year observations on retail and wholesale trade firms between 1992 and 1999³⁰.

29. Each firm had to respect the following criteria over the years 1991-2000 : exist at least 3 years, have at least one year more than 10 employees, have each year the following ratios between the 1st and the 99th percentile : ROA, EBITDA/Sales, Debt stock/Assets, and finally have strictly positive employment, value added and debt stock.

30. Each accounting year begins the 1st of January and ends on the 31st of December.

Table 1.1: Descriptive Statistics : Small firms versus big firms

	PANEL A : SMEs					PANEL B : BIG FIRMS				
	Mean	Q25	Q50	Q75	Nb. Obs.	Mean	Q25	Q50	Q75	Nb. Obs.
Equity share	0.26	0.15	0.3	0.48	155371	0.31	0.15	0.3	0.46	5799
Subsidisable debt share	0.11	0	0.05	0.15	155371	0.04	0	0	0.03	5799
Unsubsidized debt share	0.17	0.02	0.09	0.22	155371	0.19	0.02	0.1	0.29	5799
Trade credit share	0.47	0.27	0.42	0.58	155371	0.46	0.31	0.46	0.62	5799
Debt stock	460	61	162	398	155380	9388	290	1552	7221	5799
Sales	5443	1296	2447	5632	155379	141050	11076	74607	149071	5799
Value Added	953	329	521	988	155380	15799	1687	5385	16601	5799
EBITDA	198	30	89	211	155379	4289	195	984	4323	5799
Firm age (in years)	18.5	9	16	27	140323	23.1	12	22	35	4907
Hours worked annually	43479	17884	26024	45806	43479	544073	64088	186027	525909	4279
Nb. of employees	22.7	9	14	24	155379	288.6	33	98	279	5799

Note : SMEs are independent firms whose annual sales are below 500 million francs. Big firms are either firms with sales above that threshold or firms whose parent company has sales above this threshold. Equity is the book value of equity. Subsidizable debt is more-than-one-year bank debt stock. Unsubsidized debt is all financial debt stock minus more-than-one-year bank debt. Trade credit is measured as the stock of trade payables. Shares are computed over Equity plus Subsidizable debt plus Unsubsidized debt plus Trade Credit. Debt stock is the sum of Subsidizable and Unsubsidized Debt. Values are expressed in thousands of euros 1995 where applicable. Source : BRN, LIFI, DADS.

1.5.2 Descriptive statistics

Descriptive statistics of the sample are to be found in Tables 1 and 2. Financial variables are in thousands of euros 1995. Equity is defined as the book value of equity. Subsidisable debt is more-than-one-year bank debt. Unsubsidized debt contains all kinds of financial debt but more-than-one-year bank debt. Trade credit is defined by trade payables. Capital structure ratios are computed over the sum of the liabilities that we have described.

The sample is almost equally divided into wholesale and retail trade firms. In terms of capital structure, these sectors have an important specificity in that the share of trade credit is unusually high, even in the set of bigger firms : the share of trade credit is never below 45%. Biais and Gollier (1997) make a very convincing theoretical argument that trade credit may work as an expensive substitute to debt in the presence of credit rationing. However, this does not necessarily mean that the much higher share of trade credit in trade sectors uniquely comes from unusual

Table 1.2: Descriptive Statistics : Retail versus Wholesale Trade

	PANEL C : WHOLESALE TRADE SMEs					PANEL D : RETAIL TRADE SMEs				
	Mean	Q25	Q50	Q75	Nb. Obs.	Mean	Q25	Q50	Q75	Nb. Obs.
Equity share	0.27	0.17	0.31	0.48	72081	0.24	0.14	0.29	0.48	83290
Subsidisable debt share	0.07	0	0.03	0.1	72081	0.14	0	0.08	0.2	83290
Unsubsidized debt share	0.17	0.02	0.09	0.21	72081	0.17	0.02	0.09	0.23	83290
Trade credit share	0.49	0.31	0.46	0.61	72081	0.45	0.23	0.39	0.55	83290
Debt stock	597	65	183	486	72084	343	589	148	340	83296
Sales	7116	1846	3458	7510	72084	3994	1041	1800	3933	83295
Value Added	1213	407	672	1283	72084	729	288	430	743	83296
EBITDA	269	40	118	288	72084	137	25	71	160	83295
Firm age (in years)	19.5	10	18	28	65040	17.7	9	15	26	75283
Hours worked annually	48903	19421	29513	52697	51692	38871	16895	23638	39392	60848
Nb. of employees	25.5	10	15	28	72084	20.3	9	12	20	83295

Note : SMEs are independent firms whose annual sales are below 500 million francs. Equity is the book value of equity. Subsidisable debt is more-than-one-year bank debt stock. Unsubsidized debt is all financial debt stock minus more-than-one-year bank debt. Trade credit is measured as the stock of trade payables. Shares are computed over Equity plus Subsidizable debt plus Unsubsidized debt plus Trade Credit. Debt stock is the sum of Subsidizable and Unsubsidized Debt. Values are expressed in thousands of euros 1995 where applicable. Source : BRN, LIFI, DADS.

financing motives. Indeed, older contributions such as Schwartz (1974) and Ferris (1981) argue that trade credit is also a way to smooth cash outlays in the face of uncertain delivery dates. This is supported by the fact that the rate of trade credit is of equivalent size in subsidiaries and big firms (panel B), which are usually supposed to use less trade credit because they have a better access to external finance (see Biais et al. (1996)).

Note as well that more than 96% of the sample corresponds to firms whose size and ownership pattern make them eligible for CODEVI loans. The remaining 4% is evenly composed of firms that are directly ineligible because their sales level is too high and firms that are indirectly ineligible because even though they have less than 76 million euros in sales they are in fact owned by a firm whose sales are above this threshold. As a result, eligible firms are much smaller than ineligible ones, with an average number of 23 employees for the first group and 286 for the second group.

It is also important to note that wholesale trade SMEs are on average a little bigger than retail trade SMEs : the former have an average of 25 employees while the latter have an average of 20 employees, and this difference also exists for different size variables. That is why we have to control for size effects in our estimations, since we know that smaller firms were subject to several beneficial policy changes in the period of study.

1.6 Establishing Credit Constraints

1.6.1 Theory

The policy change we analyze involved that the firms in question were offered additional bank credit. However this in itself does not imply that they would have borrowed more at the market interest rate : as the CODEVI accounts are tax subsidized, the cost of CODEVI funds for banks may be lower than usual and in a competitive market banks will pass on some or all of this cost saving to firms, which will increase their demand for loans. The eligible firms' debt increase following the reforms may then simply be the consequence of a movement along the curve of firms' bank credit demand : that is why disentangling price and quantity effects of the reforms is a crucial matter.

But if firms are not credit constrained and if the reforms have a significant downward effect on loan prices, then the first effect of the reforms on the firms in question may be that they will replace non-subsidized bank credit lines by subsidized ones, simply because they are cheaper. For this to be true, it has to be that there is some degree of substitutability between non-subsidized and subsidized loans. Therefore,

if following the reforms firms increase their subsidized financial credit lines without substituting for their unsubsidized ones, and if subsidized and unsubsidized financial credit lines are substitutes , then it means that there is no change in demand and that these firms are indeed credit constrained.

This is a first way to distinguish supply and demand effects of the reforms. It is however debatable because it hinges on the assumption that alternative sources of finance are substitutable enough with subsidisable loans. This is why we use a second method of identification going through the analysis of the profitability of newly incurred debt. The idea is that if firms are not credit rationed and the CODEVI rate is lower than the market rate of bank debt, the profitability of newly incurred debt should be between the cost of CODEVI funds and the market cost of bank debt. Thus, *if following the reforms, firms increase their bank credit and increase their profits in such a way that the implied profitability of debt is greater than the market cost of bank debt, then it means that these firms are credit rationed.*

A potential issue with that approach is that firms who receive CODEVI loans may pick riskier projects and have higher bankruptcy rates than average, thus requiring a higher risk premium than the one included in the measure of average cost of debt we will use. We can check whether this is a problem by looking at the evolution of bankruptcy rates following the reforms : if they do not significantly change following the reforms, it will reinforce our identification strategy.

1.6.2 Reduced Form Estimates

As was already explained, our empirical strategy takes advantage of two successive extensions of the targeted lending scheme, first to the wholesale trade small-and-medium firms (effectively as of the 4th quarter of 1994) and secondly to the retail trade small-and-medium firms (in December 1995).

Since anecdotal evidence suggests that previously eligible firms from industrial sectors obtained a very large part of their loans from CODEVI funds in that very specific period, it is very likely that the extension of the program to wholesale and retail trade sector firms had a very significant impact on their access to credit. This is why we should be able to detect the effect of CODEVI loans even though we do not have a variable that precisely measures the amount of such specific loans at our disposition.

It should be noted as well that, since the outcome variables we will consider are very persistent and because much of the variation may come from firm size, we focus on the first-difference in logs of these variables, i.e. $\log(x_t) - \log(x_{t-1})$.

Effect of the reforms on debt. Our strategy is to use these two changes in policy as shocks on the availability of bank credit to the small and medium-sized trade firms, using each trade sector as a control group for the other trade sector. The first stage consists however in checking that there were indeed such shocks. To do so, we estimate an equation of the following form in the sample of firms whose size and ownership patterns fit the criteria of CODEVI loans' eligibility :

$$\log(k_{it}) - \log(k_{it-1}) = \alpha_k X_{it} + \gamma_{1k} WS_i * POST_{1t} + \gamma_{2k} RET_i * POST_{2t} + \varepsilon_{kit} \quad (14)$$

where we adopt the following convention for the notation : k_{it} is a measure of total debt for firm i in year t , WS_i is a dummy indicating whether the firm i belongs to the wholesale trade sector, RET_i is a dummy indicating whether the firm i belongs to the retail trade sector, $POST_{1t}$ (resp. $POST_{2t}$) is a dummy equal to one in the years after the 1st reform in 1994 (resp. after the second reform in 1995)³¹ and X_{it} is a set of controls including year dummies, a size variable (log of number of employees in period $t-1$) and their interactions, and 2-digit sectoral dummies³².

This means that $WS_i * POST_{1t}$ and $RET_i * POST_{2t}$ are dummies for the effects of the 1st and 2nd reform respectively. Because of year fixed-effects and sectoral fixed-effects, our estimations of the impact of the reforms account for potential trends in the use of debt and for potential structural differences among sectors in the use of debt. One should also note that because our sample is exclusively made of retail and wholesale trade firms, the interactions $WS_i * POST_{1t}$ and $RET_i * POST_{2t}$ account for differences in sectoral differences in debt and other outcomes between three periods of time : 1992 to 1994, 1995 and 1996 to 1999, so that the specification is not too restrictive as to what the data can tell us on differential sectoral trends. However, because the period of time during which retail and wholesale trade had opposite eligibility status is reduced to one year, we can only look at short-term effects of the reforms.

Effect of the reforms on alternative sources of credit. We now have to check whether the reforms had a negative effect on the demand for kinds of debt not supplied with CODEVI funds, such as bond credit, loans from financial institutions other than banks, and less-than-one-year bank loans. Are these financing conducts substitutes for more-than-one-year bank debt to a certain extent ? Since we are dealing with

31. Note that both reforms started to have real effects at the beginning of the calendar year, so that the data we have take into account what happens during the year after the reforms.

32. We also include in our regressions dummies for trade in car-related goods interacted with year dummies in order to take into account a specific regulatory change for trade in car-related goods : in 1993 and 1995, the government implemented used cars' scrapping subsidies. The effect on car sales was significant, as documented by Adda and Cooper (2000).

SMEs, it is probable that most of the unsubsidized debt before the reforms comes from short-term bank loans. The literature on debt maturity suggests that short-term debt is less sensitive to credit constraints (see chapter 5 of Tirole (2006)). If anything, we should therefore expect that it reacts more quickly to price changes than more-than-one-year bank debt. This makes our identification strategy more likely to be valid.

Assuming that those alternative sources of credit are good substitutes for more-than-one-year bank loans, if the reform has had no effect on the demand for these kinds of credit, then the existence of a positive effect of the reforms on total debt implies the existence of bank credit constraints.

That is why we estimate the following equation, similar to equation 1 :

$$\log(k_{0it}) - \log(k_{0it-1}) = \alpha_{k_0} X_{it} + \gamma_{1k_0} WS_i * POST_{1t} + \gamma_{2k_0} RET_i * POST_{2t} + \varepsilon_{k_0it} \quad (15)$$

where k_{0it} is the amount of debt other than more-than-one-year bank loans incurred by firm i in year t . We will say that firms are bank credit constrained if γ_{1k} and γ_{2k} are positive on one hand, and if γ_{1k_0} and γ_{2k_0} are equal to zero on the other hand.

One might however not be convinced that the alternative financing conducts we have chosen are the only ones that may react to a long-term bank debt price change. In particular, equity and trade credit, even though probably less substitutable to long-term bank debt than the other financing modes we mentioned, might react negatively to a cheaper access to long-term bank debt. This is why we also rerun an estimation of equation (15), only this time we include equity and trade credit in our measure of financing means that are not subsidized by the CODEVI program. If we still do not detect a significant slowing down of alternative financing modes following the reforms using this enlarged definition of financing means, this will further suggest that firms in the sample are credit-constrained.

1.6.3 Structural Estimates

According to the identification strategy presented in the first subsection, the measurement of credit constraints using the evolution of financial patterns within targeted firms is not entirely satisfying. In order to be more conclusive, we need to look at real outcomes.

We will first use an instrumental variables estimation of the effect of debt on value added, using the CODEVI reforms as instruments for the evolution of debt. This will allow us to estimate the elasticity of output with respect to total debt incurred.

But the impact of total debt on value added does not directly inform us on the marginal benefit of the extra investment : entrepreneurs who incurred more debt thanks to the reforms might simply be empire-builders wishing to invest any available euro as long as it increases firm size. That is why a final piece of evidence comes from looking at profits : we make another instrumental variables estimation of the effect of debt on profits, in order to measure the impact of additional debt on profitability. The higher this implied profitability is, the likelier it will be that firms in the sample are credit constrained.

The problem is that the logarithm of profits is only defined when profits are strictly positive, leading to potential sample selection. To solve that problem, we do a separate instrumental variables estimation for the effect of bank credit on value added and on costs and then we compute an effect on profits. In order to check that our direct estimate does not suffer from selection bias, we compare it with that indirect estimate.

In order to analyze the effect of credit constraints on employment, we take advantage of the availability of variables such as hours worked each year in our dataset. We will compute the same instrumental variables estimations as above to analyze the effect of debt on the number of hours worked per year.

1.6.4 Robustness Checks

Exogeneity of the reforms The interpretation of the results crucially depends on the assumption that the CODEVI reforms are exogenous. But there are many reasons why that assumption may not hold. In particular, wholesale and retail trade SMEs may be differently affected by other measures of economic policy.

We use several parallel methods to address this concern. The first one consists in checking that there are no differential trends before and after the reforms. In order to do so, we estimate an equation similar to (14) where we replace $WS_i * POST_{1t}$ and $RET_i * POST_{2t}$ by interactions of year dummies with the wholesale trade dummy and we perform a F-test of equality of these year-sector interactions excluding the year 1995. If the test fails to reject this hypothesis, then we can argue that our results do not come from differential trends before and after the reforms. This will also allow us to provide graphical evidence on the relative evolution of debt across the wholesale and retail trade firms.

The second method takes advantage of the fact that there were two experiments affecting different sets of firms. This will allow us to test whether the target groups of each of the two reforms have the same reaction to a 1% increase in debt. In more econometric terms, we use a Sargan over-identification test following each of

our Instrumental Variable Estimates. If these tests do not reject the hypothesis of exogeneity of our Instrumental Variables, then it is highly implausible that our results arise from differential trends between wholesale and retail trade firms.

Our third method takes advantage of the fact that firms whose size or pattern of ownership do not fit the criteria of eligibility of the CODEVI loans are not affected by the two experiments, whatever their economic sector. Then if there are differential trends between wholesale and retail trade firms, we should expect to see them also in the case of these “bigger” firms. That is why we estimate the same equations (14) and (15) in the sample of non-eligible firms belonging to the trade sectors. If the estimates for such “placebo” reforms are not significant, then it is even more implausible that our results for the effect of the reforms arise from differential trends between wholesale and retail trade sectors.

Our last set of robustness checks regarding the exogeneity of our reforms concerns the potential effects of another regulatory change, the enactment of the Raffarin law in July 1996. It lowers the size threshold above which the building of new supermarkets has to be authorised by a commission composed of politicians and consumers’ representatives, from 1000 square metres to 300 square metres. As shown by Bertrand and Kramarz (2001), this system constitutes a stringent barrier to entry in the retail trade sector, but probably not as much in the wholesale trade sector. These changes in the regulation of the retail trade sector may partly account for the sizeable effect of debt on output we analyze in this paper. One first reply to this problem is that we excluded supermarkets from the initial sample : since they never benefit from the CODEVI program and are subject to many regulatory specificities in France, this exclusion was the safest option.

However, the remaining retail sectors might indirectly benefit from those restrictions³³. In order to check further whether this is the case or not, we take advantage of two aspects of the Raffarin law. First, as the law slows down the process of decision to open new supermarkets from the end of 1996, it should have gradual effects on retail trade incumbents’ output, so we compute our estimates of the effects of debt on output with data up to 1996 and then up to 1997 and then up to 1998. If the Raffarin law explains part of our estimates then the effect of debt on output should be significantly bigger and bigger as we extend our data longer and longer after the enactment of the Raffarin Law.

Secondly, we know³⁴ that the Raffarin Law aimed at slowing down the development of hard discounters such as LIDL and ALDI, whose business is essentially

33. Even though, according to Askenazy and Weidenfeld (2007), the main beneficiaries of the Raffarin law were the existing supermarkets.

34. See Allain and Chambolle (2003).

retailing food products; so if the Raffarin law explains part of our estimates, then these estimates should be lower when we control for yearly changes in the food retail sector. That is why we compute our estimates of the effects of debt on output by including dummies for the food retail sector interacted with year dummies in our regressions, and then compare them to our previous estimates.

Serial correlation Another concern about the results we may obtain is potential autocorrelation of errors across time, as shown by Bertrand, Duflo and Mullainathan (2004). Unfortunately, the correction that they propose, which consists in adjusting standard errors for clustering at the level of the group undergoing the regulatory changes, cannot be used in our context because we have only two clusters : the firms that belong to retail trade and the ones that belong to wholesale trade. It is now well known that the method that Liang and Zeger (1986) proposed in order to adjust for clustering delivers biased standard errors when the number of clusters is too small. Angrist and Pischke (2009) suggest that when the number of clusters is lower than 40, this adjustment method does not work well.

Our estimations may not be as subject to the Bertrand et al. (2004) critique as many other studies using differences-in-differences estimates, because the number of years before and after the reforms is not very large. However, we check that our standard errors are not biased downwards in the following way : we repeat our set of Instrumental Variables regressions with a sample restricted to 3 years chosen in order to represent each period of the program (before the first reform, between the two reforms, and after the second reform) and to maximize the distance between each year, assuming that autocorrelation of errors across time decreases as the time distance between observations increases. We then check that the results we obtained earlier are still significant in that new set of regressions.

Default risk One last criticism we address about the results we may obtain is that very profitable investments may be driven by an increase in risk-taking by investors. The increase in output and profits may then reflect more risky strategies pursued by firms who incur CODEVI debt, instead of the existence of credit constraints. For example, Lelarge et al. (2008) find that French firms which benefit from public loan guarantees invest more but at the expense of a sharp increase in the bankruptcy rate. They conclude that these French firms were not credit constrained.

In order to address this reservation, we look at the effect of the reforms on the probability of filing for bankruptcy over the next three years, using the same dependent variables as in equation (1) in both a Probit and a linear probability model. If the effects of the reforms on the probability of filing for bankruptcy are not signif-

Table 1.3: Effect of the reforms on debt

Dependent variable : $\log(\text{Debt stock}_t) - \log(\text{Debt stock}_{t-1})$

Firm type :	SMEs	Big firms
WS_i*POST_{1t} (1 st reform)	0.076** (0.02)	0.084 (0.188)
RET_i*POST_{2t} (2 nd reform)	0.087** (0.02)	0.004 (0.177)
Nb. Observations	155380	5799

Note : Robust standard errors in parenthesis.* : significant at 5% level ** : significant at 1% level. SMEs are independent firms with sales below 76 million euros. Big firms either have sales above this threshold or belong to firms with sales above the threshold. WS_i and RET_i are dummies for the wholesale and retail trade sectors, respectively. $POST_{1t}$ and $POST_{2t}$ are dummies for post-1995 and post-1996 observations respectively. Debt stock is equal to short-term plus long-term bank debt. All regressions include controls for 3-digit sectoral fixed effects, year-size fixed effects with size measured by the log of the number of employees at time t-1, and year-sector fixed effects for the car trade sector.

icantly positive then an increase in output and profits may hardly be explained by the undertaking of riskier projects.

1.7 Results

1.7.1 Debt

Table 3, 1st column, presents the results of estimating equation (1) in the sample of independent firms whose sales do not exceed 76 million euros. The coefficients for the first and the second reform are equal to 0.076 and 0.087 respectively and both estimates are significant at the 1% level. These coefficients are not significantly different from one another : on average, both reforms had targeted firms increase the growth of their own total debt stock by about 8 points. Recall that our measure of debt includes more than just CODEVI loans, since we do not have direct data on these loans at firm-level.

Table 1.4: Effect of the reforms on unsubsidized liabilities

Dependent variable :	$\Delta\log(\text{total debt minus long-term bank debt})$		$\Delta\log(\text{total liabilities minus long-term bank debt})$	
	SMEs	Big firms	SMEs	Big firms
WS_i*POST_{1t} (1 st reform)	0.009 (0.029)	0.305 (0.221)	-0.011 (0.007)	0.012 (0.059)
RET_i*POST_{2t} (2 nd reform)	0.021 (0.028)	0.256 (0.217)	-0.012 (0.007)	-0.028 (0.051)
Nb. Observations	155380	5799	154151	5799

Note : Robust standard errors in parenthesis. * : significant at 5% level ** : significant at 1% level. SMEs are independent firms with sales below 76 million euros. Big firms either have sales above this threshold or belong to firms with sales above the threshold. WS_i and RET_i are dummies for the wholesale and retail trade sectors respectively. $POST_{1t}$ and $POST_{2t}$ are dummies for post-1995 and post-1996 observations respectively. All regressions include controls for 3-digit sectoral fixed effects, year-size fixed effects with size measured by the log of the number of employees at time t-1 and year-sector fixed effects for the car trade sector.

1.7.2 Evidence of Credit Constraints

1.7.2.1 Reduced Form Estimates

In table 4, 1st column, we look at the impact of the reforms on total debt excluding more-than-one-year bank credit, in the sample of independent firms whose sales do not exceed 76 million euros. These debt instruments' growth increased by 0.9 and 2.1 points following the first and the second reform respectively, so that there was no substitution between subsidized debt and other kinds of debt. When we include trade credit and equity in the set of alternative financing means, as is done in the 2nd column of table 4, we still do not find a significant slowing down of unsubsidized liabilities following the reforms

These two results and the one in the previous subsection suggest that these SMEs were credit constrained at the time of the reforms. This is of course assuming that there is some substitutability between long-term bank finance and other sources of finance.

1.7.2.2 Instrumental Variables Estimates

We present the instrumental variables estimates of the effect of debt on value added, profits, costs, and hours worked in table 5.

Row (1) presents the Instrumental Variables estimate of the effect of debt on value added using the instruments $WS_i * POST_{1t}$ and $RET_i * POST_{2t}$ in the sample of

independent firms whose sales do not exceed 76 million euros. The coefficient is 0.41 with a standard error of 0.11.

Row (2) presents the Instrumental Variables estimate of the effect of debt on operating costs (equal to value added minus EBITDA). The estimates we obtain are significantly smaller than the ones for value added, which suggests that our direct estimate for profits may not be very biased.

Row (3) presents the Instrumental Variables estimate of the effect of debt on operating profits (equal to EBITDA). The estimates we obtain are very significant, as the elasticity of profits with respect to debt is equal to 0.83 with a standard error of 0.28.

Interpretation of the debt elasticities. We can use these estimates to get a sense of the average increase in profit caused by every euro in loan. In the subset of the sample where EBITDA is strictly positive, the average debt stock (averaging across years and SMEs) is 454,934 euros and the average EBITDA is 258,681 euros, so the estimate we obtained in row (3) of table 5 allows us to calculate that an increase of 100 euros in the debt stock corresponds to an increase of 47 euros in profits with a standard error of 16 (with a 95% confidence interval between 15 and 79 euros).

However, as already mentioned above, it may be that our estimate is biased as we do not take into account firms whose EBITDA is negative. This is why we compute an indirect estimate of the effect on profits through the unbiased estimates we obtained in rows (1) and (2) for value added and operating costs. In the whole sample, the average debt stock (averaging across years and SMEs) is 460,786 euros, while the average value added and operating costs are equal to 953,326 euros and 755,236 euros respectively; therefore, using the coefficients in column (1) and (2), an increase of 100 euros in the debt stock corresponds to an increase of 85 euros in value added, and 38 euros in operating costs. This implies a 47 euros increase in EBITDA for the average firm. Then, our direct estimate of the effect of debt on profits is not biased.

We now need to assess whether such a return on debt can be completely explained by a subsidy in the form of reduced interest rates. In order to support this hypothesis, the return of debt we unveiled in our analysis should be equal or smaller than the interest rate these firms usually pay for their loans. But according to the Banque de France³⁵ the average interest rate for more-than-one-year bank loans in 1995-1996 was equal to 8.25%³⁶, which is significantly below 15%, the lowest bound of the 95%

35. According to its quarterly surveys on firm loans' interest rates (Enquête sur le coût du crédit aux entreprises).

36. It could of course be the case that this average interest rate corresponds to firms requiring

Table 1.5: Effect of debt on output, costs, profits and labour

Dependent variables	Regressor : $\Delta\log(\text{Debt stock})$	
	IV	OLS
$\Delta\log(\text{value added})$	0.41** (0.11)	0.02** (0.00)
Sargan p-value	0.15	
Observations	155380	155380
$\Delta\log(\text{operating costs})$	0.23** (0.07)	0.02** (0.00)
Sargan p-value	0.10	
Observations	155380	155380
$\Delta\log(\text{EBITDA})$	0.83** (0.28)	-0.00 (0.00)
Sargan p-value	0.19	
Observations	126059	126059
$\Delta\log(\text{hours worked})$	0.37** (0.10)	0.02** (0.00)
Sargan p-value		
Observations	90703	90703

Note : Robust standard errors in parenthesis. * : significant at 5% level ** : significant at 1% level. The estimates are computed in the sample of independent firms with sales below 76 million euros. All regressions include controls for 3-digit sectoral fixed effects, year-size fixed effects with size measured by the log of the number of employees at time t-1, and year-sector fixed effects for the car trade sector.

confidence interval for the marginal return on debt. This reinforces our conclusion that targeted firms were credit constrained at the time of the reforms.

Since increasing employment is a common goal of public policies, we would like to know the effect of the reduction of credit constraints on labour. That is why we now look at row (4) where we present the IV estimates of the effect of debt on hours worked. The coefficient is significant at the 5% level. Using this coefficient, we find that a 100-euro increase in the debt stock corresponds to an increase of 5.59 hours worked during the year. As in 1995, according to the French Ministry of Labor, the average annual work duration was equal to 1773 hours, this means that 31150 euros in debt are needed to create one additional job. And knowing that the hourly minimum wage was equal to 5.64 euros in 1995, we can compute that an increase of 100 euros in debt stock leads to an increase of at least 32 euros in wages.

1.7.2.3 Robustness checks

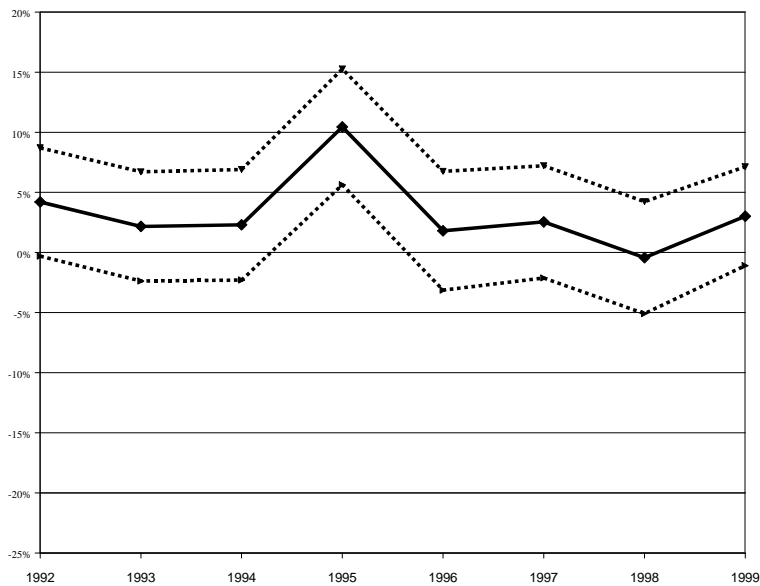
Firstly, the F statistic for the test of equality of interactions between the wholesale dummy and year dummies excluding 1995 is equal to 0.76 with a p-value of 0.60 , which shows that there were not observable differential trends in the use of debt before and after the reforms. A graph in figure 5 shows the estimates for these interaction dummies across time and their 95% confidence intervals. It clearly confirms our claim that the shocks to debt were exogenous.

Then we check that the Sargan test does not reject the hypothesis of exogeneity of our Instrumental Variables, by looking at the Sargan statistics p-values for each IV estimation in table 5. We observe that the p-value is always large enough to confirm the quality of our instrumental variables. Intuitively, this means that the impacts on profits of a 1 point increase in total debt growth following each reform are not significantly different, which helps us believe in the good quality of the "natural experiment".

In tables 3 and 4, one can check that when firms are not eligible to the program for reasons of size or pattern of ownership, their behaviour is not affected by the reforms : the estimates for time-sector interactions are always insignificant. This shows that the results we get for the sample of SMEs are not driven by differential sectoral trends.

As for our concern about other simultaneous regulatory changes, we can consider that the Raffarin Law has no effect on our estimates, since the latter are constant across time (see table 6, columns 4,5, and 6) and since the inclusion of year-dummies for the food retail sector does not significantly change the size of the effects of the lower risk premia. However, as we will see, the data do not seem to support this hypothesis.

Figure 1.5: Estimated difference in debt stock growth between the wholesale and the retail trade SMEs (Source : BRN)



Note : This graph plots the point estimates of a regression of the logarithm of debt growth on interactions between wholesale trade dummies and year dummies, in the sample of SMEs. These regressions included the same controls as in the other regressions. The dashed lines represent the 95% confidence intervals.

Table 1.6: Robustness checks on IV estimates

Dependent variables :		Regressor : $\Delta \log(\text{Debt stock})$					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta \log(\text{value added})$	Observations	0.41** (0.11)	0.50** (0.18)	0.44** (0.13)	0.38** (0.11)	0.37** (0.12)	0.41** (0.13)
	Observations	155380	68989	155380	137287	118439	99447
$\Delta \log(\text{operating costs})$	Observations	0.23** (0.07)	0.18 (0.10)	0.24** (0.08)	0.21** (0.07)	0.17* (0.07)	0.14* (0.07)
	Observations	155380	69242	155380	137287	118439	99447
$\Delta \log(\text{EBITDA})$	Observations	0.83** (0.28)	0.90** (0.32)	0.96** (0.33)	0.86** (0.29)	0.82** (0.29)	0.85** (0.31)
	Observations	126059	56532	126059	111160	95888	80700
$\Delta \log(\text{hours worked})$	Observations	0.37** (0.10)	0.36** (0.13)	0.36** (0.10)	0.37** (0.09)	0.33** (0.10)	0.25* (0.10)
	Observations	90703	47134	90703	73251	55173	37274
Sample reduced to years 1992, 1995 and 1999		No	Yes	No	No	No	No
Food retail-year effects		No	No	Yes	No	No	No
Last year in sample		1999	1999	1999	1998	1997	1996

Note : Robust standard errors in parenthesis. * : significant at 5% level ** : significant at 1% level. The estimates are computed in the sample of independent firms with sales below 76 million euros. All regressions include controls for 3-digit sectoral fixed effects, year-size fixed effects with size measured by the log of the number of employees at time t-1, and year-sector fixed effects for the car trade sector.

CODEVI reform on profits (see table 6, column 3).

Finally, we look at the effects of the reforms on bankruptcy filing over the next three years in table 7.

Table 1.7: Marginal effect of debt on default

**Dependent variable : Probability of filing for bankruptcy for firm i
between t+1 and t+3**

	Probit	OLS
WS_i*POST_{1t} (1 st reform)	0.006 (0.004)	0.004 (0.004)
RET_i*POST_{2t} (2 nd reform)	-0.004 (0.003)	0.001 (0.003)
Average Default Probability	0.036	
Observations	155380	155380

Note : Robust standard errors in parenthesis. Marginal effects reported. * : significant at 5% level ** : significant at 1% level. The estimates are computed in the sample of independent firms with sales below 76 million euros. WS_i and RET_i are dummies for the wholesale and retail trade sectors, respectively. $POST_{1t}$ and $POST_{2t}$ are dummies for post-1995 and post-1996 observations respectively. All regressions include controls for 3-digit sectoral fixed effects, year-size fixed effects with size measured by the log of the number of employees at time t-1, and year-sector fixed effects for the car trade sector.

It appears that none of the two reforms had any significant impact on the probability of filing for bankruptcy over the three following years. This result shows that the superior profitability of investments made by newly eligible firms is not due to more risk-taking on the lender side. It comforts us in the decision to compare the marginal profitability of debt with the average interest rate charged for loans similar to the CODEVI loans. It also shows that these loans have fewer perverse effects in terms of default than loan guarantees.

1.8 Conclusion

“Surprising” credit constraints. The level of marginal profitability that we have estimated in this paper is so high that we have to inquire why investors were previously unwilling to finance such projects and how the program managed to remove this reluctance.

It certainly has to do with the fact that the CODEVI programme targets small firms. As argued by Stein (2002), the inability to lend to small firms is difficult to avoid for a bank : banks have to be large enough to spread out idiosyncratic risk yet a large bank means a long distance between the bank's owners and its loan officers, which entails internal agency problems. In order to reduce these agency problems, bank owners will usually limit the amount of funds a loan officer can provide to clients with hardly verifiable prospects, which is often the case for small firms.

With this story in mind, the existence of the CODEVI program should lead to more lending to small firms : following Stein's explanation, bank owners will then have an incentive to allow their loan officers to make more loans to these clients on whom they have good "soft" information in order not to pay penalties to the State for insufficient lending to targeted SMEs. However, we could not find a proper test of that hypothesis given that we do not have bank-level data.

Since the results of that chapter are local in the sense that they concern small firms in the trade sector in the nineties, it would be interesting to know whether credit constraints have been alleviated since the time of the reforms we have analyzed in this paper. On the one hand, though we do not have any aggregate data on banks' credit policies in France, one can argue that banks' information on small firms has greatly increased since 1995, thanks to improvements in communications and storage technologies; yet on the other hand, there has been since 1995 a series of mergers and acquisitions in the French banking sector that may have increased centralisation of loan decisions. Firm-level evidence from the United States (Sapienza (2002)) and Belgium (Degryse et al. (2005)) seems to confirm the existence of such a phenomenon.

Another dimension to take into account is that the natural experiment we took advantage of in our analysis took place in the aftermath of an important economic recession. If banks and firms' net worth had been higher, it is probable that the uncovered credit constraints would have been lower. On the contrary, in times of recession, especially when banks' capital is badly hit, our estimates may regain some external validity.

Lessons for credit subsidy programs. The chapter provides detailed evidence on the presence of credit constraints, which in itself constitutes an important step for the evaluation of credit subsidy programs. However, we cannot pretend that the CODEVI policy as it is today is overall welfare enhancing, because we could not distinguish who directly benefited from the reforms. In particular, it is possible that a significant part of the CODEVI funds go to firms who would have incurred similar loans anyway but wanted to benefit from lower interest rates. We could not precisely evaluate the size of this inefficiency since even in 2009 it is impossible to

know precisely which firms incur CODEVI loans, even though they still represent about 5% of all long-term loans to firms.

Moreover, we could not assess the general equilibrium effects of the policy, as is always the case for policy evaluation based on quasi-experimental evidence. Are these effects likely to be important ? This probably depends on the degree to which capital markets are integrated across countries. If firms that are not targeted by credit subsidy programmes usually finance themselves in global capital markets, then the general equilibrium effects of these subsidies are likely to be weak. On the other hand, if those untargeted firms finance themselves in markets where supply and demand of firms are local or national, then there might be important general equilibrium costs to the CODEVI policy, over and above the usual disincentive effect of taxes on effort supply. We leave a precise evaluation of these general equilibrium costs for future research.

Given these very important caveats, we can however make a comparison with loan guarantees, which are much more popular these days. Lelarge et al. (2009) found that this policy increased bankruptcy rates in such proportions that the employment gain from increased investment was almost fully offset by employment losses due to bankruptcies. We could not detect such an effect of CODEVI loans on bankruptcy rates, which may be because CODEVI loans do not subsidize bank loan failures : with CODEVI loans, banks face roughly the same incentives to avoid failure as with any regular loan.

Faut-il subventionner le crédit aux entreprises ?

Deuxième partie

Faut-il encourager les entreprises
familiales ?

Dans cette partie, nous nous attachons à étudier les spécificités des entreprises familiales en France qui peuvent justifier ou non des politiques de soutien à leur encontre. Par entreprises familiales, nous entendons ces entreprises dont soit la direction soit le contrôle sont détenus par une famille depuis plus d'une génération.

Le chapitre 2 commence par une revue de littérature sur les théories qui fondent l'existence de telles entreprises ainsi que sur les contributions empiriques qui documentent leur importance ainsi que leurs spécificités. Ce pan de la littérature économique et financière s'est développé à la suite d'un article empirique de Laporta et al. (1999) qui montrait que dans la plupart des pays développés, un actionnariat familial était plus la règle que l'exception et ce y compris parmi les entreprises cotées en Bourse. S'en est suivi une contribution théorique de Burkart et al. (2003) qui expliquait que malgré une moindre compétence des dirigeants familiaux, un tel poids pouvait être causé par une trop faible protection légale des actionnaires minoritaires.

Cette littérature ne rend toutefois aucun compte des politiques qui visent à soutenir la continuité des entreprises familiales. Pour cette raison, nous faisons par la suite une revue des défaillances de marché qui peuvent justifier un tel soutien public. A notre sens, le principal élément qui pourrait justifier une telle intervention est que les entreprises familiales sont à la source d'externalités positives sur leur environnement proche, et en particulier leurs employés, car elles sont naturellement incitées à prendre moins de risques et sont donc moins susceptibles d'avoir à licencier régulièrement une partie de leur main d'oeuvre.

Nous décrivons ensuite les différentes mesures qui ont été mises en oeuvre, en France en particulier, pour favoriser ces entreprises. Le principal outil consiste en la réduction des taux d'imposition sur les donations, sur les successions et sur la fortune. L'incidence de telles réductions sur la continuité de l'entreprise vient du fait qu'elles réduisent les besoins de liquidité des membres de la famille actionnaire. En Europe, cette réduction des taxes sur le patrimoine a essentiellement pris la forme d'exemptions, partielles ou totales, de l'assiette des actifs entrepreneuriaux. Mais en France, le principe de continuité de l'entreprise familiale a été porté plus loin puisqu'il est exigé pour bénéficier de l'exemption que l'un des héritiers s'engage à diriger l'entreprise à la suite du fondateur. Nous montrons que l'ensemble des mesures qui ont été mises en oeuvre ces 25 dernières années pour diminuer les droits de succession et droits de donation des actionnaires familiaux a permis de faire baisser le taux moyen d'imposition d'environ 20 % en 1984 à environ 4 % en 2009. Enfin, le droit des sociétés non cotées a subi de très importants allègements dans la même période, en partie dans le but de faciliter l'organisation du pouvoir dans les entreprises familiales.

Si le coût fiscal de ces mesures, situé à 124 millions d'euros selon la loi de finances

2009³⁷, peut être considéré comme faible, il n'en va pas nécessairement de même en ce qui concerne d'éventuels coûts indirects. Il nous semble en effet que les avantages des entreprises familiales en termes de risques doivent être évalués à l'aune des désavantages en termes de croissance des entreprises. Pour bien comprendre les fondements d'un tel arbitrage, nous développons un modèle théorique simple dans lequel les propriétaires d'entreprises familiales ont une forte inclination à refuser des sources de financement externes par peur d'une éventuelle perte de contrôle. Les implications d'un tel modèle sont que les entreprises familiales choisissent une taille sous-optimale, prennent moins de risques et conservent plus de liquidités. Du point de vue social, un tel modèle suggère qu'il existe bien un arbitrage entre stabilité et croissance lorsqu'il s'agit d'aider ou non les entreprises familiales.

Dans la suite du chapitre, nous nous attelons à l'estimation empirique des paramètres de cet arbitrage. Pour ce faire, nous innovons grandement par rapport à la littérature précédente puisque nous élargissons l'analyse aux entreprises non cotées. A partir de données issues de la base DIANE sur le nom et le prénom des dirigeants d'environ 50 000 entreprises, nous définissons comme familiales les entreprises qui ont déjà connu au moins une transmission de la direction entre deux membres d'une même famille et comme non-familiales les entreprises qui n'ont connu que des transmissions de direction entre individus non apparentés. Ces données nous permettent ainsi d'estimer qu'en France, en 2000, environ 25 % des employés travaillant dans des entreprises françaises du secteur privé de plus de 20 salariés ont comme patron un membre de la famille du fondateur de l'entreprise.

Les estimations en coupe révèlent que les entreprises familiales réalisent 30% de ventes en moins que les autres, y compris lorsque l'on contrôle finement pour des effets de secteur ainsi que des effets d'âge. Cette petite taille s'accompagne toutefois d'une volatilité de l'activité de l'entreprise plus faible d'environ 13 %. Enfin, conformément aux prédictions de notre modèle, ces entreprises ont un niveau de liquidité par rapport à leurs actifs supérieur d'environ 15 %, et ce d'autant plus que le secteur d'activité dans lequel elles évoluent est lui-même plus volatil.

Pour vérifier que ces effets ne proviennent pas d'une hétérogénéité inobservée des entreprises familiales et non-familiales, nous étudions aussi les changements de statut des entreprises, c'est-à-dire les évolutions vécues par une entreprise lorsque son patron laisse la main à un membre de sa famille plutôt qu'à un individu hors de la famille. Nous étudions ainsi environ 15 000 changements de dirigeants sur la période allant de 1996 à 2003, dont un peu plus de 20% sont des changements à l'intérieur d'une même famille. Les résultats que nous obtenons confirment globalement nos résultats

37. Soit 1 % des recettes cumulées de l'ISF, des droits de succession et des droits de donation.

en coupe. Suite à une succession familiale et relativement à ce qui arrive suivant une succession externe, le niveau des ventes diminue d'environ 1 % par an dans les 5 années qui la succession. La volatilité semble elle aussi être moins grande dans le cas d'une succession familiale tandis que dans cette éventualité le niveau des réserves de liquidité est sensiblement plus élevé.

Par la suite, nous évaluons la possibilité d'une interprétation alternative de ce dernier résultat, suivant laquelle nos estimations ne révèlent simplement qu'une sensibilité plus grande des changements de dirigeants à la conjoncture passée ou future dans les entreprises à vocation non familiale. Les multiples tests que nous pouvons réaliser avec les données en notre possession suggèrent que cette hypothèse est implausible.

Nous terminons ce chapitre par une estimation des préférences sociales, et notamment de l'aversion au risque, impliquées par un soutien aux entreprises familiales. Nous trouvons que dans tous les scénarios plausibles, le niveau d'aversion relative au risque impliqué par les politiques d'encouragement des entreprises dynastiques est supérieur à cinq, ce qui se situe au-dessus des estimations de ce paramètre de préférence dans la littérature. Nous déduisons de cet exercice que les politiques actuelles d'encouragement des entreprises familiales ne peuvent être justifiées simplement par un équilibre satisfaisant entre stabilité et croissance.

Chapitre 2

Why are family firms so small? Theory and Evidence from France

2.1 Introduction

In 1949, David Landes wrote that the sluggish economic growth experienced by France until then had been mainly caused by the familiar character of its firms. In particular, he argued that family firms favored status quo provided such an attitude delivered “satisfying” profits. As we will see in that chapter, our own data suggests that in 2001 French family firms were smaller than regular private firms by about 30%. However, Landes’s characterization of family firms has been heavily challenged: striking examples have been cited in the management literature in order to give a leading role to family firms in modern economic development ¹.

Moreover, since firm-level volatility has increased in the past 30 years (see Comin and Philippon (2005)), family firms are more and more praised for their ability to deliver security to their close stakeholders, be they suppliers or workers. In continental Europe, in the past 15 years, many public policy measures encouraging the persistence of family firms have been proposed. In 1994, the European Commission ² was already recommending that heir-managed firms benefit from reduced estate taxation. In 2006, it concluded that 21 out of 25 states had gone into that direction ³.

But these policy measures usually imply reforms in very diverse parts of the legislation : wealth taxation, and especially estate taxation, are indeed the first themes to come into mind, but inheritance law as well as incorporation law are often considered as impediments to family firms. To our knowledge, there has hardly been

1. See for example James (2006)) for an account of successful dynasties in the iron industry

2. See European Commission (1994)

3. See European Commission (2006)

any economic evaluation of such policy reforms⁴ which have quite low direct costs but may have much larger indirect costs due to their potential effects on the allocation of talent and capital.

In this chapter, we present the different policy instruments that are used to help sustain family firms, with an emphasis on the French case, and we discuss the main theoretical foundations of these policies. Then, we provide a simple model showing how dynastic motivations in a family firm lead it to choose small and stable development paths. We test some of the predictions of our model regarding firm growth, risk-taking and financial management, using a unique dataset on French family firms including private firms. We use these estimates in a simple calibration exercise to make sense of the welfare preferences implied by specific legislative provisions for family firms.

Contribution While the focus of the theoretical literature on family firms has been on the managerial efficiency or inefficiency of family firms⁵, our model of family firms need not make assumptions about that in order to provide some welfare conclusions. We prefer to lean on arguments from economic history⁶, insisting on the cultural reluctance of family firms to welcome external investors in the decision-making process⁷. With this cultural assumption in mind, the model suggests that rather than being incompetent, dynastic managers are prudent : family firms choose inefficiently low scale and risk level, and inefficiently high levels of cash holdings. We discuss why alternative models of family firms may not convincingly yield similar predictions.

The predictions of our model have consequences for the shape of firm size distribution within an industry. While Lucas (1979) argues that it is the distribution of managerial ability that determines the distribution of firm size, our contribution suggests that the distribution of preferences for private benefits of control among firm owners will also matter : where such preferences are strong, firms will be smaller on average. With respect to more recent contributions, such as Luttmer (2006), who model firm size distribution as the result of dynamic entry, exit and stochastic productivity, our contribution is admittedly simplistic but it provides some important insights : past a certain scale, family firms may hit the constraint that their dynastic benefits should be preserved, while regular firms at the same stage may go on growing according to the evolution of their productivity. As a result, Gibrat's law that firm

4. Except Grossmann and Strulik (2008).

5. For instance, the seminal paper by Burkart, Panunzi and Shleifer (2003) assumes that heirs are naturally less able to run a firm than a chosen professional.

6. Such as in Landes (1949) or in Chandler (1990).

7. In their survey on family firms, Bertand and Schoar (2006) also give some substance to the idea that "preferences matter" in those firms.

growth rates are independent of initial size may not hold anymore, which in turn may explain why observed firm size distributions have thinner tails than a Pareto distribution in upper levels of the distribution (Rossi-Hansberg and Wright (2007)).

Interestingly, the model also parallels an intuition of Moskowitz and Vissing-Jorgensen (2002) about what they call the “private equity premium puzzle”, i.e. their empirical observation that the monetary returns to private business holdings are not higher than returns to stocks even though holders are much less diversified in the former case. The explanation they offer is that entrepreneurs derive a nonpecuniary benefit from being autonomous. In this chapter, we insist that this private benefit can be long-standing and explain the preservation of such “inefficient” portfolios across generations.

One reason why we focus on size and risk is that policy recommendations in favor of family firms usually cite stability as the main feature that makes them beneficial to the public good. In many different contexts, this additional stability has a cost in terms of growth : financial and trade liberalisation are policies in which such a trade-off typically arises. The precise evaluation of such trade-offs is essential for well-informed policy decisions⁸. We uncover a similar trade-off in a new perspective : that of encouraging family firms or not.

With respect to the empirical literature on family firms, our contribution is three-fold. First, our focus is on all firms with a significant number of employees rather than just listed firms, which is an important step for several reasons. One is purely descriptive : our sample allows us to give a more complete sense of the economic weight of firms run by heirs rather than by professionals. Such aggregate figures have implications above and beyond corporate finance issues. For instance, since becoming the CEO of a significant firm is one of the main ways to climb the income ladder⁹, the degree of inheritability of that precise position is critical for the evaluation of social mobility.

Another advantage of looking beyond listed firms is that it avoids two selection biases. First, one can imagine that, given equal firm size, portfolio diversification on the owners’ side is lower among private firms¹⁰, and we expect that this has consequences in terms of corporate growth and risk strategies. In that sense, looking

8. See Ranci ere et al. (2008) for the undertaking of such a task in the context of systemic financial crises.

9. Kaplan and Rauh (2009) estimate that top executives from non-financial public companies represented about 7% of the top 0.01% of the US income distribution. But this figure underestimates the weight of executives because it does not include private firms. For instance, after estimating the contribution of investment bankers, money managers, lawyers and professional athletes, the authors cannot account for about 80% of the top 0.1% and higher brackets of the US income distribution.

10. Moskowitz and Vissing-Jorgensen (2002) find that about 75% of all private equity is owned by households for which it represents more than half of their net worth.

at public firms only will lead to overestimate the degree to which firms are willing to grow and take risks. A second problem is that public companies are not random draws from the pool of private firms : the firms that enlist themselves probably have very different financing needs and growth perspectives than the rest of private firms.

We also use an original definition of the family firm in the sense that we put rather more weight on the family ties of the current *management* than on those of the current *shareholders*. Definitions solely based on blockholding¹¹ are not a discriminant indicator of a dynastic motive as one takes a look at private firms, because the absence of a liquid market for shares naturally limits the number of potential shareholders¹². Instead, we define as family firms those firms that have experienced a CEO transition from one member of a family to another, conditional on having already experienced a CEO turnover. The authoritative paper by Astrachan and Shanker (2003) on the prevalence of family businesses in the US offers a very similar definition. Using this concept, we estimate that more than one in five French employees in the private sector work in those firms, which is not significantly different from what has been estimated for the US.

The comparability between the two countries in terms of family firms' prevalence is comforting since one might have believed that family firms were much more prevalent in France, where shareholder protection is lower (Laporta et al. (1997)), in which case the external validity of the results could have been put into doubt. One should also note here that the empirical work we present in this paper is for now very difficult to replicate on US data, due to the lack of datasets on American private firms for a long enough time span. In particular, it is very difficult for such firms to have reliable financial data and to match them with qualitative variables such as the status of the CEO on a quasi-exhaustive basis. French firm-level data are particularly rich in this concern because there exists a unique identifier for each firm across time and across surveys and administrative receipts¹³.

Our second empirical contribution is that we go beyond the analysis of profit rates. These indicators have been mainly chosen in reference to the theoretical literature which focuses on the issue of managerial efficiency. While most contributions on listed firms give descriptive evidence that public family firms are smaller than other public firms, firm size has mostly been seen as an impediment to estimating profitability equations rather than a dependent variable to analyze per se as we do here. This is probably partly because the most conspicuous (and seemingly unfair) aspect of

11. Such as the one proposed by Faccio and Lang (2002) : a family firm is a firm for which a direct or indirect controlling stake (more than 20%) is held by an individual or a family.

12. The lack of relevance of those definitions for most private firms was also emphasized by Bennedson and Wolfenzon (2000).

13. See Bertrand et al. (2007) for an interesting handling of these data.

family firms, nepotism, calls for estimating profitability rather than size differentials.

Finally, our paper uses a combination of cross-sectional and longitudinal evidence on family firms. A cross-sectional study is essential because it sums up all the stages in which a trade-off between size and preservation of control occurred : the choice of the initial capital size, the occurrence of new growth opportunities during the founder's tenure and the management style of successors will all have an effect on size, while a full analysis would require deep empirical knowledge on firms' history that we do not have.

However, there are many potential selection biases associated with a pure cross-sectional study : firms we see in the static sample are those that survived and managed to attain a significant number of employees. That is why, as a robustness check, we also provide longitudinal evidence on the effect of family CEO successions, following the idea of Perez-Gonzalez (2006). We consider the succession stage as one critical moment when dynastic firms and regular firms should diverge in their development paths. Then, we reconcile the results from the cross-sectional and longitudinal analyzes using very simple simulations of firms' growth histories depending on the existence of dynastic benefits.

Our main results are 1) that, in terms of sales, dynastic firms are 30% smaller than regular firms in the cross-section, while dynastic successions entail a reduction in sales growth by about one point a year during the first 5 years; 2) that firm-level sales volatility is about 13% lower in dynastic firms, with also a significant reduction of employment volatility at CEO turnover dates; 3) that dynastic firms hoard about 15% more cash, with equal economic and statistical significance at both cross-sectional and longitudinal level. Together with our model, these empirical results suggest that dynastic motivations are an essential component in firm development strategies. In our calibration, the level of risk aversion implied by existing public policies turns out to be much higher than conventional estimates.

Organisation The remainder of the chapter is organised as follows. Section 2 presents a review of the economic literature on family firms. Section 3 describes the several policy debates in which family firms intervene, with a specific focus on France. Section 4 develops our model and its predictions. Section 5 details the process of data collection as well as descriptive statistics on dynastic successions in France. Section 6 describes the econometric methodology. Section 7 comments the results of our estimations. Finally, section 8 concludes the chapter.

2.2 Literature Review

2.2.1 Related Literature : Theory.

In analysing family firms, this paper takes part in a large academic body of work. The theoretical literature has generally sought to give some foundations to the existence of family firms even among the most developed countries and the biggest companies.

2.2.1.1 Agency cost theories.

Burkart, Panunzi and Shleifer (2003) model the different options faced by the founder of a firm when he retires. There are two elements in that decision : the new manager can be a professional or a younger member of the founder's family ; the founder's family may retain a controlling stake in the firm or let the firm become widely-held. Professionals are assumed to have better managing abilities than heirs, but they may take decisions in their own favor, at the expense of shareholders (this is the agency cost), and they may not provide as many amenity potentials¹⁴ to the family : these benefits, such as for example the pervasiveness of a family name or the ability to build political links, are not contractible and are assumed to be lost if a professional runs the firm.

The agency cost depends on how well the legal system protects the shareholders¹⁵ : the worse the protection is, the more active the monitoring shareholders exercise over managers should be. Because active monitoring is costly, it is worth implementing only if the family retains a large enough controlling stake in the firm and if legal protection of shareholders is low. Eventually, when agency costs and/or monitoring costs get too high, separation between management and control becomes suboptimal. However, the absence of separation between management and control may also remain in the presence of low agency costs if the amenity potentials of a firm for the founding family are high. Their conclusion is that family firms should be more prevalent where the degree of protection of shareholders by institutions is lower, which is consistent with the cross-country evidence they provide¹⁶.

The contribution of Burkart et al. (2003) is only in partial equilibrium. In particular, they assume that professional managers are never initially wealthy enough to buy out the firm of a founder when he retires. The reason why this discrepancy

14. The concept of "amenity potential" comes from Demsetz and Lehn (1985).

15. For details as to what a protective legal system means, see for an introduction the seminal paper of La Porta et al. (1998).

16. To be more specific, the proportion of family-managed firms should decrease faster than that of family-controlled firms as shareholder protection increases.

between financial and human capital persists is left out of their static model. This is precisely the gap Caselli and Gennaioli (2005) propose to fill in. They use the same intuitions about agency costs and embed them in a dynamic general equilibrium model. Untalented individuals who inherit a firm would want to sell it to talented individuals, but credit market imperfections prevent the latter ones from gathering the necessary funds. The imperfections of the legal system that prevent founders from hiring a professional also prevent professionals from buying a firm. The authors show that under reasonable parameters, this imperfect allocation of talent may persist in the long run and may account for 35% of cross-country differences in Total Factor Productivity.

2.2.1.2 The specific talent of families.

The first two contributions we mentioned make the critical assumptions that heirs are not more talented than professionals chosen on the labour market and that the benefits from keeping the firm within the family only accrue to family members.

That intelligence is not perfectly transferrable from a founder to his child is not to be put into question¹⁷. However, given a same initial intelligence, a founder's child may have a comparative advantage in acquiring firm-specific managerial capital. For example, informal conversations with the founder or the observation of the firm at critical moments might prove very useful years later¹⁸. Such an experience will probably prove difficult to replicate for someone discovering the firm past the age of 40.

Furthermore, the attachment of a family to its firm beyond the monetary returns it gets from it may prove useful in the negotiation of implicit contracts with the firm's stakeholders. This attachment to keeping the firm within the family, whatever the accidents any firm has to face one day or another, gives the firm's owners a longer time horizon. Morck et al. (2005) for instance argue that "professional CEO's careers are relatively brief. In contrast, family control endures, with patriarchs grooming scions, sometimes for decades." In turn, this longer horizon makes a commitment not to restructure the firm according to changing economic environments more credible (see Shleifer and Summers (1988)).

Note that restructuring should be conceived in a large sense : the usual example is the lay-off of workers in times of recession or when their human capital has lost market

17. Evidence from genetic research on IQ cited in Caselli and Gennaioli (2005) suggests that the correlation between a father's IQ and his child's is around 0.42.

18. The book by Blondel and Dumas (2008) provides detailed interviews with members of families who run French firms. Anecdotes reporting early on-the-job training are numerous, even though their degree of truth can be put into question.

value, but it can also be the ending of long-term relationships with suppliers. In each case, the owner and the stakeholder had initially come to a long-term agreement in order to secure some stability (Harris and Holmstrom (1982)) or to make relationship-specific investments (Williamson (1985)).

Yet while these contracts are value creating ex ante, they can become value destroying ex post. Because such contracts are not fully enforceable by a justice court, they can only be implicit, which means that one of the two parties might be able to renege on some parts of the contract. When these agreements occur in repeated contexts, reputational effects arise. Indeed, once the owner acknowledges that renegotiation is value enhancing, he has to decide whether the short-term gain from restructuring outweighs the long-term losses entailed by his inability to agree on new implicit contracts. This is where families' longer horizon increases the chances that value-enhancing implicit contracts may be signed.

2.2.1.3 Explaining the persistence of inefficient family firms

Accounting for the existence of family firms does not require that these firms are socially efficient : two sets of theoretical arguments may explain why family firms may be privately beneficial but socially inefficient.

Political economy arguments focus on the ability of family firms to derive benefits for their firm from ties with politicians. According to Morck and Yeung (2004), it is precisely the ability to commit to long-term agreements that allows family firms to sustain corruption of politicians. In return, this corruption allows inefficient firms to remain in the market as it encourages politicians to set up barriers preventing the entry of innovative firms. Bertrand and Schoar (2006) also suggest that large families naturally benefit from large and powerful kinship networks which often include high-profile politicians.

Cultural arguments suggest that family firms trade off higher economic returns with the respect of long-standing family values¹⁹. For a long time, these theories mainly came from economic history. Landes (1949), whom we already mentioned in the Introduction, wrote about French entrepreneurs in the 19th century²⁰ :

With rare exceptions, French enterprise was organized on a family basis and the entrepreneur conceived of his business, whatever its nature, not as a mechanism for the production or distribution of goods nor a means to indefinite wealth and power but as a sort of fief that maintained and enhanced the position of the family.

19. Which may take many different forms : for example, appointing an untalented manager or disregarding economically profitable investment projects.

20. In page 52 of his article.

Chandler (1990) and Landes (1969) developed similar arguments to account for the demise of British capitalism at the beginning of the 19th century.

In the economic literature, the recent contribution of Bertrand and Schoar (2006) mentions several anecdotes in which a family firm knowingly takes inefficient pecuniary decisions such as choosing an untalented son as CEO or refusing to sell the firm at very good terms in order to stand up to a family tradition. They also provide some cross-country evidence that family values, as measured by World Value Surveys, are negatively correlated with average establishment size. They interpret that as a suggestion that family firms trade off scale efficiency with the respect of tradition.

2.2.1.4 Family firms' growth and risk patterns.

The theoretical literature has been focused on profitability and has relatively less explored the issue of growth and risk. On these issues, two main themes may be distinguished. First, the closeness of capital has a strong effect on these firms' financial management, and, through this channel, on growth and risk decisions as well. Secondly, the restricted pool of potential CEOs and shareholders makes these firms' development more vulnerable to "human accidents".

Financial management One may distinguish the factors that affect family firms' demand for external finance from the ones that affect the supply of funds to family firms.

On the demand side, Morck, Strangeland and Yeung (2000) write that, "with their wealth tied up in existing capital, wealthy families may be loath to finance innovations for fear that the ensuing creative destruction might get out of their control." This argument suggests that the underdiversification of the wealth of a family firm's owners constrains the firm's investment decisions : these will be less risky than would be optimal if shareholders could freely constitute diversified portfolios.²¹

Landes (1949) also suggests that families' taste for secrecy may make them willing to accept much higher interest rates in exchange for less intrusive debt covenants. A preference for investing in children's firm-specific human capital may also have the consequence that managers in family firms lack the formalized education in financial matters they may need when they resort to external finance. This would be coherent with the findings that heir CEOs have fewer diplomas (Perez-Gonzalez (2006)) and that finance-intensive strategies such as mergers and acquisitions are badly managed by heir CEOs (Sraer and Thesmar (2007)).

21. Note that the ability of family firms to write implicit risk-sharing contracts with the workforce also has the consequence that family firms take less risks. The difference in this case is that less risk-taking is not socially optimal.

On the supply side, large blockholdings by a family may also make the firm less able to attract external investors for fear of expropriation²². Another reason why family firms may be more credit constrained is that in many countries estates are required by law to be shared equally across all family heirs. Ellul et al. (2008) argue that this reduces the collateral that the new CEO (i.e. one of the heirs) can mobilize to attract external financiers.

These two arguments may however be balanced by the fact that some families want to hold a good financial reputation, which might boost the ability to borrow, as explained by Ellul et al. (2007).²³

The “human factor” While it is barely mentioned in the corporate finance literature, the absence of separation between management and control and the small number of external blockholders may attach the firm’s evolution to the life cycle of its owners.

For example, the timing of births of a founder’s children will itself prove determinant in the timing of his retirement, whereas more economic determinants would come into play in regular firms. The number of children itself will be critical : having few children reduces the pool of future CEOs, but having too many may increase the probability of conflicts, blocking the pursuit of profitable investments. Relatedly, investments in family-specific managerial capital (such as giving a special managerial education to the children) always involve an opportunity cost (such as the absence of transferability of the assets to an external manager) and may prove very risky when children unexpectedly die or become incapacitated²⁴.

Surprisingly, most of the theoretical literature on these issues comes from agricultural economics, because farming usually involves very land-specific features, which gives a very significant learning advantage to children who live in the farm. One can cite Kimhi (1995) who develops a dynamic model of optimal human capital investment, in the context of a farm owner with two children and facing uncertainty as to the revenues owned from the farm and as to the outside options his children will have. He finds that the choice of the elder son as a successor might be optimal because knowing the younger son’s abilities takes too much time. He also finds that the retirement of the founder will crucially depend on the age structure of his children : an old but talented child may force early retirement, while late retirement will occur

22. This point was indeed exposed by Burkart et al. (2003)

23. They also make the point that underdiversification may prove attractive to bondholders.

24. In France, the Mérieux family (owner of the company bioMérieux, a listed company with more than one billion euros in annual sales) is a good example of this problem. The founder, Charles Mérieux, had two sons but the elder died at the age of 26 from tuberculosis. Two generations later, Alain Mérieux had three sons, but the two elder sons died at the age of 27 and 39, respectively due to a plane crash and a heart failure.

when the most promising children are young.

2.2.2 Related literature : Empirics.

2.2.2.1 Descriptive evidence : Family control.

Until the end of the nineties, little was known as to the real prevalence of family firms because group structures and pyramids made it difficult to trace the ultimate owner of a firm. The literature has then been renewed by the contributions of Laporta et al. (1999), and Faccio and Lang (2002), with the aim of describing the extent to which listed firms in a very wide array of countries were ultimately owned by families. It appeared that this was more the rule than the exception, especially in continental Europe : in 1996, 65% of listed firms in both France and Germany were ultimately controlled by a family while this was the case for only 24% of firms in the United Kingdom. For the US, Anderson and Reeb (2003) established that about 35% of firms listed in the S&P 500 index were family-controlled.

These figures are a bit deceptive since family-controlled firms are more prevalent in the lower tail of listed firms' size distribution. If instead one looks at the largest 20 listed firms, Faccio and Lang (2002) find that the percentage of family firms goes down to 30% in France, 15% in Germany and 0% in the UK. For the US, Anderson and Reeb (2003) find that family-controlled firms are about 36% smaller than regular firms.

2.2.2.2 Descriptive evidence : Family management.

While the comparative evidence on listed firms' family control is now well-established, there is fewer evidence on family management²⁵. The figures we have however suggest that the percentage of family-controlled firms with descendant CEOs is quite significant : for the US, Anderson and Reeb find that 5% of S&P 500 firms are managed by their founders, while 11% of them are managed by a descendant; for France, Sraer and Thesmar (2007) establish that these figures are equal to 31% and 24% respectively.²⁶

2.2.2.3 Descriptive evidence : Private firms.

Evidence from listed firms reveals a significant prevalence of family control and management. However, these figures strongly underestimate the effective weight of

25. Again, this is due to data issues : a CEO's last name may not reveal an effective tie with the controlling family, and it is difficult to distinguish a founder from his heirs.

26. Again, this has to be tempered by the fact that these firms are smaller : only 10% and 16% of employees in French listed firms are under founder management and heir management respectively.

family firms since they do not take into account unlisted firms²⁷.

One can indeed expect that family management is more prevalent among closely-held firms²⁸, since it is probably more difficult to hold to it in the presence of a liquid market for ownership. And, almost by definition, most private firms would be considered family controlled in the sense given by Faccio and Lang (2002)²⁹ : the absence of a liquid market makes it unlikely that an absence of controlling individuals or families arises as an equilibrium in private firms.³⁰

This is why many estimates of the prevalence of family firms are very high : in a review of the management literature, Allouche et Amann (2000) suggest that up to 60% of American and German GDP come from family firms! Going further requires to distinguish founder-managed firms and heir-managed firms for each private firm, accordingly a daunting task. The most uniform descriptive evidence comes from a cross-country survey of 732 industrial firms run by Bloom and Van Reenen (2007) : they find that about 22% of French industrial firms are run by a descendant of the founder while the figure is 23%, 12%, and 7% for the UK, Germany, and the US respectively. But again, such a small sample cannot give very precise estimates.

2.2.2.4 The evidence on profitability.

Since theoretical work has focused on the managerial efficiency of family firms, most of the empirical studies have tried to settle this issue by looking at the profitability of such firms. Most of the cross-sectional evidence comparing family-controlled firms with regular ones concludes to a higher profitability of the former³¹. However, a significant part of this superiority comes from founder-led firms³². For France, Sraer and Thesmar (2007) find that heir-managed firms also outperform widely-held firms,

27. On very recent American data, Haltiwanger et al. (2006) find that listed firms represent only a third of nonfarm business employment; Skalitz (2002) establishes that only 15% of French employment in the private sector comes from listed firms or their subsidiaries. Unlisted firms can be very big as well : in Forbes' 2008 rankings of US companies, there were 581 public firms and 441 private firms with sales revenues above 1 billion dollars.

28. Note that we include in the world of listed firms those unlisted firms ultimately controlled by listed firms.

29. A direct or indirect controlling stake (more than 20%) held by an individual or a family.

30. This affirmation admits important exceptions. The first is the case of firms owned by private equity or venture capital funds. One can however make the point that even in those circumstances, the entrepreneur is most often given a significant stake in the firm (see Kaplan and Stromberg (2003), Kaplan and Stromberg (2009)). According to Boucly et al. (2009), French firms gone through leveraged buy-outs between 1994 and 2002 represented about 1% of business employment, while the figure is closer to 2% in the US, according to Davis et al. (2008). A second exception consists of cooperatives and related entities. These represented about 3.5% of business employment in France in 2007, according to the French National Institute of Statistics.

31. See Anderson and Reeb (2003) and Amit and Villalonga (2006) for the US, Sraer and Thesmar (2007) for France.

32. See Almeida et al. (2009) for a specific test of such "founder effects".

but for the US, the evidence on heirs' performance is still debated³³.

Against all these cross-sectional results lies the reasonable expectation that firms that are still owned and/or managed by the founding family can only be firms that were endowed with particularly profitable business models from the beginning, thus leading to reverse causality. This is why the literature has turned to the analysis of stages when firms can decisively lose their dynastic status, namely CEO successions.

The two most prominent papers along this line are those of Perez-Gonzalez (2006) and Bennedsen et al. (2007). The former paper looks at a sample of CEO successions among American listed firms with concentrated ownership and compares the change in performance around the time of the succession depending on whether the new CEO is part of the shareholding family or not; the results are that dynastic successions largely underperform transfers of leadership to a professional manager. Detailed data on CEOs' education reveals that heirs have significantly less prestigious degrees than professionals, which the author sees as a further proof of wasteful nepotism.

The paper by Bennedsen et al. (2007) goes further and instruments the decision of an owning family to stay in the management by the sex of the founder's firstborn child. Using Danish data on all limited liability firms, they find that "naïve" estimates of the performance of dynastic CEO successions overestimate the performance of family successions. We will discuss this last contribution further in this chapter.

2.2.2.5 The evidence on family firms' risk and growth patterns.

Relative to academic work on family firms' profitability, empirical contributions dedicated to the description of family firms' specific managing style are seldom. The most important contribution along these lines is Sraer and Thesmar (2007). They find that a large part of family-managed firms' higher profitability comes from lower labor costs. Furthermore, these firms' hiring and firing decisions do not react as much to industry shocks as regular firms do. These results comfort the hypothesis that family firms are more able to sign implicit contracts.³⁴ However, this lower riskiness could also come from the underdiversification of the owners.³⁵ For instance, Michelacci and Schivardi (2008) look at a sample of Italian firms and find in cross-section that family firms' productivity growth is lower in expectation but less dispersed. They interpret

33. Anderson and Reeb (2003) find a positive effect of heir managers on profitability, but Amit and Villalonga (2006) and Miller et al. (2007) do not confirm the finding.

34. Another contribution along these lines is that of Mueller and Philippon (2006) who find a positive relationship between the level of strike activity in a country and the proportion of family firms among listed firms, the interpretation being that family firms may provide more credible benefits to their workforce in exchange for less social turmoil.

35. The fact that their results show that family-controlled firms with professional CEOs do not take less risks is not sufficient to disprove this hypothesis : it may just be that families in professional-managed family firms have more diversified portfolios.

this as the result of owners' underdiversified portfolio.

To our knowledge, specific risks linked to human factors in family firms have been analyzed in only one study³⁶. Bertrand et al. (2008) gather very detailed demographic data on Thai family business groups. They find a negative correlation between the number of family members and the performance of the business group. They attribute this correlation to greater in-fighting for access to business groups' resources.

Finally, regarding family firms' growth strategies, we are only aware of an indirect test, passing by the analysis of the effects of private-to-private leveraged buy-outs on family firms. Boucly et al. (2009) look at a sample of LBO transactions where the target firm is an independent firm and find that, following the buy-out, such firms experience a significantly higher growth. They attribute this jump in size to financial constraints experienced by family firms before they are bought out. However, this is still weak evidence due to a lack of data on the identity of target firms' previous managers and/or owners.

2.3 A Classification of Family-Firm-Oriented Public Policies

The scope of potential policy measures impacting family firms is very large and unusual in the public economics literature, because it intrinsically mixes issues of corporate finance, labor economics, and family economics. For the same reason, we do not know of any academic attempt to classify all the potential policy instruments. We therefore aim at that in this section. We begin by a review of the market failures that usually prompt an encouragement or a discouragement of family firms. Afterwards, we will detail the different policy measures that have been enacted. We finish by a detailed description of the French context on this issue.

2.3.1 What motives for a specific encouragement of family firms ?

2.3.1.1 Informational asymmetries in the market for buy-outs.

According to Caselli and Gennaioli (2005), firms may stay in the hands of families against their own will, simply because the potential talented individuals cannot gather

36. The paper by Bennedsen et al. (2007) assesses the impact of the deaths of the CEO and members of his family on firm performance. The effects they find are large but it is not possible to distinguish what specifically comes from the fact that some of the firms in the sample are in fact family firms.

the necessary funds due to credit constraints. Of course, the size of the inefficiency for the economy depends on the degree of inheritability of talent within a family : when it is high, firms are naturally transmitted to a “satisfying” talent through bequests. Furthermore, in many European countries, firm buy-outs are significantly taxed, which exogenously increases the amount of funds that must be levied by outside buyers.³⁷

Credit constraints on the buyer’s side may be compounded by the existence of some adverse selection in the market for private firms : in general, owning families know better about their firm than potential buyers and their financiers. As is usual in this context, the market for firms may partly break down.

Such informational problems may be even worse when the founder did not previously provide the efforts necessary for the “marketability” of the firm, including the delegation of tasks to non-family employees or the keeping of books over and above what is required by the legal system. Here, the market failure may come from the fact that founders are overoptimistic about the length of their tenure³⁸.

All in all, informational asymmetries may force some families to keep and manage their firm on their own. This suggests that family firms should not then be further encouraged to keep their firm. Neither does this interpretation of family firms give a strong case for policies that directly penalize the transmission of control and management across generations, because it is the absence of buyers that is truly inefficient. Rather, this theory of family firms calls for policies designed to “enhance” the market for buy-outs of firms.

Measures along these lines have been proposed in several policy reports (see European Commission (1994) and Vilain (2004) for the specific case of France). In order to alleviate the credit constraints of potential buyers, many countries offer them specific loan guarantees³⁹ or reduce the level of taxes on the sale of businesses. Since the market for firm ownership is ripe with adverse selection, measures encouraging leveraged buy-outs by former managers of the firm have been implemented in the past : in France, these buy-outs benefited from a favorable tax regime between 1984 and 1991. The organisation of business transfer “market places” by Chambers of Commerce has also been enforced to help the meeting of the supply and demand of

37. According to the OECD, taxes on capital and financial transactions were equal in 2006 to 0.7%, 0.3%, 0.4% and 1% of GDP in France, Germany, Sweden and the UK respectively. Since transactions on publicly traded stocks are usually not taxed or at a very low rate, these figures mainly correspond to private business transfers. It is also interesting to note that such transfers are not taxed in the United States.

38. For an empirical paper documenting the overoptimism of entrepreneurs in a different context, see Landier and Thesmar (2008).

39. In France, guarantees backing a business transfer represented about 23% of all loan guarantees in value in 2008.

firms.

Finally, regarding the time inconsistency of founders, countries such as Germany, the Netherlands and the UK offer reductions in capital gains taxation to founders who sell their firm before a certain age. Information campaigns designed to “raise awareness”⁴⁰ of the necessity of business transfers might also help solve this problem.

2.3.1.2 The fragility of family firms.

In the absence of an inefficient buy-out market, a case for public intervention arises when members of the family would want to keep the firm but cannot due to some specific market failures. This mostly happens at the time of the founder’s succession.

In effect, in order for a capable heir to take the management of the firm, three conditions are required :

- In the presence of liquidity constraints, family members should not have important liquidity needs, since family-managed firm shares cannot be sold. But usually, when the founder dies, important amounts of estate taxes have to be paid quickly. Arguably, this case may be weak when there exists a proper life insurance market⁴¹.
- Family members should be able to bargain efficiently when they proceed to sharing the founder’s assets, in the sense that they should maximize the joint value of the assets they receive. But family members sometimes have difficulties in internalizing each other’s interests. This is all the more difficult when inheritance law or social norms impose constraints on how the assets should be divided (see Ellul et al. (2008)), or when company law constrains the ways in which control and cash flow rights can be allocated.
- In the absence of efficient bargaining between heirs, the founder should decide the allocation of his wealth in advance. But the problem is that founders’ “denial of death” may result in these actions not having been taken when a new CEO is needed⁴².

When these conditions are not fulfilled, a family firm’s control may have to be transferred to an outsider even though its initial owners find it intrinsically more profitable to keep the firm into the family. This may call for public intervention if family firm continuation is not a source of negative externalities.

40. This is the name of an information campaign made in 2006 by the European Commission.

41. See Holtz-Eakin et al. (2001) for an estimation of the tax-driven demand for life insurance.

42. This argument for public intervention is related to Kopczuk and Slemrod (2005) who explain the inefficiently low level of inter vivos gifts by such irrational “denial of death”.

2.3.1.3 The externalities of family firms.

Family firms should be encouraged if they deliver some services that other firms do not deliver and for which they do not receive full compensation. Indeed, due to their attachment to some traditional values, family firms take less risky decisions⁴³, which indirectly benefits their employees since their unemployment risk is then lower. Of course, family firms take less risks because this naturally benefits them. But they may not completely factor in the benefits of the reduction in employment risk in their decisions, which provides a case for public intervention.

This motive is probably one of the most powerful in the political debate, especially in the context of globalization. But it has to be weighted against the potential cost in terms of foregone growth : the same will to preserve some family tradition that induces stability also induces a slower level of pecuniary output, either because heirs are bad managers or because of the refusal to let external investors finance new profitable investments⁴⁴. A social planner caring solely about monetary welfare should then consider that these firms also provide some negative externalities, and the final decision should depend on a precise evaluation of the trade-off between stability and growth, which is exactly what we intend to do in this chapter.

Note that, in a recent paper, Grossmann and Strulik (2008) calibrate some parameters of a trade-off close to ours : in their model, family CEOs are bad managers but they provide some positive externalities to their economic environment (without precisising their nature). They find that the case for the encouragement of family management does not hold in the German case. However, their qualification of the positive externalities of family firms is too imprecise, and the results hinge on the debatable assumption that family managers are on average much less able than professionals.

2.3.2 What are the instruments used to encourage family firms ?

2.3.2.1 Taxation

The main taxes affecting family firms are taxes on family business assets, i.e. wealth, estate, inheritance and gift taxes⁴⁵. We will mainly consider estate, inheri-

43. Either because owners have undiversified portfolios or because they can engage in risk-sharing implicit contracts.

44. We will stress on this channel in the next section.

45. Very good overviews of the different tax measures specific to private firms come from the European Commission, which has had a focus group on business transfers since 1994 (see European Commission (1994) and European Commission (2006)).

tance and gift tax rates because wealth taxes are now quite rare : they used to exist in many continental European countries, such as Germany, Spain and Sweden, but were repealed in these countries in 1997, 2007 and 2008 respectively. The only major country with significant wealth taxes to this day is France (with the Impôt sur la Fortune), but we will treat this case in the next subsection.

The level of the tax rate In theory, a uniform tax rate across all households who own firm shares involves an implicit discouragement of the continuation of family firms. This is because these firms usually remain in the family due to the existence of nonpecuniary benefits. Since assets are identically valued by tax authorities whether or not the owners derive some private benefits from them and taxes can only be paid with money, family firms sometimes have to abandon their specific management practices (and even sell the firm) in order to make more money and pay these taxes. This disincentive effect does not exist for income and corporate taxes since in those cases lower monetary incomes in family firms also call for lower taxes⁴⁶.

Another mechanism through which the level of taxes affects the persistence of a family firm is that, in the presence of credit constraints, the founder's children might have few resources other than the firm, in which case they will have to sell the firm in order to pay the taxes. However, most tax authorities allow for the payment in multiple instalments in those specific cases, usually with no or low interest rates.

We may also mention the effects of estate taxes on labor supply⁴⁷. First, one may be concerned that estate taxes discourage family-minded founders in their efforts to develop their firm. Since empirical evidence suggests that founders' managerial efficiency is particularly high, estate taxes could have such an adverse effect on young firms' efficiency that even the presence of beneficial effects of the tax once the founder leaves may not suffice to justify the tax on efficiency grounds. However, empirical estimates of the elasticity of estate size to the estate tax rate are low (around 0.1-0.2)⁴⁸. On the other hand, the perspective of taxed inheritances might induce heirs to invest in their managerial human capital. Significant evidence of such a Carnegie effect has been given by Holtz-Eakin et al. (1993). However, overall, the labor supply effects of estate and gift taxes are probably of second-order relative to the role they might have in correcting externalities.

In this regard, the evolution of estate and gift top marginal estate tax rates in the

46. Note that this logic of implicit taxation of private benefits of control has been exposed by Rajan and Zingales (2003).

47. A good and recent review of the theoretical effects of estate taxes is Kopczuk (2009)

48. See Holtz-Eakin and Marples (2001) and Kopczuk and Slemrod (2001). It is to be noted that these studies are not focused on entrepreneurs. One may argue that this population is more sensitive to the estate tax rate than the average of individuals holding big estates.

US suggests an implicit encouragement of family firms : while it was equal to around 70% before 1980, it has been gradually reduced to 45% since 2007. Piketty and Saez (2007) show that such a reduction had a massive impact on the effective income tax rate for top incomes : while the annualized burden of the estate and gift taxes was equal to 23.4% of pre-tax annual income in the top 0.01% of the income distribution in 1970, it is now equal to only 2.5% for the same group. A similar evolution can be found in the UK.

To our knowledge, there has been only one empirical evaluation of the effect the level of estate taxes has on family business continuation. Brunetti (2006) uses a differences-in-differences approach in the context of the US and finds that the elasticity of the probability of business sale with respect to tax liability is between 0.85 and 1.61⁴⁹. This suggests that the current trend of reduction in tax liabilities for family businesses should have a very strong effect on the persistence of family businesses.

Exemptions of family businesses While general reductions in top marginal estate tax rates encourage family firms, they also raise many equity issues, so that most countries have chosen to focus on specific reductions of the tax burden for family firms. This is, after all, what public economic theory would suggest to do in the presence of positive externalities.

These exemptions are widespread in European countries (see European Commission (1994) and European Commission (2006) for a good summary of business assets' exemptions from wealth taxes), albeit to very varying degrees. While private equity holdings are totally exempted from estate and gift taxes in Ireland and the United Kingdom, Germany provides a 60% exemption for such assets, France provides an exemption that can be up to 75%, and most other European countries provide such tax deductions only up to amounts designed to target small businesses. In the US, there is a specific estate tax deduction for family owned businesses up to 1.1 million dollars, which means that only small businesses are exempted. Interestingly, in most cases, these specific provisions are quite recent : the existing exemption levels date back to 1992 in the UK, 1996 in Germany, and 2003 in France.

The definition of a family business may vary from one country to another, depending on the distinction made between publicly traded shares and private shares. In France, the exemption makes no difference between these two kinds of firms, provided the family has a controlling stake, probably because the group structure is so prevalent that the border between private and public firms is blurry. In the UK, block-holdings of publicly traded stocks benefit from a 50% exemption (instead of

49. However, Joulfaian (2009) casts significant doubt on the validity of the identification strategy.

100% for private businesses). In most other countries, the exemption is restricted to private businesses so that only general reductions in the tax rate may benefit blockholders of publicly traded stocks.

However, the complete or partial exemption of family business assets still raises equity issues, because equally wealthy people may have drastically different tax liabilities. This has been criticized because such inequity cannot always be justified on efficiency grounds. In particular, in most cases the exemption of private businesses from the tax base is not accompanied by requirements to keep the stakes in the family businesses once taxes are paid. As a result, families intending to sell the firm even in the absence of taxes will benefit from the tax exemption. Since these tax exemptions are supposed to ease the continuation of a family management because it provides generous protections to its employees and suppliers, they miss their target when families eventually sell the firm to new owners who do not intend to grant the same protections.

For this reason, in Germany, in 2007, the Federal Constitutional Court has ruled against a procedure of this kind that had been created in 1996. Likewise, the French Constitutional Court ruled against a similar project of tax exemption in 1996. The answer of French and German governments⁵⁰ to these equity concerns has been to propose that estate and gift tax exemptions on private businesses be linked to the continuation of the management and blockholding by the founding family for a significant amount of time after the gift or the death of the founder⁵¹.

This last evolution shows how it is the continuation of a particular kind of management that really matters in policymakers' minds. The corollary of this proposition is that if this management style also has some costs for society, either due to nepotism or the lack of dynamism, then these very strong incentives to keep the firm within the family rather than sell it may prove at best a dispensable fiscal expenditure and at worst a very costly distortion in the matching of capital and talented managers to firms. For this reason, the evaluation of the cost of such devices should not only rely on the estimation of the direct fiscal loss, even though it is not negligible : in the UK, where the exemption for family businesses is the most generous, the Treasury estimates that the fiscal losses are equal to 280 million pounds (see Bloom (2006)).

Age-based taxation In order to raise business founders' "awareness" that they should prepare their succession before it is too late, legislators have enacted gift tax reductions depending on the age of the founder. The paternalist feature of these fiscal expenditures is even more transparent when, as was long the case in France, such gift

50. Since 2000 in France, and in a bill proposed by the German government in 2008.

51. For a minimum of 5 years in France, and 15 years in Germany

tax reductions are tied to the signature of a contract by all family members detailing the way the donor's assets should be shared: this suggests that families have to be forced to internalize each other's interests.

But these reductions usually have motives distinct from simply helping family businesses' continuity. Indeed, optimal taxation theory suggests that such reductions are efficient because early gifts are typically more the results of choices than bequests, so they should be less taxed (see Poterba (2001)).

2.3.2.2 Corporate governance

Taxation is not the unique instrument that can be envisaged if one is to encourage the persistence of family firms. Company law and civil law are also very important. In order to better understand this, we discuss some specificities of family firms with respect to corporate governance.

A large part of the theoretical literature on corporate governance is dedicated to widely-held firms (after the seminal paper by Berle and Means (1932) or firms with a single significant blockholder (see for a good example Burkart et al. (1997)). In comparison, there are relatively few papers addressing the issue of firms with several significant shareholders and whose shares are not publicly traded, as is in general the case for family firms. To our knowledge, the most significant paper in the finance literature addressing the issue of corporate governance in this context is Bennedsen and Wolfenzon (2000). But there are also very interesting contributions in economic history (Guinnane et al. (2007)).

One of the main specific corporate governance issues for family firms lies in the design of the company's statutes once the founder of the firm retires and one of the heirs is his successor. Before accepting to keep the firm as a private business, non-managing family shareholders will make sure that the company's statutes protect them from the risk of expropriation by the new family CEO. Such protection is particularly important in family firms because shares cannot be sold and yet family members can individually find themselves expropriated by coalitions of other shareholders with the manager. These protective statutes may for example include unanimity requirements for some critical decisions or restrictions on the way shares can be sold.

However, maximising the value of the firm also requires that the firm's statutes do not eventually pose too many obstacles to the continuation of the firm. So the optimal statutes are the result of a trade-off between a reduction of the expropriation risk and an increase in the degrees of freedom the firm may have in its future decisions.

These optimal statutes may however not be perfectly enacted because in order for them to be enforceable by a court of justice, they have to respect some regularities,

which is why public authorities constrain the way in which firms can write their company statutes (Laporta et al. (1998)). In this case, the trade-off faced by the social planner is between adding complexity to the legal system, which will be at the expense of the parties who cannot pay for the handling of such complexity, and the cost of inadequate statutes.

In the case of listed firms, the former problem is likely to be very important, which is why statutes of listed firms are in general very constrained by the law⁵². But in the case of family businesses, too many constraints on the way statutes can be written may induce family heirs to sell the firm rather than keep it in the family.

Indeed, in its memorandum on private business transfers, the European Commission (1994) already welcomed the introduction of legal reforms in European countries that would give more flexibility to private firms. This includes easing the transfer from one legal form to another, reducing the capital requirements to set up a firm as well as alleviating the pre-specified formalism of corporations' organs such as the board of directors, the general assemblies and the legal representation of the firm. As we will see in the French case, these reforms have been very popular but, to our knowledge, have never been properly evaluated.

2.3.3 The evolution of public policies in the French case since 1945

In order to summarize the history of French public policy on the issue of family firms, it is convenient to distinguish a period going from 1945 to 1986 when family firms were the last thing to be encouraged and a period going from 1986 to the present when family firms progressively regained some attention from public authorities.

2.3.3.1 A review of policymakers' conventional wisdom about family firms

The contempt for family firms : 1945-1985 In the postwar era, the conventional wisdom among French politicians and bureaucrats was that the French economic decline that led to its military defeat in 1940 was caused by entrepreneurs' "malthusian" spirit⁵³. In economic terms, this meant that entrepreneurs would rather benefit from easy profits under the protection of trade barriers rather than take the

52. These constraints on public firms have been increasing a lot since the beginning of the nineties in Western countries. This legal tightening has in general followed corporate scandals such as Enron in the US, which triggered the Sarbanes-Oxley Act in 2002, or Vivendi in France, which triggered the Loi sur les Nouvelles Régulations Economiques in 2001. It is interesting to note that the legal trend for private firms seems to go in the other direction, at least in the French case as we will see in the next subsection.

53. See Kuisel (1981) for a thorough description of this sentiment.

risk of investing in projects whose returns will uncover only in the long-run. Family enterprise was a symbol of such a spirit and it can be argued that most of the elite made theirs the critique offered by Landes (1949) about such firms' backwardness which we mentioned in the introduction.

The critique of family firms' management model, while obviously concerned with thousands of firms, also went with the implicit belief that a few families had given themselves a significant influence over the restrictive macroeconomic decisions taken in pre-war times⁵⁴.

The new economic ideal of French governments was that of national champions, which was at its peak in the sixties and the seventies. These would be giant widely-held firms able to innovate and compete with neighbouring countries. Their main source of finance would come from banks⁵⁵, themselves receiving public incentives to lend from the State. Their CEOs would be chosen on the basis of their ability to integrate a "grand corps", i.e. an elite group of students recruited by the State to fill in top position in the bureaucracy. Given the influence of the State over banks, the absence of blockholders and the social networks linked to the State that arose in the board of directors⁵⁶, the government need not officially nationalize these firms in order to influence their investment decisions⁵⁷.

In this system, family firms were mainly seen as pieces of a puzzle to be aggregated into a national champion through series of mergers and acquisitions. As documented in Allouche (1982), target firms in most mergers and acquisitions of the period 1959-1979 were medium-sized family businesses encouraged to sell via tax rebates for former shareholders. While most of these mergers and acquisitions took place under right-wing governments, the socialist opposition did not fundamentally oppose this logic of replacing sluggish family firms by dynamic firms without blockholders. Rather, the opposition pushed for more democracy in corporate decisions, which meant nationalizations and the encouragement of employee-owned firms.

The renewed interest for family firms : 1985-2009 However, the period following the oil shocks of 1973 and 1979 largely contributed to changing policymakers' opinions on family firms.

In the short run, it appeared that debt financing and the lack of control by

54. This myth of the "200 familles" was popularised by a 1934 speech of Edouard Daladier, then the left-of-the-centre French Prime Minister.

55. As opposed to family firms who would rather self-finance their investments even in that period, as documented by Murphy (2005) for the companies Peugeot, L'Oréal and Michelin.

56. These social networks are probably the element of this system that lasted the longest, as evidenced by Kramarz and Thesmar (2006).

57. Bauer and Bertin-Mourot (1987) give a very lively description of how this system worked at full speed in the sixties and the seventies.

shareholders was very costly for public finance in times of economic recession. Cohen (1989) documents dozens of cases where the State repeatedly bailed out firms deemed essential for the industrial structure of the country⁵⁸. In the face of the prolonged recession and the very high indebtedness of most significant business groups, the socialist government elected in 1981 soon came to the conclusion that a “capitalism without capital” was not financially tenable anymore.

This consideration led to the financial reforms of 1984 and 1985. These essentially consisted in increasing access of firms to stock and bond markets and in the repealing of the regulation of banking through quantity rationing and subsidized loans⁵⁹. To a certain extent, these reforms can be considered as the heyday of the contempt for family firms : modernized financial markets allow ending dynasties to find talented buyers for their firm, and it is a fact that many family firms were sold to outsiders through leveraged buy-outs starting from the time of these reforms (as is evidenced in Desbrières and Schatt (2002) for the period 1988-1994, and Boucly et al. (2009) for the period 1994-2004). But these reforms also allowed the building of giant business groups eventually controlled by financial “raiders” such as Vincent Bolloré, Bernard Arnault, François Pinault and Jean-Charles Naouri⁶⁰.

In the long run however, the change in policymakers’ opinion on family firms mostly came from the growing disillusion on the ability of national champions to provide their employees with employment security.

At the beginning of the eighties, in the face of repeated massive layoffs in these national champions, often linked with poor strategic decisions made by their CEOs (see Cohen (1989)), representatives of family businesses became more and more influential in business unions : this was epitomized by the arrival of Yvon Gattaz, CEO of a medium-sized family firm, at the head of the CNPF in 1981⁶¹, which was at the time seen as a way to soothe the relationship of business with the socialist government (see Weber (1986)).

The economic recovery of French widely-held firms after 1985 did not prevent them from having increasingly bad press. A first reason is that these firms repeatedly resorted to conspicuous plant relocations which set the political agenda⁶². A second

58. The State even created an independent administration for this sole purpose : the Comité Interministériel de Restructuration Industrielle. Very tellingly, the direction of this administration was one of the most highly prized.

59. Detailed analysis of these reforms with firm-level data is given in Bertrand et al. (2007)

60. Incidentally, all four of these individuals have now left the management of their company to a member of their family or intend to do so.

61. The same Yvon Gattaz would create in 1995 a special interest group called the ASMEP (for Association de Soutien aux Moyennes Entreprises Patrimoniales) and dedicated to promote the interests of family firms. See <http://www.asmep.fr/>

62. Even though some family firms were not exempt of such mediatic shame : a layoff in the Michelin firm created political outrage in 1999. Indeed, Sraer and Thesmar (2007) confirm that

reason is that corporate scandals linked to “immoral” executive pay (beginning with the oil company Elf in 2003) or excessive mergers and acquisitions (as in the Vivendi case in 2001-2002) seemed to involve non-family firms only.

In 2007, policymakers’ general opinion on family firms, both on the left and on the right, could then be summed up by the following quote of Nicolas Sarkozy during the presidential campaign :

When investors have sentimental ties with their firm, they do not relocate plants without notice. The same cannot be said of private equity and pension funds who permanently replace CEOs and have no concern at all about their employees’ future. In a family firm, where the firm has been held by the family for ages, where their own money is at stake, where the CEO lives next to the plant and personally knows his employees, there is an entirely different attitude : it is necessary to encourage family capitalism.⁶³

2.3.3.2 The evolution of property taxation

Inheritance and gift taxes A detailed history of inheritance⁶⁴ and gift tax rates in France in the 20th century is given in Annex J of Piketty (2001) and in Arrondel and Laferrère (2001).

The main characteristic of the French inheritance tax is that tax rates, especially at the top of the distribution, are lowest for children of the deceased and gradually (yet sharply) increase as the degree of familiar proximity reduces. This characteristic of the tax code is combined with the main feature of inheritance law that parents can freely dispose of only a fourth of their wealth (the so-called “quotité disponible”) while the rest has to be equally shared among the children of the deceased. So potential “spiritual heirs” of the deceased may never obtain a significant part of the latter’s estates whenever he has a progeniture.

The evolution of tax rates until 1983 The level of the top marginal inheritance tax rate for children of the deceased has been very stable after 1945⁶⁵. Before 1952, there was a cap on the proportion of the inheritance that could be taxed, and it had been set to 35% in 1926. The law of the 14th of April 1952 reduced the top marginal tax rate to 35%, 30% and 24% when there are one, two, and more than

labour turnover is significantly lower in French heir-managed firms.

63. Source : <http://tf1.lci.fr/infos/france/politique/0,,3436589,00-sarkozy-denonce-proces-intention-.html>

64. Unlike in the US, there is no estate tax in France.

65. The tax rates on gifts and inheritances have been equal since 1942.

three children respectively. These rates were unified and drastically reduced to 15% in 1959, and then increased to 20% in 1968. Until 1983, these top marginal tax rates corresponded to the fraction of taxable income past 100,000 new francs, a level that was always below the threshold of the top 1% of the estates' distribution according to Piketty (2001).

The major reduction that occurred in 1959 and more or less lasted until 1983 may seem in contradiction with our view that family firms were seen with contempt in that period. But we would rather follow the interpretation of Piketty (2001) that the biggest family fortunes were so slashed by the tragic events of the thirties and the forties that it did not seem necessary to further discourage the family transmission of businesses.

The impact of the 1983 reform In contrast, the major reform of December 1983 was clearly enforced by the socialist government in the belief that the family transmission of significant businesses should be discouraged. It created three new tax brackets above 100,000 new francs, with a marginal tax rate equal to 30% between 3.4 million francs and 5.6 million francs, 35% between 5.6 million francs and 11.2 million francs and 40% above 11.2 million francs. Ever since 1983, neither the brackets nor the tax rates were changed (except for the conversion to euros in 2001). As we will see, most of the changes dealt with the computation of the taxable inheritance, but never to the point where it made a significant difference in terms of mean tax rate : Piketty (2001) estimates that for the top 0.01% of the distribution, mean tax rates went from 15-20% in the sixties and seventies to between 30 and 35% after 1983.

Does this really mean that for a company worth much more than 10 million francs heirs faced a 40% tax rate in 1983 ? The answer depends on the degree to which the succession has been planned. This is because gifts naturally offer tax advantages that substantially reduce the tax burden :

- The taxable assets are reduced if the usufruct of the asset is kept by the donor while the donee has the bare ownership. For a firm, this means that the donor retains the dividends of the firm until his death while the donee has the voting rights⁶⁶. When the donor dies, the donee gets the usufruct back but it is not included in the inheritance tax liability. The reduction rate decreases with the age of the donor but may be substantial : giving between the age of 50 and 60 allowed a 40% reduction until 2004 and 50% ever since⁶⁷.
- If the donor pays the gift duties himself, the payment is not considered as part

66. See Merle (2008) for details.

67. In fact, the reduction decreases by 10 points for every 10 years of the donor's age : since 2004, the reduction is equal to 80% before the age of 30, 70% before the age of 40, and so on.

of a gift and is therefore not taxed. When the donor dies, the amount of the gift duties is not included in the inheritance tax liability either. This means that the tax rate goes from a rate t to a rate $\frac{t}{1+t}$.

That the 1983 reform was designed to deter the transmission of businesses within a family can be ascertained from the discussion of this law in the National Assembly during the third session of the 21st of October 1983. Most of the debate on these new tax rates hinged on the issue of the transmission of family businesses, and socialist representatives defended them on the premise that the hereditary transmission of firms was too profitable.

The gradual reduction of the tax burden : age-based reductions From 1983 onwards, the burden of the inheritance tax has been one of the major grievances of business unions⁶⁸. As a matter of fact, a large part of the reforms that occurred since 1983 aimed at soothing these grievances. We will focus on the presentation of the measures which did not include the capping of provided advantages and therefore could have a significant effect on entrepreneurial estates.

In 1986, the new right-wing government reduced gift taxes by 25% if the donor was under 65, and 15% if he was under 75, provided the gift was the object of a “sharing contract” between the heirs ; the real innovation was that age structure, since before August 1981 there was a uniform tax reduction for shared gifts⁶⁹. In 1992, gifts made more than 10 years before the death of the parent or another gift were not counted in the inheritance or new gift tax liability anymore. Because of the progressivity of the tax, this provides an incentive to give some share of the firm’s capital every nine years.

When Jacques Chirac was elected president in 1995, he prepared a bill exempting 50% of private businesses from the gift tax liability, and also from the inheritance tax liability in case of accidental death before the age of 65, up to a nominal value of a 100 million francs per donee. This bill was however deemed unconstitutional because it did not give enough guarantees that the beneficiaries would continue the firm.

In return, the government increased the tax reduction for early gifts, and extended it to regular gifts; in the next seven years, under both left-wing and right-wing governments, these age-based gift tax reductions were increased five times, eventually putting the reduction rates to 50% for donors below the age of 65 and 30% below the age of 75⁷⁰. We sum up the evolution of the reduction rate in Table 1.

In each case, one of the main justifications given by government officials was that

68. See for example Gattaz (2002).

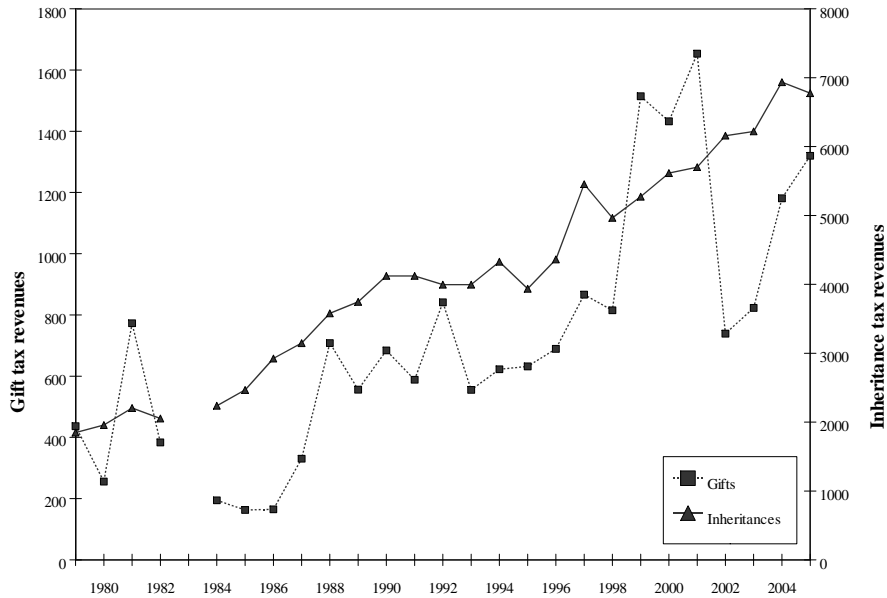
69. It also meant that an only child could not benefit from the reduction.

70. As long as the gift is a full gift, i.e. with no separation between usufruct and bare ownership.

Table 2.1: Tax reduction rate on gifts since 1942 (Source : Rivière (2005))

<u>Age of the donor :</u>	Less than 65	Between 66 and 75	More than 75
<i>01/01/1942</i> Shared Gift	25%	25%	25%
<i>01/01/1982</i>	0%	0%	0%
<i>01/12/1986</i> Shared Gift	25%	15%	0%
<i>01/04/1996</i> Shared Gift	35%	35%	0%
Gift to only child	35%	35%	0%
Other gifts	25%	25%	0%
<i>01/09/1998</i> Shared Gift	50%	30%	0%
Gift to only child	50%	30%	0%
Other gifts	50%	35%	0%
<i>25/11/1998</i> Shared Gift	50%	30%	30%
Gift to only child	50%	30%	30%
Other gifts	50%	35%	30%
<i>01/01/1999</i>	50%	30%	30%
<i>01/07/2001</i>	50%	30%	0%
<i>25/09/2003</i> Full Gift	50%	50%	50%
Bare ownership	50%	30%	0%
<i>01/01/2004</i> Full Gift	50%	50%	50%
Bare ownership	35%	10%	0%
<i>01/01/2006</i> Full Gift	50%	30%	0%
Bare ownership	35%	10%	0%

Figure 2.1: Inheritance and gift tax revenues in France in millions of euros 2001 (Source : French Ministry of Finances)



it encouraged entrepreneurs to prepare their succession enough in advance. However, given that taxes for late gifts were not increased accordingly, it also provided new incentives to keep the firm in the family.

These reductions were often accompanied by announcements that the high levels of the reductions would be temporary, which happened to be true in certain occasions but not in others. The effect was that in the short run tax revenues from gift taxes sharply increased from 1997 to 2002, as can be seen in figure 1.

The gradual reduction of the tax burden : family business exemptions

While these measures significantly reduce the tax burden for family businesses, they have the disadvantage of being very costly due to their poor targeting ; most of the reductions were popular among taxpayers because everyone could benefit from them. For the year 2001, the Ministry of Finances estimated the fiscal losses caused by these age-based reductions were equal to 906 million euros.

Therefore, going further required to reduce the top marginal tax rate or implement a more specific exemption on family businesses. On the 28th of December 1999⁷¹

71. Through an amendment to the law of finances 2000 proposed by the socialist representative Didier Migaud. This was following such a heavy lobbying by Yvon Gattaz that the financial news-

began a new series of tax reforms which were more specifically directed towards the continuation of family businesses. The idea is that shareholders agreeing not to sell their shares in the 8 years following the death of the founder will see their tax liability reduced by 50%, provided one of them holds a top management function within the firm during these 8 years. The agreement must cover more than 34% of the shares if the firm is not listed, and more than 25% if it is listed. Importantly, the agreement must be signed before the death of the founder. The new scheme was not rejected by the Constitutional Court this time thanks to the requirement that one of the family members must be part of the management team.

Again, the scheme as it was did not prove as representatives of business unions hoped⁷². The reasons invoked by one of the inspirators of that system, Yvon Gattaz, was that the penalties for the early break of the agreement were too strong and that the minimal duration of the agreement was too long⁷³. For these reasons, the law of finances for the year 2001 reduced the minimal length of the agreement to 6 years.

Under the successive right-wing governments elected since 2002, several laws have extended the system and made it less restrictive :

- On the 1st of August 2003, the exemption was extended to full gifts and the wealth tax (Impôt sur la Fortune), and the minimal threshold for listed firms was reduced from 25% to 20%.
- On the 2nd of August 2005, the level of the exemption was increased from 50% to 75% and extended to partial gifts (i.e. with separation of usufruct and bare ownership).
- The law of finances for the year 2008 allowed for the signing of an agreement in the next six months after the death of the founder. In addition, the minimal length over which a party of the agreement must be a member of the top management has been reduced to three years.

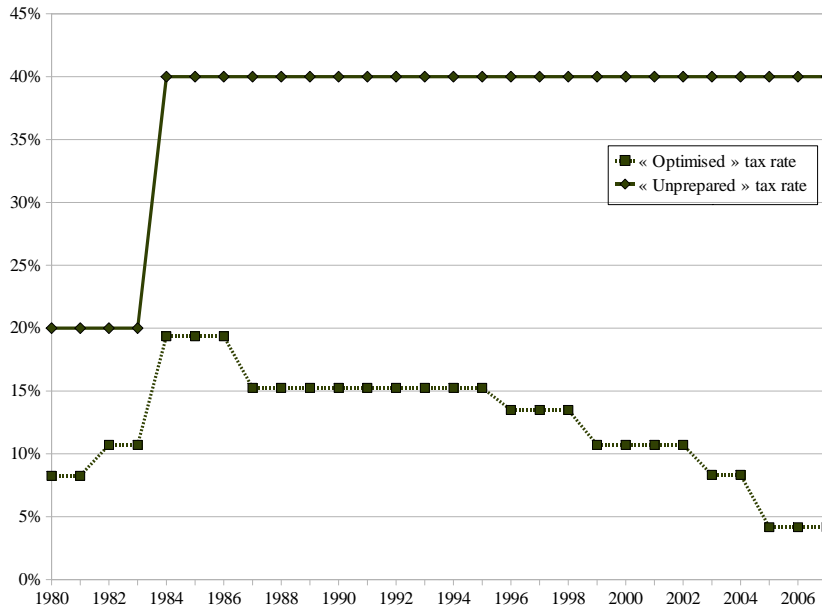
Since these exemptions are perfectly compatible with the previous gift tax advantages we mentioned, the potential reduction of the tax rate for firms is very important. In figure 2, we sum up the evolutions of the legislation since 1980 by comparing the evolutions of the estate and/or gift tax rate on a firm whose assets are well above 1.5 million euros (that is, facing an official mean tax rate very close to 40%), depending on whether the succession is unprepared or “optimized”. We assume that “optimizing” founders :

paper Les Echos called the new scheme the “Gattaz scheme” (see the edition of the 10th of January 2000 : “Transmission d’entreprise : l’année des pactes d’actionnaires”).

72. Unfortunately, we could not find data on the exact number of agreements that were signed under this regime.

73. See this column in Les Echos on the 19th of May 2000 : “Transmission d’entreprises : la France s’enferme dans son retard”.

Figure 2.2: Simulated gift and estate tax rates for firms' shares received by heirs depending on the existence of tax planning



Note : We computed the mean tax rate on estates and/or gifts depending on whether the transmission of the business is fiscally optimized or not. We assume that the estate and/or gift is very significantly above 1.5 million euros so that the mean tax rate is close to the top marginal tax rate. Fiscal optimization includes early gifts, payment of the gift by the donor, separation of ownership and usufruct, and the signing of an agreement to keep the shares and hold a position in the firm's management team. Unpreparedness means that none of these steps have been taken by the entrepreneur and/or his children before his death.

- Give the firm to their children under a sharing contract at the age of 59.
- Separate bare ownership and usufruct before 2004 and give full ownership afterwards.
- Pay the gift taxes themselves.
- Make sure that the heirs contract a "Pacte Dutreil" when available⁷⁴.

Conversely, unprepared heirs receive the firm's assets at the death of the entrepreneur without any shareholder's agreement signed beforehand.

The main observation is that while the tax rate doubled in 1984 whatever the degree of tax planning, there has been a growing discrepancy between the families that plan the continuation of the family business and the ones that do not. While the tax rate has been divided by four for the former, it remained at the same level

74. Because the minister who submitted the bill was Mr Renaud Dutreil, these agreements received the popular name of "Pactes Dutreil".

for the latter. Unfortunately, the ministry of Finances does not give details about the use of these planning devices by family firms.

The specific case of the wealth tax The introduction of a progressive tax on net wealth in 1982 (the Impôt sur les Grandes Fortunes) created a fierce debate in 1983 about the opportunity to tax the equity assets of entrepreneurs. Eventually, business unions obtained that entrepreneurs' assets would not be taxed, provided :

- Being an entrepreneur was the individual's main occupation.
- More than 50% of the entrepreneur's revenues came from the firm.
- The entrepreneur owned more than 25% of the shares.

The idea was that entrepreneurial firms were particularly dynamic and that they should not be induced to sell their firms by the new wealth tax (see Gattaz (1999)).

However, this exemption did not solve all family businesses' issues with the new tax, because non-managing family members often happen to have a significant stake in the firm. In theory, the wealth tax may force them either to sell their shares to outsiders, at the expense of the continuation of the family business, or to ask for more dividends from the firm, at the expense of future investments if the firm is not willing to resort to external finance.⁷⁵ Moreover, the exemption of entrepreneurs' assets provided an incentive to delay the founder's retirement⁷⁶.

While the tax was dropped in 1986, it was re-enacted in 1988 under the name of Impôt de Solidarité sur la Fortune (ISF), with exactly the same exemption conditions. The tax regime for family shareholders did not change until 2003, when the system of shareholders' agreements we mentioned above was extended to the ISF. It allowed for a 50% exemption of family business assets from non-managing family shareholders' tax liability. This exemption was further increased to 75% in 2005. The scheme became rapidly popular since in 2008, 9,125 shareholders' agreements had been signed in order to benefit from the ISF exemption, for an estimated fiscal loss of 104 million euros, according to the law of finances for the year 2009.

2.3.3.3 The evolution of corporate governance

A short history of French company law is provided in Merle (2008). The landmark reform in the postwar era was the law of the 24th of July 1966. Company law had barely changed since the creation of the "Société Anonyme" (SA) in 1867 and the "Société Anonyme à Responsabilité Limitée (SARL)" in 1926. As documented in Guinnane et al. (2007), the latter reform was designed to provide some further protection from expropriation risk to significant non-managing shareholders : as opposed

75. This kind of argument was suggested by Caby and Hirigoyen (2002).

76. See Conseil des Impôts (2004).

to the SA, nominations in SARL require unanimity and shares cannot be exchanged without consent of other shareholders.

However, while these companies became very popular among small-and-medium business, the introduction of Social Security after 1945 drastically tilted the incentives towards the SA because CEOs in SA are considered as employees, even when in effect the CEO owns 99% of the capital⁷⁷. In a SARL, the “gérant” is considered as an employee only if he and his family own less than 50% of the capital.

The law of 1966 was one of the first regulatory responses to several corporate scandals that had taken place since the thirties. It introduced more than 200 corporate criminal charges, imposed the certification of accounts, as well as many constraints on the procedures for the CEO nominations and other extraordinary decisions. What is striking is that most of these restrictions were imposed on both SA and SARL, whether or not firms are listed, because many corporate scandals involved small short-lived companies designed to scam banks and suppliers.

Ever since 1966, multiple reforms have contributed to toughen company law for listed firms. In opposition to this, it was regularly argued that the statutes of the law of 1966 imposed too many constraints on private firms⁷⁸. That is why in 1999, private businesses were given access to a new legal form, the Société par Actions Simplifiée (SAS)⁷⁹ : this regime gives shareholders the advantages of limited liability, but except for the fact that these firms cannot be listed, statutes are unrestricted⁸⁰.

Indeed, this kind of corporation introduces many new degrees of freedom: the CEO of a SAS may or may not be an employee of the firm⁸¹, certification of the accounts is only optional for small firms, the number of shareholders and the number of legal representatives are free, and since 2008, there is no initial capital requirement. Above all, the allocation of control and cash flow rights can be made contingent on as many events as the founders of the company want.

To a certain extent, this reform introduces some form of Common Law in the French legal tradition and it is expected by its promoters that it will boost investments in situations when several significant shareholders are on board, i.e. joint ventures and family firms⁸². Indeed, the SAS has very quickly been a success : while there

77. A SA requires the presence of at least 7 shareholders but the law does not specify a maximal concentration of shares.

78. See for example the Marini report on company law in 1996.

79. The SAS was created in 1994, but until 1999 it was restricted to joint ventures between companies and had an initial capital requirement equal to 500,000 francs.

80. In the French Code of Commerce, requirements for the SAS hold in 20 articles, relative to 43 for the SARL and 270 for the SA.

81. So that the CEO can benefit from Social Security.

82. This is the case made by Marini (1996). The large literature on law and finance (see the seminal paper by Laporta et al. (1997)) often argues that common law is superior to civil law because it gives a better protection of shareholders and thus boosts investment. This last point is

were almost no SAS in 1999, as opposed to about 170,000 SA, there were about 110,000 SAS in 2006, relative to 133,000 SA. Merle (2008) expects that eventually the only SA left will be listed firms. While the practice of company law has been revolutionized by the SAS, we do not know of any economic evaluation of this reform.

2.4 A model of owners' dynastic motivations and firm growth

Following this discussion of family-firm-friendly public policies, we now turn to the presentation of a simple model that will give us some specific predictions on the risk and size characteristics of family firms. Eventually, this will allow us to distinguish some trade-offs implied by those policies.

2.4.1 The population

Preferences We develop a one-period model. There is a population of potential entrepreneurs of mass 1. Their utility function is the following :

$$U(c, B) = \frac{(c \times B)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

where c represents monetary income, B is a private benefit superior or equal to 1, and γ is a relative risk aversion parameter comprised between 0 and 1. A share φ of entrepreneurs have family-friendly preferences. They have a private benefit equal to B (strictly greater than 1) if no external investors take part in the funding of the firm and equal to $B = 1$ if some external investors provide some funds to the firm, while regular entrepreneurs never enjoy such private benefits (B is equal to 1).

One may see this as a reduced form for the fear of a loss of control rights : the more external investors there are within a firm, the likelier it is that future generations of the family will be unable to access the CEO position⁸³. This fear may in turn be justified by the attachment to a certain management style or to the accrual of some benefits that could not be credibly provided for if the dynasty were not in control anymore. However, enjoying this private benefit does not reduce the efficiency of the

however debated by Rajan and Zingales (2003).

83. This does not mean that there never are transfers of control to outsiders in family firms. As discussed in section 2.4.8., one could easily add to the model some shock that makes a dynastic succession not feasible : for example, sudden death of the founder's progeny or the payment of estate taxes may prevent a dynastic succession even when initially no external investor has funded the firm.

firm per se, and in that sense it relates more to the concept of “amenity potential” proposed by Demsetz and Lehn (1985).

Note as well that the fear of external funding experienced by family-friendly entrepreneurs extends to equity as well as debt financing. This reflects the fact that amenity potentials from controlling the firm may also be endangered by debt covenants, active bank monitoring and the simple risk of losing control in case of default.⁸⁴

Golden shares In order to be able to run a firm, both kinds of entrepreneurs need to own a golden share, distinct from usual equity : this golden share does not finance any real investment, and it does not give rights to cash flows; in fact, it only represents the pure value of control as distinct from the value of controlled assets. This modelling device reflects the non-linearity of the relationship between ownership and control⁸⁵.

There are only l golden shares available, and l_f are initially owned by entrepreneurs with dynastic intentions. Therefore, entry can only happen through buy-outs of existing firms. We see this as an extreme form of convex capital costs⁸⁶. All entrepreneurs are endowed with one unit of wealth and, for some of them, a golden share. They face an infinite supply of risk-neutral external investors behaving competitively. We now show three different extensions of the model, one for each outcome of interest. All along, we suppose that the risk-free interest rate is set to 0.

2.4.2 Scale

Suppose there is a technology with decreasing returns to scale of the following form :

$$R = AI^\alpha$$

while the private benefit of controlling the firm for dynastic entrepreneurs is equal to 1 if I is strictly superior to 1 and to B if I is inferior or equal to 1.

A regular entrepreneur⁸⁷ will maximize

$$AI^\alpha - I$$

84. The traditional reluctance to debt financing in French family firms is well documented by Murphy (2005).

85. In their paper, Caselli and Gennaioli (2005) use a similar assumption, except that the golden share in their model is called a “license” to run a firm.

86. It also reflects the fact that the usual descriptive statistics on entry overestimate true entries in the sense that many buy-outs are included in this measure (see Picart (2008)).

87. That is one who does not enjoy particular amenity potentials from running a firm.

He will choose

$$I_m = (\alpha A)^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

He will then earn utility

$$U_m = \frac{(A(\alpha A)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - (\alpha A)^{\frac{1}{1-\alpha}} + 1)^{1-\theta}}{1-\theta}$$

Provided

$$I_m \leq 1 \Leftrightarrow \alpha A \leq 1$$

there is no difference in investment between both kinds of entrepreneurs. However if αA is greater than 1, then investment in dynastic firms may be limited to one unit invested if :

$$U_m < \frac{(AB)^{1-\theta}}{1-\theta} \Leftrightarrow B > \frac{1}{A} + (\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}})A^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} = B_{min}^I \quad (1)$$

Condition (1) implies that when the private benefit of running the firm on one's own is high, the dynastic firm will be smaller than is optimal, in the sense that the marginal monetary product of capital will be higher than the interest rate. This leads to the following prediction :

Prediction 1 : *firms whose owners have dynastic preferences choose a lower production level.*

2.4.3 Risk

Suppose now the size of the investment is set to one but there is a choice between a safe return greater than 1 and a risky return, equal to R_r with probability p and 0 with probability $1-p$. We assume that the risky project delivers greater expectations :

$$pR_r > R_s$$

We suppose also that

$$R_s^{1-\theta} > pR_r^{1-\theta}$$

so that undiversified entrepreneurs choose the safe project. Because external investors are risk-neutral and face a cost of funds equal to 0, they are willing to bear all the risk of the project and so a regular entrepreneur will choose the risky project and sell 100% of equity to external investors. Because of perfect competition between investors, the regular entrepreneur earns the whole surplus of the project. His utility

is therefore :

$$U_m = \frac{(pR_r)^{1-\theta}}{1-\theta}$$

Dynastic entrepreneurs will therefore choose not to issue equity if the following condition holds :

$$U_m < \frac{(R_s B)^{1-\theta}}{1-\theta} \Leftrightarrow B > \frac{pR_r}{R_s} \quad (2)$$

Condition (2) implies that when the private benefit of running the firm on one's own is high, the dynastic firm will choose a lower risk and a lower expectation than non-dynastic firms. This gives us the next prediction :

Prediction 2 : *firms whose owners have dynastic preferences choose a lower level of revenue risk.*

2.4.4 Cash holdings

Suppose now that the size of investment can either be $\frac{1}{1+\eta}$ or 1, with a per unit return equal to R. Assume that in an interim period there is a liquidity shock with probability τ . When this shock occurs, η per unit invested in period 0 need to be reinvested in the project or else it is terminated. Entrepreneurs may let investors in the firm in period 0 and have them bear the liquidity shock in exchange for a due return in period 1. They cannot wait until the interim period and then have external investors finance the new investment need⁸⁸. We also suppose that

$$\frac{1}{1-\tau} > R > 1 + \tau\eta \quad (3)$$

so that in the absence of external investors it is not ex-ante profitable to run the big project, and that it would be ex-ante profitable for a risk-neutral investor to invest in the project. Due to perfect competition between investors, the regular entrepreneur retains all the expected surplus from the project, so he will always choose the biggest project and his utility will be :

$$U_m = \frac{[(1-\tau)R + \tau(R-\eta)]^{1-\theta}}{1-\theta}$$

The dynastic entrepreneur has two options. First, he may let investors in from period 0 and earn utility U_m . He may as well choose a smaller scale project and self-insure himself through cash holdings. In the first case, he earns utility U_m . In

⁸⁸. This assumption is made without loss of generality.

the second case, he earns utility :

$$U_f = \frac{(1 - \tau)[(\frac{R+\eta}{1+\eta})B]^{1-\theta} + \tau[\frac{R}{1+\eta}B]^{1-\theta}}{1 - \theta}$$

Clearly, as the private benefit increases, investing at a smaller scale becomes more attractive for the dynastic entrepreneur relative to letting investors in from period 0 onwards. In the meantime, it is easy to see from (3) that for B close to 1, hoarding cash is always dominated. So there exists a value of B above which dynastic entrepreneurs are induced to choose a higher level of cash holdings. Of course, this distinction will take place only when a liquidity shock has some positive probability.

This leads to the following prediction :

Prediction 3 : *firms whose owners have dynastic preferences have a higher level of cash holdings. This difference should be more pronounced in sectors with higher volatility.*

2.4.5 Market for golden shares

Discussing the possibility of a market for golden shares is important because it will give some insights on the reasons why the initial proportion of dynastic entrepreneurs who run firms can persist even when these firms have inefficient sizes.

The market for golden shares takes place at the beginning of the period. We return to the situation where entrepreneurs have to decide how big they want their firm to be and we assume that $\alpha A < 1$ (which guarantees that the optimal investment is greater than 1) and that condition (1) holds : dynastic entrepreneurs choose a suboptimal investment.

In addition to their ability to borrow once they have a firm, entrepreneurs can pledge some of the future profits to external investors in exchange for the financing of a buy-out.

On this market, idle entrepreneurs may be willing to buy a golden share provided the expected utility gain from buying a golden share is positive; on the other hand, entrepreneurs with golden shares will be willing to sell their golden share only when the expected utility gain from selling is positive.

For the market to take place, golden share exchanges must happen across types. For this reason, we assess the possibility of two scenarios.

Dynastic holders sell to non-dynastic applicants⁸⁹ Convincing these sellers would require to compensate them for the loss of the option to behave as dynastic entrepreneurs. They sell their share if :

$$\frac{(P+1)^{1-\theta}}{1-\theta} > \frac{(AB)^{1-\theta}}{1-\theta} \Leftrightarrow P > AB - 1 = P_{min}$$

On the other hand, non-dynastic applicants are willing to buy a share if :

$$\begin{aligned} \frac{1}{1-\theta} &< \frac{(A[\frac{1}{\alpha A}]^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} - (\frac{1}{\alpha A})^{\frac{1}{\alpha-1}} + 1 - P)^{1-\theta}}{1-\theta} \\ \Leftrightarrow P &< A(\alpha A)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - (\alpha A)^{\frac{1}{1-\alpha}} = P_{max} \end{aligned}$$

There will be some trades if :

$$P_{min} < P_{max} \Leftrightarrow AB - 1 < A(\alpha A)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - (\alpha A)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (5)$$

But this goes exactly contrary to condition (1) : when dynastic entrepreneurs' investments are suboptimal, there cannot be a market where they can find sellers who would implement the optimal scale. Non-dynastic applicants will not be willing to pay a golden share at a convincing price for a dynastic holder.

Non-dynastic holders sell to dynastic applicants. Dynastic applicants should be willing to buy a golden share from non-dynastic holders at a convincing price since this would allow them to behave as dynastic entrepreneurs. Non-dynastic holders would sell their shares if :

$$\begin{aligned} \frac{(P+1)^{1-\theta}}{1-\theta} &> \frac{(A(\alpha A)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - (\alpha A)^{\frac{1}{1-\alpha}} + 1)^{1-\theta}}{1-\theta} \\ \Leftrightarrow P &> A(\alpha A)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - (\alpha A)^{\frac{1}{1-\alpha}} = P_{min} \end{aligned}$$

On the other side of the market, dynastic applicants face an additional constraint since borrowing to buy a share prevents them from enjoying the private benefit B. So they may want to reduce their investment to a size $\beta < 1$, in order to buy the golden share. This share β must be such that :

$$\beta + P = 1$$

⁸⁹. By non-dynastic applicants we mean applicants with no inclination to start a dynasty.

Then they will buy a golden share if :

$$\begin{aligned} \frac{1}{1-\theta} &< \frac{[(A\beta^\alpha + 1 - \beta - P)B]^{1-\theta}}{1-\theta} \\ \Leftrightarrow P &< 1 - (AB)^{-\frac{1}{\alpha}} = P_{max} \end{aligned}$$

Therefore, there will be some trades if :

$$P_{min} < P_{max} \Leftrightarrow B > [A^{\frac{1}{\alpha}} + (\alpha^{\frac{1}{1-\alpha}} - \alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}})A^{\frac{1}{\alpha(1-\alpha)}}]^{-\alpha} = B_{min}^{tr} \quad (6)$$

Numerical simulations reveal that for high enough values of α and A , B_{min}^{tr} is greater than B_{min}^I . This means that when the technology is very efficient or its returns to scale do not decrease fast, it becomes possible that existing dynastic holders of golden shares prefer to act as dynastic rather than non-dynastic and yet that dynastic applicants do not find it profitable enough to buy a firm.

The intuition is the following : dynastic buyers suffer from an additional reduction in size with respect to old dynastic firms, because they have to finance the buy-out out of their own funds. The greater the efficiency of the firm and the less decreasing the returns to scale, the more sacrifice will the dynastic applicants have to make in order to buy a firm. Eventually, the sacrifice will be so big that they will not be willing to pay the minimum price acceptable by non-dynastic holders of golden shares.

So we have proved that the initial distribution of golden shares may persist even when it yields inefficient scale from the point of view of monetary output.

2.4.6 Welfare discussion

If there are no externalities in the economy, there cannot be any Pareto-improvement on an initial situation where some of the entrepreneurs with golden shares have dynastic preferences. This is because dynastic entrepreneurs always have the choice to behave as regular entrepreneurs. When they do not, it is because their utility as a dynastic entrepreneur is greater than their utility as a regular entrepreneur : then, a social planner would not be able to duly compensate them in exchange for the loss of the private benefit.

However, if the goal of the social planner is to maximize pecuniary output, then an improvement would consist in giving dynastic entrepreneurs incentives to sell their golden share. Another way to obtain the same result would be to assume that private investment generates a positive externality on the productive efficiency of the economy, as is the case in AK growth models.

We have assumed that entrepreneurs could be provided with perfect insurance. However, in general, unemployment insurance is provided through taxation. To a certain extent, dynastic firms provide partial insurance to their workers without being duly compensated for that. This is because dynastic entrepreneurs exert then a positive externality on the economy through a reduction of the taxation needed to fund unemployment insurance.

2.4.7 Position with respect to competing theories

Agency costs

The main theoretical argument underlying the existence of family firms is the presence of large agency costs between shareholders and managers (see Burkart et al. (2003)). The main prediction of that literature is that firms in which managers are unchecked by shareholders take the decisions that suit managers' objectives rather than the shareholders' ones. The specificity of family firms should therefore depend on the degree to which managers and shareholders differ in their preferences.

In a famous contribution, Jensen (1986) suggests that unchecked managers will engage in inefficient over-investment and hoard cash rather than pay dividends in order to finance these investments. According to this hypothesis, family firms should have a lower scale and hoard less cash than regular firms. Our model shares the former prediction but not the latter : we predict that cash holdings should be higher in family firms.

Other contributions on managers' preferences come to conclusions that differ from Jensen (1986) : Bertrand and Mullainathan (2003) empirically find that, rather than being empire-builders, managers want to "live the quiet life", by which they mean that they want to differ important decisions, be they shutdowns or openings of new plants. In this view, unchecked managers will have no effect on firm size, but will take less risks.

In conclusion, one can say that none of our predictions are not unambiguously supported by the theory of agency costs.

Firm-specific human capital

A theoretical foundation of the existence of entrepreneurial dynasties is that firm-specific human capital is transmitted from father to son. This argument suggests that there should be an efficiency loss following an outside succession relative to an internal one. To the extent that firm-specific managerial investments are complements with

other inputs⁹⁰, this would suggest a reduction in the size of the firm following a non-dynastic succession, which goes contrary to our prediction.

Implicit contracts within the firm

Sraer and Thesmar (2007) argue that family firms take less risks because they are capable of credibly engaging themselves into implicit risk-sharing contracts with their workforce. Our model shares some of these conclusions in the sense that risk-taking should be lower in family firms. But this theory does not have specific predictions on the size of family firms : there is no trade-off between risk and growth in this theory.

Financial constraints

Boucly et al. (2009) suggest that family firms are more credit-constrained than regular firms, which explains their smaller size. Even though their focus is mainly on scale rather than risk or financial management, the predictions of their theory in the presence of risk would clearly be the same as ours : the relationship between credit constraints and fewer risk-taking has been simply exposed by Michelacci and Schivardi (2008), while the existence of cash holdings has been usually interpreted as the result of the interaction between idiosyncratic risk and financial constraints (see chapter 5 of Tirole (2006)).

The difference with our model is that they suppose that family firms' lack of external finance is driven by external finance supply factors : banks do not trust families enough. But in fact, there may also be reasons why family firms are deemed more trustworthy⁹¹. For this reason, we prefer to model family firms' lack of external finance as demand-driven : these families just prefer to be on their own.

Diversity of risk attitudes

A situation where family firms have more risk-averse owners than usual may share some of the predictions of our model⁹². However, we should expect that more risk-averse owners have a greater portion of assets financed by external investors since this leads to bearing a smaller part of the firm's idiosyncratic risk. Therefore external finance⁹³ must be costly for this mechanism to work. In the longer run however, this explanation cannot account for the persistence of family firms : absent private

90. Which is generally assumed in the literature on management capital, for instance in Lucas (1979)

91. See Ellul et al. (2007), already cited above.

92. Even though one does not see why family firms should intrinsically have owners with greater risk-aversion.

93. Or, for that matter, insurance devices.

benefits, potential entrepreneurs with lower risk-aversion could easily propose an acceptable price for the golden share of the family firms' owners so that eventually the latter form of enterprise should disappear.

2.4.8 What does the model say about the identification of family firms' effects ?

The three main predictions of our model are essentially static, so that they lend themselves well to a cross-sectional estimation. However, because cross-sectional differences between family and regular firms may hide some unobserved heterogeneity, we will also use losses of a firm's family status as a robustness check to our cross-sectional results. Yet such a step raises a new concern : how could we account for such status changes in our model since the simple hypothesis we made led to the conclusion that family-friendly entrepreneurs should never want to sell their firm and always be able to transfer their firm to their children ?

It is beyond the scope of this chapter to provide a dynamic version of our model. However, our intuition is that family-friendly owners, when they need liquidity, may sell their firm. We mentioned in section 3 that such liquidity needs may be particularly important at the time of the death of the elder family members, either because sizeable estate taxes have to be paid or because civil law and company law do not allow for a flexible enough sharing of the firm's control rights and amenity potentials. These liquidity needs would in turn reduce the price at which family-friendly owners will be willing to sell their golden share. If on the demand side, family-friendly applicants are too reluctant to take on debt in order to buy these golden shares, then there will be an opportunity for a switch of firms from a family-friendly status to a regular status.

It does not mean that all the external CEO transitions we will observe are due to the death of the founder. Family-friendly owners may also want to sell the firm before the death of the founder occurs by anticipation of future liquidity needs and in order to avoid a fire sale. The empirical counterpart of this theoretical mechanism is that the identifying power of external CEO transitions crucially hinges on the exogeneity of owners' liquidity needs with respect to the firm's perspectives.

With this caveat in mind, on which we will come back later in this chapter, we may now turn to the empirical test of our theoretical predictions.

2.5 Data description

2.5.1 Data sources

2.5.1.1 Cross-sectional and Longitudinal sample

As already explained in the introduction, our analysis relies on both cross-sectional and longitudinal evidence. Our definition of dynastic firms is that these must have experienced a within-family CEO turnover conditional on having experienced at least one CEO turnover. One of this definition's drawbacks is that we cannot properly consider founder-led firms in our analysis, contrary to the previous literature on listed family firms. One reason for this choice is data-driven : in France, it is impossible to gather extensive information on the identity of the original founder of a private firm. A more conceptual argument is that founder-led firms are bound to experience a CEO turnover at some point in their life cycle. Of course, this CEO turnover may happen at very different stages of a firm's development. But we can control for that using our knowledge of any firm's creation date.

Our cross-section of firms is designed in order to have both a sufficient amount of CEO turnover prior to our window of analysis and also a sufficient amount of observation years once a CEO turnover was observed. We have collected data on CEO changes from 1994 onwards and we have accounting data until 2006. Therefore, we built our cross-sectional sample using the firms that have experienced a CEO turnover between the years 1994 to 1999, while our window of analysis goes from 2000 to 2006. In parallel, our longitudinal sample is composed of all the CEO successions we observe from 1996 to 2003. We now turn to the methodology we used in order to track CEO successions.

2.5.1.2 Identifying successions

In a first stage, we collected data on CEO successions happening between 1994 and 2005 for French firms. We identified CEOs' names for every French firm using the DIANE dataset published every month by the Bureau Van Dijk. This dataset compiles all the corporate information to be transmitted to commercial courts : accounts, address, and ID of the CEO. It also gives the SIREN identification number of the corresponding firm, which proves very convenient for matching with other firm-level datasets. All in all, about 90% of firms with more than 100 employees and 75% of firms between 20 and 49 employees are included in that dataset⁹⁴.

94. These figures come from a comparison we made between the fiscal dataset BRN and the DIANE dataset. A significant part of the discrepancy comes from the fact that the BRN file includes many non-commercial entities.

Comparing each DIANE dataset from month to month, we were able to identify the time of a CEO succession for a given firm. This strategy is possible in the French case because, for firms with more than 20 employees, a majority of the business transfers involving a CEO change are done through the purchase of the firm's shares⁹⁵, so that the legal entity remains the same and the SIREN identifying number does not change on such occasions.

While this strategy is convenient for French firms, it is problematic in the case of subsidiaries of foreign firms : in these cases, the quality of names' typing is very bad and this leads to a severe overestimation of the number of successions. In order to get rid of this problem, we decided to exclude those firms whom we know, through our ownership data, that they belong to foreign business groups.

Given the occurrence of a succession, we compared the spouse and maiden names of both the departing and the incoming CEO in order to track the family status of each CEO transition. We defined as family successions those successions where the last name of the incumbent CEO was the same as that of the departing CEO. We should stress here that the DIANE dataset does not allow us to distinguish a son-in-law from a professional manager. Assuming that in-laws' performance as managers ranges between those of regular family members and those of professional managers, this omission should only bias our estimates towards zero. More importantly, it is questionable whether in-laws should be considered as dynastic managers, as one cannot rule out that the marriage market acts as a market for professional CEOs.

As we want to be able to compare the identity of successive individuals, we did not consider cases where individuals were replaced as CEOs by a corporation⁹⁶. We also removed some SARL companies for which there is more than one CEO⁹⁷.

2.5.1.3 Ownership data

French firms are likely to belong to a business group and in some cases, this will deprive official CEO transitions from any economic meaning. In particular, we want to avoid firms owned by foreign groups (due to incorrect name typing) or state-owned

95. This is due to the fact that direct purchases of assets and "fonds de commerce" are more heavily taxed than the purchase of shares (See Serlouten (2008)). Note that only the former are counted as "business transfers" by the National Institute of Statistics, which makes it impossible to use the SINE (Système d'Informations sur les Nouvelles Entreprises) survey for our purpose. A report by the Ministry of Finances (see DECAS (2000)) suggests that for firms with less than 20 employees, INSEE traces only a third of all business transfers. The figure is probably much lower for firms with more than 20 employees.

96. As can be the case for the Sociétés par Actions Simplifiée since August 1999, albeit residually in our sample period.

97. In these cases, the firm is led by several "Co-Gérants". Again, this case is residual in the data we have.

firms. Furthermore, the meaning of a CEO transition may be very different when a firm is listed or belongs to a listed firm, and when it is not : in the latter case, because separation between management and control is very unlikely⁹⁸, it is also very probable that a CEO transition to a professional manager is driven by a surrender of control by the initial owners; therefore, in this subsample, we can be quite certain that outside successions occur in firms where shareholders had to decide between keeping the management within the family or selling the firm to an outsider⁹⁹.

That is why it is crucial to get some data on firms' shareholding structure. We retrieve such information from two sources. The first source is the LIFI survey run by INSEE : it gives all the shareholding links (both direct and indirect) between French firms provided one of them is large enough (more than 500 employees or more than 45 million euros). The second source is DIANE. This dataset lists shareholding links for smaller firms. We kept firms belonging to foreign or state-owned business groups out of the sample. We can also distinguish firms with subsidiaries and check that these firms do not drive our longitudinal results. We cannot go further than that for the longitudinal sample since good coverage of middle-sized firms in both sources starts from the year 2000. However, since our cross-sectional sample is made of firms alive in 2000, we will be able to use more shareholding details, such as the direct or indirect owning of shares by the CEO of the firm.

2.5.1.4 Accounting data

Since the DIANE dataset also contains the national identification number of each firm, we were able to match our dataset of successions with other firm-level datasets. In order to collect precise information on the firms' characteristics, we used the Bénéfices Réels et Normaux dataset, compiled by the French National Institute of Statistics (INSEE). This dataset is a recollection of all firm-level data collected by the fiscal administration. Therefore, this dataset is exhaustive and contains very detailed and accurate accounting information on French firms. This allows us to obtain yearly variables such as sector, firm size, sales, assets, profits, financing patterns, etc., for any year between 1993 and 2006.

98. This is because 1) in private businesses, there exists almost by definition a controlling individual or a controlling family when one uses the common definitions of control; 2) according to Bennedsen et al. (2004), more than 90% of Danish businesses with a controlling individual or family are managed by this individual or a member of that family.

99. Which could either be an individual or another firm or a private equity fund.

2.5.1.5 Personal Variables

Kimhi (1999) stresses that CEO changes in family businesses are likely to be more related to the actual CEO's life cycle than to firm characteristics. Unfortunately, there is no centralized source in France detailing CEOs' birth dates. We were however able to collect this information for some of them from three different sources : the DIANE dataset, the individual payroll tax files (INSEE-DADS) and the official company register (SIRENE-INSEE). In the end we were able to obtain retiring CEOs' birth years in only 30% of the successions. For this reason, we do not use CEO's age in our regressions. However, it will be useful in the estimation of dynastic firms' prevalence because it gives us a rough estimate of differences in CEO tenure between dynastic and regular firms.

2.5.1.6 Estimating Firms' Resale Value

CEO successions are intimately related to the market for corporate control : many external CEO transitions correspond in fact to firm buy-outs. For this reason, we deemed necessary to have a measure of the buy-out market level of activity, such as Tobin's q . The problem is that a majority of firms in our sample are private firms so that it is not possible to use traditional methods for that purpose.

However, valuating private firms is the job of private equity funds and tax authorities alike so that it appears reasonable to mimic the methods they use. In particular, the transaction multiples method looks appropriate for our purpose : it consists in constructing value multiples from observed prices in past transactions for comparable firms and then multiplying the relevant accounting indicator for the firm we are interested in by the corresponding value multiple. We use this method in order to compute estimates of Tobin's q for each of the firms in our sample one year before the succession.

As is usually said by practitioners, the transaction multiples method is more art than science in the sense that it is difficult to find a comparable match for a given private firm. However, we as econometricians are more comfortable with that problem since it is common in the Evaluation literature : when using propensity score methods, econometricians try to guess what a control observation would have become had it been treated using the outcomes observed for very similar but treated observations. In our case, the treatment consists in being sold on the market and the outcome we want to guess is the price at which unsold firms could have been sold.

Obtaining transaction values From the LIFI survey on business groups, we obtain the transaction value of firms bought each year by another firm, provided the

latter firm is big enough either in terms of employment¹⁰⁰, sales¹⁰¹ or financial portfolio¹⁰². In order to retrieve the transaction values from this survey, we use the method proposed by Picart (2002). Each year, the survey asks parent firms about the book value of every firm for which they own shares. Since accounting standards require that the book value of this portfolio be equal to the transaction value, we know the occurrence and the value of a transaction for those cases through comparison of parent firms' holdings from one year to another : when a firm was not part of a parent firm's portfolio in $t - 1$ and appears in its books in t , we assume that some of its shares were bought by the parent firm in t . In order to avoid misclassifications, we only consider target firms that already paid corporate taxes in $t - 2$ and were not previously owned by a firm belonging to the parent firm's business group.¹⁰³

We only use data from 1995 to 2002 because the sampling of the survey was basically the same in that period and also because we are interested in the state of the buy-out market mainly prior to the CEO successions we observe. Eventually, we have transaction values for about 2,500 firms for each year from 1995 to 2002. Then, we match this information on deal values with the corresponding book value of the target firm as registered in the corporate tax files. Since we only have unconsolidated accounting data, it seems relevant to use Market-to-Book ratios rather than Price-Earning ratios¹⁰⁴.

Matching procedure Our matching procedure is close to the one used by Boucly et al. (2009) : for each firm in our succession sample, we look for at least 5 firms that were bought in the year previous to the succession; we eliminate firms that do not correspond to the same 4-digit sector provided we still have at least 5 potential matches, and repeat the same elimination for coarser and coarser sector groupings ; once this is done, we eliminate bought firms for which employment is +/- 50% the employment of the firm in our succession sample, provided that we still end up with at least 5 potential matches. Finally, for sample firms still having more than 5 matches, we estimate a propensity score on the probability to be in our sample using the Log of Total Assets, the Debt over Assets rate and the Return on Capital Employed as covariates and then we keep only the 5 nearest neighbors. Once we have identified these comparable firms, we compute the mean of the logarithm of the

100. More than 500 employees.

101. More than 45 million euros.

102. More than 1.5 million euros

103. We also eliminate target firms with more than one third of their assets composed of financial holdings, as well as those classified as holdings according to INSEE, and those whose equity is less than 5% of Total Assets.

104. See Picart (2002) for a test of the relative precisions of asset and earnings measures when using unconsolidated accounting data.

Market-to-Book across the 5 “twins” of each firm present in our sample. This gives us our final estimate for the market-to-book ratio of a given firm prior to a CEO transition, regardless of the effective status (dynastic or not) of the succession.

2.5.1.7 Building the Cross-Sectional Sample

For our cross-sectional study, we restricted the sample to firms with more than 20 employees in 2000 neither state-owned nor foreign-owned, which means about 46,652 firms. On this sample, we recorded all the CEO successions that occurred between 1994 and 1999, using the method described above. For 26% of the firms, we could detect the occurrence of a CEO change. Among the firms having experienced a CEO change, we distinguish as “dynastic” those that have experienced a CEO transition within the family while we call “regular” those that have only experienced external CEO transitions. We will consider that the remaining firms are “undetermined” firms, which includes founder-led firms but also firms whose CEO has been in the position for more than 6 years but yet is not the founder. We will keep those firms in the sample because they will be useful reference points in our regressions¹⁰⁵.

Using these definitions, we find that among firms that have experienced a succession between 1994 and 1999, 26% are “dynastic”, which represents only about 8% of all firms with more than 20 employees. However, for purposes of describing the prevalence of “dynastic” firms in the French economy, we also propose a method in order to know more about the group of “undetermined” firms.

Identifying the share of founder-led firms We can identify the size of the group of founder-led firms if we make some assumptions on the age of founders at firm entry and retirement. In order to do this, we need to precisely identify at least one sub-population of founder-led firms : our idea is that firms that have the name and surname of the actual CEO are founder-led firms. We have identified in our succession sample 382 firms for which this is the case, which is enough to provide a rough estimate of founders’ mean tenure. For this sub-group, we compute an annual founder departure hazard rate p_f .

This allows us to estimate the probability that conditional on the firm being created in year s , it is still run by the founder in the year 2001 : $s_f^s = (1 - p_f)^{2000-s}$. The total share s_f of founder-led firms in 2000 is then such that :

$$s_f = \frac{\sum_{s=s_{min}}^{s=s_{max}} n_s s_f^s}{\sum_{s=s_{min}}^{s=s_{max}} n_s}$$

105. In fact, none of our results change when we exclude those firms.

From our data on eponymous firms, we can estimate that the average founder CEO's tenure is 25 years, which gives us $p_f = 0.04$. Using this estimate for the whole cross-sectional sample we find that the share of founder-led firms is $s_f \simeq 0.44$.

Identifying the share of dynastic and regular firms The remaining uncharacterised firms are not run by their CEO and should thus be split between the groups of “dynastic” and “regular” firms. The problem is that we cannot simply use the fraction of dynastic firms observed among those that have experienced a family CEO succession between 1994 and 1999, because average CEO tenure is longer in dynastic firms. Conditional on a given window of observation, the probability that we observe a CEO succession in a dynastic firm is then lower than in a regular firm.

Thus, estimation of the real weight of dynastic firms requires further steps. Assume that there are d dynastic firms and r regular firms. Assume as well that there is an exogenous annual probability of a CEO turnover, p_d for dynastic firms and p_r for regular firms. For a window of observation of length l , we know that the observed share s_{obs} of dynastic firms conditional on a succession being observed during the window of observation is such that :

$$s_{obs} = \frac{(1 - (1 - p_d)^l) * d}{(1 - (1 - p_d)^l) * d + (1 - (1 - p_r)^l) * r}$$

From this, we can estimate that the true fraction of dynastic firms among non-founder-led firms s_{real} is such that :

$$s_{real} = \frac{d}{r + d} = \frac{(1 - (1 - p_r)^l) \times s_{obs}}{(1 - (1 - p_r)^l) \times s_{obs} + (1 - (1 - p_d)^l) \times (1 - s_{obs})}$$

From this equality, we can check that the observed share of dynastic firms approaches the true share as the window of observation goes to infinity. We can also see that when the annual probability of a CEO turnover is lower in dynastic firms their observed share is underestimated.

Using our data on departing and arriving CEOs' age difference, we can estimate average CEO tenure as being equal to 18.7 years in dynastic firms while it is equal to 5.8 years in regular firms. Thus, we can compute that $p_r = 0.17$ and $p_d = 0.05$. Since we have $s_{obs} = 0.25$ and $l = 6$, we estimate that the share of dynastic firms among firms not run by their founder amounts to $s_{real} \simeq 0.44$.

Employment-weighted estimates We obtain that among firms with more than 20 employees, 44% were managed by their founder, while 25% were managed by a relative of the founder and 31% were managed by a CEO with no family ties with

the CEO. We can compute employment-weighted fractions if we assume that mean employment is the same across unobserved dynastic and observed dynastic firms as well as across unobserved regular and observed regular firms.

In that case, since average employment in the whole population in 2000 is 88.3, while it is equal to 144.7 in observed regular firms and to 75.4 in observed dynastic firms, we can compute that average employment in founder-led firms is equal to 55.3 employees. As a consequence, the respective employment-weighted fractions of founder, dynastic and regular firms are 28%, 21% and 51% : more than one employee in five works in a firm run by a relative of the founder in the private sector.

This is not far off the findings of Sraer and Thesmar (2007) who find that 16% of employees in French listed firms work under the management of an heir. Remember however that the share of dynastic firms is probably underestimated and the share of regular firms overestimated because we could not define CEO turnovers involving in-laws or nephews as family transitions.

2.5.1.8 Building the longitudinal sample

Focusing on successions themselves as event studies allows us to look at later successions, up to the year 2003. However, because the DIANE dataset is patchy, the longitudinal sample requires further data cleaning. Firstly, in order to avoid “fake” successions, i.e. changes in CEO motivated by short-term judicial or fiscal matters with no economic interpretation, we removed any succession preceded or followed within two years by another one from the sample¹⁰⁶. This implies that we restrict our final sample of successions to years comprised between 1996 and 2003. Secondly, we require that the firm has had more than 20 employees in the three years prior to the succession. This selection process is proved necessary because the DIANE dataset is not as well updated for smaller firms, which makes the identification of the CEO succession date noisier.

Through this process, we finally obtained a dataset of 15,023 observed successions, 23% of which could be identified as being transitions within a family. Note that this figure is 50% lower than in the Danish case but it is certainly due to the fact that we focus on firms with more than 20 employees while the Danish study covers the whole universe of limited liability firms : because there are more family successions as firm size decreases, this fact can explain the whole discrepancy between the two figures.

A potential problem with our sampling procedure is selection bias : firms experiencing outside CEO transitions may go bankrupt more often, which could bias our estimates if this is correlated with our outcome variables. However, in our sample,

106. Note that this is the procedure followed by Bennedsen et al. (2007).

6.11% of firms experiencing family successions go bankrupt in the following 5 years, while it is the case for 6.58% of firms experiencing outside successions. If we look at the probability to go bankrupt at some point after the succession, the bankruptcy rate is equal to 9.40% for family successions and 9.21% for outside successions. These differences are clearly not significant, which comforts our sampling strategy.

Another potential confounding factor comes from business groups. Following a CEO turnover, a firm with subsidiaries might be reorganised in such a way that assets, employees or sales are repatriated from the subsidiaries to the parent firm. This could bias our estimates of the effect of successions on firm scale. That is why as a robustness check, we replicate all our regressions in a subsample of firms owning no subsidiaries prior to the succession according to the LIFI survey (about 91% of all successions).

2.5.2 Descriptive statistics

Cross-sectional sample

Descriptive statistics for the cross-sectional sample are given in Table 2. The striking fact is that dynastic firms are smaller : sales, employment and assets are about twice as small as in regular firms. Though the difference in size is partly driven by firms in top percentiles of the size distribution, differences in logarithm would also confirm the magnitude of the size difference. The size gap holds even though dynastic firms are older by about 4.5 years. The age difference is most probably a consequence of the sampling strategy : since we can define firms' status only once they have experienced a succession and CEOs have longer tenures in dynastic firms, it is a mechanical consequence that dynastic firms are older than regular firms in our sample¹⁰⁷.

These facts about scale have already been described by Sraer and Thesmar (2007) in the context of listed firms. More surprising is the absence of difference in the Return on Assets¹⁰⁸ between the two groups. This seems to be in contradiction with the previous literature stating that family firms are more profitable. We discuss this point further below.

Regarding financial management indicators, leverage is lower by about 7 points while the cash ratio is higher by about 2 points in dynastic firms relative to regular firms. These differences are completely in line with the predictions of our model.

Ownership statistics are also very revealing. While regular firms are younger,

107. This age bias makes it necessary to control for firm age as a robustness check in our regressions

108. Computed as the ratio of EBITDA over Assets (i.e. the sum of equity plus debt plus amortizations minus trade payables).

Table 2.2: Descriptive statistics for the cross-sectional sample

	Nb. Firms	Mean	Q25	Q50	Q75
PANEL A : REGULAR FIRMS					
<i>Employment</i>	9182	160	32	48	108
<i>Sales (M Eur)</i>	9182	38.68	3.41	7.52	17.68
<i>Economic Assets (M Eur)</i>	9182	21.85	1.25	2.81	7.63
<i>Debt/Assets</i>	9182	0.4	0.23	0.37	0.53
<i>Cash/Assets</i>	9182	0.11	0.01	0.05	0.16
<i>ROA</i>	9182	0.09	0.02	0.08	0.16
<i>Sales Volatility</i>	9182	0.123	0.032	0.072	0.145
<i>Employment Volatility</i>	9182	0.117	0.028	0.065	0.132
<i>Assets Volatility</i>	9182	0.182	0.045	0.104	0.216
<i>Firm belongs to a listed group</i>	9182	0.183			
<i>CEO is a shareholder</i>	9182	0.239			
<i>Firm age (in 2000)</i>	9181	26.7	12	21	35
<i>Age difference with previous CEO</i>	1599	5.8	0	3	13
<i>Actual CEO's age (in 2000)</i>	6771	49.2	44	50	55
<i>Previous CEO's age (in 2000)</i>	1855	55.4	49	55	62
PANEL B : DYNASTIC FIRMS					
<i>Employment</i>	3064	76.4	28	41	66
<i>Sales (M Eur)</i>	3064	12.68	2.72	5.17	11.10
<i>Economic Assets (M Eur)</i>	3064	6.13	1.16	2.26	4.71
<i>Debt/Assets</i>	3064	0.34	0.20	0.30	0.44
<i>Cash/Assets</i>	3064	0.13	0.02	0.09	0.21
<i>ROA</i>	3064	0.09	0.03	0.08	0.14
<i>Sales Volatility</i>	3064	0.106	0.03	0.066	0.129
<i>Employment Volatility</i>	3064	0.097	0.025	0.058	0.114
<i>Assets Volatility</i>	3064	0.148	0.041	0.09	0.177
<i>Firm belongs to a listed group</i>	3064	0.028			
<i>CEO is a shareholder</i>	3064	0.67			
<i>Firm age (in 2000)</i>	3064	31.2	17	28	39
<i>Age difference with previous CEO</i>	811	18.7	5	25	29
<i>Actual CEO's age (in 2000)</i>	2518	44.8	37	43	51
<i>Previous CEO's age (in 2000)</i>	882	63.1	58	65	70
PANEL C : UNDETERMINED FIRMS					
<i>Employment</i>	34406	79.7	28	40	63
<i>Sales (M Eur)</i>	34406	14.99	2.43	4.59	9.92
<i>Economic Assets (M Eur)</i>	34406	6.19	0.93	1.84	3.93
<i>Debt/Assets</i>	34406	0.38	0.23	0.35	0.5
<i>Cash/Assets</i>	34406	0.13	0.02	0.08	0.21
<i>ROA</i>	34406	0.10	0.03	0.09	0.16
<i>Sales Volatility</i>	34406	0.110	0.031	0.069	0.135
<i>Employment Volatility</i>	34406	0.108	0.027	0.063	0.126
<i>Assets Volatility</i>	34406	0.164	0.043	0.098	0.196
<i>Firm belongs to a listed group</i>	34406	0.043			
<i>CEO is a shareholder</i>	34406	0.577			
<i>Firm age (in 2000)</i>	34402	22.5	10	18	30
<i>Actual CEO's age (in 2000)</i>	26463	52.2	46	52	57

Note : Economic Assets are computed as Tangible plus Intangible Fixed Assets plus Working Capital. The denominator for ROA, Cash to Assets and Debt to Assets ratios is Equity plus Amortizations plus Total Debt minus Trade Payables. Debt is computed as Total Debt minus Trade Payables. Cash is computed as Current Account deposits plus Liquid Financial Assets. ROA is computed using EBITDA in the numerator. Sales and Employment Volatility are computed using the definition by Castro, Clementi and MacDonald (2008). Sources : BRN, LIFI, DIANE.

they are about 6 times more likely to be listed or to belong to a business group in which at least one firm is listed. Consistent with this is the fact that CEOs of dynastic firms are 3 times more likely to have a significant stake in their firm than CEOs of regular firms. Of course, several stories are compatible with these figures : either dynastic firms are reluctant to relinquish some control by diluting the founding family's shares or it can just be that being widely-held directly prevents a firm from becoming dynastic.

We also present descriptive statistics for the group of firms for whom the dynastic status could not be assessed (Panel C). Again, these descriptive statistics should be seen as weighted averages over firms that should have belonged to Panels A and B and founder firms. In Appendix B, we estimate that about 60% of firms within this group are run by their founder. For this reason, the main characteristic of these firms is that they are younger than firms in panels A and B. This young age should account for a substantial portion of these firms' smaller size. Finally, because this sample includes all firms whose CEO was already in his position in 1994, the average CEO age is higher than in panels A and B.

Longitudinal sample

Descriptive statistics for the succession sample are given in Table 3. The main characteristic of our sample is that dynastic successions occur in smaller firms : these are about 60% smaller in terms of sales and half smaller in terms of number of employees. This is not surprising, as in Bennedsen et al. (2007) Danish firms experiencing dynastic rather than professional CEO successions were more than five times smaller in terms of assets. Note however that this difference mainly comes from the very top of the distribution : the median employment is roughly similar.

On the other hand, and still not so surprisingly, family successions occur in older firms : on average, dynastic firms are 3.5 years older at the time of succession. One rationale for this is that the pool of potential family managers takes more time to mature than the pool of potential outside CEOs.

Another striking fact is that the Market-to-Book ratio of a firm is significantly higher when there is an outside succession than when a family succession occurs : the difference between family and outside successions represents about 10% of the interquartile range of our Market-to-Book variable. This "market timing" of outside CEO transitions may have two very different explanations : a "rational" view would be that these prices reflect real profit expectations, in which case it will be necessary to control for this measure in our regressions as a robustness check ; but this "market timing" may also reflect some market failures, either because it reflects some time-

Table 2.3: Descriptive statistics for the longitudinal sample

	Nb. Successions	Mean	Q25	Q50	Q75
PANEL A : OUTSIDE SUCCESSIONS					
<i>Employment</i>	11586	131.5	31	44.3	90.3
<i>Sales (M Eur)</i>	11586	25.22	3	6.29	13.65
<i>Economic Assets (M Eur)</i>	11586	14.9	1.08	2.19	5.6
<i>Debt/Assets</i>	11586	0.4	0.25	0.38	0.54
<i>Cash/Assets</i>	11586	0.11	0.02	0.07	0.16
<i>ROA</i>	11586	0.1	0.04	0.09	0.16
<i>Estimated MtB ratio (log)</i>	11329	0.18	-0.02	0.14	0.36
<i>Sales Volatility</i>	11586	0.115	0.048	0.082	0.140
<i>Employment Volatility</i>	11586	0.113	0.046	0.078	0.137
<i>Assets Volatility</i>	11586	0.174	0.069	0.121	0.211
<i>Firm belongs to a listed group</i>	11586	0.155			
<i>Firm age</i>	11586	26.5	13	21	35
<i>Age difference with previous CEO</i>	2913	8.35	1	8	16
<i>New CEO's age</i>	8866	47.1	41	47	53
<i>Departing CEO's age</i>	3302	55.7	50	56	62
PANEL B : DYNASTIC SUCCESSIONS					
<i>Employment</i>	3437	64.5	28.33	39.33	57.33
<i>Sales (M Eur)</i>	3437	9.65	2.57	4.64	9.96
<i>Economic Assets (M Eur)</i>	3437	4.34	1.03	1.96	4.03
<i>Debt/Assets</i>	3437	0.36	0.22	0.34	0.47
<i>Cash/Assets</i>	3437	0.12	0.02	0.08	0.18
<i>ROA</i>	3437	0.1	0.05	0.09	0.14
<i>Estimated MtB ratio (log)</i>	3398	0.14	-0.04	0.12	0.30
<i>Sales Volatility</i>	3437	0.101	0.047	0.075	0.124
<i>Employment Volatility</i>	3437	0.097	0.043	0.072	0.119
<i>Assets Volatility</i>	3437	0.138	0.058	0.097	0.161
<i>Firm belongs to a listed group</i>	3437	0.013			
<i>Firm age</i>	3437	30	16	27	38
<i>Age difference with previous CEO</i>	1301	20.3	9	26	29
<i>New CEO's age</i>	2819	42.2	35	40	48
<i>Departing CEO's age</i>	1443	62.2	59	63	68

Note : Economic Assets are computed as Tangible plus Intangible Fixed Assets plus Working Capital. The denominator for ROA, Cash to Assets and Debt to Assets ratios is Equity plus Amortizations plus Total Debt minus Trade Payables. Debt is computed as Total Debt minus Trade Payables. Cash is computed as Current Account deposits plus Liquid Financial Assets. ROA is computed using EBITDA in the numerator. Sales and Employment Volatility are computed using the definition by Castro, Clementi and MacDonald (2008). Firm age and CEO's age are computed at the time of the succession while all other indicators are averages over the three years prior to the succession. The Market-to-Book ratio is computed one year before the succession using the transaction multiples method (see details in text). Sources : BRN, LIFI, DIANE

varying liquidity of the market for private firms or because it is the result of buy-out fads, but in both cases there might be a disconnection between the MtB ratio and future profit expectations of the firm. This difference in market premium is not paralleled by a similar difference in current profitability : for each kind of succession, the ROA prior to succession date is roughly equal to 10%.

In our sample, we also look at some qualitative characteristics of successions. CEO's age is a particularly distinctive feature of both kinds of successions : they happen at an older age and the age difference between incumbent and arriving CEO is much higher in dynastic successions. Again, this probably reflects the fact that the timing of CEO transitions in family firms is driven as much by family life cycle considerations as by purely economic considerations.

2.6 Conceptual issues

2.6.1 Identifying the effect of dynastic management

2.6.1.1 Cross-sectional identification

Our baseline estimated equation is of the following OLS form :

$$Y_{it} = \alpha_d Dyn_i + \alpha_u Indet_i + \beta X_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

where Dyn_i is one if the firm has experienced a family succession and zero if not, $Indet_i$ is one if the firm has experienced no succession between 1994 and 2000 and zero if not¹⁰⁹, and X_{it} is a set of time-varying covariates. Standard errors are corrected for within-firm correlation of residuals. Our main parameter of interest is α_d since it gives us the difference between dynastic and regular firms conditional on having experienced at least one CEO turnover between 1994 and 2000.

Our identification problem comes from the fact that dynastic firms may differ from regular firms in several systematic ways. First, they may have a competitive advantage in particular sectors, due to intergenerational transmission of abilities and/or implicit contracts. If in turn, these sectors have specific optimal size, volatility or financial management, then we are facing an omitted variables bias if we simply regress outcomes on dynastic status. That is why it is essential to control for sector fixed-effects. It is of course a minimal requirement since usual market definitions cannot fully grab the specificities of an industry.

Secondly, non-dynastic and dynastic firms are the result of a long selection process : we do not observe the firms that were about to give way to an outside or a dynastic

109. Note that removing these firms from the sample does not significantly change our results.

CEO succession but disappeared before CEO turnover occurred. If such firm exits are correlated with size or profitability and if these firm exits are more probable in one of our two groups, then our cross-sectional estimates suffer from an important selection bias. A simple check of this problem is to look at bankruptcy rates across the two groups. The probability of going bankrupt at some point (i.e. before 2009) is equal to 9.43% for dynastic firms, 9.43% for regular firms and 9.55% for the group of undetermined-status firms. These very small differences suggest that selection is not so much of an issue.

Finally, it may be that our results are driven by the fact that dynastic firms are just firms with a closed ownership. It is not clear whether we should control for that since the structure of ownership is a highly endogenous variable, and the resulting estimates would be difficult to interpret. We however choose to add a specification where we control for the fact that the actual manager has a stake in the firm and the fact that the firm is listed or belongs to a listed entity.

All in all, cross-sectional results are a good starting point but clearly, selection and omitted variable biases are an issue that we can only roughly tackle. This is why we complement our study with an analysis of CEO successions.

2.6.1.2 Why successions ?

There are now several papers using event studies methodologies to analyze CEO successions. However, this strategy has had several very different interpretations depending on the “control” group that is chosen. Some papers have focused on family successions and have chosen similar firms with no contemporary experience of a family succession as a control group (Cucculelli and Micucci (2008)). Others, on the contrary, have focused on outside successions, usually leverage buy-outs, and have chosen similar firms with no contemporary experience of an outside succession as a control group (Boucly et al. (2009)).

One problem with these one-sided approaches is that there may be something in common to successions, be they external or dynastic, that is unobservable to the econometrician but that is correlated with future outcomes. This is particularly true for small-and-medium-sized firms whose life cycle is very correlated with their founder’s own life cycle (see Kimhi (1999)). In this case, the incumbent CEO’s age is a confounding variable that can bias estimates of either family successions alone or leverage buy-outs alone. Another interpretation of our sampling method is that all firms eventually have to undergo a CEO transition, so that a correct benchmark for one kind of succession can only be the other kind of succession.

The downside of our method is that we run regressions on a choice-based sam-

ple. This is why as a robustness check, we estimate the same baseline specifications with industry-and-size-adjusted variables. Industry-and-size adjustment consists in computing the annual mean of the outcome within the same 2-digit industry and the same size decile within this industry for each succession firm¹¹⁰, and subtracting the obtained value from the value of the outcome for the observation in our sample. We compute these industry-size means across all firms present in the DIANE dataset and having more than 20 employees in the three years prior to the succession date.¹¹¹

2.6.1.3 The differences-in-differences methodology

Differences-in-differences estimation is now standard in the applied economics literature. It usually refers to the analysis of a treatment for which a group of observations suddenly becomes eligible when another group, while very similar, does not see its eligibility status change in the same time. In our case, the general specification we use is :

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \gamma Fam_i \times Post_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

where α_i and δ_t are firm and year fixed effects respectively, Fam_i is one if the CEO transition is dynastic and zero if not, and $Post_t$ is one if the firm is observed more than one year after the succession¹¹².

The hypothesis of similarity of the control group must be precised : the control group may not have time-varying unobserved differences with respect to the treatment group. In order to account for serial correlation of errors (see Bertrand et al. (2004)), standard errors are clustered at firm-level, since treatment is defined here at firm-level.

One should also pay attention to the dynamics of the effect of successions. It is likely that the effects of a succession will not be immediate. For that reason, estimates based on the assumption that the effect of successions is constant after the event will underestimate the true effect of successions. This is why instead of estimating (8), our preferred equation is the following :

$$Y_{it} = \alpha Fam_i + \delta_t + \sum_{s=1}^5 \gamma_s Fam_i \times Time_s + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

where $Time_s$ is the time distance between the succession and the firm-year observation. Therefore each γ_s captures the effect of a dynastic succession on the outcome after s years.

110. Excluding the firm of interest.

111. Note that this procedure is the one used by Bennis et al. (2007).

112. Because we do not know the exact date of a CEO transition within a calendar year, we exclude from the estimation the year of the succession itself.

One of the robustness checks consists in controlling for trend differences conditional on covariates prior to the succession. The specification is then the following :

$$Y_{it} = \alpha Fam_i + \delta_t + \sum_{s=1}^5 \gamma_s Fam_i \times Time_s + \theta X_i \times Post_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

where X_i is a time-invariant characteristic of firm i and $Post_t$ indicates whether the firm is observed after the succession.

A last robustness check is to control for the existence of underlying differential trends prior to the succession and check whether these ex-ante trends are statistically significant. The corresponding specification is :

$$Y_{it} = \alpha Fam_i + \delta_t + \sum_{s=1}^5 \gamma_s Fam_i \times Time_s + \theta Fam_i \times TimeBefore_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

where $TimeBefore_t$ is a variable indicating the time distance relative to the succession if the observation is before the succession and 0 otherwise.

2.6.1.4 Endogeneity of succession decisions

There are theoretical reasons why the decision to keep the firm within the family may be endogenous. This choice is likely to be correlated with the prospects of the firm at the time of succession. In particular, owners might be forced to relinquish control of the firm for two opposite reasons. First, as in the theoretical model, if the firm is about to go bankrupt, its owners may be forced to let external investors enter the firm. This in turn reduces the probability that the firm recruits a member of the founding family as the next CEO. Secondly, if conversely the firm has a very good growth potential, it is likely that external investors attempt to make a buy-out offer that the initial owner accepts, thus leading to the recruitment of a CEO unrelated to the founding family. In the former case, external successions are likely to be negatively correlated with growth expectations of the firm; in the latter case, external successions are likely to be positively correlated with growth expectations.

A first answer to that concern is that in the only study for which a credible instrumental variables strategy has been used, that of Bennedsen et al. (2007), it has been found that family successions in Denmark are more likely to happen when profitability prospects are higher. The data we have collected does not allow me to use instruments similar to that study, that is variables describing the family structure of the owning family. However, to the extent that profit expectations are akin to growth expectations, and if family successions follow the same model in France as

in Denmark, then our estimates of the effect of family successions on firm size are biased upwards. Therefore, if it naïvely appears that outside successions generate more growth than family successions, then this result will be robust to endogeneity concerns.

A second solution to the endogeneity issue consists of all the robustness checks we have mentioned in the preceding subsections : in some specifications we adjust the outcomes for industry-and-size specific trends, which allows me to control for the component of the time-varying prospects of a firm that is common to firms within the same sector and size group ; in other specifications we allow for differential time trends prior to the succession across succession types. If, in each of those cases, the estimates do not significantly differ from the baseline specification, then it is less likely that endogeneity drives our results.

We also provide an innovative way to control for growth expectations in firms whose shares are not publicly traded, as is the case in most of our sample. It consists in controlling for the implicit Tobin's q in past buy-outs whose targets are in several respects similar to the firms in the sample¹¹³. Since for private businesses external successions are mainly triggered by buy-outs¹¹⁴, this allows me to control for those situations where a founder transfers management to an outsider because the times (reflected by Tobin's q) are good for a sell-out. One would then use the following specification :

$$Y_{it} = \alpha Fam_i + \delta_t + \sum_{s=1}^5 \gamma_s Fam_i \times Time_s + \theta Fam_i \times MtB_i + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

where MtB_i is the estimated market-to-book ratio for firm i one year before the succession. If results are driven by market timing of outside CEO successions, one would expect the estimates on γ_s to be significantly different from those of the main specification.

One last way to assess endogeneity of the succession decision is to use the fact that CEO changes are probably more reactive to the economic environment when a firm is listed or belongs to a listed group. This is because shares are more liquid, so that it is easier to sell the firm if a decrease or an increase in the outcome is predicted. There is also much more information available on these firms' perspectives since they have a real-time market price and are much more closely followed by financial analysts. Thus, the results on the effect of CEO successions would be more robust if they were

113. We already described the computation method of such a variable in section 3.1.6. and further details are to be found in Appendix B.

114. Recall that in Denmark, according to Bennedsen et al. (2004), 90% of firms with a controlling individual or family are managed by that individual or a member of that family.

not significantly changed by the removal of listed firms and of firms belonging to listed firms from the sample.

2.6.2 Adressing issues of performance indicators

2.6.2.1 Output variables

Until now, the literature on family firms has focused on profitability indicators such as ROA. From a welfare point of view, it is not clear whether this is the correct estimate. In our model, the intrinsic managerial efficiency of CEOs is equal across dynastic and non-dynastic entrepreneurs. In addition, profit rates are sufficient statistics for productive efficiency only in presence of constant returns to scale. In particular, when one makes the reasonable assumption that returns to scale are decreasing, then one also has to look at the effect on the scale of operations within the firm. This echoes the remark made by Landes (1949) that family firms would maximize profitability rather than profits.

More generally, estimates of the efficiency of a firm would ideally require an estimation of Total Factor Productivity. It is a well known fact in the literature on estimation of production functions that this requires stringent identification assumptions (the workhorse model being these days the Olley-Pakes (1996) model). As a result, we focus our analysis on output size indicators such as sales. For comparability of the results with previous studies, we also present our estimations of the effect of dynastic firms on ROA.

2.6.2.2 Input decisions

One of the predictions of our model is that family firms should choose a lower level of capital expenditures. Therefore, we carefully look at the effect of family successions on that variable. Another decisive input for production is employment, which is critical for the policy debate. We did not explicitly model employment decisions. But it is clear that the effect of family successions on labor should depend on labor's elasticity with respect to capital : the more complementary they are, the more we should observe a reduction in employment following a dynastic succession relative to a non-dynastic succession.

Another problem is that we have nothing but a gross measure of employment : we have no data on workers' abilities. One solution is to directly look at the wage bill, but then we are confronted with the fact that we only have one part of wage packages in the form of monetary payments and we do not measure implicit contracts within the firm, even though we know that implicit contracts are probably different

in dynastic and regular firms.

2.6.2.3 Financial management

The family firms' reluctance to resort to external finance should primarily have an effect on debt, especially given that most of them are too small to be able to go public. But more interestingly, our model also predicts higher cash holdings in dynastic firms, especially when the volatility faced by the firm is important. In order to measure firm-level volatility, we apply the methodology proposed by Castro, Clementi and MacDonald (2008).

The idea is simple and consists in measuring annual volatility as the absolute deviation of firm growth from its conditional expectation. The estimation includes two steps. In the first step, we estimate the following equation :

$$\Delta \ln(Sales)_{ist} = \alpha_i + \beta_{st} + \gamma_{it} \ln(Size)_{it} + \eta_{it} \ln(Age)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

where s is the 1-digit sector of firm i and size is measured in terms of employment. We then compute the absolute value of the estimated residual from equation (13) : $|\widehat{\varepsilon}_{it}|$. Our measure of exposure to volatility is the median of $|\widehat{\varepsilon}_{it}|$ in a given 2-digit sector from the years 1993 to 2006. We will then interact the effect of a dynastic status with the degree of sectoral volatility in our estimations.

2.6.2.4 Risky strategies

Our model also predicts that family firms undertake less risky strategies. There is now a rapidly growing empirical literature on firm volatility taken as a choice variable, notably Sraer and Thesmar (2007), Thesmar and Thoenig (2009) and Michelacci and Schivardi (2008). Most of these papers conclude that firms with undiversified owners take less risks, but apart from Thesmar and Thoenig (2009), the results are valid in the cross-section only. Again we use the methodology discussed above for the measurement of firm-level volatility. We take the value $|\widehat{\varepsilon}_{it}|$ from equation (13) as our outcome variable. We expect that the effect of dynastic firms on firm-level volatility is negative.

However, when one runs these volatility regressions using within-group variation there is an interpretation issue. Firm volatility is essentially the result of unregular events : a change in ownership or a transition to a CEO outside a family is typically one of these events and they should have a direct and rapid effect on volatility (a fact that is ascertained by studies on CEO's deaths; see Bennedsen et al. (2008) for an example); but this does not necessarily mean that following the within-group

variation, volatility has fundamentally changed.

A positive argument for longitudinal analysis of volatility would be that in small-and-medium-sized firms business strategies need not be taken regularly, so that we cannot expect volatility to be permanently stronger after an outsider has taken the firm over : once the outside successor arrives, he takes the prudent decision to follow the previous owner's strategy or decides to implement his own potentially risky strategy; this riskiness should be temporary because strategic business decisions cannot be taken every year in a SME.

Our conclusion of that brief discussion is that one should decidedly pay in this case more attention than usual to cross-sectional results and that the timing of the evolution of volatility following a succession should be discussed thoroughly.

2.7 Results

2.7.1 Cross-sectional results

We present in tables 4 to 7 the results from our cross-sectional regressions.

Scale variables

Table 4 presents the results from regressions of sales, employment and asset levels on the dynastic status of the firm. The results confirm what we observe in the descriptive statistics : relative to regular firms, dynastic firms are smaller by little less than 30% in terms of sales, and by more than 20% in terms of employment and assets. These results are not affected when we control for firm age and sector fixed-effects.

The size gap is clearly less strong when we add dummies for manager-shareholders and listed firms. The specificity of dynastic firms remains however very significant. Again, controlling for these variables is problematic : since dynastic status is positively correlated with closed ownership, the reduction of the dynastic effect is driven by non-dynastic firms that are both closely held and small on the one hand, and dynastic firms that are both widely held and big on the other hand. If size causes wide ownership¹¹⁵, then the estimates of specifications controlling for close ownership are biased. Overall, the results are consistent with the model : dynastic firms have a significantly lower scale.

115. Which incidentally we expect to be the case in our simple model.

Table 2.4: The Scale of Dynastic Firms

	Sales Logarithm			Employment Logarithm			Assets Logarithm		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Dynastic	-0.304** (0.021)	-0.320** (0.021)	-0.157** (0.020)	-0.220** (0.017)	-0.233** (0.017)	-0.096** (0.017)	-0.237** (0.022)	-0.276** (0.022)	-0.093** (0.022)
Undetermined Status	-0.335** (0.013)	-0.314** (0.013)	-0.201** (0.013)	-0.258** (0.011)	-0.242** (0.011)	-0.145** (0.011)	-0.343** (0.015)	-0.293** (0.014)	-0.211** (0.014)
Listed			1.264** (0.026)			0.964** (0.023)			1.301** (0.029)
Owner-Manager			0.055** (0.009)			0.008 (0.008)			0.074** (0.011)
Log of Firm Age		0.131** (0.008)			0.101** (0.007)			0.315** (0.009)	
Observations	276619	276599	276619	276619	276599	276619	276619	276599	276619
Sector Fixed-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Note : Robust standard errors in parentheses (clustered at firm-level). All regressions include year and 4-digit sector fixed-effects. Dynastic firms are those that have experienced a CEO turnover within the same family between 1994 and 1999. Firms with Undetermined Status are those that have experienced no CEO turnover between 1994 and 1999. Assets are defined as Fixed Assets plus Working Capital. ** p<0.01, * p<0.05

Profitability

In Table 5, we estimate the relative profitability of family firms. This is particularly interesting for comparisons with previous studies on family firms. The group of firms that includes founder firms (i.e. those with undetermined succession status) is significantly more profitable (by about 0.6 points of ROA) than regular firms in all specifications : this may reflect some positive founder effect, which has been robustly uncovered by Adams et al. (2007) for listed US firms.

However, we do not find any significant difference in profitability between dynastic and regular firms. This may appear in contrast with Sraer and Thesmar (2007) who find that heir-managed firms are more profitable than widely-held firms : however, our group of “regular” firms also includes firms with family shareholders and professional managers while Sraer and Thesmar (2007) had distinguished these from pure widely-held firms.

Financial management

Table 6 presents the results from regressions of cash and leverage on dynastic status of the firm. Again, the figures from the descriptive statistics are confirmed. Dynastic firms’ leverage is lower by about 5 points while the rate of cash holdings is higher by about 2.5 points. These two results are completely in accordance with our model.

Another important fact is that the cash difference is highly sensitive to the level of volatility in the sector (column (4)) : the third prediction of our model is thus validated by the data. One should also note that the difference in leverage is not sensitive to sectoral volatility: this suggests that the cash result is not just the negative of our debt result.

Volatility

Table 7 lists the results from regressions of firm-level volatility on the dynastic status of the firm. The main result is that volatility is much lower in dynastic firms. Sales volatility is lower by about 13% in dynastic firms relative to regular firms. The difference is a bit smaller for employment (-11%) and bigger for assets (-16%). All in all, these results confirm our prediction that dynastic firms take less risks.

Table 2.5: The Profitability of Dynastic Firms

	ROA		
	(1)	(2)	(3)
Dynastic	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.002)
Undetermined Status	0.007** (0.001)	0.005** (0.001)	0.006** (0.001)
Sales Logarithm (t-1)		-0.001 (0.0005)	
Log of Firm Age		-0.013** (0.001)	
Listed			-0.007** (0.002)
Owner-Manager			0.002* (0.001)
Observations	276619	266985	276619
Sector Fixed-Effects	Yes	Yes	Yes

Note : Robust standard errors in parentheses (clustered at firm-level). All regressions include year and 4-digit sector fixed-effects. Dynastic firms are those that have experienced a CEO turnover within the same family between 1994 and 1999. Firms with Undetermined Status are those that have experienced no CEO turnover between 1994 and 1999. ROA is EBITDA over Equity plus Debt plus Amortizations minus Trade Payables.** p<0.01, * p<0.05

Table 2.6: The impact of Dynastic Firms on Financial Management

	Cash Ratio				Leverage ratio			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Dynastic	0.030** (0.002)	0.026** (0.002)	0.023** (0.002)	0.003 (0.010)	-0.049** (0.003)	-0.037** (0.003)	-0.042** (0.003)	-0.058** (0.014)
Undetermined Status	0.024** (0.001)	0.021** (0.001)	0.018** (0.001)	0.022** (0.005)	-0.018** (0.002)	-0.023** (0.002)	-0.012** (0.002)	-0.032** (0.009)
Sales Logarithm (t-1)		-0.018** (0.001)				0.020** (0.001)		
Log of Firm Age		0.007** (0.001)				-0.064** (0.001)		
Listed			-0.048** (0.002)				0.012** (0.004)	
Owner-Manager			0.001 (0.001)				-0.013** (0.002)	
Dynastic*Sectoral Volatility				0.335** (0.128)				0.072 (0.177)
Undetermined Status *Sectoral Volatility				0.052 (0.067)				0.191 (0.104)
Observations	276619	266985	276619	276619	276619	266985	276619	276619
Sector Fixed-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Note : Robust standard errors in parentheses (clustered at firm-level). All regressions include year and 4-digit sector fixed-effects, except for column (4) where we use 2-digit sector classification for comparability with the sectoral volatility measure. Dynastic firms are those that have experienced a CEO turnover within the same family between 1994 and 1999. Firms with Undetermined Status are those that have experienced no CEO turnover between 1994 and 1999. Cash Ratio is Current Account plus Liquid Financial Assets over Equity plus Debt plus Amortizations minus Trade Payables. Leverage Ratio is Debt minus Trade Payables over Equity plus Debt plus Amortizations minus Trade Payables. Sectoral Volatility is the 2-digit sector median of firm-level volatility as computed in Castro, Clementi and MacDonald (2008). ** p<0.01, * p<0.05

Table 2.7: The Volatility of Dynastic Firms

	Sales Volatility			Employment Volatility			Assets Volatility		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Dynastic	-0.0167** (0.00212)	-0.0180** (0.00213)	-0.0136** (0.00216)	-0.0152** (0.00206)	-0.0164** (0.00206)	-0.0126** (0.00210)	-0.0274** (0.00288)	-0.0335** (0.00284)	-0.0208** (0.00293)
Undetermined Status	-0.0141** (0.00138)	-0.0168** (0.00140)	-0.0113** (0.00142)	-0.0102** (0.00137)	-0.0134** (0.00138)	-0.00794** (0.00141)	-0.0173** (0.00189)	-0.0311** (0.00188)	-0.0115** (0.00196)
Sales Logarithm (t-1)		-0.00587** (0.000793)			-0.00858** (0.000881)			-0.0325** (0.000985)	
Log of Firm Age		-0.00436** (0.000830)			-0.00618** (0.000823)			-0.0143** (0.00119)	
Listed			0.0165** (0.00260)			0.00937** (0.00271)			0.0264** (0.00361)
Owner-Manager			-0.00240* (0.00105)			-0.00357** (0.00106)			-0.00820** (0.00149)
Observations	266985	266985	266985	266985	266985	266985	266985	266985	266985
Sector Fixed-Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Note : Robust standard errors in parentheses (clustered at firm-level). All regressions include year and 4-digit sector fixed-effects. Dynastic firms are those that have experienced a CEO turnover within the same family between 1994 and 1999. Firms with Undetermined Status are those that have experienced no CEO turnover between 1994 and 1999. Volatility is computed using the method introduced by Castro, Clementi and MacDonald (2008). ** p<0.01, * p<0.05

2.7.2 Longitudinal analysis

2.7.2.1 Graphical analysis

Graphical analysis usually helps improve our conviction that this identification assumption underlying our differences-in-differences strategy is verified. That is why in figure 3, we present the year-to-year difference in evolution between each kind of CEO successions for the logarithm of sales. These differences are computed with respect to mean sales logarithm in the firm during the three years before the succession.

The evolution of sales prior to the succession is very smooth, and it is only after the succession that we observe a relative drop in the evolution of sales following an outside succession. This means that taking a longitudinal view also confirms the fact that family firms are smaller. The break in trend reinforces our assumption that in the absence of treatment, firms experiencing outside CEO transitions would have followed the same path as firms experiencing family transitions.

The jump does not completely occur during the first year after the transition but instead gradually evolves up to a before-after difference of about 5% after 5 years. This gradual evolution makes our story more convincing in the sense that a new CEO may only make a gradual difference as regards output. However, we do not uncover a big effect, relative to studies such as that on LBOs by Boucly et al. (2009). This may be due to the fact that LBOs are very special forms of outside transitions, with shorter time horizons requiring that the investment has a quick and decisive effect. Overall, this result confirms our cross-sectional evidence but with a smaller magnitude.

2.7.2.2 Regression results

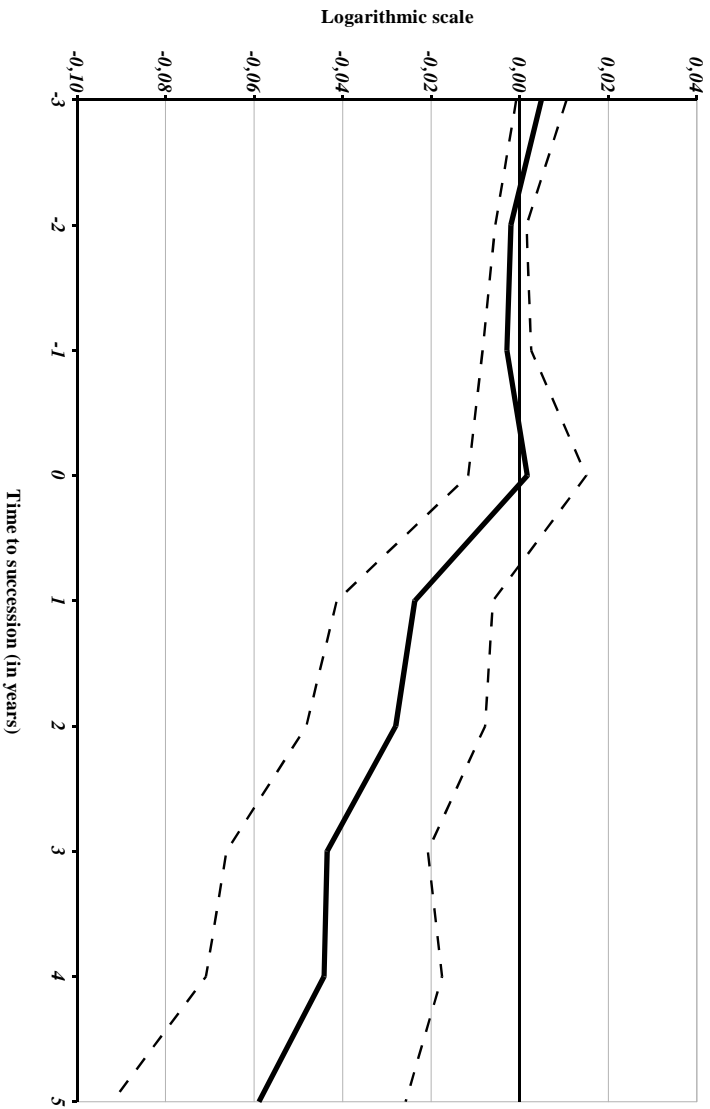
We present the results from our differences-in-differences estimation of equation (4) for each of our outcomes of interest in tables 8 to 11.

Scale variables

As shown in table 8, following an outside succession, and relative to a family succession, sales increase by about 5% after five years and the effect becomes significantly different from zero after 3 years. This confirms our first prediction that family firms tend to choose a lower level of production. The results are not significantly affected by the inclusion of the estimated Market-to-Book ratio of the firm or by the choice of industry-and-size adjusted variables, which makes us confident that our estimates are not affected by an endogeneity bias.

Regarding input decisions, we find that after five years there is a significant relative

Figure 2.3: Difference in Evolution of Sales between Dynastic and Outside Successions (relative to firm 3-year average pre-succession)



Note : This graph plots the difference in the average evolution of the logarithm of sales between dynastic and external CEO successions. The evolution of sales logarithm for each firm is computed relative to its 3-year average for the period prior to the succession. Dashed lines represent the 95% confidence intervals.

decline of employment following a family succession (by about 3%) while the effect on economic assets is smaller and significant only after five years. The latter result may be due to the fact that capital is a less mobile factor of production, so that our window of observation is too small to let us observe a significant effect. An interesting feature of our results is that our estimated Tobin's q comes out very significantly in the capital equation : this makes us confident that our method for computing MtB ratios has a sensible economic interpretation.

Profitability

Results from the differences-in-differences estimates for the Return on Assets are to be found in table 9. Contrary to Bennedsen et al. (2007), we do not find a strong and steady effect on profitability of outside successions relative to dynastic successions. However after 5 years one can distinguish a statistically significant but economically small negative effect of dynastic successions on ROA. This difference represents only 6% of the interquartile range of ROA in the sample. This result suggests that managerial inefficiency is not the most distinctive feature of dynastic firms. Interestingly, the strong effect of the estimated Market-to-Book ratio on the evolution of ROA suggests that the pricing of privately bought firms takes profit expectations into account to some degree.

Financial management

As regards financial management (for which results are shown in table IX), outside successions have a strong impact as the cash ratio increases by about two percentage points, which represents about 15% of the interquartile range of the cash to assets ratio in the sample. This is clearly in line with our second prediction and the cross-sectional results. Again, the effects are stronger in highly volatile sectors. It is notable that the effects are of the same magnitude as cross-sectional results. It may be because financial management styles are precisely chosen for a long period of time at CEO turnover dates.

Firm-level volatility

The longitudinal analysis of volatility (as presented in table 11) does not give statistically significant results regarding sales and assets. This is probably because observing a firm during a maximum of 9 years makes it difficult to distinguish changes in volatility. There is however a significant pattern of relative reduction in employment volatility following a dynastic succession. It is indeed very important to look at the year-by-year evolution of employment volatility : it sharply increases following a dynastic succession in the first year, probably due to more intense restructuring,

Table 2.8: The Effect of Dynastic Successions on Firm Scale

	Sales Logarithm						Employment Logarithm						Assets Logarithm					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dynastic (t+1)	-0.021* (0.009)	-0.019* (0.008)	-0.017* (0.009)	-0.020* (0.009)	-0.018* (0.008)	-0.013 (0.009)	-0.014 (0.008)	-0.013 (0.007)	-0.012 (0.008)	-0.013 (0.008)	-0.010 (0.007)	-0.006 (0.008)	-0.013 (0.009)	-0.010 (0.009)	-0.013 (0.009)	-0.007 (0.009)	-0.014 (0.009)	-0.006 (0.009)
Dynastic (t+2)	-0.026** (0.010)	-0.029** (0.010)	-0.022* (0.010)	-0.025* (0.010)	-0.023* (0.020)	-0.016 (0.010)	-0.018* (0.009)	-0.020* (0.008)	-0.017* (0.009)	-0.018* (0.009)	-0.015 (0.008)	-0.010 (0.009)	-0.012 (0.010)	-0.011 (0.010)	-0.012 (0.010)	-0.009 (0.010)	-0.012 (0.010)	-0.000 (0.010)
Dynastic (t+3)	-0.038** (0.011)	-0.037** (0.010)	-0.031** (0.011)	-0.037** (0.011)	-0.034** (0.011)	-0.029** (0.011)	-0.028** (0.010)	-0.030** (0.009)	-0.023* (0.010)	-0.028** (0.010)	-0.025** (0.009)	-0.020* (0.010)	-0.015 (0.011)	-0.012 (0.011)	-0.016 (0.011)	-0.012 (0.011)	-0.016 (0.011)	-0.004 (0.011)
Dynastic (t+4)	-0.041** (0.012)	-0.042** (0.012)	-0.032** (0.012)	-0.042** (0.012)	-0.037** (0.012)	-0.033** (0.012)	-0.028* (0.011)	-0.031** (0.011)	-0.021* (0.011)	-0.029* (0.011)	-0.025* (0.011)	-0.021 (0.011)	-0.017 (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.020 (0.013)	-0.016 (0.013)	-0.017 (0.013)	-0.008 (0.013)
Dynastic (t+5)	-0.055** (0.015)	-0.057** (0.015)	-0.042** (0.015)	-0.056** (0.015)	-0.051** (0.015)	-0.045** (0.015)	-0.040** (0.014)	-0.045** (0.013)	-0.033* (0.014)	-0.041** (0.014)	-0.037** (0.013)	-0.032* (0.014)	-0.039* (0.016)	-0.040* (0.016)	-0.042** (0.016)	-0.038* (0.016)	-0.040** (0.015)	-0.029 (0.015)
MTB Ratio*Post-Succession				0.024 (0.014)						0.016 (0.013)					0.091** (0.016)			
Dynastic***(1-Post-Succession)					-0.004 (0.003)						-0.004 (0.002)						0.000 (0.004)	
Observations	97355	88512	85654	95557	97355	97293	97355	88512	85654	95557	97355	97293	97355	88512	85654	95557	97355	97293
Standalone firms only	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No
Without listed firms	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No
Industry-and-Size adjustment	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes

Note: Robust standard errors in parentheses (clustered at firm-level). All regressions include year and firm fixed-effects. The sample is made of all observations between 3 years before a succession and 5 years after it, except the year of succession itself. Market-to-Book Ratio is expressed in logarithm and estimated using the transaction multiples method. Assets is Fixed Assets plus Working Capital. ** p<0.01, * p<0.05

Table 2.9: The Effect of Dynastic Successions on Profitability

	Return on Assets					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dynastic (t+1)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003* (0.002)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)
Dynastic (t+2)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
Dynastic (t+3)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
Dynastic (t+4)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
Dynastic (t+5)	-0.005* (0.002)	-0.005* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.005* (0.002)	-0.007** (0.002)	-0.006** (0.002)
MtB Ratio*Post-Succession				0.010** (0.003)		
Dynastic*t*(1-Post-Succession)					0.001 (0.001)	
Observations	97355	88512	85654	95557	97355	97293
Standalone firms only	No	Yes	No	No	No	No
Without listed firms	No	No	Yes	No	No	No
Industry-and-Size adjustment	No	No	No	No	No	Yes

Note: Robust standard errors in parentheses (clustered at firm-level). All regressions include year and firm fixed-effects. The sample is made of all observations between 3 years before a succession and 5 years after it, except the year of succession itself. Market-to-Book Ratio is expressed in logarithm and estimated using the transaction multiples method. ROA is EBITDA over Equity plus Debt plus Amortizations minus Trade Payables. ** p<0.01, * p<0.05

Table 2.10: The Effect of Dynastic Successions on Financial Management

	Cash Ratio							Leverage Ratio						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Dynastic (t+1)	0.015** (0.002)	0.016** (0.002)	0.016** (0.002)	0.016** (0.002)	0.014** (0.002)	0.014** (0.002)	-0.006* (0.003)	-0.020** (0.002)	-0.020** (0.002)	-0.021** (0.002)	-0.021** (0.002)	-0.018** (0.002)	-0.019** (0.002)	0.005 (0.003)
Dynastic (t+2)	0.019** (0.002)	0.021** (0.002)	0.021** (0.002)	0.020** (0.002)	0.018** (0.002)	0.017** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.024** (0.003)	-0.024** (0.003)	-0.024** (0.003)	-0.025** (0.003)	-0.022** (0.003)	-0.022** (0.003)	0.002 (0.003)
Dynastic (t+3)	0.019** (0.002)	0.021** (0.002)	0.020** (0.002)	0.020** (0.002)	0.018** (0.002)	0.017** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.024** (0.003)	-0.025** (0.003)	-0.025** (0.003)	-0.025** (0.003)	-0.022** (0.003)	-0.023** (0.003)	0.001 (0.003)
Dynastic (t+4)	0.021** (0.003)	0.023** (0.003)	0.023** (0.003)	0.021** (0.003)	0.019** (0.003)	0.018** (0.003)	-0.000 (0.002)	-0.024** (0.003)	-0.025** (0.004)	-0.025** (0.003)	-0.025** (0.003)	-0.022** (0.003)	-0.021** (0.003)	0.001 (0.002)
Dynastic (t+5)	0.021** (0.003)	0.022** (0.003)	0.022** (0.003)	0.022** (0.003)	0.020** (0.003)	0.018** (0.003)	0.021** (0.003)	-0.026** (0.004)	-0.026** (0.004)	-0.026** (0.004)	-0.026** (0.004)	-0.024** (0.004)	-0.023** (0.004)	
MtB Ratio*Post-Succession				0.006* (0.003)							-0.005 (0.004)			
Dynastic*t*(1-Post-Succession)					0.001 (0.001)							-0.002* (0.001)		
Sector Volatility*Post-Succession						0.101 (0.058)								-0.157 (0.081)
Sector Volatility*Post-Dynastic Succession							0.332** (0.103)							-0.235 (0.145)
Observations	97355	88512	85654	95557	97355	97293	97355	97355	88512	85654	95557	97355	97293	97355
Standalone firms only	No	Yes	No	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No
Without listed firms	No	No	Yes	No	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No
Industry-and-Size adjustment	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	No	Yes	No

Note : Robust standard errors in parentheses (clustered at firm-level). All regressions include year and firm fixed-effects. The sample is made of all observations between 3 years before a succession and 5 years after it, except the year of succession itself. Market-to-Book Ratio is expressed in logarithm and estimated using the transaction multiples method. Cash Ratio is Current Account plus Liquid Financial Assets over Equity plus Debt plus Amortizations minus Trade Payables. Leverage Ratio is Debt minus Trade Payables over Equity plus Debt plus Amortizations minus Trade Payables. Sectoral Volatility is the 2-digit sector median of firm-level volatility as computed in Castro, Clementi and MacDonald (2008). ** p<0.01, * p<0.05

and then, even though volatility decreases, it stays at a higher level than before the succession¹¹⁶. Apart from the first year after the succession, the numbers involved are of a smaller magnitude than the cross-sectional estimates but they go in the same direction : dynastic firms are less volatile.

General interpretation

The results from the analysis of CEO successions generally confirm the results from the cross-sectional sample : following an outside succession, firms' sales increase, cash holdings decrease and volatility increases. As regards the endogeneity of the succession decision, we could check that variables arguably correlated with both the timing and the type of succession do not significantly change our estimates. Specifications including linear trends, using size-and-industry adjusted outcomes, restricted to standalone firms or private firms do not change the main results either. Overall, this makes us confident that our identification strategy is valid.

2.7.3 Reconciling dynamic and static evidence on firm size

We estimate that in the cross-section, dynastic firms' sales are higher by about 30%. In the meantime, we find that annual sales decrease by about 5 % five years after a dynastic succession. Our problem with the longitudinal estimate is that we do not know what the steady-state scale differential induced by a dynastic CEO succession is. This difference is probably at least as big as 5%, since this is the difference in size after only 5 years. But then the difference between the cross-sectional estimate and the longitudinal estimate is probably too big, since the shape of the impact of dynastic successions as seen in figure 3 suggests that the scale difference is still growing after $t + 5$. Perfectly reconciling those two estimates would in fact require that we follow the firms much more than just 5 years after a CEO succession.

What is more, the cross-sectional result sums up the many decisions involving a reduced size for dynastic firms, taken at different stages in the firm's life cycle, so that we should not expect that successions alone drive the difference between dynastic and regular firms. Indeed, as can be seen from the descriptive statistics, firms that will undergo a dynastic succession are already smaller before the succession. According to our model, this may be because those entrepreneurs who eventually left the management to an heir probably have had to refuse to let external investors invest in the firm in the past.

116. A test of joint significance of year-by-year difference in employment volatility after two years rejects the hypothesis that volatility is equal across dynastic and outside successions after two years.

Table 2.11: The Effect of Dynamic Successions on Firm-Level Volatility

	Sales Volatility						Employment Volatility						Assets Volatility						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Dynamic (t+1)	-0.008	-0.008*	-0.008	-0.007	-0.011*	-0.009	-0.015**	-0.017**	-0.016**	-0.014**	-0.016**	-0.017**	-0.002	-0.003	-0.003	-0.002	-0.000	-	
	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.004)	0.005
Dynamic (t+2)	-0.005	-0.004	-0.007	-0.005	-0.008	-0.007	-0.010**	-0.011**	-0.012**	-0.009*	-0.011**	-0.012**	-0.005	-0.006	-0.007	-0.005	-0.003	-0.003	0.007
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Dynamic (t+3)	-0.003	-0.003	-0.005	-0.003	-0.006	-0.005	-0.006	-0.007*	-0.007	-0.004	-0.007	-0.008*	-0.002	-0.005	-0.002	-0.002	-0.000	-	0.003
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Dynamic (t+4)	-0.011**	-0.009*	-0.011**	-0.010*	-0.014**	-0.011**	-0.008*	-0.010*	-0.009*	-0.008*	-0.010*	-0.010*	-0.004	-0.006	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	0.006
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Dynamic (t+5)	-0.004	-0.004	-0.006	-0.003	-0.007	-0.004	-0.006	-0.006	-0.007	-0.005	-0.008	-0.008	-0.000	-0.002	0.001	0.000	0.002	0.001	0.001
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
MTB Ratio*Post-Succession				0.000					0.009						-0.010				
				(0.004)					(0.005)						(0.006)				
Dynamic*t*(1-Post-Succession)				0.003					0.001						-0.002				
				(0.002)					(0.001)						(0.002)				
Observations	94634	85979	83156	92880	94634	94574	94634	85979	83156	92880	94634	94574	94634	85979	83156	92880	94634	94574	
Standalone firms only	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No
Without listed firms	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No
Industry-and-Size adjustment	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes	Yes

Note : Robust standard errors in parentheses (clustered at firm-level). All regressions include year and firm fixed-effects. The sample is made of all observations between 3 years before a succession and 5 years after it, except the year of succession itself. Market-to-Book Ratio is expressed in logarithm and estimated using the transaction multiples method. Volatility is computed using the method introduced by Castro, Clementi and MacDonald (2008). ** p<0.01, * p<0.05

Therefore, in order to make a meaningful comparison of cross-sectional and longitudinal evidence, we propose to estimate the annual growth differential that could lead the two groups of firms we observe in 2000 to differ in cross-sectional size by 30%. Such a task requires to have a sense of the time window over which dynastic and regular firms diverge in their growth path. Because firms in the cross-section come from very numerous birth cohorts, this exercise requires some modelling about firms' entry, exit and growth processes.¹¹⁷

Model set-up In our model, there is in each period t a measure of new firms that are created. These new firms represent a fraction b_t of the number of older firms still alive at the beginning of period t . Their business model is based on the imitation of the average incumbent firm, whose size is \bar{S}_t . This imitation process is however imperfect, so that born firms have an optimal initial size equal to $\delta\bar{S}_t$, irrespective of the dynastic preferences of the owner. δ is a measure of the quality of imitation. In his calibration exercise made for US firms, Luttmer (2006) estimates that this parameter is equal to 0.95.

Once firms are created and their initial size is established, the type i of each firm's owners are decided once and for all : a fraction d_t of firms born in year t have owners with dynastic preferences (that is $i = d$), while a fraction $1 - d_t$ have owners with regular preferences (that is $i = r$).

At the end of each period t , active firms randomly die irrespective of their size, age and type with a probability λ_t . This assumption is critical because it allows us to estimate the parameters b_t and d_t only from the knowledge of the age and type distribution of firms in 2000. For example, if in 2000 there are still 50 dynastic firms and 100 regular firms born in 1900, then our hypothesis on survival probability ensures that the proportion of dynastic firms among firms born in 1900 is $d_t = \frac{50}{50+100} = \frac{1}{3}$. Similarly, if in 2000 there are still 100 firms born in 1800 and 200 firms born in 1850, we can estimate that at any date after 1850 there are twice as many firms born in 1850 as firms born in 1800.

From the beginning of each period t to its end, firms grow at a constant annual rate γ_i , which depends on the type $i \in \{r; d\}$ of their owners.

Evaluating the existence of a stationary distribution in this model is beyond the scope of this paper. However, the required ingredients for a stationary distribution are there (see Gabaix (1999)) : exogenous death rates guarantee that firms cannot grow to infinity with positive probability, the imitation process guarantees that the size wedge between old and young firms does not grow without bound.

117. This exercise is inspired by the literature on firm size distribution. See Luttmer (2006) for a state-of-the-art contribution in this field.

Parametric assumptions Using these assumptions, we try to guess what the average annual growth differential $\gamma_r - \gamma_d$ should be given our knowledge of the average size differential between dynastic and regular firms in 2000 and our knowledge of the age distribution of dynastic and regular firms alive in 2000.

We assume now that the model begins in $t_0 = 1670$ which corresponds to the birth date of the eldest firm in the sample, with an initial size set to 100. We also assume that the annual growth rate of regular firms is equal to the average French GDP growth rate over the period 1978-2008, i.e. $\gamma_r = 0.02$.

Simulation procedure Once we know the parameters d_t , b_t , and γ_r , there is a perfect correspondence between γ_d and the average scale difference in 2000. However, there is no simple closed form formula between these two figures, so we run simulations for different values of γ_d and pick the one that yields a 30% average difference between dynastic firms and regular firms in 2000.

The simulation runs as follows : starting in $t_0 + 1$, we compute the average size of incumbents $\overline{S_{t_0+1}}$ using our knowledge of d_{t_0} , γ_d and γ_r . This allows us to compute entry size in period $t_0 + 1$.

Since we know the proportion of dynastic firms among those born in $t_0 + 1$ and set the imitation parameter δ to 0.95, we can compute the average size as well as the density of dynastic and regular firms at the end of period $t_0 + 1$. This in turn allows us to compute $\overline{S_{t_0+2}}$.

The procedure repeats itself until we reach $t = 2000$. We then compute the ratio of the simulated average size of dynastic firms over the simulated average size of regular firms and compare it to the logarithm of effective ratio we observe in 2000 (Table 4, column (1)), plus and minus the standard error.

Results The results are the following :

- In order for dynastic firms to be 30% smaller than regular firms in 2000, it has to be that their annual growth is smaller by 1.27 points
- In order for dynastic firms to be 28% smaller than regular firms in 2000, it has to be that their annual growth is smaller by 1.16 points
- In order for dynastic firms to be 32% smaller than regular firms in 2000, it has to be that their annual growth is smaller by 1.38 points

These estimates are not significantly different from the growth differential we observe after a dynastic succession. This may mean one of two things :

1. The cross-sectional estimate is not significantly biased and the divergence observed after a dynastic succession grows long after 5 years

2. The cross-sectional estimate of the size of dynastic firm is significantly biased downwards and the divergence observed after a dynastic succession comes to a steady-state soon after 5 years

In the following subsection, we will make a calibration of the welfare impact of dynastic firms assuming that 1. holds.

2.7.4 Implications for the welfare debate

Under the caveats above mentioned, our estimates suggest that the trade-off is between having 1.07 additional point of annual growth per year versus a reduction by 13% of volatility. It is interesting to make sense of these opposing figures through the calibration of a simple welfare model, along the lines of Levchenko, Rancière and Thoenig (2008) who run this kind of exercise for the welfare impact of financial liberalizations. In particular, we would want to know for which degree of risk aversion do family firms dominate regular firms in terms of welfare.

We assume that the social planner maximizes firm employees' welfare. Employees are assigned once and for all to a firm of type i in period 0: it can either be a dynastic firm (type d) or a regular firm (type r). Employees are then entitled to a consumption stream entirely dependent on the type of firm \tilde{c}_t^i . This assumption rules out potential risk diversification by workers : it will thus exert a bias towards favouring less volatile firms. Employees are infinitely-lived and have a CRRA utility function of the form :

$$U(\{\tilde{c}_t^i\}) = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\beta t} \frac{\tilde{c}_t^{i, 1-\gamma}}{1-\gamma} \right\}$$

where γ is the risk-aversion parameter and β is the discount factor. Consumption paths in a firm of type i are separable in a deterministic trend c_t^i with a constant growth rate μ_i and a stochastic disturbance $\tilde{\eta}_t^i$ such that :

$$\tilde{c}_t^i = c_t^i \tilde{\eta}_t^i$$

$$c_t^i = c_0 e^{\mu_i t}$$

$$\ln(\tilde{\eta}_t^i) = \rho \ln(\tilde{\eta}_{t-1}^i) + \tilde{\varepsilon}_t^i$$

where ρ measures the degree of persistence of shocks while $\tilde{\varepsilon}_t^i$ is normally distributed with zero mean and standard deviation σ_t^i . In the cross-sectional data, the

average sales growth over the period 2000-2006 in non-dynastic firms is 0.6% a year.

Subtracting the estimated negative impact of dynastic firms from this number would imply a negative average growth rate for dynastic firms. That is why we choose as a benchmark rate of growth the rate of French GDP growth over the period 1979-2008, i.e. $\widehat{\mu}_t^r = 0.02$. Then, in order to estimate $\widehat{\mu}_t^d$, we subtract an estimate of the impact of dynastic status on firm growth¹¹⁸ from $\widehat{\mu}_t^r$.

Our benchmark level of volatility is the mean sales volatility observed over the period 2000-2006 in regular firms : $\widehat{\sigma}_t^r = 0.123$ from which we subtract an estimate of the impact of dynastic status on sales volatility drawn from Table 7 column (1), in order to obtain the value of $\widehat{\sigma}_t^d$. As a robustness check, we also add scenarios where our parameters correspond to plus or minus one standard error of our estimates.

We assume that the discount factor β is set to 0.05 as in Levchenko et al. (2008). As regards shock persistence, we do not have a long enough window of observation to provide credible estimates at firm-level. Studies on the persistence of TFP shocks at plant-level are recent (see Abraham and White (2006)) and suggest that this persistence is lower than what is found for consumption. However, at a worker's level it is likely that shocks are more persistent than what we can find at firm-level. For that reason, we choose several scenarios of shock persistence : $\rho = 0$, $\rho = 0.5$ and $\rho = 0.92$, which is the level of consumption shock persistence in the US (as estimated in Reis (2007)).

From these parameters, we want to determine the level of risk-aversion $\bar{\gamma}$ such that

$$\gamma = \bar{\gamma} \Rightarrow U(\{\tilde{c}_t^r\}) = U(\{\tilde{c}_t^d\})$$

Assuming log-normality of the shocks, Reis (2007) finds the following closed-form equation for $\bar{\gamma}$:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \frac{e^{-[\beta+(\bar{\gamma}-1)\mu_d]t} e^{0.5\bar{\gamma}(\bar{\gamma}-1)\sigma_d^2(1-\eta^{2t})/(1-\eta^2)}}{1-\bar{\gamma}} = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{e^{-[\beta+(\bar{\gamma}-1)\mu_r]t} e^{0.5\bar{\gamma}(\bar{\gamma}-1)\sigma_r^2(1-\eta^{2t})/(1-\eta^2)}}{1-\bar{\gamma}}$$

The results of the calibration are presented in table 12. The calibrated risk aversion parameters are between 4.8 and 22.1 with a middle scenario at $\bar{\gamma} = 14.8$. These levels of relative risk aversion are above conventional estimates¹¹⁹, especially since we assumed that risk is undiversifiable. We conclude from this exercise that policies helping family firms require unreasonably high levels of risk aversion in order to be justified by a favorable trade-off between growth and stability.

118. Drawn from Table 8 column (1)

119. See Kocherlakota (1996) and Meyer and Meyer (2005) for a discussion of these "conventional" estimates

Table 2.12: Level of relative risk aversion implied by welfare indifference between dynastic and regular firms

Volatility of dynastic firms : $\sigma_d = 0.104$ $\sigma_d = 0.106$ $\sigma_d = 0.108$

	Shock Persistence :	$\eta = 0$	$\eta = 0.5$	$\eta = 0.92$	$\eta = 0$	$\eta = 0.5$	$\eta = 0.92$	$\eta = 0$	$\eta = 0.5$	$\eta = 0.92$
		Growth of dynastic firms	$\mu_d = 0.0063$	19.8	17.3	9.1	20.9	18.6	10.2	22.1
	$\mu_d = 0.0093$	16.3	13.8	6.6	17.2	14.8	7.5	18.2	16	8.4
	$\mu_d = 0.0123$	13	10.7	4.8	13.7	11.4	5.3	14.6	12.3	5.9

Note : These levels of risk aversion are those for which an individual assigned once and for all to a firm of a given type, with no risk diversification opportunities, is indifferent between a dynastic and a regular firm. The time discount rate is equal to 0.05. The annual growth rate of regular firms is set to 0.02 and their annual volatility is set to 0.123. Parameters for dynastic firms correspond to estimates of Table 8 column (1) and Table 7 column (1) plus and minus one standard error.

2.8 Conclusion

Even though family firms have long been considered as a remnant of an earlier stage of capitalism (Chandler (1990)), we find that firms run by heirs of the founder are still very significantly active in France at the beginning of the 21st century. This has already been described in previous studies, yet we give a more complete picture of the phenomenon : more than one in five employees working in significant French companies are under the management of a relative of the founder.

This is a surprising finding given that family firms have long been criticized for their inability to reward talent. In our opinion, this is not the most relevant feature of family firms. The reason why family firms are deemed worthy of a public encouragement in developed countries is that they are supposed to provide stability to its various stakeholders. We give some credence to this belief : firm-level volatility is significantly lower in family firms. However, there is a downside : family firms do not grow as much as regular firms and they hoard more cash than is necessary in an economy where insurance provision is well developed; once families leave management, firm size significantly increases while cash holdings decrease. We estimate that even when firm-level risk is uninsurable, the trade-off goes in favour of dynastic firms only once relative risk-aversion is well above usual estimates of this preference parameter.

These results call for a more precise evaluation of the reforms that led to taxing family businesses much less than before 1980 in developed countries.

Even though we did not insist on this issue in this chapter, it should be emphasized that part of the policy debate on encouraging family firms deals with neither growth nor stability but with equity issues. The main reason why tax reforms for family businesses have been gradual is that these essentially consist in reducing the tax burden for rich, and often very rich, households. A full-blown evaluation of those reforms should thus put equity into the equation, and empirically this would have required to have precise data on the exact value and distribution of private firms' assets. We used an original method in order to evaluate non-publicly traded shares, but we did not go further than that because French data on private firms' shareholding is often missing and most of the time very imprecise. Recent improvements on fiscal data collection may make such an analysis easier.

Regarding the efficiency effects of the reforms, there should be doubt about whether or not these legislative changes led to a significant increase in the proportion of continued family businesses.

In order to answer to that question, we would first need to know what the real incidence of these tax reductions on the the decision to pass management on to heirs rather than to outsiders. This should prove difficult because most of these

tax reforms reduced tax liabilities in a very gradual way; for instance, in France, from 1983 to 2008, there have been more than ten tax reforms that significantly reduced the tax burden for family businesses. Moreover, estate, inheritance and gift taxes distort choices over the whole life cycle : it is improbable that reduced-form evaluation techniques may precisely measure changes in such long-term decisions. The estimation of more structural models is probably more suited to this kind of problem.

A second reason why family businesses' prevalence may not have increased in spite of a favorable regulatory environment is that simultaneously financial markets have developed techniques to overcome the informational problems that used to make many outside business transfers impossible. According to Kaplan and Stromberg (2009), while the combined value of worldwide private-to-private transactions (i.e. where targets are independent private firms) represented about 16 billion dollars a year between 1985 and 1989, they equalled about 88 billion dollars a year between 2005 and June 2007. However, it is too early to predict what the future of this financial industry will be, since the worldwide financial crisis that started in August 2007 may limit its expansion to ever more informational-intensive target firms, either because investors will be more reluctant to invest in financial engineering-intensive funds or because future regulations will put more constraints on private equity funds.

This suggests that the growth-stability trade-off we discussed should not only be viewed in the light of family business tax reforms but also as a starting base for the policy debate on leveraged buy-outs and private equity funds. To be sure, our empirical analysis is perfectible in this regard. For instance, we have considered upside risk and downside risk as equally relevant in terms of welfare, while it is probable that these risks are not symmetric : downside risks may have much fatter tails than upside risks, so that insurers may fail to provide complete insurance against that kind of risk. Such an analysis probably requires more years of data for each company than we had. We would also need to investigate on the potential external effects of family and outsiders' firm development methods : does outsiders' higher growth come from higher investments in R & D ? Are there also differences in terms of investments in human capital ? We leave these questions for future research.

Troisième partie

Faut-il interdire le cumul des
mandats ?

Dans cette dernière partie, nous évaluons les effets d'une pratique politique spécifiquement française, le cumul des mandats électoraux. Nous cherchons en particulier à savoir quel serait l'impact d'une interdiction de cette pratique.

Le chapitre 3 commence par un rappel historique sur l'évolution du cumul des mandats chez les députés français depuis le début de la *III^{ème}* République. On y constate qu'il s'agit d'une pratique très anciennement établie qui s'est toutefois largement développée avec l'avènement de la *V^{ème}* République en 1958, date depuis laquelle le cumul a eu une prévalence parmi les députés étonnamment stable compte tenu des évolutions politiques de la période : sous ce régime, ce sont presque toujours entre les deux tiers et les trois quarts des députés élus qui disposent d'un mandat de maire, de conseiller général ou régional.

Nous décrivons par la suite les réglementations qui gouvernent le cumul des mandats lui-même mais aussi plus spécifiquement le cumul des indemnités d'élu. Il s'avère que les nombreuses réformes ayant eu lieu depuis 25 ans sur ces sujets n'ont touché que les formes de cumul les plus extrêmes sans s'attaquer au schéma classique du député-maire ou du député-président du conseil général. Le mécanisme de limitation des indemnités n'empêche pas les élus de pouvoir augmenter très significativement voire doubler leurs revenus ou ceux de leurs collaborateurs en cumulant les mandats, notamment lorsqu'il s'agit pour un grand élu local de devenir député.

Nous discutons ensuite de manière critique les éléments théoriques qui pourraient rendre coûteuse une interdiction du cumul. Trois types de raisons peuvent être invoquées. Il est tout d'abord possible que le cumul des mandats offre un avantage technologique aux hommes politiques qui en usent, au sens où un mandat de maire facilite le travail du député et vice-versa. Une deuxième possibilité serait que le cumul procure de meilleures incitations aux hommes politiques en augmentant le nombre d'élections auxquels ils doivent faire face. Enfin, cette pratique pourrait améliorer la qualité du personnel politique, à la fois en augmentant sa rémunération mais aussi en permettant aux meilleurs d'entre eux de faire bénéficier un maximum d'institutions de leurs qualités.

Ces avantages éventuels ne doivent toutefois pas faire oublier les défaillances du marché politique qui peuvent entraîner une persistance inefficace du cumul des mandats. En premier lieu, cette pratique est susceptible de fausser la concurrence entre les hommes politiques en donnant des moyens supplémentaires aux élus en place d'exercer lors des campagnes électorales une menace de prédation sur d'éventuels rivaux de meilleure qualité. Mais surtout, cette pratique peut subsister inefficacement si les électeurs d'une circonscription ne prennent pas en compte l'impact négatif d'élire un maire député sur le bien-être du reste de la population. Parmi ces externalités négatives, on distingue une potentielle distorsion territoriale dans l'allocation des fonds

publics et une moins grande intensité du travail parlementaire concernant les sujets d'intérêt général.

De cette analyse théorique, il se dégage deux paramètres-clés dont l'estimation permettrait de mieux évaluer les effets d'une interdiction du cumul ; il s'agit de l'importance de la prime électorale accordée aux candidats qui disposent déjà d'autres mandats ainsi que l'impact d'un mandat local sur l'intensité de l'effort réalisé par les députés au Parlement.

Nous commençons donc par évaluer une simple estimation naïve du bénéfice électoral à être déjà élu local lors des élections législatives, à partir de données collectées pour les cinq séries d'élections législatives qui se sont tenues entre 1988 et 2007. Il s'avère que cette prime au mandat local, exprimée en points de probabilité supplémentaire d'être élu député, est importante, puisqu'elle varie d'environ 5 points lorsqu'un candidat dispose d'un mandat de maire d'une ville de moins de 3500 habitants à 40 points lorsque le candidat est déjà président d'un conseil général ou régional. Ces estimations sont toutefois trompeuses et ne permettent pas de distinguer l'effet causal d'un mandat local sur la probabilité d'être élu député. En effet, les titulaires de mandats locaux sont naturellement plus populaires puisqu'ils ont déjà été adoubés par les électeurs au moins une fois dans le passé récent.

Parce qu'une grande part de cette popularité n'est pas observable, nous utilisons ensuite une méthode originale pour estimer le véritable bénéfice électoral à déjà disposer d'un mandat de maire (resp. député) pour tenter de devenir député (resp. maire). Il s'agit de comparer le destin électoral des hommes politiques qui lors d'une élection initiale ont gagné un mandat de peu par rapport à ceux qui ont raté de peu l'obtention d'un mandat à cette occasion. Cette méthode, dite du *Regression Discontinuity Design* (RDD), diffère considérablement par rapport aux résultats naïfs lorsqu'on l'applique à l'impact croisé des mandats de député et de maire d'une ville de plus de 9 000 habitants : il n'existe aucun effet significatif de l'obtention d'un mandat de maire ni sur la candidature ni sur la victoire aux élections législatives suivantes ; par ailleurs, un mandat de député n'augmente ni la probabilité de candidature à une élection municipale significative ni la probabilité de victoire lors d'une telle élection, et ce alors même qu'il est d'une importance décisive pour pouvoir redevenir député.

A la suite de ces premiers résultats, nous estimons l'impact des mandats locaux détenus par les députés sur l'intensité de leur activité parlementaire à partir de données originales collectées pour la période 1988-2009. Nous construisons trois indicateurs d'activité : le nombre des questions écrites posées au gouvernement, le nombre des questions orales, et enfin le nombre de présences en commission. En passant du premier au dernier indicateur, nous jugeons que le degré de profit tiré par l'électeur de circonscription relativement à ce qui en est tiré par un citoyen représentatif du pays

tout entier est décroissant. De manière cohérente avec cette hypothèse, nous trouvons que les mandats locaux, de quelque taille qu'ils soient, n'ont aucun impact sur le nombre de questions posées par un député. En revanche, nous trouvons qu'un mandat local de maire d'une ville de plus de 9 000 habitants ou de président du conseil général ou régional réduit la participation en commission d'environ 30 %, ce qui est comparable à la différence existant entre un député de l'opposition et un député de la majorité.

Ces résultats ne sont pas différents lorsque l'on utilise la méthode du *Regression Discontinuity Design* ou bien lorsque l'on compare l'évolution de l'activité d'un parlementaire avant et après les élections municipales. Ceci montre que les corrélations que nous avons dégagées en première approche peuvent s'interpréter de manière causale.

Compte tenu de l'importance des députés détenant des mandats locaux importants à l'Assemblée, nous concluons ce chapitre en établissant que l'activité agrégée en commission a été réduite de 12 % sur l'ensemble de la période 1988-2009 à cause du cumul des mandats. Compte tenu de l'absence de prime électorale donnée par les électeurs de la circonscription aux élus cumulant des mandats, nous déduisons de ce résultat qu'il devrait exister de plus grandes désincitations à cumuler un mandat, voire une interdiction.

Chapitre 3

Faut-il interdire le cumul des mandats ?

3.1 Introduction

Au mois de septembre 2009, sur les 577 députés siégeant à l'Assemblée Nationale, seuls 76 (soit environ 13 %) ne disposaient d'aucun des mandats politiques locaux qu'il est possible de recevoir en France : ceux de conseiller municipal, de conseiller général ou de conseiller régional. A la même date, seuls 90 sénateurs, sur un total de 34,3 (soit environ 26 %) étaient dans la même situation.

Ces mandats locaux sont pourtant très significatifs : ils sont le plus souvent assortis d'une indemnité substantielle, mais surtout ils permettent l'accès à une fonction exécutive de premier plan. En effet, contrairement au reste des pays développés, dans lesquels le cumul d'un mandat national avec un mandat local est soit interdit de manière formelle ou informelle, soit limité à des mandats concernant de petites populations, la législation française n'interdit le cumul d'un mandat de parlementaire avec aucune des fonctions exécutives locales existantes. L'opportunité d'une telle interdiction a pourtant été soulevée à plusieurs reprises depuis 25 ans : en 1985 et en 2000, de sérieuses propositions d'interdiction ont été soumises et débattues au Parlement, mais elles n'ont pas eu d'impact réel sur les pratiques les plus significatives, comme être député-maire d'une grande ville ou être député et président d'un conseil général.

Cette pratique française compte de sérieux opposants mais aussi de très nombreux défenseurs. Pour les premiers, le cumul des mandats prive les élus du temps nécessaire à la bonne tenue de chacune de leurs fonctions et engendre une réduction de la compétition politique. Pour les seconds, le cumul des mandats est le gage d'une efficacité plus grande de chaque fonction : l'expérience de la proximité rendrait le député plus

efficace, tandis que la connaissance des enjeux nationaux rendrait plus solide l'action de l'élu local. La plupart de ces arguments disposent d'une certaine cohérence, ce qui rend une évaluation précise d'autant plus nécessaire. Deux paramètres doivent selon nous être estimés pour trancher le débat :

- Quel est l'intérêt électoral pour un député de cumuler des mandats ?
- Dans quelle mesure cette pratique réduit-elle l'activité des députés dans l'Hémicycle ?

Pour répondre à ces deux questions, nous utilisons des méthodes d'évaluation micro-économétriques à l'aide de données collectées sur la période allant de 1988 à 2009.

Problèmes de définition

Il nous faut avant toute chose préciser la définition du cumul des mandats que nous allons utiliser dans ce chapitre.¹

Cumul dans le temps et cumul simultané La littérature de science politique distingue plusieurs formes de cumul. On parle de cumul des mandats dans le temps, lorsqu'un homme politique obtient à plusieurs reprises le même mandat électoral. C'est bien sûr une pratique tout à fait commune hors de France, même si elle fait souvent l'objet d'une réglementation pour certains mandats, et donne lieu de ce fait à une littérature académique internationale assez vaste : d'un point de vue positif, il s'agit de quantifier et d'expliquer l'existence d'une prime électorale aux sortants,² tandis que d'un point de vue normatif, il s'agit plutôt d'évaluer l'effet des limitations du temps pendant lequel un élu peut siéger.³

On parle d'autre part de cumul des mandats simultané, catégorie que l'on peut ensuite diviser entre cumul horizontal et cumul vertical. C'est le cumul des mandats simultané qui nous intéresse ici.

Cumul horizontal et vertical Le cumul horizontal consiste à disposer de mandats dans plusieurs collectivités sans qu'il y ait de lien hiérarchique entre ces collectivités : un bon exemple est le cas d'un maire d'une commune qui est en même temps le conseiller général représentant le canton auquel appartient cette commune.

1. Nous utiliserons par ailleurs les termes de "cumulant" et de "cumulard" de manière indistincte pour définir les hommes politiques disposant de plusieurs mandats. La seconde acception domine tellement la première dans le débat sur cette question que nous avons décidé de l'utiliser malgré son caractère péjoratif.

2. C'est la littérature sur le "incumbency advantage". Voir notamment Gelman et King (1990) et Levitt et Wolfram (1997).

3. C'est la littérature sur les "term limits". Voir par exemple Smart et Sturm (2004) pour une analyse théorique, et Besley et Case (1995) pour un test empirique.

Le cumul vertical revient à disposer de mandats pour des collectivités entre lesquelles existe un lien hiérarchique. En France, il s'agit le plus souvent d'être à la fois un membre du parlement et un élu d'une collectivité locale ; ou de façon plus voyante encore, d'être à la fois membre du gouvernement et élu local.

Cumul des mandats et cumul des fonctions Un mandat à strictement parler correspond à un rôle de représentation des citoyens dans une assemblée ou un conseil. Il n'existe donc en France que les mandats suivants : conseiller municipal (qui représente la commune), conseiller général (qui représente le département), conseiller régional (qui représente la région), député européen et député et sénateur (ces deux derniers mandats représentent la nation dans son ensemble). Ces mandats prennent de l'ampleur lorsqu'ils sont utilisés pour accéder à d'autres fonctions :

- Un conseiller municipal peut prétendre à être maire ou adjoint au maire.
- Un conseiller général peut prétendre à être président ou vice-président du conseil général.
- Un conseiller régional peut prétendre à être président ou vice-président du conseil régional.

En conséquence, un même mandat peut engendrer une rémunération, un pouvoir et un prestige très différents, selon qu'il est associé ou non à l'une des fonctions citées ci-dessus. En pratique, les citoyens ne sont pas toujours bien informés de la manière dont les fonctions seront distribuées après l'élection des représentants : alors que les scrutins de liste (pour la commune et la région) permettent naturellement de hiérarchiser les conseillers élus, les scrutins individuels (pour le département) ne donnent aucune information à ce sujet.

Le débat porte donc davantage sur le cumul des fonctions en général que sur le cumul des mandats uniquement.

Le choix des députés élus locaux Dans ce chapitre, nous nous intéresserons principalement au cas des députés qui sont simultanément élus locaux, ce qui implique de justifier plusieurs oublis.

Tout d'abord, nous excluons d'office le cas des cumuls d'un mandat de député européen avec d'autres mandats électifs. Nous avons jugé qu'il s'agissait là d'un mandat très particulier et peu comparable aux mandats locaux, puisqu'il ne permet pas d'accéder à des fonctions exécutives et qu'il n'était pas, jusqu'en 2004, rattaché à un territoire français en particulier. Par ailleurs, le nombre de mandats disponibles est très limité : 87 mandats avant 2004 et 78 depuis.

Ensuite, nous ne nous intéressons pas non plus au cas des élus locaux qui cumulent les mandats à l'intérieur d'une même région sans chercher à obtenir un mandat de

parlementaire. Il s'agit tout d'abord d'une question de disponibilité des données. Les députés et les élections législatives font l'objet d'une collecte d'informations centralisée et homogène depuis longtemps, en particulier dans les journaux d'information nationaux. Concernant les autres mandats, il n'est possible que depuis peu d'obtenir de manière centralisée l'identité des détenteurs des 600 000 mandats électoraux existant en France : le Ministère de l'Intérieur n'a obtenu l'autorisation de constituer une base de données des élus et des candidats aux diverses élections qu'en 2001. Par ailleurs, depuis 2000, les cumuls "horizontaux" sont très restreints par la loi : il n'est par exemple plus possible d'être maire, même d'un petit village, et président du conseil général. C'est en définitive sur le sujet du cumul d'un mandat national avec d'autres mandats que les débats sont les plus vifs.

Nous avons décidé de ne pas prendre les sénateurs directement en compte car la Constitution de la V^e République leur donne naturellement un rôle de représentants des collectivités locales.⁴ Cela a notamment pour conséquence qu'ils sont choisis par un collège d'élus locaux. Dès lors, il semble assez logique que les représentants des élus locaux puissent être eux-mêmes élus locaux, c'est pourquoi l'évaluation du cumul des sénateurs ne peut pas prendre en compte les mêmes paramètres que l'évaluation du cumul des députés. En Allemagne, la deuxième Chambre, le *Bundesrat*, est pour cette raison exclusivement composée de ministres des *Länder*⁵. Prendre le cumul des sénateurs en compte reviendrait à poser la question de l'intérêt d'une Chambre spécifique pour les collectivités territoriales, ce qui est tout à fait légitime en soi, mais nous éloignerait du coeur du sujet de ce chapitre.

Enfin, nous n'analysons pas ici le cas des membres du gouvernement qui sont aussi élus locaux. En effet, le nombre de cas potentiels est trop petit pour faire l'objet d'une analyse statistique robuste, d'autant plus que les ministres sont difficilement comparables les uns avec les autres. Il est aussi difficile de faire l'hypothèse que chaque ministre peut disposer de ses mandats de manière indépendante de ses collègues : en réalité, le Président de la République compose souvent son équipe gouvernementale en ayant à l'esprit le portefeuille des mandats dont disposent les prétendants⁶ ; il pourra même encourager ou décourager des ministres à se présenter aux élections locales en fonction des nécessités politiques du moment. A priori donc, une recherche pertinente sur le cumul des mandats des ministres prendrait la forme d'une série d'études de cas plutôt que celle d'une analyse quantitative.

4. Dans son 24^e article

5. cf. Bagueaud (1997).

6. Par exemple, il était clair en 1981 que le premier gouvernement de François Mitterrand avait été en partie composé de manière à refléter les différentes régions françaises, ce qui pouvait contribuer à rassurer l'électorat (voir l'édition du Monde du 16 juin 1981 : "Les fiefs du gouvernement Mauroy").

Contribution

Le premier intérêt de notre travail est d'ordre descriptif. Tout d'abord, les données électorales françaises sont nombreuses mais accordent beaucoup plus d'attention au concept de parti qu'à celui d'homme politique. Avant de procéder à cette étude, il existait donc peu de données unifiées permettant de connaître les différents mandats dont disposent les principaux candidats lors d'une élection législative. Seuls François (2006) et Foucault (2006) ont collecté de telles données, mais uniquement sur une législature, et avec un mode d'échantillonnage restreint aux députés sortants dans le second cas. Par ailleurs, ces articles ne permettent pas de distinguer un député-maire d'une ville de 100 000 habitants d'un député-maire d'un bourg de 2 000 habitants, ou un simple conseiller régional d'un président de conseil régional. Nous avons collecté des données similaires mais sur une durée beaucoup plus longue. Surtout, nous pouvons distinguer les mandats "lourds" des mandats "légers". En pratique, cette distinction se révèle essentielle pour comprendre l'incidence réelle et les effets du cumul.

Nous apportons une deuxième innovation en proposant une description quantitative du travail des députés français. Alors que sur ce point, il existe une myriade de données sur le Congrès américain, qui rend le champ des études législatives (les *Congressional Studies*) très dynamique⁷, les statistiques fournies par les chambres françaises n'ont longtemps été présentées qu'à un niveau très agrégé et ne présentent quelques indices individuels de travail parlementaire que depuis peu⁸. Ceci est d'autant plus paradoxal que les textes obligent les services de l'Assemblée Nationale et du Sénat à enregistrer le travail législatif avec une grande précision. Notre étude est l'une des toutes premières tentatives académiques d'utilisation de ces sources primaires. A notre connaissance, seul Lazard (2005) a procédé à une analyse similaire en étudiant le nombre de questions écrites posées par les députés lors de la législature 1997-2002. Notre angle de vue est beaucoup plus large puisque nous avons pu collecter des données sur la présence des députés en séance de commission parlementaire ainsi que sur les questions écrites et orales posées par ces derniers pour l'ensemble de la période allant de 1988 à 2009. En outre, la plupart des études académiques (même aux États-Unis) se concentrent sur l'analyse des séances publiques et en particulier des votes, or ces activités publiques ne sont que faiblement décidées au niveau individuel, les groupes politiques ayant une influence prépondérante sur tout ce qui peut être observé de l'extérieur. C'est pourquoi l'analyse des données de présence en commis-

7. Un bon exemple en est donné par Lee et al. (2004). Une revue prestigieuse y est entièrement consacrée, la *Legislative Studies Quarterly*.

8. Ceci est en grand contraste avec par exemple le Parlement Européen ou la Chambre des Communes anglaise qui fournissent sur leurs sites Internet des informations très détaillées et sur longue période.

sion nous semblent à la fois innovante et plus pertinente. L'activité en commission est l'endroit où un député peut contribuer individuellement au travail législatif, et c'est sur ce point que des différences en termes de mandats et de fonctions se distinguent le plus aisément.

Bien que ce travail descriptif constitue en soi un apport significatif, notre étude va plus loin en proposant d'estimer l'impact *causal* du cumul des mandats sur la carrière électorale et sur l'activité parlementaire. Il existe une raison toute naturelle à ce que les députés qui ont plusieurs mandats aient aussi tendance à être plus souvent réélus : un député très populaire dans sa région gagne systématiquement toutes les élections locales auxquelles il se présente et obtient tout aussi aisément sa réélection en tant que député. Cela n'implique évidemment pas que c'est parce que ce député cumule les mandats qu'il est plus facilement réélu : l'estimation naïve de l'impact du cumul des mandats sur la réélection surestime donc l'efficacité de ce dernier du fait d'un biais de variable omise. De manière moins apparente, l'estimation naïve de l'impact des mandats locaux sur l'activité parlementaire peut souffrir du même biais si la popularité vient par exemple d'une plus grande capacité de travail.

Pour parer à ce problème, nous utilisons la méthode de discontinuité dans la régression⁹. Cette méthode a été remise au goût du jour dans la littérature économétrique par plusieurs articles récents¹⁰, dont une contribution de Lee (2008) qui l'utilise pour estimer la prime au sortant lors des élections à la Chambre des Représentants américaine. L'idée consiste à comparer le destin des candidats qui *perdent* de peu une élection avec celui des candidats qui *gagnent* de peu une élection similaire. Cette méthode s'applique particulièrement bien dans le cas des scrutins majoritaires, mais elle n'a encore jamais été utilisée sur données françaises. La seule étude que nous connaissions sur les gains électoraux au cumul des mandats, celle de Foucault (2006), n'estime que des corrélations entre le nombre de mandats et le score aux élections législatives.

Enfin, il nous faut considérer l'intérêt de notre travail d'un point de vue international. Ceci peut paraître incongru car, nous y reviendrons, la pratique du cumul des mandats n'existe dans presque aucun pays développé. Le seul parallèle direct concerne l'accumulation de mandats dans les conseils d'administration des entreprises privées. Ce sujet est très discuté dans les débats sur la gouvernance d'entreprise : aux États-Unis, suite à des propositions de limitation du nombre de mandats d'administrateur qu'e l'on peut détenir simultanément, une littérature académique qui teste empiri-

9. Ce qui est la traduction en Français de la méthode dite de *Regression Discontinuity Design* (RDD).

10. Voir notamment l'édition du *Journal of Econometrics* de février 2008, qui est entièrement consacrée à ce sujet.

quement l'impact du nombre de mandats détenus sur la performance des entreprises contrôlées s'est constituée dans les années 2000. Cependant, il n'en ressort pas de conclusion très claire : d'après Ferris et al. (2003), le nombre de mandats détenus n'a pas d'impact significatif, tandis que Fich et Shivdasani (2006) estiment pour leur part un impact significativement négatif du nombre de mandats détenus par les administrateurs indépendants sur la performance des entreprises américaines ; de manière plus intéressante, Perry et Peyer (2005) trouvent que le cumul des mandats d'administrateur indépendant et de patron d'entreprise n'a d'impact négatif sur la performance de l'entreprise gérée qu'en présence de coûts d'agence importants. Le mandat politique ayant lui aussi de bonnes raisons d'être soumis à de forts coûts d'agence¹¹, on peut s'attendre si l'on en croit cette littérature, à des effets importants du cumul des mandats politiques.

On ne peut cependant pousser la comparaison entre mandats sociaux et mandats politiques plus avant. En revanche, l'étude de l'impact des occupations extraparlimentaires sur l'activité des députés au Parlement pourrait intéresser un observateur étranger même si à la différence du cas que nous étudions, les travaux que nous connaissons sur ce sujet concernent l'impact d'activités des députés dans le secteur privé. L'étude la plus proche de la nôtre de ce point de vue est celle de Gagliarducci et al. (2009) qui étudient l'exemple des députés italiens et trouvent un effet très significativement négatif de telles activités sur la présence aux votes. Néanmoins, le plus souvent, c'est plutôt le problème du conflit d'intérêt dans les décisions législatives des députés qui est évoqué : Eggers et Hainmueller (2009) étudient ainsi le cas du Royaume-Uni et estiment que le gain d'un mandat de député conservateur triple la probabilité de faire partie du conseil d'administration d'une entreprise privée et double la taille du patrimoine au décès. A la différence de ces études, nous nous concentrons sur des activités qui délivrent plus des bénéfices non monétaires que monétaires ; par ailleurs, nous n'étudions pas ici en détail les conflits d'intérêt qui peuvent exister lorsqu'un député occupe aussi une fonction d'élu local.

Principaux résultats

Les résultats de notre analyse électorale ne correspondent pas à l'idée reçue selon laquelle les Français seraient très attachés à leurs députés-maires. Certes, lorsque l'on regarde le résultat brut des élections législatives, on observe bien qu'un candidat "sérieux", au sens où son résultat le place parmi les deux plus gros scores, bénéficie d'une probabilité plus importante d'être élu s'il est élu local : cette "prime" au mandat local varie entre cinq points lorsqu'il s'agit d'un mandat de maire d'un bourg de moins

11. cf. Barro (1973) et Ferejohn (1986).

de 3500 habitants à 40 points lorsqu'il s'agit d'une fonction de président de conseil général ou régional. Mais ce résultat ne tient pas compte du fait que les détenteurs de mandats locaux disposent d'une expérience politique et d'une popularité initiale supérieures.

Ainsi, lorsque l'on compare les candidats ayant perdu ou gagné de peu un mandat de maire d'une ville de plus de 9 000 habitants, on constate qu'il n'existe aucune prime significative à la détention préalable d'un mandat de maire pour le gain d'un siège lors des élections législatives suivantes. Inversement, les hommes politiques qui gagnent de peu un mandat de député n'ont pas de meilleures chances de devenir maire que ceux qui ratent de peu ce mandat de député, et ce alors même que cette petite différence a une importance considérable lorsqu'il s'agit des élections législatives : un député élu dans une élection serrée a en effet une probabilité supérieure de 24 points d'être député lors de la prochaine vague que son opposant initial. On en déduit donc qu'en termes électoraux, les électeurs n'accordent pas de place particulière ni aux mandats locaux dans une élection nationale ni aux mandats nationaux dans une élection locale. Mais l'absence d'une prime négative explique aussi pourquoi le phénomène du cumul peut persister.

Ceci ne signifie pas qu'il n'existe pas d'arguments théoriques justifiant la désincitation au cumul des mandats. En effet, les députés élus dans une circonscription ne travaillent pas que pour leurs électeurs : leur activité bénéficie aussi aux administrés du reste de la nation. Ces externalités positives du travail de député ont pour conséquence que la pratique du cumul des mandats peut persister à la base, alors même que de manière agrégée ses effets sur le travail parlementaire pourraient suggérer qu'une interdiction serait bénéfique à tous.

Notre regard sur le travail parlementaire permet d'aller dans le sens de cette hypothèse : dans les activités qui bénéficient le plus directement aux électeurs d'une circonscription, telles les questions écrites, le cumul des mandats n'a aucun effet, même lorsqu'il s'agit d'un mandat important ; en revanche, le travail en commission parlementaire, qui a un objet essentiellement national et n'est pas ouvert au public, souffre très fortement de la détention d'un mandat local important : le tiers des députés qui disposent d'un mandat dans une ville de plus de 9 000 habitants ou d'un mandat de président du conseil général ou régional assistent en moyenne à environ un tiers de réunions de commission en moins.

Un tel impact correspond à peu près à la différence moyenne entre l'intensité du travail législatif réalisé par les députés de la majorité parlementaire et celle du travail des députés de l'opposition. Cette estimation n'est pas significativement changée lorsque l'on considère uniquement les députés qui perdent ou gagnent de peu une élection municipale. L'impact du cumul est toutefois sous-estimé ici en ce qu'il

ne prend pas en compte le fait qu'il existe durant la période précédant une élection locale un surplus de députés préparant une première candidature à la mairie de leur commune . Ces députés, qui représentent environ 15 % de l'Assemblée, assistent en période préélectorale à environ 20 % de réunions en moins. In fine, en France, le cumul des mandats est donc au moins aussi important que la division classique majorité/opposition pour expliquer l'organisation du travail législatif.

Organisation

La suite du chapitre est organisée de la manière suivante. La section 2 présente un historique de la pratique du cumul des mandats et de sa réglementation. La section 3 constitue une discussion théorique sur les fondements potentiels du cumul des mandats. En section 4, nous dérivons de cette analyse une stratégie d'évaluation du cumul des mandats. En section 5, nous présentons les données utilisées ainsi que des statistiques descriptives. La section 6 montre les diverses stratégies économétriques employées. En section 7, nous présentons les principaux résultats des estimations ainsi que leur interprétation. La section 8 conclut le chapitre.

3.2 Un historique du cumul des mandats en France

3.2.1 L'évolution de la pratique du cumul des mandats

Le cumul des mandats est très ancré dans la tradition française depuis la monarchie de Juillet au XIX^e siècle. A cette époque, de nombreux pairs de France sont aussi titularisés comme préfets¹². Cependant, c'est à l'avènement de la III^e République que le phénomène prend son envol, à partir du moment où les conseillers généraux et municipaux sont élus au suffrage universel, respectivement en 1871 et en 1882.

La stabilité du cumul sur longue période La plupart des analyses descriptives du cumul des mandats des députés commencent donc au début de la III^e République. Une des contributions les plus notables est celle de Loonis (2006)¹³. Il étudie le profil de carrière de l'ensemble des députés français de sexe masculin depuis 1871. Ses sources permettent de savoir si tel député a été au moins une fois dans sa vie maire ou conseiller général. Le résultat principal de l'étude est le constat d'une relative stabilité sur longue période de l'expérience locale des députés, avec une proportion de députés n'ayant jamais eu d'expérience d'élus locaux variant entre un cinquième et un tiers des députés de chaque législature, sauf un pic de 50 % à la Libération.

12. Cf. Debré (1955).

13. Mais on peut citer aussi Marrel (2002)

Cette contribution a toutefois l'inconvénient d'aplatir les évolutions de la pratique du cumul puisqu'elle fait l'hypothèse que les députés gardent leur mandat local durant toute leur carrière politique. A partir d'éléments fournis par Masclet (1982) et notre propre collecte de données sur les années récentes, nous avons donc cherché à identifier le nombre de députés détenant un mandat local au moment de leur élection. Les résultats de cette collecte sont présentés en figures 1 et 2. La figure 1 montre l'évolution du nombre de mandats locaux détenus par les députés de France métropolitaine en début de législature depuis 1946. La figure 2 présente l'évolution de la proportion de députés-maires, de députés-conseillers généraux ou régionaux et de députés-présidents de conseil général ou régional depuis 1876 pour la France métropolitaine.

Le choc de la V^e République Par rapport aux travaux de Loonis (2006), même si les évolutions de moyen-terme semblent beaucoup plus marquées, on retrouve le résultat selon lequel le cumul n'est pas une nouveauté de l'après-guerre, puisque la proportion de députés-maires avant-guerre oscille entre 25 et 35 % et celle de députés-conseillers généraux entre 40 et 50 %.

Cependant, on constate que la Libération constitue le point le plus bas de l'histoire du cumul : par rapport à 1936, le nombre de députés-maires diminue d'environ 40 % et celui des députés-conseillers généraux de 25 %. Ceci est lié au fait que de nombreux députés-notables locaux avaient voté en 1940 les pleins pouvoirs au Maréchal Pétain et ont été de ce fait exclus implicitement ou explicitement du jeu politique à la Libération. Ce n'est que progressivement que ces anciens députés reviennent sur la scène politique¹⁴.

Le retour de ces hommes politiques a une part dans l'accroissement du cumul après la libération, mais on ne peut tout de même que constater l'impact très brutal de l'avènement de la V^e République : la proportion de députés disposant d'au moins un mandat local passe entre 1956 et 1958 de 42 % à 64 % soit une augmentation d'environ 50 %. La figure 2 montre que le choc a surtout concerné les maires, avec un doublement de la fréquence des députés-maires en l'espace de deux ans.

Devant tels chiffres, il devient évident que les institutions de la V^e République encouragent le cumul. A court terme, un choc aussi puissant et aussi rapide suggère que l'introduction d'un mode de scrutin majoritaire a eu une part très importante dans le succès du cumul en 1958. Ceci est compatible avec plusieurs interprétations : le mandat local peut être vu comme le gage d'une bonne prise en compte des intérêts des électeurs du cru, mais ceci peut être tout aussi bien lié au fait que la victoire dépend dans un système majoritaire d'un nombre suffisamment petit d'électeurs pour que les

14. Voir notamment sur ce sujet Duhamel (1995).

électeurs d'une municipalité ou d'un canton particuliers ressemblent aux électeurs de la circonscription dans son ensemble. Ce débat d'interprétation de la prévalence du cumul reviendra d'ailleurs à plusieurs reprises dans le chapitre.

L'intérêt croissant du mandat de maire A partir de 1958, la proportion de députés cumulants augmente progressivement jusqu'à atteindre son apogée en 1993 avec environ 90 % des députés, puis revient à 70 % stable depuis 2002, niveau à peine plus élevé qu'au tout début de la V^e République. L'évolution est beaucoup plus forte concernant les députés disposant de plus de deux mandats locaux. Alors qu'environ un tiers des députés disposaient de plusieurs mandats locaux entre 1958 et 1993, ce type de cumul décroît inexorablement depuis 1993. Nous verrons dans la section suivante que plusieurs réglementations ont limité les possibilités et l'intérêt de cumuler des mandats à partir de 1985. Au vu de ces premiers chiffres, cette réglementation semble avoir surtout limité les possibilités de cumuler trois mandats ou plus.

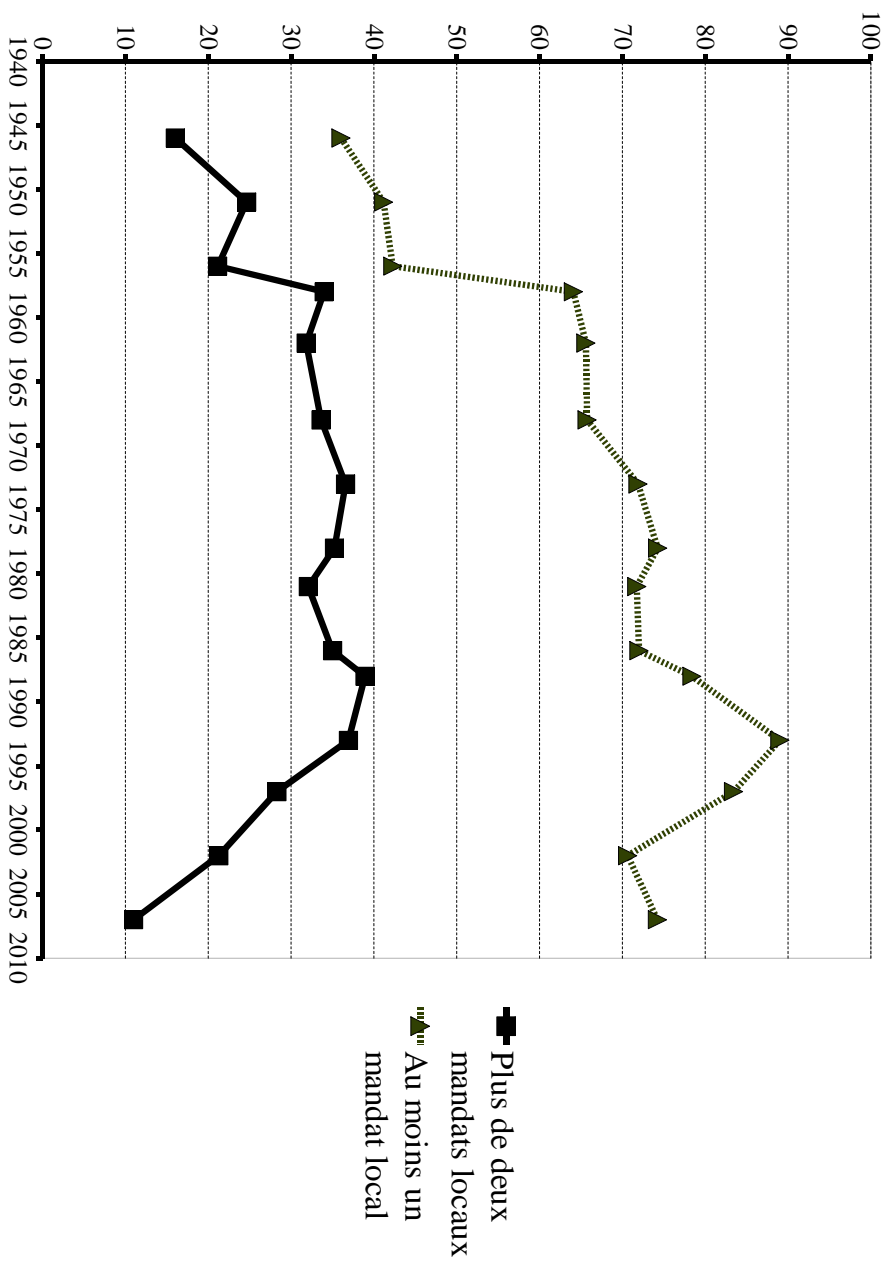
Étrangement, en 1986, année durant laquelle un système d'élections proportionnelles est expérimenté, on n'observe pas de réduction très significative du cumul par rapport aux années antérieures et ultérieures : les hommes politiques disposant de mandats locaux ont donc su trouver de bonnes places sur les listes des principaux partis. Ceci a pu être facilité par le fait que la viabilité de l'expérience de proportionnelle était faible puisque les partis de droite avaient inclus dans leur programme le rétablissement du scrutin majoritaire.

Par ailleurs, la figure 2 montre que le proportion de députés-maires n'a pas significativement changé depuis 1958, malgré les évolutions de la réglementation. En revanche, concernant les mandats de conseiller général ou régional, les évolutions sont très fortes et semblent durables : l'arrivée du nouveau mandat régional à partir de 1986 augmente sensiblement la proportion de députés-conseillers, jusqu'à environ 66 % en 1993, puis descend brutalement à partir de cette date, si bien qu'en 2007 seuls 40 % des députés détiennent un mandat de conseiller général ou régional. Ceci fait penser que la limitation du nombre de mandats a conduit à une préférence pour le mandat de maire. Par ailleurs, comme nous pourrions le constater dans la section suivante, c'est seulement à partir de 1992 que les indemnités reçues par les conseillers régionaux et généraux ont été limitées, ce qui pourrait aussi expliquer la décline de ces mandats parmi les députés à partir de 1993.

3.2.2 La réglementation du cumul des mandats

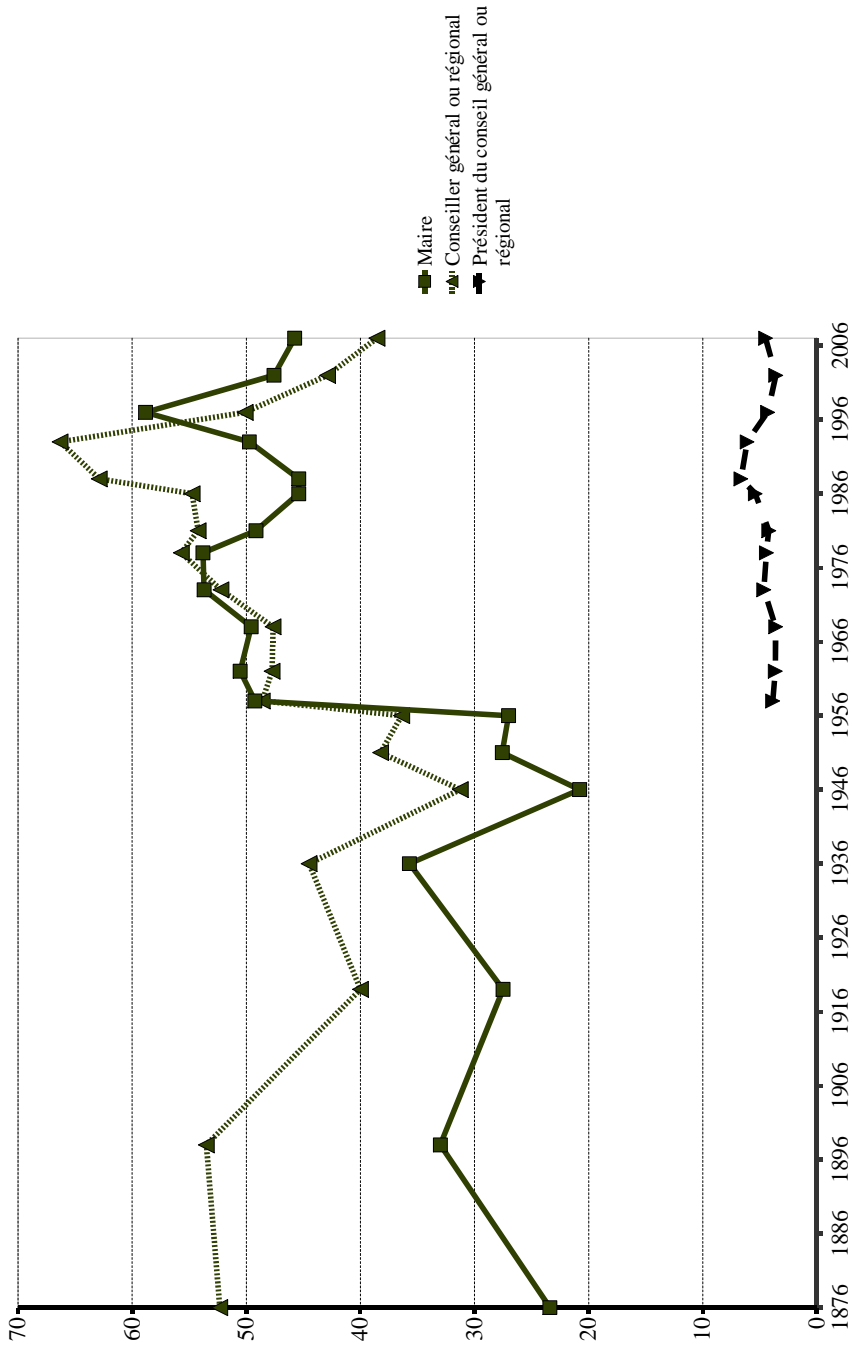
A l'intérieur du système français, on distingue les règles qui déterminent le nombre maximal de fonctions et de mandats dont on peut disposer simultanément, et les règles

FIGURE 3.1 – Proportion de députés cumulant un mandat par nombre de mandats depuis 1946



Note : Ces chiffres sont calculés pour les députés de France métropolitaine en début de législature. Les chiffres proviennent de Masclet (1982) jusqu'en 1981, puis d'une collecte manuelle à partir du journal *Le Monde* à partir de 1988. Le nombre de mandats inclut les mandats de maire, de conseiller général et de conseiller régional.

FIGURE 3.2 – Proportion de députés cumulant un mandat depuis 1876



Note : Ces chiffres sont calculés pour les députés de France métropolitaine en début de législature. Les chiffres proviennent de Mascllet (1982) jusqu'en 1981, puis d'une collecte manuelle à partir du journal *Le Monde* à partir de 1988.

qui déterminent le montant maximal des indemnités dont peuvent disposer les élus au total.

3.2.2.1 La limitation du nombre des mandats

Une absence de règles avant 1985 Avant 1985, il n'existait aucune limite au cumul des mandats et des fonctions. Entre 1972 et 1984, les députés et les sénateurs ont même été soumis à une règle de cumul obligatoire : les représentants au Parlement de chaque région étaient automatiquement membres du conseil régional correspondant. C'est le processus de décentralisation qui a entraîné l'émergence d'un débat sur la limitation des mandats. Jusqu'à ces réformes, les conseillers généraux et régionaux n'avaient qu'une fonction purement législative : les préfets étaient responsables de l'administration des services publics départementaux et régionaux, tandis que les élus se réunissaient, sur des plages temporelles bien définies, pour voter les budgets et les arrêtés locaux. Les élus municipaux, et en particulier le maire, disposaient toutefois déjà de pouvoirs importants : depuis 1870, le maire était statutairement élu local et simultanément représentant de l'Etat central, ce qui lui donnait la charge de l'exécutif municipal. Dans les villes les plus grandes, il pouvait disposer de ressources fiscales suffisantes pour mener à bien de nombreux projets d'investissement de manière autonome¹⁵.

Avant la décentralisation, le débat sur le cumul des mandats était donc principalement centré sur le cas des députés-maires de grandes villes. Des propositions de loi visant à limiter cette possibilité avaient déjà été soumises dans les années 1970, mais n'avaient pas été sérieusement discutées¹⁶.

L'impact des lois de décentralisation et la loi de 1985 Les lois du 2 mars 1982, du 7 janvier 1983 et du 22 juillet 1983, dites "lois de décentralisation", ont rapidement déclenché l'ouverture d'un débat plus sérieux sur la limitation du cumul. Ces lois accroissent en effet considérablement les responsabilités des élus locaux. Ce sont désormais des conseillers généraux et régionaux qui exercent les pouvoirs exécutifs départemental et régional, respectivement. Par ailleurs, de lourdes compétences de l'Etat central sont dévolues aux collectivités locales, avec les transferts de ressources correspondants.

De nombreux députés et sénateurs se trouvent donc soudainement en mesure de gérer des budgets et des effectifs dignes de grandes entreprises. Ce n'est plus seulement pour les maires de grandes villes que la question du coût du cumul se pose. Les maires de villes moyennes, les conseillers généraux et régionaux, qui représentent

15. Cf. Garraud (1989).

16. Cf. Reydellet (1979).

une majorité des députés cumulants, ont désormais des responsabilités suffisamment visibles pour imposer un débat législatif sérieux.

Ceci aboutit au vote de la loi organique du 30 décembre 1985 “tendant à limiter le cumul des mandats électoraux et des fonctions électives”. Cette loi impose de disposer de deux mandats ou fonctions au maximum parmi ceux inscrits dans la liste suivante : député, sénateur, député européen, conseiller général, conseiller régional, conseiller de Paris, maire d’une commune de plus de 20 000 habitants, adjoint au maire d’une commune de plus de 100 000 habitants. Elle précise aussi qu’il est impossible d’être à la fois président du conseil général et président du conseil régional.

La loi interdit donc les cumuls les plus notoires mais elle a aussi pu avoir l’effet de “consacrer” les formes de cumul les plus répandues¹⁷. Il existe en effet des cas où la fixation d’une amende pour une action moralement répréhensible augmente la fréquence de ces comportements, lorsque l’amende est moins chère que prévu¹⁸. Dans le cas de cette loi, un député qui pensait commettre une action répréhensible en postulant à la mairie d’une ville de 20 000 habitants pourrait se sentir “libéré” par la loi puisqu’elle lui permettrait même d’être en plus président du conseil général.

De manière toute aussi importante, la loi n’interdit pas le cumul des candidatures : si, une fois l’élection passée, un homme politique se trouve en dépassement, il dispose d’un délai de 15 jours suivant le verdict définitif de la dernière élection pour se démettre de l’un de ses mandats. Le dispositif permet donc à un homme politique de faire bénéficier son camp de sa popularité. Il s’avère que la plupart des démissions concernent des mandats obtenus via des scrutins de liste, soit celui de conseiller régional ou de député européen¹⁹. On peut expliquer ce choix par deux raisons : la démission de l’un de ces mandats n’entraîne pas de nouvelle élection, et le mandat de maire est le plus prestigieux.

Les lois d’avril 2000. La loi de 1985 n’a pas réussi à baisser la prévalence du cumul des mandats : alors qu’en 1978, 30 % des députés ne disposaient d’aucun mandat, ce n’était le cas en 1997 que pour 10 % d’entre eux. Lorsque la gauche arrive au pouvoir en 1997, une de ses propositions de campagne était d’interdire le cumul d’une fonction parlementaire avec l’un des mandats locaux exécutifs significatifs : président de conseil général ou régional, maire. Le débat commence en 1998, mais ce n’est que le 5 avril 2000 que sont votées la loi organique “relative aux incompatibilités entre mandats électoraux” et la loi “relative à la limitation du cumul des mandats électoraux et des fonctions électives et à leurs conditions d’exercice”. Depuis, les règles

17. C’est notamment la position défendue par Mény (1992).

18. Cf. Gneezy et Rustichini (2000) pour l’analyse d’un cas d’école.

19. Même s’il n’existe pas de statistiques sur les démissions pour incompatibilités, le relevé réalisé par Knapp (1991) va clairement dans ce sens.

de non-cumul sont les suivantes :

- Il est interdit de disposer de plus de deux des mandats suivants : conseiller régional, conseiller général, conseiller municipal. En cas d'excès, l'élu local doit abandonner son mandat le plus ancien.
- Il est interdit d'exercer plus d'une des fonctions suivantes : maire, président de conseil régional, président de conseil général.
- Il est interdit à un député ou sénateur de disposer de plus d'un des mandats suivants : conseiller régional, conseiller général, conseiller municipal d'une ville de plus de 3 500 habitants. En cas d'excès, le parlementaire est libre d'abandonner le mandat de son choix.
- Il est interdit à un député ou un sénateur d'être en même temps député européen.²⁰

Le résultat est loin des ambitions initiales du gouvernement Jospin : il reste toujours possible d'être parlementaire et de diriger une grande collectivité locale. C'est lorsque le projet de loi est passé au Sénat qu'il s'est trouvé allégé de l'interdiction d'un tel cumul. Étrangement, le mandat européen est considéré comme moins compatible avec un exercice normal de la fonction de maire de Paris ou de président du conseil régional d'Ile-de-France. De même, le nouveau régime offre plus de liberté aux parlementaires qu'aux autres élus lorsqu'il s'agit de démissionner de l'un de ses mandats.

Certes, les possibilités de cumul horizontal sont plus strictement limitées : le maire de Marseille ne peut plus être aussi le président de la région Provence-Alpes-Côte d'Azur comme au temps de Gaston Defferre. Mais elles ne prennent pas en compte les responsabilités exécutives liées aux groupements de communes, pourtant devenus de plus en plus importants en termes de budget et d'effectifs : il reste par exemple possible d'être président de la région Rhône-Alpes et président de la communauté urbaine de l'agglomération lyonnaise, deux administrations qui comptent pour l'une plus de 6 000 agents et pour l'autre plus de 4 000.

Les propositions de réforme depuis 2007 L'entreprise de réforme de la Constitution de la V^e République menée par le Président de la République Nicolas Sarkozy en 2007-2008 avait notamment pour objectif de donner plus de poids aux initiatives parlementaires. A cet effet avait été constitué en juillet 2007 un Comité de réflexion et de proposition sur la modernisation et le rééquilibrage des institutions de la Cinquième République, présidé par Edouard Balladur. Le rapport de ce comité, rendu le 29 octobre 2007, a constitué la base de départ de la réforme de la Constitution votée

20. Les lois de 2000 interdisaient aussi le cumul du mandat européen avec les fonctions exécutives locales (ce qui était plus strict que pour les députés et sénateurs). Ces dispositions ont toutefois été abrogées par la loi du 11 avril 2003 sur la tenue des élections européennes et régionales.

le 23 juillet 2008. Parmi les 77 propositions du rapport, la proposition n°56 consistait à interdire tout cumul entre un mandat parlementaire et une fonction exécutive locale, afin d'assurer une meilleure disponibilité des parlementaires.²¹ Cette disposition n'a toutefois pas été incluse dans le projet de loi constitutionnelle soumis par le gouvernement au Parlement le 23 avril 2008, et n'a pas été incluse dans la loi finalement votée malgré quelques tentatives isolées d'amendements.

Il est toutefois possible qu'à l'occasion du débat sur la réforme des collectivités locales, lancé par la remise d'un nouveau rapport Balladur le 5 mars 2009, le débat sur le cumul des mandats soit relancé. Il y est notamment proposé²² d'inclure les mandats exécutifs intercommunaux dans la législation déjà existante sur le sujet du cumul.

3.2.2.2 La limitation des indemnités perçues par les élus

La première réforme concernant le cumul des mandats, celle de 1985, n'avait proposé aucune limitation particulière des indemnités des élus cumulants. Ce n'est qu'à partir de 1992 que la législation s'attaque à ce sujet. Mais pour comprendre la portée de ces réformes, il faut d'abord avoir en tête l'évolution des règles concernant les indemnités de chaque mandat.

Les indemnités des parlementaires. Le montant des indemnités des députés et des sénateurs est fixé par l'ordonnance du 13 décembre 1958. Ces indemnités prennent trois formes et composent à elles-trois ce que l'on appelle l'indemnité "globale". L'indemnité de base est calculée en référence au traitement moyen des hauts fonctionnaires classés "hors échelle" dans la grille indiciaire des rémunérations de la fonction publique. Elle est d'un montant brut de 5 470 euros par mois depuis le 1^{er} juillet 2009. Mais le parlementaire reçoit aussi une indemnité de logement et une indemnité de fonction, égales à 3 % et 25,7 % de l'indemnité de base, soit un total de 7 044 euros brut par mois au 1^{er} juillet 2009.

L'indemnité de fonction porte ce nom car elle devait initialement se comprendre comme la part variable du salaire des parlementaires : à l'Assemblée, le règlement²³ prévoit une réduction du tiers de l'indemnité de fonction si le député n'assiste pas à plus des deux tiers des scrutins publics ainsi que des séances de commission²⁴. Mais d'après Avril et Gicquel (2004), cette sanction n'a jamais été appliquée.

Depuis 1958, la seule évolution qu'a connue l'indemnité parlementaire concerne

21. cf. Balladur (2007)

22. Il s'agit de la proposition n°7 du rapport.

23. Aux articles 42 et 162.

24. Il existe une sanction similaire à l'article 15 du règlement du Sénat.

son régime fiscal : jusqu'au 1^{er} janvier 1993, l'indemnité "globale" bénéficiait d'une exemption de l'impôt sur le revenu à hauteur de 45 % pour cause de "charges spécifiques", et depuis cette date l'intégralité de l'indemnité est imposée au titre des traitements et salaires.

Le parcours des indemnités des parlementaires serait toutefois incomplet si l'on ne prenait pas en compte les facilités financières offertes aux parlementaires pour faciliter leur action. A l'Assemblée, ceci comprend tout d'abord l'indemnité représentative de frais de mandat (IRFM), versée directement sur le compte des députés. Cette indemnité a été créée en 1997 en remplacement d'une aide au secrétariat qui existait depuis 1970. Le montant de l'IRFM n'évolue depuis 1997 qu'en fonction des indices de la fonction publique : elle était au 1^{er} juillet 2009 d'un montant de 6 361 euros brut non imposables à l'impôt sur le revenu. Bien que l'IRFM serve officiellement "à payer ses frais de voiture, de loyer pour la permanence, frais de réception, d'habillement, de transport, etc." ²⁵, elle n'est en réalité soumise à aucun contrôle.

Par ailleurs, les députés disposent depuis 1976 d'un crédit mensuel en vue de la rémunération d'assistants. Alors qu'à sa création, ce crédit était d'un montant seulement suffisant pour recruter un assistant, il a été augmenté en 1980 et en 1995 pour pouvoir recruter deux puis trois assistants parlementaires. En 2009, le montant total de ce crédit "assistants" était de 9 066 euros par mois au 1^{er} juillet 2009. Si ce crédit n'est pas utilisé totalement, il peut être reversé au groupe politique du député. Rien n'empêche d'ailleurs le député de verser aussi au groupe politique une partie de l'indemnité parlementaire et de l'IRFM, comme cela s'est longtemps fait chez les députés du groupe communiste ²⁶.

Au total donc, au 1^{er} juillet 2009 et sans compter le crédit assistants, un député recevait environ 13 405 euros brut par mois dont la moitié environ est imposable à l'impôt sur le revenu.

Les indemnités des élus locaux Les conseillers généraux ont obligation de percevoir une indemnité depuis la loi du 27 février 1912. C'est seulement depuis octobre 1945 qu'un tel principe a été admis concernant les maires et leurs adjoints. Jusque lors le principe de la gratuité des fonctions électives était strictement appliqué ²⁷.

La fixation des indemnités perçues par les élus locaux repose sur le principe que leur montant est librement fixé à l'occasion du vote du budget local par l'assemblée délibérante de la collectivité : les membres du conseil municipal décident des indem-

25. Cf. le site Internet de l'Assemblée Nationale : <http://www.assemblee-nationale.fr/connaissance/indemnite.asp>

26. cf. Masolet (1982).

27. Ce principe est toujours inscrit à l'article L 2123-7 du Code Général des Collectivités Territoriales.

nités du maire et de ses adjoints, tandis que les conseillers généraux et régionaux fixent eux-mêmes leur indemnité²⁸. Ceci vient du fait que contrairement à d'autres pays européens²⁹, les élus locaux ne sont pas considérés comme fonctionnaires et ponctionnent donc le budget local pour percevoir leur indemnité.

Toutefois, pour éviter les abus, la loi du 24 juillet 1952³⁰ a posé un maximum à la rémunération des maires et adjoints au maire. Cette limite est fixée en référence à l'indice le plus élevé des traitements de la fonction publique et c'est la taille de la commune suivant le dernier recensement qui détermine la limite en appliquant un coefficient à cet indice de référence. La limite fixée à cette époque procure pour les maires des plus grandes villes, Lyon et Marseille, une rémunération maximale *égale à la moitié de l'indemnité de base d'un parlementaire*. Cette limite n'a néanmoins jamais concerné les rémunérations versées pour la présidence de sociétés d'économie mixte. Et dans le même temps, il n'y a eu jusqu'en 1992 aucune limite à la fixation des indemnités des conseillers généraux et régionaux.

La décentralisation a eu donc un effet contradictoire sur la rémunération des élus locaux : alors que, face à une charge accrue, les maires n'avaient pas vu la limite de leur indemnité augmenter, les conseillers généraux et régionaux ont pu librement augmenter le niveau de la leur. Une limite trop contraignante dans un cas et une absence de limites dans l'autre cas ont contribué à une très grande disparité des indemnités, comme nous le verrons à la fin de cette section.

C'est seulement suite aux affaires de corruption d'élus locaux qui ont émaillé la fin des années 80 et le début des années 90³¹, qu'un cadre règlementaire unifié et adapté au contexte de la décentralisation a été adopté. La loi du 3 février 1992 "relative aux conditions d'exercice des mandats locaux" a ainsi à la fois sensiblement augmenté les limites d'indemnité des maires, en particulier pour les villes petites et moyennes, et adopté des limites similaires pour les conseillers généraux et régionaux. A partir de cette date, une rémunération maximale est fixée pour chacun des mandats et des fonctions exécutives, en fonction de l'importance hiérarchique de la fonction et de la taille de la collectivité. La rémunération maximale des présidents de conseils généraux et régionaux est fixée à 90 % de l'indemnité de base du député. La rémunération des maires reste toutefois dévalorisée : les maires de Lyon et Marseille peuvent désormais gagner seulement jusqu'à 65 % de l'indemnité de base du député.

A l'occasion des lois sur le cumul des mandats du 5 avril 2000, le législateur a largement corrigé cette dévalorisation des indemnités municipales : à partir de cette

28. C'était aussi le cas pour les députés et sénateurs durant la III^e République. cf. Avril et Gicquel (2004).

29. En Allemagne notamment. cf. Sénat (2009)

30. Modifiée par un décret du 6 septembre 1973.

31. Notamment le cas de Jean-Michel Boucheron, maire d'Angoulême de 1977 à 1989.

date, l'indemnité maximale des maires de villes de plus de 100 000 habitants est égale à l'indemnité de base des parlementaires. Enfin, la loi du 27 février 2002 "relative à la démocratie de proximité" a aligné la rémunération maximale des présidents de conseils général et régional sur celle des parlementaires et des maires de villes de plus de 100 000 habitants.

Concernant la fiscalité des indemnités des élus locaux, le grand changement provient de la loi du 3 février 1992 : auparavant les indemnités de fonction n'étaient pas soumises à l'impôt sur le revenu ; depuis cette date, les indemnités des élus locaux sont soumises à un prélèvement libératoire à la source³².

Pour conclure cette partie, il convient d'évoquer les divers avantages dont peuvent bénéficier les élus locaux en sus de leur indemnité.

Tout d'abord, les fonctions exécutives locales permettent souvent de disposer d'un logement et d'un véhicule de fonction sans que cela soit intégré dans le montant de leur indemnité légale³³ ; ensuite, ces fonctions permettent à l'élu de bénéficier de ressources humaines et techniques importantes, qui, dans les grandes villes, peuvent largement dépasser ce qui est à la disposition d'un parlementaire : les statistiques que nous avons collectées montrent que 50 % des députés-maires élus en 2007 géraient des effectifs de mairie supérieurs à 346 personnes employées à plein temps.³⁴

Par ailleurs, les élus locaux ont souvent l'occasion de présider des entités apparentées à la collectivité locale. Certaines d'entre elles peuvent donner lieu à d'importantes rémunérations, en particulier dans le cas des sociétés d'économie mixte (par exemple les sociétés de gestion des HLM) et des groupements de communes. Ces derniers font certes l'objet d'une limitation des indemnités, mais à un niveau élevé : un élu présidant une communauté d'agglomération peut gagner autant que le maire d'une ville ayant un nombre d'habitants similaire à celui du groupement de communes dont il est question.

Contrairement aux parlementaires, les élus locaux ne bénéficient pas d'une enveloppe supplémentaire destinée à couvrir des frais liés à l'exercice du mandat, à l'exception des maires que la loi autorise à recevoir une indemnité pour frais de représentation allouée par les conseils municipaux³⁵. Cette indemnité peut être allouée de manière permanente mais elle est soumise à un contrôle a posteriori par le juge administratif qui n'existe pas pour les parlementaires. Enfin, pour l'ensemble des élus locaux, des remboursements de frais pour les transports et l'exercice de missions

32. Le montant de ce prélèvement est calculé suivant le barème progressif de l'IR dans le cas d'un foyer avec une part et sans bénéfice de l'abattement sur salaires.

33. Cf. Dosière (2007).

34. Garraud (1989) décrit aussi en détail l'étendue des ressources techniques dévolues aux maires des grandes villes.

35. Article L-2123-19 du Code Général des Collectivités Territoriales.

spéciales sont prévus³⁶.

Un résumé de l'évolution des indemnités légales des élus Après cette présentation détaillée de la réglementation des indemnités des élus, nous montrons un résumé des principales évolutions (en euros 2008) dans la table 1, afin de distinguer plus aisément les niveaux relatifs de rémunération de chaque mandat. Nous avons indiqué par comparaison le salaire reçu par le grade de la fonction publique territoriale le mieux rémunéré (hors primes). Cette comparaison montre en particulier que les rémunérations maximales que peuvent percevoir les élus ne dépassent presque jamais celles que peuvent percevoir leurs employés les mieux payés.

Indemnités légales et indemnités réelles Les comparaisons que nous pouvons entreprendre sont toutefois partielles puisque le niveau réel des indemnités votées par les assemblées peut être sensiblement inférieur aux indemnités maximales fixées par la loi. Ceci peut être source de fortes inégalités de rémunération pour un même poste suivant les régions. Il n'y a pas de statistiques précises publiées sur ce sujet par la Direction des Collectivités Locales au Ministère de l'Intérieur. Par ailleurs ce n'est que depuis 2002 que la loi impose aux collectivités de publier le montant exact des indemnités individuelles. Auparavant, le budget local pouvait ne mentionner que l'enveloppe totale accordée aux élus³⁷ sans préciser la distribution entre les différents membres du conseil.

Toutefois, suite à des séries de questions écrites posées par le député René Dosière en 1990 et 2007, le Ministère de l'Intérieur a publié pour les années 1987 et 2004 des montants moyens perçus par les élus des conseils généraux et régionaux, pour chaque département et chaque région. Nous montrons plusieurs de ces statistiques dans la table 1. L'intérêt de cette analyse est que les conseils régionaux et généraux n'étaient pas soumis en 1987 à une limite d'indemnité alors qu'ils l'étaient en 2004.

L'effet de la loi de 1992 semble avoir été de comprimer la distribution des indemnités entre régions et départements, ce qui était l'un de ses buts de . Alors qu'en 1987, un conseiller général appartenant aux dix départements indemnisant le mieux ses élus gagnait environ cinq fois plus qu'un conseiller général appartenant aux dix départements indemnisant le moins bien les élus, l'écart de rémunération est passé en 2004 à 1,77. Un autre effet possible de la limitation est d'avoir incité les départements payant mal leurs élus à augmenter les indemnités³⁸ : les conseillers généraux les plus pauvres gagnaient environ 2,3 fois plus en termes réels en 2004 qu'en 1987.

36. Voir AMF (2009) pour le détail de ces remboursements.

37. A la ligne 6531 du compte administratif.

38. Suivant en cela un effet de certification "morale" des indemnités par la loi.

TABLE 3.1 – Montant des indemnités mensuelles brutes pour certaines fonctions électorales en France (en euros 2008)

	Avant 2002	1992-2000	2000-2002	Depuis 2002
Indemnité parlementaire de base	5865	5791	5807	5471
Indemnité maximale d'un maire				
Ville de 5000 habitants	1198	1715	2201	2074
Ville de 20000 habitants	1532	2193	3601	3394
Ville de 100000 habitants	2156	3589	5802	5468
Lyon ou Marseille	2719	3788	5802	5468
Indemnité maximale d'un adjoint au maire				
Ville de 5000 habitants	479	686	688	830
Ville de 20000 habitants	613	877	1040	1245
Ville de 100000 habitants	862	1794	1801	2489
Lyon ou Marseille	1360	1894	1901	2734
Indemnité maximale d'un conseiller général simple				
Moins de 250000 habitants	∞	1595	1600	1508
250000-500000	∞	1994	2001	1886
500000-1000000	∞	2392	2401	2263
1000000-1250000	∞	2592	2601	2451
Plus de 1,25 millions	∞	2791	2801	2640
Indemnité maximale d'un vice-président du conseil général				
Moins de 250000 habitants	∞	2233	2241	2112
250000-500000	∞	2791	2801	2640
500000-1000000	∞	3349	3361	3168
1000000-1250000	∞	3629	3641	3432
Plus de 1,25 millions	∞	3908	3921	3696
Indemnité maximale d'un président du conseil général	∞	5184	5202	5468
Indemnité maximale d'un conseiller régional simple				
Moins de 1 million d'habitants	∞	1595	1600	1508
1 à 2 millions	∞	1994	2001	1886
2 à 3 millions	∞	2392	2401	2263
Plus de 3 millions	∞	2791	2801	2640
Indemnité maximale d'un vice-président du conseil régional				
Moins de 1 million d'habitants	∞	2233	2241	2112
1 à 2 millions	∞	2791	2801	2640
2 à 3 millions	∞	3349	3361	3168
Plus de 3 millions	∞	3908	3921	3696
Indemnité maximale d'un président du conseil régional	∞	5184	5202	5468
Moyenne départementale des indemnités d'un conseiller général	1932	NC	NC	2397
Moyenne des 10 départements aux plus hautes indemnités	3686	NC	NC	3047
Moyenne des 10 départements aux plus basses indemnités	746	NC	NC	1722
Moyenne régionale des indemnités d'un conseiller régional	2108	NC	NC	2898
Moyenne des 2 régions aux plus hautes indemnités	4579	NC	NC	4007
Moyenne des 2 régions aux plus basses indemnités	881	NC	NC	2150
Plus haut salaire de direction de collectivité (hors primes) :				
Com. : 5000 habitants				3097
Com. : 20000 habitants				3771
Com. : 100000 habitants				4860
Dép. : moins de 900000 - Rég. : moins de 2M				5347
Com. : Paris-Lyon-Marseille - Dép. : plus de 900000 - Rég. : plus de 2M				5834
Région Ile-de-France				6063

Note : Les montants sont en euros constants de l'année 2008. Les indemnités maximales ont été calculées pour les années 1987, 1996, 2001 et 2008, à partir des décrets publiés au *Journal Officiel*. Elles n'incluent ni les indemnités de représentation ni les remboursements de frais. Les moyennes pour les conseillers généraux et régionaux proviennent des réponses aux questions écrites numérotées 9-19836, 9-19837, 12-83567 et 13-19761 posées par René Dosière au Ministère de l'Intérieur pour les années 1987 et 2004. Ces moyennes ne concernent que la France métropolitaine. Un conseiller général ou régional est dit "simple" lorsqu'il n'a aucune fonction exécutive au sein de la collectivité locale. Les traitements des fonctionnaires sont fournis par le Ministère de la Fonction Publique.

Cependant, cette forte augmentation peut également s'expliquer ainsi : en 1987, la décentralisation n'impliquait pas encore de transferts de ressources si importants de l'Etat vers les collectivités les plus pauvres, soit les plus susceptibles de mal payer leurs élus.³⁹ ; en 2004, ces ressources supplémentaires pourraient avoir permis aux élus locaux de voter pour eux-mêmes des indemnités plus importantes.

Un autre enseignement de ces statistiques est qu'en 2004, la rémunération des conseillers bute sur la limite imposée par la loi : la moyenne des rémunérations des conseillers dépasse le maximum imposé à un conseiller sans fonction exécutive. On peut donc en déduire que les indemnités maximales fixées par la loi ne sont pas trop éloignées des indemnités effectivement versées aux élus locaux.

La législation sur le cumul des indemnités Suite à la description précédente, il est possible de se faire une idée de l'intérêt financier existant à cumuler des mandats. En l'absence d'une législation sur le cumul des indemnités, en 2009, un député pourrait doubler son indemnité de base en devenant maire d'une ville de plus de 100 000 habitants ou président d'un conseil général.

Avant 1992, il existait, depuis le 27 mars 1977, une disposition du Code des Communes limitant les indemnités de fonction municipales perçues par les sénateurs et les députés à la moitié du maximum prévu par la loi. Cette disposition s'appliquait aussi aux rémunérations perçues dans le cadre de groupements de communes. Cependant, elle ne s'appliquait à aucun autre type d'indemnité d'élu local : les indemnités de conseiller général et régional ainsi que celles liées aux sociétés d'économie mixte en étaient exclues.

La loi du 3 février 1992, déjà évoquée à propos du montant des indemnités des élus locaux, a toutefois imposé une limite plus contraignante au cumul des indemnités. Depuis cette date, un élu ne peut percevoir plus de 1,5 fois le montant de l'indemnité parlementaire de base au titre de ses différents mandats. Cette limite concerne l'ensemble des indemnités de fonction des élus locaux et l'indemnité parlementaire de base⁴⁰, mais aussi les rémunérations perçues au titre de la présidence de sociétés d'économie mixte et de groupements de communes. Une telle limite correspondait à un montant maximal de rémunération égal à 8 206 euros brut par mois au 1^{er} juillet 2009.

Ce système ne peut toutefois pas s'apparenter à un taux marginal d'imposition de 100 % au-delà de 8 206 euros brut par mois. En effet, la loi de 1992 ne prévoit pas que le trop-plein de rémunération soit nécessairement reversé au Trésor Public.

39. En 1987, les 10 départements qui payaient le moins bien leurs élus étaient les suivants : Corrèze, Lozère, Var, Creuse, Haute-Corse, Lot, Hautes-Pyrénées, Cantal, Haute-Loire, Hautes-Alpes.

40. C'est-à-dire sans compter les indemnités parlementaire dites "de logement" et "de fonction" et égales à environ 29 % de l'indemnité dite "de base".

Une circulaire ministérielle du 15 avril 1992 précise que l'élu peut choisir de reverser ce trop plein aux élus locaux de son choix, pourvu que ces élus fassent partie de la même assemblée et que le reversement soit ratifié par cette assemblée.

Pour comprendre ce système dit de "l'écêtement", prenons un exemple simple, celui d'un maire d'une ville de 100 000 habitants qui devient député en 2009. Le conseil municipal avait auparavant décidé de lui attribuer l'indemnité maximale, d'un montant brut de 5 468 euros brut par mois. Percevant désormais également une indemnité parlementaire de base de 5 471 euros brut par mois, le nouveau député-maire a donc un trop-plein d'indemnités de 2 733 euros brut par mois. Il peut choisir de reverser cette somme à un ou plusieurs des conseillers municipaux de son choix, pourvu que ces derniers soient éligibles à une indemnité⁴¹ et que la rémunération totale dont ils bénéficient ne soit pas individuellement supérieure à l'indemnité maximale qu'aurait pu percevoir le maire s'il n'était pas devenu député, soit 5 468 euros brut par mois. En réalité donc, le taux marginal d'imposition de 100 % que nous avons évoqué est assorti d'une déductibilité des donations aux autres élus locaux de 100 % elle aussi.

Par ailleurs, la réglementation sur le cumul des indemnités considère les frais effectifs de chaque mandat comme totalement indépendants les uns des autres, puisque la limite imposée n'empêche de cumuler ni les indemnités de représentation, ni les ressources techniques et humaines, ni les avantages en nature accordés au titre de chaque mandat. Les monographies concernant les députés-maires⁴² suggèrent pourtant que les frais réels des mandats ne sont pas indépendants ; on peut citer l'exemple classique des permanences parlementaires qui ont souvent lieu dans les locaux de la mairie lorsqu'il s'agit d'un député-maire. Ce cumul des remboursements de frais de mandat peut dès lors se convertir en cumul d'avantages financiers personnels si l'un de ces remboursements ne fait pas l'objet d'un contrôle par une autorité judiciaire, ce qui est le cas notamment de l'IRFM perçue par les députés.

Au terme de cette section, nous reprenons l'exemple choisi plus haut et faisons l'hypothèse que les frais de mandat supplémentaires occasionnés par un mandat de député ne correspondent pour le maire de cette ville de 100 000 habitants qu'à la moitié de l'IRFM qui lui est versée mensuellement par l'Assemblée Nationale, soit 3 180 euros brut par mois. En devenant député, ce maire recevra alors personnellement 7 491 euros brut par mois d'indemnités de fonction supplémentaires, ce qui correspond à une augmentation de 137 % et pourra faire bénéficier à ses collègues élus locaux d'un complément de rémunération de 2 733 euros brut par mois. En l'absence de

41. Cette précision date d'un arrêt du Conseil d'Etat du 21 juillet 2006. Auparavant, n'importe lequel des conseillers municipaux pouvait bénéficier du reversement. Cela n'a aucune incidence dans les conseils généraux et régionaux puisque tous les élus y sont éligibles à une indemnité.

42. Notamment Garraud (1989) et Kerrouche (2009).

règlementation, le gain financier personnel de ce maire aurait été de 187 %.

Dans le cas inverse d'un député qui deviendrait maire de cette même ville de 100 000 habitants, le gain financier personnel serait au maximum de 5 910 euros brut par mois, soit une augmentation de 84 %, si l'on fait l'hypothèse que l'obtention de la mairie permet d'économiser la moitié de l'IRFM, dépensée auparavant totalement en frais de mandat. En l'absence de réglementation, le gain financier réalisé par le député aurait été de 123 %.

L'impact de la réglementation sur les indemnités est donc substantiel, mais pas autant que le laisse croire la formulation officielle de la réglementation des indemnités des élus. Le gain financier au cumul pour un député est déjà généralement bien supérieur à 50 %, mais c'est pour les hommes politiques initialement dirigeants d'exécutifs locaux que le cumul est le plus intéressant. Le fait que le mandat de député reste en haut de l'échelle de rémunération des élus implique en effet des décalages de rémunération surprenants : le maire de Lyon ou le président du Conseil Général des Hauts-de-Seine ne peut pas recevoir d'indemnités supérieures à celles d'un député de la Lozère.

3.2.3 Le cumul des mandats à l'étranger

La description que nous avons faite de l'histoire du cumul et de sa réglementation ne fait que souligner la forte spécificité française en la matière. Cette question fait en effet si peu l'objet de débat dans les autres démocraties occidentales que l'on ne trouve le plus souvent pas de statistiques sur le sujet. Par ailleurs, les comparaisons sont rendues difficiles par le fait que les collectivités locales n'ont pas toutes les mêmes pouvoirs ni le même mode d'élection qu'en France. Le seul pays dans lequel on observait encore récemment un cumul aussi généralisé qu'en France est l'Irlande. Cependant, la petite taille de ce pays expliquait cette pratique, puisque les questions nationales et locales y étaient naturellement plus entremêlées qu'en France. De plus le cumul y a été interdit en 2003. Bien que peu étendue également, la Belgique interdit strictement le cumul des mandats des députés. Dans ce cas précis, c'est le caractère fédéral du régime qui joue le plus pour imposer une interdiction du cumul des mandats : le cumul y est vu comme une menace de fractionnement de l'autorité législative nationale. On retrouve ainsi un principe semblable en Espagne où les membres des Parlements régionaux ne peuvent intégrer les *Cortes*, et en Allemagne, où la Cour Constitutionnelle juge que l'exercice simultané de fonctions au *Bundestag* et dans un des *Landtag* est incompatible avec la Loi fondamentale. Aux États-Unis, c'est aussi cette peur d'un conflit d'allégeance qui justifie un contrôle strict des mandats détenus par les parlementaires fédéraux : même si cela n'est pas inscrit dans

la Constitution, les chambres du Congrès invalident l'élection des parlementaires qui conserveraient un mandat de gouverneur ou de représentant d'un État. Enfin, dans un esprit similaire, le parti conservateur du Royaume-Uni a inclus dans son programme l'interdiction du cumul du mandat de député avec un mandat dans l'une des assemblées nord-irlandaise, écossaise ou galloise.

En général, les interdictions ci-dessus ne concernent que les mandats détenus dans de grandes régions, or la France ne donne pas autant de pouvoirs aux régions que ces pays. Concernant les mandats de maire, la faiblesse du cumul des mandats en-dehors de France n'est le plus souvent pas le fruit d'une véritable interdiction, sauf en Italie où seuls les maires de villes de moins de 20 000 habitants peuvent être députés. Mais même dans ce cas, le nombre de députés-maires de moins de 20 000 habitants était inférieur à 4 % en 2000 selon Caille (2000). Dans les autres pays européens, où pourtant le cumul député-maire n'est pas règlementé, cette pratique est toute aussi résiduelle. Dans certains pays comme au Royaume-Uni, ceci résulte du fait que les fonctions de maire donnent moins de pouvoir qu'en France. Mais ailleurs en Europe, comme en Allemagne ou en Italie, un mandat local constitue une étape obligée pour la majorité des députés,⁴³ et pourtant le cumul y est très peu fréquent.

Ce parcours indique donc qu'il ne peut y avoir d'explication univoque à la spécificité française : dans des contextes pourtant très variés, à la fois en termes de structure partisane et de relations des collectivités avec l'Etat central, on n'observe pas de pratique généralisée du cumul comme en France. Pourtant, cela n'empêche pas, comme nous allons le voir, le débat sur l'intérêt et les coûts de cette pratique d'être particulièrement virulent.

3.3 Une discussion théorique du cumul des mandats

Le cumul des mandats a surtout été abordé du point de vue de la sociologie et de la science politique. Les seules contributions qui évoquent une théorie économique du cumul des mandats sont celles de François (2006) et Foucault (2006). Par ailleurs, de nombreux députés et sénateurs se sont faits les théoriciens inspirés du cumul des mandats, parfois pour le déplorer, mais souvent aussi pour le défendre. Plutôt que de faire d'emblée une liste de tous les arguments qui ont été énoncés dans les débats académique et politique sur le sujet, il semble judicieux d'utiliser une grille classique d'économie publique. Dans un premier temps, nous ferons donc une revue critique des raisons pour lesquelles le cumul des mandats peut faire l'objet d'une demande des

43. Cf. Mény et Surel (2004).

électeurs. Cela permettra en particulier d'évaluer les coûts de l'interdiction éventuelle du cumul des mandats. Dans un second temps, nous évoquerons les défaillances de marché qui peuvent justifier une telle intervention.

3.3.1 Pourquoi existerait-il une demande de cumul des mandats ?

Le libre fonctionnement du marché politique en France a abouti spontanément à l'occurrence du cumul des mandats. Ce constat conduit souvent à la conclusion que le cumul des mandats est efficace du point de vue de l'électeur. Nous cherchons ici à connaître les raisons qui peuvent justement pousser l'électeur à soutenir le cumul. Dans cette sous-partie, nous verrons d'abord que cela peut s'expliquer par les spécificités de la "technologie" des fonctions de député et d'élus local en France. Nous considérerons ensuite des arguments reposant sur la structure des incitations données aux hommes politiques par le cumul des mandats. Enfin, nous nous demanderons en quoi le cumul peut permettre un meilleur appariement entre talent et fonctions politiques.

3.3.1.1 Les avantages "naturels" du cumul des mandats

La théorie néoclassique de la firme explique la production de plusieurs produits par une même entreprise par l'existence d'économies de gamme. Selon cette théorie, la production conjointe de deux biens distincts est moins coûteuse qu'une production par deux firmes disjointes, à quantités égales. En faisant l'hypothèse que chaque élection est un marché sur lequel se rencontrent des électeurs et des hommes politiques, cela signifierait qu'un candidat disposant déjà d'un mandat offre un coût marginal de production du bien public plus bas, ce qui augmente sa probabilité d'élection.

Ce point de vue est souvent adopté à la fois par les hommes politiques et par une partie de la littérature académique sur le sujet. Il faut néanmoins distinguer ces avantages de coût en fonction du bien public qui est demandé, c'est-à-dire en fonction du mandat pour lequel les hommes politiques sont en compétition.

L'avantage d'être député pour la fonction d'élus local

Bénéfices C'est dans ce cas de figure que l'on a longtemps soutenu que les élus cumulants avaient un avantage certain pour mener leur mission. Les élus locaux se situaient alors en position d'infériorité "officielle" par rapport aux représentants de l'administration d'Etat sur le territoire, et en particulier les préfets. Le préfet exerçait son pouvoir sur les collectivités locales de trois manières : jusqu'aux lois de

décentralisation de 1982 et 1983, il lui revenait de contrôler *a priori* les budgets des collectivités locales. De plus, jusqu'en 1964, il dirigeait les services déconcentrés de l'administration centrale (tels que l'Équipement, les Affaires Sociales ou l'Éducation Nationale) eux-mêmes très souvent mobilisés par les collectivités locales pour leur rôle d'expertise.⁴⁴ Enfin, son assentiment était très souvent nécessaire pour valider le financement des investissements des collectivités locales, le préfet représentant alors la voix de l'État central.

Pour de nombreux observateurs⁴⁵, ce système ne pouvait fonctionner comme tel que de manière apparente : l'administration centrale ne disposant que d'une information limitée sur les besoins de la population au niveau local, les préfets pouvaient se retrouver en situation de prendre des décisions de manière autoritaire sans que cela aille dans le sens de l'intérêt général.

Dans ce contexte, le cumul des mandats apportait aux élus locaux un pouvoir de négociation plus important avec les préfets. En effet, le mandat de député, surtout lorsqu'il est assorti à une appartenance à la majorité politique du moment, permet d'obtenir des audiences auprès des supérieurs hiérarchiques des préfets, et en particulier les membres du cabinet des ministres. Pour cette raison, un député candidat aux élections municipales offrait de meilleures garanties pour l'aboutissement de projets jugés utiles par les électeurs.

Cet argument de défense du cumul des mandats, très populaire dans les années 1970 à la fois dans le monde académique et politique⁴⁶ a néanmoins perdu de sa force depuis le début des années 1980. Les lois de décentralisation ont retiré le pouvoir de contrôle *a priori* des préfets et la plupart des dotations financières régulières de l'État aux collectivités locales sont désormais régies par des critères très stricts de population ou de potentiel fiscal. Toutefois, peu de temps après ces lois, Mény (1987) fait le constat que pour les collectivités locales les plus petites, la décentralisation n'a pas totalement permis d'échapper à l'emprise technique et budgétaire de l'État central : en effet, les ressources humaines de ces collectivités ne sont pas suffisamment nombreuses pour être très spécialisées, et de nombreux projets locaux sont encore le résultat de co-financements avec l'État sans cadre légal strict⁴⁷. Les petites localités

44. En particulier celles qui n'étaient pas de taille suffisante pour avoir en leur sein les ressources humaines et techniques nécessaires.

45. En particulier au sein de l'école de sociologie des organisations fondée par Michel Crozier. Un bon exemple de cette littérature sur les relations centre-périphérie en France est Grémion (1976).

46. Cf. Knapp (1991).

47. Ce dernier point est toutefois contestable : la seule subvention à l'investissement offerte par l'État aux collectivités locales est la Dotation Générale d'Équipement (DGE). Attribuée sur projet par le préfet et réservée aux communes de moins de 2 000 habitants ou à celles de moins de 20 000 habitants disposant d'un faible potentiel fiscal, elle représentait 459 millions d'euros en 2006, ce qui représente moins de 10 % des dépenses d'équipement de ces communes.

ont donc en ce sens toujours un avantage à avoir comme maire un député.

Un autre avantage potentiel de la fonction de député est qu'elle peut donner une connaissance intime des règles nationales qui régissent l'action des collectivités locales. Elle peut même permettre de changer ces règles à l'avantage de la collectivité locale. C'est en ce sens que l'on peut comprendre ces paroles du député Georges Tron lors du débat sur la loi sur le cumul des mandats en 1998 :

Qui peut sincèrement prétendre que le chef d'un exécutif local serait en mesure d'appréhender plus concrètement les intentions ou les effets d'une loi sur son territoire s'il lui était dorénavant interdit de participer à son élaboration ?⁴⁸

Coûts Pour la fonction d'élu local, ces avantages potentiels sont assez peu contre-balançés par d'éventuels coûts du cumul. . Certes, avant 1958, les sessions parlementaires pouvaient s'étendre sur la plus grande partie de l'année, et ce de manière imprévisible, ce qui rendait nécessaire une présence très régulière à Paris⁴⁹. Mais la Constitution de la V^e République a considérablement réduit à la fois la durée effective et l'incertitude sur la durée des sessions.

Ainsi, jusqu'en 1995 les sessions parlementaires duraient⁵⁰ d'octobre à décembre pour la première session, et d'avril à juin pour la deuxième session. Depuis 1995, il existe une seule session ordinaire, d'octobre à juin, mais à l'intérieur de laquelle le nombre total de jours de séances ne peut dépasser 120. Mais dans le même temps, il a été prévu un nombre maximal de jours de séance en session ordinaire de 120 par an, c'est pourquoi en pratique la tradition de peu siéger de janvier à mars a perduré⁵¹. De plus, le règlement des sessions extraordinaires⁵² est suffisamment restrictif pour que l'Assemblée ne puisse pas tenir session beaucoup plus longtemps. Dans les années 1970, Masclat (1982) a ainsi calculé que le nombre effectif de jours de séance a varié entre 91 et 111 par an en dehors des années d'élections législatives ou présidentielles. De 1997 à 2008, ce chiffre a varié entre 96 et 135 jours par an d'après les statistiques de l'Assemblée Nationale.

Par ailleurs, les règlements précisent les jours où se tiennent les séances publiques : selon l'article 50 du Règlement de l'Assemblée Nationale, elles doivent se tenir durant les journées du mardi, du mercredi et du jeudi, sauf décision contraire de l'organe de direction de l'Assemblée⁵³. Même officiellement, un député peut donc aisément

48. Séance du 28 mai 1998, in Lefebvre (2005).

49. Cf. Masclat (1982).

50. Article 28 de la Constitution.

51. Cf. Abélès (2001).

52. Article 29 de la Constitution.

53. Appelé Conférence des Présidents car il est composé des président et vice-présidents de l'as-

organiser son temps afin que les obligations de sa fonction nationale ne soient pas un obstacle à ce qu'il remplisse correctement ses fonctions d'élu local.

L'avantage d'être élu local pour la fonction de député

Bénéfices Si les bénéfices naturels du cumul pour la production de biens publics locaux pouvaient ou peuvent encore être précisément définis, les électeurs ont certainement plus de mal à distinguer les bénéfices supplémentaires qu'ils pourraient tirer de leur député s'il était en outre élu local.

Ceci est d'abord lié au fait que la fonction de député associe un rôle de législation, un rôle de contrôle du gouvernement, (rôles tous deux définis par la Constitution et les Règlements des Assemblées) et une fonction officieuse d'intercesseur entre la population et l'appareil d'État⁵⁴. Comme par ailleurs ces rôles sont partagés par 576 autres personnes, il est plus difficile d'identifier la contribution au bien public d'un député que celle d'un maire.

En conséquence, les avantages du cumul d'un mandat local pour un député sont eux-mêmes souvent imprécis lorsqu'ils sont évoqués dans le débat public. Par exemple, les défenseurs du cumul des mandats insistent souvent sur l'idée que la fonction d'élu local donne au député un poste privilégié d'observateur de la vie quotidienne des Français⁵⁵.

Cette caractéristique du mandat local est particulièrement évoquée pour le cas des maires. Ces derniers sont en effet naturellement sollicités par la population locale sur des sujets très variés : l'école, du fait de leur gestion des établissements scolaires, la sécurité, du fait de la responsabilité de police donnée au maire par la loi, le logement, du fait de la gestion d'habitations à loyer modéré, etc. Sur tous ces sujets, où des contenus politiques nationaux et locaux sont entremêlés, les maires voient potentiellement remonter à eux de l'information de la part de la population.

Il est toutefois permis de douter de la réalité de cet avantage "naturel" pour la simple raison qu'une mairie ne consiste le plus souvent pas en un face-à-face direct entre un maire et ses électeurs. Pour connaître la réalité du "terrain", il lui faut aussi souvent passer par des intermédiaires, surtout s'il s'agit d'une commune de grande taille. Par ailleurs, la fonction de maire ne donne à voir qu'une information localisée sans qu'elle soit forcément remise dans un contexte plus général, or ce qui tient en équilibre partiel ne tient pas forcément en équilibre général. Il n'est donc pas possible

semblée, ainsi que des présidents des groupes politiques et des commissions parlementaires.

54. C'est une distinction que l'on retrouve aux États-Unis entre *policy work* et *constituency service*. Cf. Cain et al. (1987).

55. De nombreuses citations allant dans ce sens peuvent être trouvées dans l'analyse faite par Lefebvre (2005) des débats parlementaires sur la loi sur le cumul des mandats votée en 2000.

de distinguer *a priori* la qualité des informations collectées par un député-maire de celles collectées par un député sans mandat local.

Cependant, les défenseurs de ce type de mandat ont également recours à un argument moins discutable selon lequel un député-maire dispose de plus de moyens d'investigation pour étudier une loi, contrôler le gouvernement ou faire remonter les demandes des électeurs. En effet, un député français sans mandat ne reçoit le financement nécessaire que pour l'emploi de trois assistants à plein temps, et ce seulement depuis 1976 (alors qu'un tel financement existe depuis 1893 aux États-Unis). Par contraste,⁵⁶ un maire de grande ville ou un président de conseil général sont à la tête d'effectifs et de ressources techniques de nature à égaler celles des ministères. Etant donné les économies d'échelle qui peuvent exister en termes de secrétariat et de recherche d'informations, la contribution des moyens d'une mairie peut être significative pour le travail du député tout en restant marginale pour le budget local.

Enfin, la détention d'un mandat de maire de très grande ville est susceptible d'engendrer des contacts avec les cabinets des ministères qui peuvent se révéler utiles pour la discussion d'un projet de loi ou pour faire remonter certaines demandes d'électeurs individuels. Un tel avantage peut être particulièrement important dans un pays aux procédures bureaucratiques complexes comme la France⁵⁷.

Coûts Alors même que les avantages du cumul pour le travail de député sont parfois discutables, les coûts directement perçus par l'électorat du député sont aisément identifiables. Il s'agit principalement d'une contrainte de temps. En effet, la discussion d'un projet de loi peut nécessiter un long travail personnel de préparation et de consultation. Ce travail n'est pas complètement déléguable aux conseillers et aux assistants, qui ne sont pas admis dans les réunions des commissions parlementaires où pourtant l'essentiel du travail de discussion des lois est réalisé, et ne peuvent être d'aucune aide lors des longues heures de débat en séance publique.

En comparaison, le temps minimal requis par un mandat local impliquant une fonction exécutive telle que celle de maire est très conséquent. Cette fonction implique la gestion d'effectifs nombreux : Garraud (1989) estime qu'il faut compter environ un employé municipal pour 100 habitants ; à ce rythme, même le maire d'une ville de 20 000 habitants gère l'équivalent d'une entreprise de 200 salariés. Par ailleurs, les fonctions du maire ne peuvent être déléguées aux adjoints que de manière limitée, et

56. Pour une histoire des règles de financement des assistants parlementaires aux États-Unis, voir : <http://www.rules.house.gov/archives/jcoc2s.htm> Les représentants ont droit depuis 1978 à un financement de 18 assistants parlementaires à plein temps, mais ils représentent chacun environ 700 000 habitants contre 100 000 habitants pour les députés français.

57. C'est l'opinion exprimée par le sociologue Michel Crozier dans *Le Monde* du 22 novembre 1985 : "Tirer plusieurs ficelles à la fois".

la loi assortit de nombreuses responsabilités des maires de sanctions pénales en cas de manquement⁵⁸. En conséquence, contrairement au mandat de député, le temps nécessaire à l'exercice du mandat de maire est par nature imprévisible et souvent extensible à la plus grande partie du temps disponible à un individu normalement constitué. On peut citer en ce sens Frédérique Bredin, ex-députée-maire de Fécamp, lors du débat de 1998-2000 sur la limitation du cumul⁵⁹ :

L'urgence, le travail indispensable et inévitable sont sur le terrain de la commune, là où le maire est en première ligne, où il doit décider, agir et réagir.

3.3.1.2 Les incitations données par le cumul des mandats

Les avantages et coûts “technologiques” du cumul suggèrent globalement que le cumul des mandats devrait être limité aux petites collectivités. Pourtant, comme nous le verrons en détail plus loin, les maires de villes aussi grandes que Nice, Nantes ou Toulouse sont encore députés en 2009. Il est donc probable que l'existence du cumul ne soit pas purement soutenue par la complémentarité de contenu des mandats de député et d'élus locaux. Pour aller plus loin, il faut sortir de l'hypothèse que les électeurs sont parfaitement informés de la qualité et des actions menées par les hommes politiques qu'ils élisent. Le relâchement de cette hypothèse est la fondation actuelle de la littérature en microéconomie politique⁶⁰. Nous tenterons ici de voir selon quels arguments concernant les effets incitatifs du cumul sur le travail des élus les électeurs sanctionnent ou encouragent cette pratique.

Le cumul comme source de mises à l'épreuve plus régulières Un des principaux enseignements de ce champ de la microéconomie politique est que le principe d'élections régulières sert à discipliner les hommes politiques⁶¹. Ces derniers sont en effet toujours susceptibles de prendre discrètement des décisions à leur bénéfice mais allant contre l'intérêt des électeurs. Ce type de problème d'agence est bien évidemment commun à de nombreuses situations en économie. En général, la solution consiste en l'écriture de contrats contingents à la réalisation de certains événements, ce qui se traduit souvent par le paiement par le principal à l'agent d'un salaire fonction de la performance observée plutôt que de l'effort réalisé, par définition inobservable.

Cette dernière solution n'est malheureusement pas directement transposable aux hommes politiques parce que la performance qui importe aux électeurs, bien que

58. Voir Faure (2009) pour plus de détails sur ce point.

59. cf. JO des Débats Parlementaires, Troisième séance du 26 mai 1998.

60. Voir Besley (2007) pour une très bonne introduction à ce champ de la littérature économique.

61. Voir notamment Barro (1973) et Ferejohn (1986).

parfaitement perceptible, n'est pas facile à décrire et encore moins à faire vérifier par une cour de justice. Dès lors, le seul moyen d'inciter l'homme politique à ne pas trahir ses électeurs est de soumettre la poursuite de sa carrière à leur bon vouloir⁶². Certains des électeurs qui encouragent le cumul pensent donc sans doute que le manque de diligence d'un homme politique est découragé par la perspective toujours proche d'une réélection.

De ce point de vue, il n'est certainement pas anodin que les élections municipales aient toujours lieu à des dates distinctes des élections législatives en France. Durant la V^e République, les élections législatives ont eu lieu entre un et quatre ans après une élection municipale avec une moyenne de 2,25 années ; inversement, les élections municipales suivant une élection législative ont eu lieu entre un et six ans après avec une moyenne de trois années.

La conséquence de ce décrochage est que les députés qui cumulent subissent des mises à l'épreuve plus régulières que les députés sans mandat local. Si les qualités requises par chaque mandat sont suffisamment proches, la réussite d'un député en tant que maire peut permettre aux électeurs d'avoir une opinion plus précise sur lui lorsqu'il se représentera aux prochaines élections législatives. De leur côté, les hommes politiques sont enclins à se prêter à ce jeu parce qu'ils ont alors la perspective de rester en place plus longtemps et de bénéficier de rentes monétaires ou non-monétaires plus importantes.

Cette justification du cumul en tant que source de contrôle démocratique revient souvent dans le discours des opposants à la limitation du cumul. On peut comprendre ainsi la position du sénateur Jacques Larché, toujours à l'occasion du débat sur la loi de cumul des mandats :

Il existe, dans le domaine qui nous préoccupe, un maître que nous respectons tous : le suffrage universel, un maître qui n'hésite pas, lorsqu'il l'estime souhaitable, à faire connaître sa volonté.⁶³

L'effet incitatif d'élections plus régulières ne peut toutefois pas être infini. Les campagnes électorales locales sont coûteuses en temps, à tel point qu'à l'Assemblée Nationale, il est prévu dans le calendrier une pause totale de l'activité parlementaire de quatre semaines avant chaque élection régionale ou cantonale et de six semaines avant une élection municipale⁶⁴. Par ailleurs, la nécessité d'obtenir des résultats rapidement peut détourner les efforts des députés des activités dont les effets ne se font pas sentir à court terme.

62. Il existe une littérature très conséquente sur les incitations implicites ou "*career concerns*". Voir notamment Holmstrom (1999), Dewatripont et al. (1999a) et Dewatripont et al. (1999b).

63. Séance du Sénat du 28 octobre 1998, in Lefebvre (2005).

64. Cf. Avril et Gicquel (2004)

Le coût du cumul comme “mélange des genres” Le plus grand reproche que l’on puisse faire à l’argument du cumul comme incitation à l’effort est qu’il repose sur l’hypothèse que les signaux de qualité d’un homme politique envoyés par les performances réalisées dans chacun des mandats se complètent plus qu’ils ne s’opposent. On peut en effet imaginer des cas où le cumul des mandats dilue la responsabilité d’un homme politique plus qu’elle ne la met en exergue. La littérature de théorie des contrats⁶⁵ prédit que cette hypothèse est particulièrement confirmée lorsque l’efficacité de chacun des mandats est soumise à des aléas indépendants d’une fonction à l’autre. Dans ce cas, plus un homme politique exerce de fonctions et plus il est en mesure de cacher ses défauts devant les électeurs. Compte tenu de la différence de contenu (législatif versus exécutif) et surtout d’espace géographique (national versus local) qui existe entre les fonctions de député et d’élus local, il semble probable que les performances de ces mandats soient soumises à des aléas relativement indépendants et donc que ce type de cumul diminue le sentiment de vulnérabilité de l’homme politique plus qu’il ne l’augmente.

Un autre enseignement de la littérature sur les situations d’asymétrie d’information en présence de plusieurs tâches est qu’il est difficile de cibler les incitations que l’on donne à un agent lorsque les tâches qui lui sont assignées sont substituables et évaluables à des degrés différents⁶⁶. En effet, si on lui donne des incitations fortes à réaliser une tâche facile à évaluer, il se concentrera sur celle-ci et délaissera l’autre tâche, même lorsque cette dernière a la même importance pour le donneur d’ordre.

Une telle dissymétrie entre les fonctions est clairement à l’oeuvre dans le cas du cumul des mandats. En effet, le mandat de député n’offre pas facilement de résultats tangibles et individuellement identifiables pour les électeurs : d’une part, compte tenu du processus de délibération, les lois sont difficilement attribuables à un député en particulier⁶⁷, et d’autre part, les lois ont par définition un caractère de généralité qui les éloigne dans le temps et dans l’espace de la population réelle élisant un député.

En comparaison, l’action du maire est beaucoup plus perceptible par l’électeur : les électeurs peuvent juger plus facilement de la qualité d’équipements qu’ils utilisent souvent ainsi que d’arrêtés municipaux qui portent sur des sujets touchant à la vie quotidienne, tels que la voirie ou la gestion des déchets. Dans un sondage réalisé en novembre 2007 par l’institut IPSOS⁶⁸, il apparaissait ainsi que 88 % des personnes en âge de voter connaissaient le nom de leur maire, tandis que seulement 58 % des personnes connaissaient celui de leur député, et ce quelle que soit la taille de la

65. Voir notamment Dewatripont et al. (1999).

66. Voir notamment Holmstrom et Milgrom (1991).

67. Même s’il arrive que le parlementaire rapporteur d’une loi donne son nom à la loi, ce privilège est en général accordé aux ministres qui soumettent les projets de loi.

68. Voir le site suivant : <http://www.ipsos.fr/CanalIpsos/poll/8515.asp>

commune.

En conséquence d'un tel décalage de reconnaissance, un député-maire attribuera spontanément la majeure partie de ses efforts vers son mandat de maire plutôt que vers son mandat de député. Comme le disait la députée Frédérique Bredin lors d'un débat à l'Assemblée Nationale en 1998, "les députés-maires sont tous des maires-députés"⁶⁹.

3.3.1.3 Une meilleure sélection du personnel politique ?

La dernière série d'arguments la plus communément invoquée pour justifier le cumul est qu'il permet d'augmenter la qualité moyenne des hommes politiques en fonction. Ceci passe par trois canaux : le cumul réduit le risque financier d'une défaite électorale, il augmente le niveau de rémunération, et enfin il permet à plusieurs institutions de bénéficier des qualités des meilleurs hommes politiques.

Le cumul comme protection sociale des hommes politiques De nombreux hommes politiques français admettent les coûts "naturels" du cumul des mandats mais ne se prononcent pour son interdiction qu'à la condition de la mise en place d'un "statut de l'élu". Ce concept est relativement mal défini⁷⁰ mais il peut se comprendre comme une forme de protection sociale pour les hommes politiques, l'idée étant qu'ils sont soumis à un risque spécifique, celui de perdre leur emploi du fait d'une conjoncture politique qu'ils ne maîtrisent pas entièrement. Cette perte de fonction peut se révéler d'autant plus grave que le métier d'homme politique implique des investissements personnels très spécifiques et difficilement reconvertibles sur le marché du travail.

L'absence d'une telle assurance a potentiellement des conséquences sur la sélection du personnel politique mais aussi sur les décisions prises par les élus.

Selon les défenseurs du statut de l'élu, les candidats les plus susceptibles de pouvoir faire face à un tel risque sont en effet ceux qui sont soit assurés de retrouver leur métier d'origine, notamment les fonctionnaires, soit très aisés financièrement. Et l'on constate bien dans les statistiques de composition de l'Assemblée Nationale présentées dans la table 16 que les ouvriers, employés et cadres du privé représentent en moyenne moins du quart de la population des députés alors qu'ils représentent une grande majorité de la population active. Un certain nombre de personnes seraient donc automatiquement exclues de l'accès aux fonctions politiques.

69. Cité in Caille (2000).

70. Cf. Lehingue (1999) pour une discussion critique de l'idée de "statut de l'élu". Le terme est en réalité issu de deux rapports écrits par le sénateur Marcel Debarge en 1982 et 1988.

Par ailleurs, l'absence d'une telle protection pourrait inciter l'homme politique à s'offrir lui-même une forme d'assurance en prenant appui durant son mandat sur des institutions susceptibles de le soutenir financièrement en cas de défaite électorale. Parmi ces institutions figurent en première place les partis politiques, susceptibles d'offrir des postes de cadres aux hommes politiques défaits en attendant un retournement de la conjoncture. A notre connaissance, la littérature d'économie politique a peu étudié cette fonction des partis. Dans cette littérature, les partis politiques servent en effet principalement à mobiliser les électeurs partageant des préférences similaires (Shaschar et Nalebuff (1999)), assurer des coalitions d'intérêts hétérogènes (Levy (2004)) et compenser le déficit d'information des électeurs (Caillaud et Tirole (2002), Carillo et Mariotti (2001)).

Les électeurs peuvent avoir intérêt à éviter une sélection des hommes politiques sur la base de leur sécurité financière, ou une dépendance financière des hommes politiques à l'égard des partis. Dans le premier cas, c'est la qualité moyenne des hommes politiques qui est réduite du fait d'un risque politique élevé. Dans le second cas, c'est la possibilité de capture des décisions politiques par les partis qui pose problème. Une telle capture peut en effet être mal vue par l'électeur si une organisation très hiérarchique et centralisée du parti aboutit à ce que les intérêts spécifiques d'une circonscription ou d'une localité soient ignorés au profit d'une stratégie nationale.

Pour éviter ces deux écueils, les électeurs peuvent donc choisir de donner aux hommes politiques un mandat supplémentaire : la non-concomitance de la plupart des mandats français garantit alors en effet une forme d'assurance à l'homme politique défait.

Il existe toutefois plusieurs limites à cet argument. La première est que la protection des élus locaux s'est singulièrement améliorée en France depuis les lois de février 1992 et 2002, déjà citées à propos de la législation sur les indemnités des élus. Une caisse de retraite spécifique a été créée, des droits à la formation substantiels ont été alloués, et les employeurs peuvent désormais être compensés financièrement pour l'absence régulière de leurs employés élus locaux.

Un second élément est qu'il n'est pas établi empiriquement que la défaite électorale entraîne une perte de salaire importante, en particulier concernant la fonction de parlementaire. Nous n'avons malheureusement dans ce domaine que peu d'informations à ce jour. Mais Diermeier et al. (2005) ont pu collecter des données sur la carrière de l'ensemble des membres de la Chambre des Représentants américaine depuis la Seconde Guerre Mondiale pour estimer ensuite un modèle structurel de choix de carrière des députés. Ils trouvent que le salaire des députés qui quittent la Chambre pour le secteur privé ou public après un mandat est supérieur au salaire perçu avant l'entrée au Congrès ; ce gain reste significatif lorsque les députés quittent le Congrès

du fait d'une défaite électorale. Leurs estimations montrent aussi que compte tenu du salaire qu'ils pourraient obtenir en dehors du Congrès, la décision des députés de rester implique plus des bénéfices de prestige très importants qu'une option de sortie peu rémunératrice.

Ces résultats ne sont bien évidemment pas totalement transposables au cas français, mais suggèrent tout de même que le risque de défaite électorale dont il est question s'accompagne principalement d'une perte de bénéfices *non monétaires*. Cette remarque peut être corroborée par l'observation faite par Becquart-Leclercq (1984) que les députés fonctionnaires cumulent autant sinon plus de mandats que les députés issus du secteur privé. Ce ne sont donc pas nécessairement des considérations liées à une sécurité financière qui poussent les parlementaires à demander aux électeurs des mandats supplémentaires.

Enfin, le fait que la dépendance des hommes politiques à l'égard des partis soit réduite par le cumul peut tout aussi bien constituer un point négatif pour l'électeur, car les partis politiques peuvent aussi être vus comme des intermédiaires auxquels les électeurs délèguent la charge de sélectionner et contrôler les hommes politiques⁷¹. En diminuant le pouvoir de négociation des partis, le cumul rend cette mission plus difficile.

Le cumul comme compensation à une rémunération très faible Il existe une variante moins avouée de l'argument pro-cumul précédent : celui selon lequel le cumul permet aux hommes politiques d'être payés à leur juste valeur. L'idée sous-jacente⁷² est que les indemnités des hommes politiques, et en particulier celles des élus locaux à grandes responsabilités (maires de grandes villes, présidents d'exécutif départemental ou régional) sont trop faibles : la comparaison que nous avons pu faire dans la table 1 suggère en effet que ces élus peuvent être significativement moins bien payés que les hauts cadres qui se trouvent sous leur direction⁷³. Suivant cette position, les impératifs "moraux" (selon lesquels un élu ne devrait pas faire dépendre son efficacité de sa rémunération) qui régissent la décision du montant de la rémunération des élus locaux ainsi que la publicité de l'indemnité (décidée pour les maires officiellement en conseil municipal au début du mandat) empêchent l'augmentation de cette rémunération vers son niveau optimal.

En comparaison, le montant de la rémunération des députés ainsi que le mode de décision de ce montant sont jugés efficaces : non seulement ce montant est jugé

71. Cf. Caillaud et Tirole (2002).

72. C'est notamment un argument longuement développé par Bouchet (1999).

73. De telles comparaisons sont toutefois biaisées puisque les hommes politiques bénéficient de bénéfices non monétaires très importants, comme le montrent Diermeier et al. (2005).

substantiel, mais il est fixé par une ordonnance du gouvernement⁷⁴ depuis 1958 et est assorti d'indemnités de fonction qui ne subissent aucun contrôle. Ainsi, rien ne vient faire obstacle dans ce cas à une "juste" rémunération.

Le fait que de faibles indemnités puissent être dommageables pour le bien public n'est pas contestable. Au Brésil, Ferraz et Finan (2009) ont ainsi établi de manière convaincante que de meilleures indemnités pour les élus municipaux accroissaient significativement la qualité du personnel politique ainsi que celle des biens publics fournis par les municipalités. Il semble cependant étrange d'attribuer de tels impératifs moraux aux électeurs tout en soutenant qu'ils encouragent le cumul des mandats dans le but d'augmenter la rémunération des élus.

Le cumul comme mise en valeur du talent politique Les éléments que nous avons présentés jusqu'ici donnaient une valeur intrinsèque au cumul des mandats du point de vue de l'électeur. Mais dans la plupart des cas, les avantages et les coûts spécifiques du cumul ne pèsent pas aussi lourd dans l'esprit de l'électeurs que la qualité intrinsèque des candidats qui lui sont proposés. Dès lors, sans valoriser en soi l'addition des mandats, les électeurs peuvent juger qu'un homme politique très talentueux ne donne pas la pleine mesure de ses moyens en n'exerçant qu'un seul mandat.

Dans de nombreux cas, les parlementaires disent en effet se présenter aux élections locales parce que les candidats déjà proposés lors de ces élections sont de trop faible envergure. On peut citer par exemple le député Jérôme Cahuzac, qui raconte comment il est devenu conseiller général puis maire de Villeneuve-sur-Lot, une ville de 23 000 habitants :

"Toi seul peux gagner", me disaient les membres de la section locale [du parti] (...) il devient difficile de donner l'impression de se défausser dans un tel contexte.⁷⁵

Un tel phénomène fait inévitablement penser aux raisons susceptibles de pousser des entreprises situées dans un même secteur, avec des contraintes technologiques très similaires, à avoir des tailles très différentes. Dans un article très influent, Lucas (1978) expliquait que cette hétérogénéité des tailles d'entreprise pouvait tout à fait s'expliquer par l'hétérogénéité des talents de gestion des dirigeants : lorsqu'un entrepreneur est plus performant, le bénéfice marginal d'une augmentation de taille est plus important, si bien que l'entreprise a une taille optimale plus grande.

Dans le cas qui nous intéresse, on peut assimiler les cumulards à des entrepreneurs politiques qui disposent d'un tel talent qu'il est efficace de les laisser gérer un

74. Et non une loi, ce qui est symboliquement important.

75. In Bernard et Jourdain-Menninger (2009).

nombre de fonctions plus important. Cette interprétation a aussi l'avantage d'expliquer l'augmentation très nette du cumul suite à l'avènement de la V^e République : en réduisant le temps nécessaire à la réalisation du travail de député (sessions plus courtes, pouvoirs de proposition de loi et d'enquête plus faibles, etc.), elle laisse aux députés une marge de travail importante qui, pour les plus talentueux d'entre eux, est à même de fournir un service de meilleure qualité que ce qui est proposé par le reste de la concurrence lors d'élections locales.

Pour défendre le cumul, il n'est donc pas nécessaire que le cumul soit intrinsèquement plus efficace au sens où, à *qualité des hommes politiques égale*, il accroîtrait la productivité du travail réalisé dans chaque mandat. Il suffit en fait que la possibilité du cumul améliore l'allocation des talents politiques vers les tâches les plus utiles, ce qui peut s'accommoder d'un effet négatif du cumul sur la productivité dans chaque fonction lorsque l'on compare des hommes politiques de talents similaires.

3.3.2 Le cumul des mandats comme reflet de défaillances du marché politique

Au vu de la discussion précédente, le cumul des mandats pourrait émerger d'un marché politique en concurrence pure et parfaite parce qu'il améliore la productivité des hommes politiques ou parce qu'il améliore l'allocation des talents politiques. Mais en réalité, l'existence du cumul peut tout aussi bien s'expliquer par certaines défaillances du marché politique en France. Dans un premier temps, nous verrons que le cumul des mandats peut s'analyser comme un système de barrières à l'entrée sur le marché politique. Nous verrons ensuite que le cumul des mandats est aussi la source d'externalités négatives importantes.

Une économie industrielle des mandats politiques ? Mény (1992) assimile le cumul des mandats à une stratégie anti-compétitive de conservation du pouvoir. Un tel phénomène est symbolisé par l'emploi régulier par les commentateurs politiques du terme de "fief" lorsqu'il s'agit de décrire un territoire dont l'ensemble des fonctions politiques sont monopolisées par un seul individu. De cette manière, le cumul des mandats contribuerait à la perpétuation de la carrière d'hommes politiques incompetents ou malhonnêtes.

Néanmoins, une telle caractérisation ne fait pas assez de crédit aux enseignements de l'économie industrielle.

Un des enseignements de l'économie industrielle est qu'il ne suffit pas de constater l'existence d'un monopole sur un marché pour en déduire la présence d'une rente. Une telle rente n'est en effet pas soutenable si le marché est contestable par un nouvel

entrant disposant de caractéristiques de coût au moins aussi attractives que celles de la firme en place. Dans notre cas, il se pourrait simplement qu'il n'existe pas assez d'hommes politiques de qualité disponibles pour remplir de manière distincte les mandats de parlementaire et d' élu local.

Mais l'argument de Mény (1992) est justement qu'une contestation du député-maire par un candidat de bonne qualité n'est pas possible sur le marché politique français pour des raisons stratégiques. En effet, dans tous les systèmes politiques où le sortant peut se représenter, l' élu en place dispose de ressources importantes lui permettant de dissuader par des menaces l'entrée d'adversaires politiques crédibles : de telles menaces peuvent prendre la forme d'une campagne électorale intense ou de la fourniture de cadeaux électoraux.⁷⁶ Cette capacité de dissuasion est renforcée dans le cas du cumul. D'une part, les coûts d'entrée sur le marché politique sont plus élevés car il n'est plus alors possible pour un adversaire de faire ses preuves à l'occasion d'un autre mandat, en particulier lorsqu'une circonscription compte peu de mandats locaux disponibles. D'autre part les ressources à la disposition du sortant pour exercer une stratégie de dissuasion sont plus importantes lorsque cet élu dispose de plusieurs mandats.

L'analyse empirique réalisée par François (2006) semble donner du crédit à cette hypothèse : en analysant les comptes de campagne électorale des élections législatives de 1993, il trouve qu'un mandat additionnel permettait alors d'obtenir 33 500 francs de recettes supplémentaires en moyenne, ce qui représente environ 29 % de la moyenne et 20 % de l'écart-type des recettes électorales d'un candidat à ces élections. Par ailleurs, le fait qu'un député sortant soit aussi élu local réduit significativement les dépenses électorales de ses adversaires ainsi que le nombre de mandats locaux dont ces derniers disposent⁷⁷.

Toutefois, pour qu'un tel argument soit économiquement cohérent, il faut que les éventuels concurrents ne soient pas capables de trouver les ressources nécessaires pour faire face aux menaces des élus en place. On peut alors distinguer deux cas selon que l'adversaire le plus sérieux appartient ou non au même parti que l' élu en place.

Dans le premier cas, l'enjeu de la compétition est d'obtenir l'investissement du parti. Quelle que soit la manière dont se joue cette lutte, il est clair qu'un élu local, même incompetent, dispose de ressources suffisamment importantes pour déjouer des can-

76. Un répertoire de l'ensemble des ressources disponibles aux sortants peut être trouvé dans Cox et Katz (1996) pour le cas américain. Dans le cas français, on peut aussi consulter la contribution de Froment-Meurice (1983) intitulée : "Comment faire de sa mairie un fief."

77. Cette étude ne permet néanmoins pas de contrôler complètement pour les différences de popularité entre les candidats : un député- élu local cumule souvent parce qu'il est populaire, auquel cas il aura plus souvent tendance à recevoir des financements électoraux et dissuadera naturellement l'investissement d'adversaires crédibles dans la bataille électorale.

didatures menaçantes : en proposant de nombreux postes aux militants du parti ou en détournant de l'argent de la collectivité locale vers les fonds du parti, l'élu dispose des moyens pour l'emporter facilement sur un entrant potentiel qui ne disposerait que de ses propres ressources.

En revanche, lorsque le rival potentiel est d'une autre couleur politique, l'argument de la dissuasion est probablement moins convaincant : si un élu est véritablement incompetent et si son meilleur opposant fait partie d'un camp politique différent, le parti de ce dernier saura probablement acheminer les recettes de campagne électorale nécessaires pour affaiblir la menace de l'élu en place.

En définitive, si l'existence de barrières à l'entrée liées au cumul est difficile à contester, l'ampleur de cette défaillance du marché politique est limitée par l'existence de partis politiques au niveau national comme c'est le cas en France. Ce devrait donc être surtout là où un parti domine les élections que la distorsion de concurrence liée au cumul des mandats est la plus forte.

Le biais "localiste" induit par le cumul des mandats L'existence de barrières à l'entrée suggère que le cumul des mandats peut assurer la survie d'hommes politiques inefficaces. Cela ne nous semble toutefois pas être là la seule raison pour laquelle le cumul des mandats peut être nocif. A notre sens, ce phénomène pose surtout problème car les électeurs des législatives n'internalisent pas l'ensemble des coûts d'avoir comme député un élu local, tout simplement car ils ne ressentent pas l'ensemble des bénéfices liés à l'activité d'un député. Pour cette raison, les électeurs d'une circonscription peuvent ne pas vouloir sanctionner un candidat disposant d'un mandat local alors même que les électeurs de l'ensemble du pays auraient intérêt à ce qu'aucun député ne soit élu local.

En droit, le travail d'un député n'est pas prioritairement adressé aux électeurs de sa circonscription, puisqu'il est individuellement censé être le représentant de la Nation toute entière. Mais en pratique, certaines activités d'un députés ne bénéficient qu'aux électeurs de sa circonscription :

- Une partie substantielle des questions écrites ou orales posées au gouvernement concerne uniquement des localités de la circonscription : pour l'année 1967-1968, Masclat (1982) estimait ainsi qu'environ 20 % des questions posées avaient un intérêt strictement local. Le reste des questions vise le plus souvent à apporter une solution à un problème rencontré par l'un des électeurs de la circonscription mais susceptible de se répéter ailleurs.
- Qu'il ait un mandat local ou non, le député passe une partie de son temps à négocier des aides particulières pour sa région auprès des ministères et des préfets : en 1974, une préfecture recevait annuellement environ 300 interventions

écrites de la part d'un député, tandis que le nombre d'interventions officielles faites auprès des ministères s'élevait à environ 120 par an⁷⁸.

- De nombreux amendements et propositions de loi ont une visée prioritairement locale, bien que cela n'ait jamais été mesuré dans le cas français, contrairement aux nombreuses études sur le sujet similaire du *pork-barrel politics* aux États-Unis⁷⁹.

Dans tous les autres cas, la contribution du député est amenée à bénéficier également à des électeurs en-dehors de sa circonscription.

La conséquence de cela est qu'en faisant la balance des coûts et des avantages du cumul des mandats pour eux-mêmes, les électeurs d'un député ne prennent pas en compte les éventuels coûts supportés par le reste de la population du fait d'un député cumulant. Là où un électeur peut considérer en élisant un maire comme député que les coûts de l'absence de son député à l'Assemblée seront compensés par des interventions plus ciblées en sa faveur ou l'obtention de subventions plus importantes, le membre d'une autre circonscription ne fait que supporter les coûts d'une telle élection, soit une délibération moins informée à l'Assemblée, une distorsion supplémentaire des débats vers les sujets locaux et enfin une allocation inefficace des fonds publics.

L'inefficacité liée à ce type d'externalités est doublée d'une forte inéquité, car le cumul des mandats n'est pas uniformément réparti sur le territoire : des aléas indépendants de l'efficacité perçue du cumul peuvent faire pencher une élection législative en faveur du candidat sans mandat ; dans cette hypothèse, la circonscription sans cumul ne bénéficie d'aucun avantage direct du cumul mais supporte l'ensemble des coûts indirects du cumul observé dans les autres circonscriptions.

Une telle externalité négative du cumul pourrait expliquer pourquoi les enquêtes d'opinion indiquent une certaine schizophrénie des Français sur cette question : Olivier (1998) fait ainsi le constat que les Français sont pour l'interdiction du cumul des mandats tout en étant favorables à ce que leur député soit aussi maire.

Un contre-argument d'importance est que ce serait davantage le scrutin majoritaire que le cumul des mandats lui-même qui serait la cause principale d'une telle distorsion dans les choix d'activité des députés. Autrement dit, un député sans mandat local aurait exactement les mêmes incitations à ne pas travailler à l'Assemblée pour l'ensemble de la Nation que les députés cumulants : au lieu d'être en mairie, le député sans mandat local serait en permanence et ne participerait donc pas plus au travail à l'Assemblée. En effet, le travail de permanence est par définition bien mieux observable par les électeurs que le travail dans l'Hémicycle : on s'attend donc, comme

78. cf. Masclet (1982).

79. Voir Levitt et Snyder (1995) et Albouy (2009) pour des contributions empiriques récentes sur ce sujet.

nous l'enseigne la théorie de l'agence, à ce que même un député sans mandat local délaisse les activités qui profitent relativement peu à ses électeurs directs.

Si tel était le cas, le vrai débat serait alors celui de l'opportunité d'élire les députés au scrutin majoritaire, un débat que nous ne chercherons pas à trancher ici.

3.4 Une stratégie d'identification de l'efficacité du cumul des mandats

Suivant cette discussion des avantages et inconvénients théoriques du cumul des mandats, il apparaît qu'aucune des questions posées sur ce phénomène n'a de réponse évidente. Cela rend une approche empirique du cumul des mandats d'autant plus importante.

3.4.1 Les prédictions théoriques

3.4.1.1 La prime électorale au cumul

En pratique, l'hypothèse la plus évidente que nous nous proposons de tester est celle de l'intérêt électoral des élus à cumuler des mandats. Si l'on fait l'hypothèse que les résultats des élections reflètent l'information des électeurs sur l'efficacité des candidats qui leur sont proposés, alors une éventuelle prime électorale au cumul permettrait de conclure à l'existence d'une valeur véritablement positive du cumul des mandats. Cette prime devrait en effet synthétiser l'estimation des multiples avantages et coûts théoriques du cumul que nous avons présentés en section 3, pourvu qu'il n'existe pas par ailleurs de défaillances du marché. Dans cette éventualité, nous avons vu dans la section 3.2 que le cumul serait trop souvent choisi par les électeurs : la prime électorale constitue donc une borne haute à l'efficacité propre du cumul.

Toutefois, une limite de cette approche est que la détention d'un mandat local constitue aussi une certification et pas seulement une offre de cumul par le candidat. En effet, une expérience locale permet aux candidats de faire leurs preuves en matière d'action politique⁸⁰. Ce phénomène existe d'ailleurs dans toutes les démocraties : pour ne citer qu'un exemple, Barack Obama était sénateur de l'Etat de l'Illinois depuis huit ans lorsqu'il est devenu sénateur au niveau fédéral en 2004. Dans le sens inverse, le fait de déjà disposer d'un mandat national garantit aussi la qualité d'un candidat pour gérer une collectivité. La prime à la détention d'autres mandats donnée par les

80. Les modèles d'économie politique en situation d'agence que nous avons évoqués en Section 3 peuvent facilement fonder un tel effet.

électeurs agrège donc une validation de l'expérience du candidat avec une validation de l'efficacité du cumul des mandats.

Nous tirons de cela la prédiction suivante :

Hypothèse 1. Si le cumul est jugé efficace par les électeurs, alors les hommes politiques qui candidatent aux élections pour un mandat ont une chance plus importante d'être élus s'ils disposent déjà d'un autre mandat. Cette condition est nécessaire mais pas suffisante : une prime électorale à la détention d'autres mandats n'implique pas que le cumul des mandats soit jugé efficace par les électeurs.

A notre connaissance, seul Foucault (2006) a tenté d'estimer l'importance d'une telle prime au cumul, pour les élections législatives de 1997. Il trouve une prime très significative au mandat de maire. En revanche, il y a selon lui des rendements décroissants au cumul : au-delà de deux mandats, un mandat supplémentaire réduit significativement le score au second tour.

Néanmoins, son approche est limitée par le fait qu'elle n'a été menée que sur une seule vague d'élections législatives. Par ailleurs, il considère le fait de détenir des mandats locaux comme exogène ce dont on peut douter car un député populaire aura plus de facilités à cumuler des mandats ; ou bien, à l'inverse, un député qui se sait fragile électoralement peut avoir intérêt à faire des efforts supplémentaires pour cumuler des mandats locaux et assurer la survie de sa carrière politique. Ceci est d'autant plus dommageable que l'auteur ne dispose pas d'informations sur la taille des mandats détenus : les mandats de maire de petits villages et de grande métropole sont considérés comme équivalents, ce qui contribue certainement à rendre l'impact statistique du cumul moins significatif. Nous pensons donc qu'une nouvelle étude de la question est nécessaire.

3.4.1.2 L'impact du cumul sur l'activité des députés à l'Assemblée

Une prime électorale au cumul faible ou inexistante n'est toutefois pas suffisante pour conclure à l'efficacité d'une interdiction du cumul des mandats : pourquoi interdire une pratique à laquelle les électeurs sont simplement indifférents lorsqu'ils choisissent leur candidat ? Nous avons en effet conclu notre présentation des avantages du cumul en précisant que même sur un marché parfait les électeurs peuvent vouloir voter pour un candidat disposant d'un mandat local non parce que le cumul est efficace en lui-même, mais simplement parce que ce candidat a des qualités intrinsèques largement supérieures. Empêcher cela, ce serait alors réduire les possibilités offertes aux électeurs de choisir le meilleur candidat.

C'est ici qu'il faut pouvoir estimer une forme d'externalité négative liée au cumul.

Nous pensons que dans le cas des députés, une telle externalité peut se mesurer en observant l'effet du cumul sur les efforts procurés par les députés dans leur activité au Parlement, celle la plus susceptible de bénéficier à des électeurs distincts de leur circonscription d'élection. Nous en tirons l'hypothèse empirique suivante :

Hypothèse 2. Si les électeurs ne donnent pas de prime électorale aux candidats cumulant des mandats et si disposer de plusieurs mandats réduit l'activité parlementaire des élus, alors le cumul des mandats est inefficace.

A notre connaissance, il n'existe aucune étude académique qui ait tenté de mesurer cela.

3.4.2 Stratégie d'identification empirique

3.4.2.1 Les biais d'une estimation "classique" du cumul des mandats

Prime électorale Les biais liés à l'estimation d'une prime électorale au cumul sont en partie similaires à ceux de l'estimation d'une prime au sortant. Le biais le plus important est que les candidats qui disposent déjà de mandats n'ont par définition pas été choisis de manière aléatoire : ils ont déjà été élus par le passé. Ce biais est le plus fort dans le cas de l'estimation de la prime au sortant, car c'est le plus souvent la même population avec les mêmes préférences qui a voté par le passé pour le candidat en place et qui doit se décider aujourd'hui à revoter ou non pour lui.

Mais ce problème a de bonnes chances d'être aussi crucial pour la prime au cumul. En effet, le plus souvent, la collectivité locale et la circonscription législative se superposent en grande partie ; par ailleurs, en France, les élections locales arrivent toujours entre deux élections nationales et vice-versa, si bien qu'en général un maire (resp. un député) a été adoubé plus récemment par ses électeurs au moment des élections législatives (resp. municipales) qu'un simple député sortant (resp. un maire sortant) : un candidat disposant d'un autre mandat local reflète donc un goût plus récent des électeurs. Dans ces conditions, il est très probable qu'une estimation naïve de la prime au cumul surestime son effet. Ce problème n'est pourtant jamais noté dans les contributions de science politique qui évoquent cette pratique.

Activité parlementaire Autant le biais de l'estimation de la prime au cumul est évident, autant il paraît plus difficile de concevoir pourquoi l'estimation naïve de l'impact des mandats locaux sur l'activité parlementaire serait biaisée. Pourtant il existe un biais de même nature que pour les primes électorales : les députés qui cumulent peuvent avoir été choisis malgré leur statut d'élu local parce qu'ils disposent d'une

force de travail ou d'une motivation plus importantes que la moyenne. L'estimation de l'impact du cumul sur le travail parlementaire peut donc sous-estimer ses effets négatifs.

Une manière de corriger cet effet est de mesurer les changements individuels d'intensité du travail parlementaire avant et après une élection législative. Cette approche de différences-en-différences prendrait comme groupe de contrôle les députés dont le statut local ne change pas (maires sortants reconduits et candidats sans mandat restant sans mandat) et comme groupe de traitement ceux qui perdent un mandat local ainsi que ceux qui en gagnent un, si l'on fait l'hypothèse que la perte et le gain d'un mandat ont des effets symétriques sur l'activité parlementaire.

Une telle approche est assurément plus convaincante mais elle fait l'hypothèse que l'anticipation de la future perte ou du futur gain d'un mandat local ne perturbe pas la planification faite par les députés de leur activité parlementaire. Pourtant, en pratique, les députés qui gagnent un mandat municipal et ceux qui en perdent un ont de plus grandes chances d'avoir fait des investissements extra-législatifs importants en vue de l'élection municipale⁸¹, ce qui est susceptible de baisser leur activité avant même l'élection : dans le premier cas, l'impact du cumul est sous-estimé, tandis qu'il est surestimé dans le second.

3.4.2.2 La méthode de discontinuité dans la régression

Les élections majoritaires vues comme expériences naturelles Pour estimer de manière causale l'impact du cumul, il faudrait donc idéalement pouvoir comparer des candidats aux élections législatives (resp. municipales) entre lesquels le mandat de député (resp. maire) a été alloué de manière aléatoire. Alors même que les expériences contrôlées sont déjà difficiles à réaliser dans le domaine économique, il paraît impossible de mener de telles expériences dans le domaine politique.

Cependant, il existe une part d'arbitraire importante dans la façon dont sont désignés les élus, en particulier dans les pays comme la France où la plupart des scrutins fonctionnent avec un système majoritaire. Le seuil de la désignation y est en effet conçu de manière stricte : il suffit d'avoir une voix de plus que le deuxième candidat pour être élu. Mais le résultat d'une élection n'est pas complètement déterminé par les qualités intrinsèques des candidats et il comporte aussi une part aléatoire importante. Pour ne donner qu'un exemple de l'importance potentielle d'un tel aléa, on peut citer le fait que dans de très nombreux cas, les électeurs inscrits ne se décident à aller voter et à choisir leur candidat que dans les derniers jours voire les dernières

81. Ceci inclut les coûts de la campagne électorale mais aussi les incitations différentes données par la perspective d'obtenir un mandat local.

heures. En conséquence, les candidats qui se situent de part et d'autre du seuil de la victoire électorale mais à proximité de ce seuil auraient tout aussi bien pu être de l'autre côté du seuil. Ceci rend les candidats proches du seuil très comparables, à ceci près que certains accèdent au mandat de député ou de maire et d'autres pas. On peut donc considérer que la désignation des titulaires d'un mandat est aléatoire dans le sous-échantillon des candidats gagnant ou perdant une élection jouée sur un écart de voix faible.

Cette conception des élections serrées comme des expériences naturelles a été introduite par Lee (2008). L'idée d'utiliser des seuils arbitraires d'éligibilité pour estimer l'effet d'un traitement est connue depuis longtemps, et c'est cette méthode plus générale que l'on appelle discontinuité dans la régression ou RDD⁸². L'innovation de Lee (2008) a été d'introduire la méthode RDD dans le domaine politique. La question qu'il se posait était celle de l'impact d'être le représentant au Congrès américain sortant sur la probabilité d'être élu de nouveau. Nous adapterons cette méthode pour tester l'impact d'obtenir un mandat de maire (resp. député) sur la probabilité d'être élu député (resp. maire) aux élections suivantes ainsi que sur la quantité de travail réalisé à l'Assemblée.

Les limites de la méthode RDD

Un effet “localisé” Cette approche est très séduisante en termes théoriques, mais elle souffre de deux problèmes potentiels. Le premier est que l'expérience naturelle ne délivre d'estimateurs précis du traitement “cumul” que pour le sous-échantillon des hommes politiques qui vivent des élections serrées. Dans le langage de la littérature de l'évaluation, nous dirions que nous ne pouvons estimer qu'un effet local de ce traitement.

Il faut donc d'ores et déjà se demander si nos résultats seront facilement généralisables à l'ensemble des hommes politiques qui cumulent. Nous pensons véritablement que c'est le cas pour l'effet d'obtenir un mandat de député sur l'élection municipale car les élections législatives en France ont en général été très serrées ces 20 dernières années.

Il est plus difficile de répondre en ce qui concerne l'impact d'un mandat de maire sur les législatives suivantes ainsi que sur l'activité du député. En effet, en France, les élections municipales ne se jouent pas sur des écarts aussi faibles que pour les élections législatives. Toutefois, plus la commune d'élection est grande et plus le risque d'une élection municipale serrée est important. Nous pouvons donc dire que

⁸². Pour *Regression Discontinuity Design*. Pour deux très bonnes introductions, voir Imbens et Lemieux (2008), et Lee et Lemieux (2009).

les résultats qui porteront sur l'impact des "grands" mandats municipaux seront facilement généralisables.

Un effet approximé Le deuxième problème de la méthode RDD est qu'idéalement elle requiert de comparer des individus infinitésimalement proches du seuil de la victoire ou de la défaite électorale. En pratique, cela n'est pas possible compte tenu des échantillons finis d'élections que nous avons à notre disposition. Il est donc nécessaire d'approximer ce que serait le destin d'un candidat situé juste en-dessous (resp. au-dessus) de la "barre" d'élection à partir du destin de candidats plus éloignés de ce seuil mais toujours situés en-dessous (resp. au-dessus).

Quelques notations introductives sont utiles pour comprendre ce mécanisme d'approximation. Nous dénoterons l'obtention ou non d'un mandat en t par une variable $T \in \{0; 1\}$. On appelle m_i la marge qui sépare un candidat i de la victoire lors de l'élection en t , qu'on exprimera en points de pourcentage des voix exprimées. Par exemple, si deux candidats 1 et 2 s'affrontent avec un résultat final de 60 % pour le premier et de 40 % pour le second, nous aurons $m_1 = 20$ et $m_2 = -20$ ⁸³. Lorsque m_i est positif, le candidat a gagné l'élection ($T_i = 1$), et il a perdu lorsque m_i est négatif ($T_i = 0$). Y_i est la variable dépendante pour laquelle nous tentons de mesurer l'effet du traitement consistant à gagner en t . L'hypothèse d'identification de la méthode est la suivante :

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + g(m_i) + \varepsilon_i \text{ avec } E(\varepsilon_i | m_i) = 0 \text{ et } g \text{ continue en } m_i \quad (1)$$

Autrement dit, la variable dépendante "saute" avec m uniquement parce que la variable de traitement "saute" justement de 0 à 1 lorsque m passe le point 0. En revanche, l'estimation de l'équation

$$Y_i = \alpha T_i + \nu_i$$

implique un biais dès lors que g n'est pas une constante car le terme d'erreur ν_i comporte alors une composante dépendant du résultat électoral m_i qui lui-même détermine l'issue du traitement T .

En théorie, il n'est pas nécessaire de connaître g pour estimer correctement l'effet du traitement. En effet, l'identification ne vient que du point $m = 0$ et il devrait donc suffire de prendre les observations infinitésimalement proches de ce seuil de part et d'autre pour obtenir une estimation sans biais. Dans la pratique, ce n'est évidemment pas possible et c'est pourquoi il faut essayer d'estimer g , en général par un polynôme

83. Pour éviter un impact de cet éventuel double comptage sur les écart-types, nous groupons l'ensemble des écarts-types au niveau de la circonscription ou municipalité-décennie.

en m . L'estimation du traitement qui en résulte est d'autant plus biaisée que :

1. Les observations choisies pour estimer le traitement sont éloignées du seuil : c'est le problème de la fenêtre d'estimation⁸⁴.
2. La spécification polynomiale utilisée pour estimer g comporte peu de degrés.

Le problème est qu'à l'inverse, la précision de l'estimation est meilleure lorsque l'on a plus d'observations et/ou lorsque la spécification utilisée est économe en paramètres. Il n'existe pas de critères pour choisir à la fois la fenêtre et le degré du polynôme. Mais il existe des critères techniques assez complexes pour choisir l'un conditionnellement à l'autre⁸⁵.

Dans la pratique, ces critères très techniques emporteront moins la conviction que la présentation des données brutes sur un graphique reliant la variable dépendante Y au résultat m . Si la discontinuité est bien visible, la qualité de l'identification gagnera en crédibilité. Les régressions viennent en arrière plan de cette pièce à conviction, pour borner de manière plus précise les effets ou l'absence d'effets visibles à l'oeil nu. Par ailleurs, comme nous le verrons, de nombreux autres tests de nature graphique permettent de vérifier la crédibilité des résultats des régressions ainsi que la validité de l'hypothèse identifiante (1).

3.5 Présentation des données

La méthode empirique que nous comptons mettre en oeuvre demande de réunir beaucoup de données. Nous nous attachons donc dans cette partie à présenter nos sources puis à décrire les données que nous avons collectées.

3.5.1 Construction des données

3.5.1.1 Identifier les “cumulards”

Les sources existantes Il n'existe en France de données centralisées sur les candidats aux élections que depuis 2001. Cette base n'a en effet été autorisée par la CNIL que depuis cette date et elle est gérée par le Ministère de l'Intérieur. Outre le fait que cette source n'est pour l'instant pas accessible aux chercheurs, elle a surtout l'inconvénient pour nous de réduire l'analyse à deux législatures uniquement.

Pour aller plus loin, il faut donc faire appel à une combinaison de sources.

En effet, le Centre de Données Socio-Politiques (CDSP), hébergé par l'Institut d'Etudes Politiques de Paris, ne fournit pas l'ensemble des données nécessaires car il

84. Ou “Bandwidth” en anglais.

85. Voir notamment Lee et Lemieux (2009).

ne collecte pas de données nominatives sur les élections locales, et en particulier municipales. Quant aux données stockées sur les élections législatives, elles ne permettent pas de connaître les mandats dont disposent les candidats.

De son côté, le Ministère de l'Intérieur conserve depuis toujours sous forme papier les résultats nominatifs des élections municipales pour les villes de plus de 9 000 habitants⁸⁶. Ce n'est que depuis 2001 que ces données existent sous forme électronique⁸⁷.

De manière surprenante, les données les plus détaillées proviennent de sources journalistiques. En particulier, les données fournies par le journal *Le Monde* se révèlent très précieuses. Pour chaque élection législative, ce journal répertorie l'ensemble des mandats dont dispose chaque candidat. Depuis 1987, les éditions du journal sont disponibles sous forme électronique, ce qui facilite grandement l'extraction exhaustive de telles informations. Ce journal a aussi créé sur son site Internet une base nominative de l'ensemble des résultats aux élections législatives et aux municipales pour les 900 villes de France les plus peuplées depuis 1977⁸⁸. Enfin, les archives de la presse régionale disponibles à la Bibliothèque Nationale de France permettent de compléter quelques manques.

Le choix du périmètre de l'échantillon Nous avons d'abord décidé d'omettre l'ensemble des mandats correspondants à des départements et territoires d'outre-mer. Du fait de la distance, ces territoires posent un problème particulier de représentation des intérêts locaux à l'Assemblée et le cumul des mandats y a probablement un sens à part.

Par ailleurs, comme nous nous intéressons principalement au cumul des mandats des parlementaires, il nous a semblé que nos recherches devaient se concentrer sur les députés ainsi que sur leurs opposants les plus sérieux. Ainsi, nous définissons ainsi comme *challenger* d'un député le candidat arrivé deuxième au second tour de l'élection législative ou au premier tour lorsque l'élection ne s'est jouée qu'à un seul tour. L'intégration de tels *challengers* dans l'échantillon est importante car elle permet d'étudier dans quelle mesure le gain d'un mandat de député a un impact lors des élections municipales suivantes. Elle permet aussi plus généralement d'étudier l'impact des mandats locaux détenus sur la survie politique des perdants.

Enfin, nous limitons notre analyse à la période allant de 1988 à 2009. Une première raison est bien sûr que les données sont beaucoup plus difficiles à extraire pour les années antérieures. Mais surtout, la décennie précédant 1988 a vécu de nombreuses

86. Ces résultats ne sont disponibles pour les années antérieures à 1995 qu'au Centre d'Archives Contemporaines de Fontainebleau.

87. Sur demande pour l'année 2001. Les résultats pour 2008 sont disponibles sur le site Internet du Ministère de l'Intérieur.

88. Cette base se nomme TERE, pour Traitement Electronique des Resultats aux Elections.

réformes électorales qui limitent la comparabilité des résultats : en 1983, des scrutins de liste y compris pour les villes de 3 500 à 30 000 habitants sont introduits dans le scrutin municipal ; en 1986, un scrutin législatif à la proportionnelle est expérimenté, faisant passer le nombre de députés de 491 à 577 ; et en 1988, le découpage des circonscriptions électorales est réformé.

Sans nul doute, de telles réformes sont importantes en soi et pourraient permettre des comparaisons intéressantes avec la période ultérieure. Cependant, comme par ailleurs, ces réformes électorales sont concomitantes avec le processus de décentralisation, il nous a semblé difficile de les évaluer précisément.

En définitive, nous disposons d'un échantillon constitué de paires de candidats pour chacune des 555 circonscriptions de France métropolitaine et ce pour cinq vagues d'élections législatives : 1988, 1993, 1997, 2002 et 2007, ce qui représente donc au total un échantillon de 5 550 candidats.

L'identification du cumul Une première façon d'identifier les cumulards est de comptabiliser les mandats détenus par les candidats aux élections législatives, grâce aux relevés établis par le journal *Le Monde*. Les mandats que ce journal décompte varient selon les années : les mandats de maire, de conseiller général ou régional, de président de conseil général ou régional, ainsi que de député européen sont bien renseignés. En revanche, les mandats d'adjoint au maire et de conseiller municipal ne sont plus renseignés à partir de 2007. Enfin, les mandats intercommunaux et les vice-présidences d'exécutifs régional ou départemental ne sont pas renseignés. Le fait que le journal précise toujours le nom de la ville dont le candidat est maire nous a été précieuse. Cela nous a notamment permis d'apparier les mandats de maire avec des données de niveau communal.

Cette façon d'identifier le cumul permet donc d'appréhender en détail les mandats détenus. Néanmoins, cette méthode souffre de deux problèmes. Le premier est que nous ne pouvons pas savoir précisément ce que les députés et leur challenger font de leurs autres mandats une fois passée l'élection législative. Les rares comptages qui ont été faits à la suite de la loi de 1985⁸⁹ suggèrent toutefois que les députés ne démissionnent jamais de leur mandat de maire, et choisissent, sous la contrainte, d'abandonner les mandats de conseiller municipal, régional ou général. Comme le centre du débat sur le cumul porte sur l'association député-maire, ce manque n'est donc pas véritablement problématique.

Le second désavantage de ces données est qu'elles ne nous permettent pas d'identifier le changement du statut d'élu local d'un député : c'est à dire que nos données ne nous disent pas si un député, une fois élu, perd ou gagne sa mairie durant sa lé-

89. Voir Knapp (1991).

gislature. Or, de 1988 à 2009, des élections municipales ont été tenues durant chaque législature à l'exception de la douzième (2002 - 2007). Ne pas tenir compte de ce désavantage conduirait tout d'abord à sous-estimer l'effet d'un mandat local du fait d'une erreur de mesure : des députés qui vont devenir maires vont cotoyer des députés qui perdront leur mairie, et pourtant les premiers seront considérés comme des non-cumulants et les seconds comme des cumulants. Surtout, un tel oubli conduirait à se priver de formes d'identification des effets du cumul particulièrement intéressantes : que se passe-t-il lorsqu'un député gagne ou perd un mandat de maire en cours de législature ? y a-t-il une différence entre les députés qui gagnent de peu une élection municipale et ceux qui la perdent de peu ?

C'est pourquoi nous avons voulu dans un second temps identifier les candidats aux élections législatives qui se présentent en tête d'une liste lors des élections municipales suivantes. Nous disposons de l'ensemble des candidatures aux élections municipales dans les villes de plus de 9 000 habitants de la métropole, soit 904 villes en 1989, 962 villes en 1995, et 992 villes pour 2001 et 2008. Nous ne pouvons donc pas observer les candidatures de députés ou de leurs opposants lorsqu'ils se présentent dans des petites villes. A partir de la distribution des mairies détenues par les candidats au moment des législatives, nous pouvons estimer que cela nous empêche d'observer un peu moins d'une candidature de *challenger* sur deux et moins de deux candidatures de députés en place sur cinq. Toutefois, le débat sur la légitimité du cumul se pose certainement beaucoup moins pour ces petites municipalités, ce qui limite la gravité de cette censure.

3.5.1.2 Les données électorales

Notre test de l'efficacité du cumul repose sur l'estimation d'une prime électorale. Nous cherchons en particulier à savoir si les électeurs des municipales valorisent les députés et si les électeurs des législatives valorisent les maires. Cela suppose que nous ayons des éléments précis sur les résultats des candidats dans les élections législatives et municipales auxquelles ils se présentent. La source principale que nous avons utilisée pour étudier ces résultats provient directement du Ministère de l'Intérieur⁹⁰ : nous avons notamment eu accès aux résultats individuels aux élections législatives, pour l'ensemble de la circonscription entre 1988 et 2007, et commune par commune entre 1993 et 2002, ainsi qu'aux résultats des listes aux élections municipales pour les villes de notre échantillon⁹¹ entre 1989 et 2008.

90. Via les fichiers électroniques constitués par le bureau Élections ou les documents sous forme papier déposés au Centre d'Archives Contemporaines.

91. C'est-à-dire ayant plus de 9 000 habitants.

3.5.1.3 Les données démographiques

De nombreuses explications du cumul portent sur la structure des mandats locaux qu'un député ou son opposant peut briguer. Nous avons donc cherché à construire des indices d'intérêt des mandats locaux pour un candidat en fonction de la structure démographique de sa circonscription : nombre de villes de taille significative, part de la plus grande ville dans la circonscription, etc. Ces variables permettent de mieux connaître les contours du "marché" des mandats disponibles.

Par ailleurs, nous avons pu prendre connaissance du nombre d'employés recrutés par chaque commune, grâce aux recensements annuels des effectifs des collectivités territoriales effectués par l'INSEE⁹². Ces données intègrent l'ensemble des effectifs dépendant d'une municipalité : fonctionnaires et non fonctionnaires, employés des sociétés d'économie mixte et des groupements de communes. Pour chaque mandat détenu par un candidat de notre échantillon, nous connaissons le nombre d'employés communaux l'année de l'élection législative et quatre ans plus tard. Ceci permet d'affiner notre connaissance de l'intérêt d'un mandat de maire (ou son poids) pour un député ou un *challenger*. Nous pourrions aussi regarder si le cumul permet d'augmenter les effectifs d'une municipalité, même si les données sont probablement trop imprécises pour que l'on puisse espérer constater des changements significatifs en l'espace d'une législature. Enfin, nous ne pourrions pas simplement appliquer ces données aux cas de Paris, Lyon et Marseille car elles ne sont pas distribuées par arrondissement.

3.5.1.4 Les données biographiques

La discussion théorique du cumul des mandats suggère que ce dernier est un élément essentiel de la carrière des hommes politiques. Il semblait donc utile d'obtenir un maximum d'informations biographiques sur les individus de notre échantillon. Nous n'avons toutefois pu réaliser une telle collecte que pour les candidats qui sont devenus députés. En effet, il n'existe une base de données biographiques détaillées que pour ces derniers. Grâce au travail du Service des Archives et de la Recherche Historique Parlementaire, cette base biographique informatisée indique pour chaque député français depuis 1789, les dates précises d'exercice, les date et lieu de naissance, la profession d'origine, ainsi que la grande école de formation lorsqu'il y a lieu⁹³. Nous avons pu obtenir gracieusement une extraction de ce fichier pour l'ensemble des députés de notre échantillon, soit 1 366 individus.

92. Il s'agit plus précisément de l'enquête COLTER, menée depuis 1984.

93. Cette base est présentée par son principal créateur dans Anglès d'Auriac (2007). De nombreuses autres données sont incluses dans cette base mais sont souvent incomplètes ; voir notamment l'utilisation qui en a été faite par Loonis (2006).

3.5.1.5 Les données sur le travail parlementaire

La faiblesse de l'information sur l'activité des députés Alors qu'aux États-Unis les données sur le travail des Sénateurs et des Représentants sont très complètes et faciles d'accès, il est beaucoup plus difficile d'obtenir des données similaires en France.

Il n'est pas impossible pour autant de connaître en détail le travail réalisé par un député en particulier. En effet, le Règlement de l'Assemblée Nationale prévoit que l'ensemble des débats en séance publique soit intégralement retranscrit et donne lieu à publication au *Journal Officiel*⁹⁴. A la fin de chaque session est constituée une "table nominative", c'est-à-dire un sommaire des interventions des députés en séance publique ainsi qu'une liste des questions, amendements, propositions de loi et rapports dont chaque député a été l'auteur. Ce sont ces tables qui ont permis à quelques magazines de constituer à l'occasion des "classements" d'activité des parlementaires. Toutefois, ces classements n'ont été réalisés que pour des périodes courtes et irrégulières, car ces tables n'existant pas sous format électronique, une extraction systématique des données est très coûteuse. Ce n'est que depuis 2004 que l'Assemblée Nationale met sous forme de texte électronique ces résumés d'activité, sans jamais toutefois permettre directement un classement des députés : ce sont donc des sites Internet externes à l'Assemblée qui compilent de tels classements⁹⁵.

Par ailleurs, le règlement ne prévoit pas nécessairement la collecte d'informations considérées comme sensibles : la présence des députés en séance publique n'a par exemple jamais été décomptée, alors même que le règlement prévoit des sanctions en cas d'absences trop nombreuses ! Elle peut toutefois se déduire du nombre d'interventions orales retranscrites. Plus surprenant encore, il est de fait impossible de savoir précisément qui prend part aux votes à l'Assemblée. Jusqu'en 1993, la liste des votants aux scrutins publics⁹⁶ et le sens de leur vote était publiée au *Journal Officiel*. Une lecture naïve du JO donnerait alors l'impression d'une Assemblée très remplie. C'est qu'avant 1993, le vote des députés n'était pas véritablement "personnel" comme le voudrait la Constitution : les membres effectivement présents d'un groupe parlementaire se faisaient remettre les clés de leurs collègues absents pour actionner leurs boîtiers de vote dans l'Hémicycle⁹⁷. Depuis septembre 1993, cette

94. Dans une publication spécifique : le JO Débats Parlementaires.

95. Le meilleur exemple étant ce site tout récemment créé : <http://www.nosdeputes.fr/>

96. Un scrutin est dit "public" justement lorsqu'il est censé laisser une trace, au contraire des scrutins à main levée. Pour chaque amendement ou article de loi, un président de groupe parlementaire, un président de commission ou le président de séance peut demander un tel scrutin public.

97. D'où cette fameuse remarque du député Claudius-Petit le 30 juin 1977 : "C'est une assemblée de serruriers !" (in Avril et Gicquel (2004)).

pratique est interdite⁹⁸, mais au prix d'une diminution du nombre des scrutins publics et d'un changement des règles de publication de la liste des votants : le JO indique uniquement le nom des députés qui ont voté dans un sens inverse de leur groupe parlementaire, si bien qu'il est le plus souvent impossible de savoir si un député prend part aux votes. Ceci a pour conséquence qu'alors même qu'il existe aux États-Unis toute une tradition d'analyse des votes publics⁹⁹, ceci n'est pas véritablement possible en France.

Comme nous allons le voir, il n'existe que deux types d'activité parlementaire pour lesquels une collecte d'informations systématique et sur longue période se révèle faisable. Il s'agit des questions posées par les députés au gouvernement et de la présence des députés en réunion de commission parlementaire.

Les questions au gouvernement Les questions au gouvernement sont répertoriées dans une base de données informatisée depuis 1981. Cette dernière peut être facilement extraite depuis le site de l'Assemblée Nationale¹⁰⁰. Les questions peuvent être soit orales soit écrites.

Les questions orales sont des questions brèves posées en séance par un député à un membre du gouvernement ; le ministre répond alors, mais il ne peut s'engager de véritable débat entre le député et le ministre. En pratique, ces questions orales ne peuvent pas être interprétées comme représentant fidèlement le travail individuel d'un député. En effet, le contingent de questions qu'il est possible de poser est limité puisqu'il n'y a au maximum que deux séances de questions par semaine de session parlementaire : ainsi les députés ont pu poser entre 2002 et 2007 environ 5 200 questions orales, soit environ 1,8 questions par député par an. Dans ces conditions, ce sont les groupes parlementaires qui allouent le temps de parole, en imposant souvent le thème de la question. Le nombre et la nature des questions orales posées par un député reflètent donc surtout l'état de ses rapports avec son groupe parlementaire. Savoir qui sont les députés délégués par le groupe pour poser les questions d'actualité¹⁰¹ au personnage du gouvernement le plus haut placé, le Premier Ministre, permettrait dans une autre étude d'effectuer une mesure fine du "poids" du député au sein de son groupe.

Les questions écrites ne sont pour leur part pas limitées en nombre : entre 2002 et 2007, les députés ont posé plus de 123 000 questions au gouvernement, soit environ 43 par député par an. Le ministre interrogé dispose en théorie de deux mois

98. Plus précisément, chaque député présent ne peut disposer de la voix que d'un seul autre député.

99. Ce qu'on appelle là-bas les *roll-call votes*. Voir par exemple Lee et Moretti (2004).

100. Voir <http://www.questions.assemblee-nationale.fr>

101. On distingue en effet à l'intérieur des questions orales les questions d'actualité, qui font l'objet d'une diffusion télévisée sur une chaîne hertzienne depuis 1981.

pour répondre¹⁰². L'intérêt de la procédure est que la question et la réponse sont publiées côte à côte au *Journal Officiel*. Ainsi, dans le meilleur des cas, de telles questions permettent la publication de renseignements que le ministre ne donnerait pas spontanément ou des éclaircissements concernant la politique de l'administration sur des sujets techniques. De bons exemples sont les nombreuses questions posées récemment par le député René Dosière sur le train de vie des ministères¹⁰³. Par ailleurs, les réponses du gouvernement concernant les procédures fiscales lient juridiquement l'administration¹⁰⁴. Ces exemples ont conduit Lazardoux (2005) à voir dans le nombre des questions posées par un député un bon indicateur du contrôle exercé par les députés sur le gouvernement. Cependant, dans de nombreux cas, les questions ont pour seul but de faire monter l'indicateur du nombre des questions posées par un député, étant donné qu'il s'agit de l'indicateur de travail parlementaire le plus facile à établir pour le citoyen. Le seul coût véritable d'une question étant celui de la faire écrire par un assistant parlementaire, il n'existe pas de véritable frein à de tels comportements. Ainsi entre 2002 et 2007, le député Jean-Luc Warsmann a posé 4 029 questions écrites, soit environ 2,24 par jour ! Il est donc au moins aussi intéressant d'étudier certaines caractéristiques qualitatives des questions posées. Par exemple, on peut calculer un taux de réponse des ministères, ce qui peut être un indicateur de la qualité des questions posées. D'autre part, le nombre de questions d'ordre fiscal est un indicateur intéressant puisque ces dernières peuvent lier l'administration. Comme la base de données de l'Assemblée Nationale donne des mots-clés définissant les thèmes de chaque question, nous avons facilement pu compter toutes les questions faisant référence à des impôts ou à des taxes. Enfin, l'identité des ministères interrogés pourrait aussi nous informer sur les intérêts spécifiques des députés qui cumulent des mandats.

Les présences en réunion de commission parlementaire L'analyse des questions ne reflète donc absolument pas le travail législatif des députés. De plus, on peut penser qu'un député-maire peut facilement déléguer la "production" de ces questions. Tel n'est pas le cas du travail en commission parlementaire. Ces commissions représentent des sous-groupes de députés travaillant sur un sujet précis.

Que font les commissions ? Les commissions permanentes sont saisies automatiquement des projets et des propositions de loi déposés à l'Assemblée. Au nombre de six avant juillet 2009 et de huit depuis, chacune d'entre elles est spécialisée dans

102. En pratique, ce délai est rarement respecté.

103. Voir par exemple : <http://questions.assemblee-nationale.fr/q13/13-29484QE.htm>

104. Voir Avril et Gicquel (2004).

un thème législatif. Une fois les commissions saisies, un rapporteur y est désigné pour cerner les faiblesses du texte et proposer des amendements. Ce dernier doit ensuite présenter son rapport aux commissaires qui décident, après discussion et vote interne, des amendements qu'il serait nécessaire de défendre au moment du vote en séance publique. Il est très difficile d'agir sur un texte ou d'en proposer un si l'on ne fait pas partie de la commission correspondante : les commissions disposent en effet d'un personnel spécifique capable d'aider à la compréhension des textes, elles organisent des auditions de personnalités liées au texte proposé, en particulier les ministres ; enfin, toutes les propositions d'amendement doivent d'abord être discutées en commission. Même si la commission n'a pas le droit de filtrer les amendements, son approbation ou sa désapprobation détermine largement le devenir d'une initiative parlementaire : en 2007-2008, les commissions ont proposé 1 705 amendements aux textes discutés, alors que les députés en ont individuellement déposé 11 798 ; mais plus de 82 % des amendements proposés par les commissions ont finalement été adoptés contre seulement 8 % des amendements individuels, le plus souvent après avoir obtenu l'assentiment de la commission correspondante.

Le pouvoir des commissions ne vient pas nécessairement de ce qu'elles sont le lieu de délibérations plus longues que les séances publiques : durant la session 2007-2008, les statistiques fournies par l'Assemblée Nationale révèlent que le temps total passé en réunions de commission permanente a été de 815 heures contre environ 778 heures de séances publiques dédiées aux travaux législatifs et budgétaires. L'importance de ces institutions provient certainement davantage de l'absence de publicité de leur travail législatif¹⁰⁵ : seuls les députés peuvent y participer et il n'est publié qu'un résumé de leurs interventions¹⁰⁶, ce qui augmente la sincérité de la discussion par rapport à celle qui a lieu dans l'Hémicycle¹⁰⁷. En particulier, les dissensions entre les membres d'un groupe parlementaire peuvent y transparaître, ce qui n'est le plus souvent pas le cas en séance publique.

Les commissions ont également un pouvoir spécifique d'enquête : elles peuvent se saisir de n'importe quelle question touchant à leur domaine de compétence et auditionner les personnes qu'elles jugent utiles de recevoir. La commission des finances a un pouvoir d'investigation "sur pièces et sur place" élargi pour contrôler l'exécution des lois de finances : aucune administration ou entreprise publique ne peut refuser de produire des documents internes à un commissaire des finances.

Ce dernier aspect pointe une forme d'inégalité entre les commissions. Elles dif-

105. Les commissaires peuvent toutefois décider de mener les auditions en public.

106. Un procès-verbal plus détaillé des réunions est toujours établi mais ne peut quitter le service des Commissions jusqu'à la fin de la législature, date à laquelle il est déposé aux archives de l'Assemblée.

107. Que l'absence de transparence puisse être dans le contexte de la décision politique une meilleure garantie d'effort a été établi théoriquement par Prat (2005).

férent en taille, en rôle législatif et en prestige. Jusqu'en juillet 1998, deux d'entre elles réunissaient plus de la moitié des députés sur deux sujets très larges : les Affaires Culturelles et Sociales, et les Affaires Économiques et Environnementales. Ce n'est que depuis que la réforme de la Constitution permet d'augmenter le nombre des commissions que ces deux commissions ont été divisées en deux (Affaires Culturelles, Affaires Sociales, Affaires Économiques et Affaires Environnementales). Les quatre autres commissions qui ont toujours existé sont les suivantes : la Commission des Affaires Étrangères, chargée des lois de ratification des conventions et des traités internationaux, la Commission de la Défense Nationale, saisie des lois de programmation militaire (ces deux commissions, au contenu législatif limité ont surtout un rôle de contrôle du gouvernement), la Commission des Lois et la Commission des Finances. Ces deux dernières ont un rôle législatif particulièrement important (d'autant plus que leur taille est réduite à environ 70 députés chacune) : d'après Camby et Servent (2004), la Commission des Lois est saisie d'environ 60 à 70 % des lois votées, tandis que la Commission des Finances est saisie de l'ensemble des lois budgétaires. De telles différences font que les places en commission ne peuvent être librement allouées : ce sont les groupes parlementaires qui décident en début de session annuelle de l'identité des commissaires.

Bien entendu, ces divisions entre commissions ne sont pas complètement étanches : une commission peut se saisir pour avis d'un texte rapporté par une autre commission, ce qui autorise des membres de la première à défendre ses amendements lors d'une discussion au sein de la seconde ; par ailleurs, lorsqu'un texte est visiblement à l'intersection de plusieurs sujets, il peut être demandé la formation d'une commission spéciale réunie uniquement pour la préparation d'un texte en particulier¹⁰⁸.

En-dehors des commissions permanentes et des commissions spéciales, les députés peuvent voter l'institution de commissions d'enquête¹⁰⁹ concernant des actions du gouvernement portant à controverse : parmi les sujets emblématiques des dernières années, on peut citer les commissions sur l'affaire Outreau ou sur la canicule de l'été 2003. Mais, compte tenu de la lourdeur des procédures nécessaires pour l'institution de telles commissions, le système des missions d'information menées par les commissions permanentes leur est largement préféré : entre 1988 et 2007, d'après Lazard (2009), 42 commissions d'enquête ont été instituées, soit seulement deux par an.

Le décompte du travail en commission Il résulte de notre description qu'il est essentiel de passer du temps dans les réunions de commission pour avoir un im-

108. Même si cela n'arrive que très rarement : depuis 1958, seules 69 lois ont fait l'objet d'une commission spéciale à l'Assemblée Nationale.

109. Composées de 30 membres au maximum.

pact significatif sur les lois et exercer un contrôle crédible du gouvernement. Comme ces réunions ne sont en principe ouvertes qu'aux députés, il est impossible de déléguer cette tâche. Ces réunions sont fréquentes : en 2007 - 2008, chaque commission s'était réunie en moyenne 90,5 fois, pour une durée moyenne d'une heure et demie par réunion. Par ailleurs, dans de nombreux cas, les réunions de commission sont convoquées à la dernière minute pour examiner un projet de loi ou un amendement jugés urgents par le gouvernement, qui fixe en grande partie l'ordre du jour de l'Assemblée Nationale. Ces réunions demandent donc une grande disponibilité.

Ce qui est intéressant pour nous est que le règlement oblige à un décompte précis par le personnel de l'Assemblée des membres présents à chaque réunion de commission. Ce décompte est fait pour deux raisons. En théorie, un commissaire absent à plus du tiers des séances sans être excusé voit son indemnité de fonction réduite et est considéré comme démissionnaire de la commission. Mais en pratique cette sanction, instituée à une époque où l'on pensait que le nombre des réunions de commission serait réduit¹¹⁰, n'a jamais été appliquée. Une deuxième raison au décompte des présences vient de l'absence de transparence des commissions : sans compte rendu précis, un tel décompte permet tout de même au citoyen de savoir si tel député a participé à une réunion durant laquelle tel texte a été discuté. C'est ce qui explique que le décompte des présences soit publié dès le lendemain au *Journal Officiel*, dans sa version Lois et Décrets¹¹¹. Cependant, la publication de ces listes dans l'édition Loi et Décrets et non celle des Débats Parlementaires, où on les chercherait plus volontiers, rend ces listes peu connues du grand public. Comme, par ailleurs, ces décomptes ne font l'objet d'aucune agrégation ni d'aucune statistique par l'Assemblée Nationale, au contraire des questions écrites, ils sont moins susceptibles de faire l'objet d'un comportement de maximisation spécifique de la part des députés.

La figure 1 donne un exemple d'un tel décompte. La publication fait référence aux membres de la commission qui sont effectivement présents et donne une liste des membres excusés. Les excuses valables sont précisées à l'article 38 du règlement de l'Assemblée Nationale. Elles incluent des motifs indiscutables : maladie, service militaire, mission temporaire du gouvernement, mais aussi des motifs imprécis laissés à l'appréciation du bureau de la commission, comme le "cas de force majeure" et l'"événement insurmontable". Néanmoins, cette liberté d'appréciation demeure car il peut arriver que des séances publiques soient tenues en même temps que des réunions de commission, même si cela est exclu en principe.

110. La Constitution de 1958 visait clairement à réduire très fortement l'importance des commissions, jugées en partie responsables de la faiblesse des gouvernements de la IV^e République.

111. Et plus précisément à la rubrique Informations Parlementaires.

La construction des données de présence en commission Cette publication a l'avantage pour nous d'avoir été systématiquement mise sous format électronique depuis 1945. Toutefois, nous ne disposons de ces pages sous format texte que depuis 2004. Pour les dates antérieures, les pages ont simplement été photographiées. Par ailleurs, l'index électronique des JO n'a pas été conçu pour retrouver facilement les pages consacrées aux informations parlementaires. Il faut donc consulter le sommaire de chaque édition pour retrouver le numéro des pages correspondant aux présences en réunion. Nous avons réalisé ce travail intégralement pour les années allant de 1988 à 2009.

Une fois ces pages réunies et classées par date, nous avons utilisé un programme de reconnaissance de caractères pour repérer les paragraphes faisant allusion aux présences en commission ainsi que les nom et prénom des commissaires. La qualité de l'image était suffisamment bonne pour délivrer des comptages susceptibles d'une interprétation statistique. En comparant avec les résultats des comptages faits à partir des fichiers texte pour les années ultérieures à 2004, nous estimons repérer pour les années précédentes entre 85 % et 95 % des présences des députés élus en début de législature, après un long retraitement des nombreux homonymes qui peuplent l'Assemblée Nationale.

Toutefois, la qualité de la reconnaissance ne nous a pas permis de repérer facilement le type des commissions pour lesquelles un député assiste à une réunion, et nous avons dû aussi nous concentrer sur les présences effectives en commission car les membres excusés ne sont pas toujours indiqués avec autant de précision que les membres effectivement présents. Nous pouvons malgré tout circonscrire le premier problème en cherchant dans les tables de l'Assemblée l'appartenance de chaque membre à telle ou telle commission permanente ; nous n'avons pas réalisé ce travail pour les commissions spéciales et les commissions d'enquête mais elles ne représentent probablement qu'une infime partie des bulletins de présence dont nous disposons. Le non-décompte des excuses est susceptible de bruyter notre indicateur lorsque ces excuses correspondent à des motifs indépendants du cumul des mandats tels que la maladie. Mais compte tenu de l'imprécision des motifs d'excuse, il n'est pas certain que leur décompte puisse avoir une interprétation précise.

A partir des tables nominatives fournies par l'Assemblée Nationale, nous avons par ailleurs identifié les tâches coûteuses en temps que l'Assemblée attribue parfois aux députés et qui peuvent expliquer une très forte présence ou absence en commission : présidence et vice-présidences de l'Assemblée ¹¹², questeurs ¹¹³, présidents de groupe parlementaire et de commission permanente, soit au total entre 20 et 24 députés

112. Qui sont tenus de présider les séances publiques (en alternance).

113. Qui gèrent les finances de l'Assemblée Nationale.

disposant de fonctions spécifiques..

3.5.2 Statistiques descriptives

Ayant collecté de très nombreuses données, nous organiserons leur description de la manière suivante. Nous commencerons par une description des mandats détenus par les individus de notre échantillon en début de législature ainsi que des mandats recherchés en cours de législature. Nous décrirons ensuite quelques déterminants de l'élection ou la réélection aux législatives ainsi qu'aux municipales suivant une première élection législative. Enfin, nous discuterons les grandes tendances des données dont nous disposons sur le travail parlementaire.

3.5.2.1 Les mandats détenus et recherchés par les candidats aux élections législatives

Les faits stylisés du cumul des mandats aux élections législatives Nous présentons dans la table 2 la distribution des mandats détenus par les individus de notre échantillon au moment des législatives. Pour chaque année d'élection, nous distinguons le candidat qui a gagné l'élection et le battu qui lui était le plus proche en termes de voix exprimées.

Nous avons déjà discuté en section 2 l'évolution des mandats détenus par les candidats élus lors des législatives. Concernant les députés élus, les principaux faits stylisés sont les suivants :

- La prévalence du cumul avec au moins un mandat local est stable sur la période : ce sont en moyenne les trois quarts des députés qui disposent au moment de leur élection d'au moins un mandat local¹¹⁴.
- En revanche, la prévalence du cumul dit "renforcé", c'est-à-dire avec plus d'un mandat local, diminue très nettement sur l'ensemble de la période avec une prévalence parmi les députés élus passant de 38,9 % en 1988 à 11 % en 2007. Cette diminution se fait quasi-uniquement au détriment des mandats de conseiller général et régional : la prévalence de chacun de ces mandats parmi les députés diminue de moitié entre 1988 et 2007.

Ces faits stylisés ont déjà été amplement discutés dans la littérature de science politique sur le sujet¹¹⁵. Le principal élément innovant des données présentées ici est plutôt que la détention d'un mandat local n'est pas simplement le fait des candidats finalement élus : en 2007, les trois quarts des candidats élus disposaient d'au moins

114. Notre définition de mandat local exclut toutefois les adjoints au maire et les conseillers municipaux, ce qui ferait augmenter encore cette prévalence.

115. Voir notamment CREAM (1997).

un mandat local, mais c'était aussi le cas de la moitié de leurs adversaires les plus menaçants.

Le cas des opposants On observe néanmoins une diminution du cumul chez les principaux adversaires politiques d'un député : jusqu'aux élections de 1997, c'était en moyenne plus de 60 % des opposants qui avaient un mandat local, alors même que la fréquence du cumul est restée stable dans le cas des députés élus. Cette diminution provient notamment des maires de villes moyennes (entre 3 500 et 30 000 habitants). Une potentielle explication serait que les lois de limitation du cumul¹¹⁶ aient désincité les élus locaux présents dans des circonscriptions difficilement gagnables à se présenter pour leur parti. Dans ce cas, ces lois auraient uniquement démocratisé les candidatures dans les circonscriptions difficilement gagnables, suivant en cela une logique similaire à l'impact des lois sur la parité homme-femme concernant les candidats des partis aux élections¹¹⁷.

La "taille" des mandats détenus Par ailleurs, nos données permettent d'avoir une connaissance plus fine de l'ampleur des mandats de maire détenus par les députés et leurs opposants : plus de la moitié des mandats de maire détenus par les députés concernent des villes de plus de 9 000 habitants alors que la proportion de villes de plus de 9 000 habitants en France métropolitaine est de l'ordre de 2,5 %, et pour plus d'un quart d'entre eux les villes gérées ont plus de 30 000 habitants alors que la proportion de communes de cette taille est d'environ 0,7 %. Cela correspond à des effectifs de mairie particulièrement importants : en 2007, un député-maire était le patron de 674 salariés à plein temps en moyenne, sans compter les effectifs gérés par les mairies de Paris, Lyon et Marseille.

Cumul potentiel et cumul effectif Ces chiffres pourraient toutefois surestimer la prévalence du cumul effectif des mandats puisqu'un candidat élu député peut choisir de démissionner de son mandat local quelque temps après son arrivée à l'Assemblée. On peut se faire une idée d'un tel phénomène en étudiant la population des députés sortants qui se représentent aux élections et en la comparant à la population des députés finalement élus lors de ces mêmes élections. En effet, si les députés se démettent souvent de leur mandat local à leur arrivée à l'Assemblée, nous devrions observer qu'en moyenne la proportion de cumulants parmi les députés sortants qui se représentent est significativement plus faible que dans la population des députés élus pour la législature suivante.

116. Qui ne concernent que les communes de plus de 3 500 habitants.

117. Il s'agit notamment de la loi du 6 juin 2000, qui réduit le financement public des partis politiques lorsque moins de 50 % des candidatures aux législatives d'un parti sont celles de femmes.

TABLE 3.2 – Les mandats détenus par les principaux candidats aux élections législatives (par date d’élection législative)

Statut du candidat :	1988		1993		1997		2002		2007	
	Elu	Battu	Elu	Battu	Elu	Battu	Elu	Battu	Elu	Battu
<i>Maire</i>	45.4% (2.1%)	29.7% (1.9%)	49.7% (2.1%)	36.2% (2.0%)	56.4% (2.1%)	38.7% (2.1%)	47.4% (2.1%)	28.3% (1.9%)	45.8% (2.1%)	23.8% (1.8%)
<i>Plus de 3500 habitants</i>	34.4% (2.0%)	18.7% (1.7%)	35.0% (2.0%)	28.6% (1.9%)	45.0% (2.1%)	27.7% (1.9%)	38.0% (2.1%)	20.0% (1.7%)	36.0% (2.0%)	15.7% (1.5%)
<i>Plus de 9000 habitants</i>	25.8% (1.9%)	12.8% (1.4%)	26.1% (1.9%)	19.5% (1.7%)	34.6% (2.0%)	17.8% (1.6%)	29.0% (1.9%)	13.3% (1.4%)	28.3% (1.9%)	10.5% (1.3%)
<i>Plus de 30000 habitants</i>	13.2% (1.4%)	5.6% (1.0%)	12.1% (1.4%)	7.0% (1.1%)	16.9% (1.6%)	5.6% (1.0%)	13.5% (1.5%)	5.4% (1.0%)	12.4% (1.4%)	4.5% (0.9%)
<i>Paris-Lyon-Marseille</i>	0.5% (0.3%)	0.0% (0.0%)	0.4% (0.3%)	0.0% (0.0%)	1.6% (0.5%)	0.9% (0.4%)	0.4% (0.3%)	0.0% (0.0%)	1.4% (0.5%)	0.4% (0.3%)
<i>Population moyenne de la commune</i>	27931 (2731)	15145 (1650)	23180 (2354)	20034 (1839)	28860 (2668)	14491 (1248)	26898 (2510)	19035 (2555)	22835 (1898)	19973 (3758)
<i>Effectif moyen de la mairie</i>	603 (70)	298 (36)	517 (63)	445 (46)	657 (67)	321 (32)	739 (78)	528 (78)	674 (63)	613 (126)
<i>Adjoint</i>	10.6% (1.3%)	7.9% (1.1%)	10.3% (1.3%)	7.7% (1.1%)	9.9% (1.3%)	8.5% (1.2%)	8.8% (1.2%)	8.5% (1.2%)	-	-
<i>Conseiller général</i>	49.4% (2.1%)	32.6% (2.0%)	47.9% (2.1%)	28.8% (1.9%)	38.6% (2.1%)	30.6% (2.0%)	31.2% (2.0%)	19.3% (1.7%)	26.8% (1.9%)	21.6% (1.7%)
<i>Président de Conseil Général</i>	4.5% (0.9%)	0.2% (0.2%)	4.1% (0.8%)	0.5% (0.3%)	3.2% (0.8%)	1.1% (0.4%)	3.1% (0.7%)	0.4% (0.3%)	3.6% (0.8%)	0.4% (0.3%)
<i>Conseiller Régional</i>	24.9% (1.8%)	23.4% (1.8%)	26.1% (1.9%)	26.5% (1.9%)	16.9% (1.6%)	17.5% (1.6%)	16.0% (1.6%)	15.5% (1.5%)	14.6% (1.5%)	19.3% (1.7%)
<i>Président de Conseil Régional</i>	2.7% (0.7%)	0.4% (0.3%)	2.0% (0.6%)	0.2% (0.2%)	1.1% (0.4%)	0.7% (0.4%)	0.5% (0.3%)	0.2% (0.2%)	0.9% (0.4%)	0.2% (0.2%)
<i>Un mandat local détenu</i>	36.6% (2.0%)	34.1% (2.0%)	45.6% (2.1%)	40.5% (2.1%)	52.4% (2.1%)	38.2% (2.1%)	52.1% (2.1%)	36.0% (2.0%)	65.2% (2.0%)	38.0% (2.1%)
<i>Plus de 2 mandats locaux détenus</i>	38.9% (2.1%)	24.0% (1.8%)	36.9% (2.1%)	24.5% (1.8%)	28.5% (1.9%)	23.6% (1.8%)	21.1% (1.7%)	13.5% (1.5%)	11.0% (1.3%)	13.3% (1.4%)
<i>Nombre d’observations</i>	555	555	555	555	555	555	555	555	555	555

Note : Les pourcentages sont exprimés en rapport aux effectifs du sous-groupe de candidats défini dans chaque colonne : par exemple, 45.8 % des candidats élus en 2007 sont maires. Les principaux candidats sont définis comme étant le gagnant de l’élection législative ainsi que son plus proche poursuivant en pourcentage des voix exprimées. Les données concernant les effectifs de population et d’employés de mairie n’incluent pas Paris, Lyon et Marseille. Notre définition d’un mandat local exclut les conseillers municipaux qui ne sont pas maires. Un président de conseil général est automatiquement conseiller général, de même qu’un président de conseil régional est aussi conseiller régional. Sources : *Le Monde*, Recensements de la population, Enquête COLTER-INSEE.

TABLE 3.3 – Les mandats détenus par les principaux candidats aux élections législatives (par type de candidat)

	<i>Destin électoral</i>		<i>Statut du candidat</i>		<i>Couleur politique</i>	
	Elu	Battu	Sortant	Non-Sortant	Gauche	Droite
<i>Maire</i>	48.9% (0.9%)	31.4% (0.9%)	49.7% (1.0%)	32.9% (0.8%)	37.7% (1.0%)	42.2% (0.9%)
<i>Plus de 3500 habitants</i>	37.7% (0.9%)	22.2% (0.8%)	38.6% (1.0%)	23.3% (0.8%)	29.5% (0.9%)	30.3% (0.8%)
<i>Plus de 9000 habitants</i>	28.8% (0.9%)	14.8% (0.7%)	29.8% (0.9%)	15.7% (0.6%)	21.7% (0.8%)	21.8% (0.8%)
<i>Plus de 30000 habitants</i>	13.6% (0.7%)	5.6% (0.4%)	14.8% (0.7%)	5.7% (0.4%)	9.6% (0.6%)	9.6% (0.5%)
<i>Paris-Lyon-Marseille</i>	0.9% (0.2%)	0.3% (0.1%)	0.8% (0.2%)	0.3% (0.1%)	0.5% (0.1%)	0.6% (0.1%)
<i>Population moyenne de la commune</i>	26025 (1108)	17560 (956)	27602 (1211)	17108 (890)	24026 (1132)	21665 (1059)
<i>Effectif moyen de la mairie</i>	636 (31)	427 (28)	688 (35)	401 (24)	595 (31)	522 (30)
<i>Adjoint</i>	9.9% (0.6%)	8.2% (0.6%)	7.7% (0.6%)	10.1% (0.6%)	9.3% (0.6%)	8.8% (0.6%)
<i>Adjoint d'une ville de plus de 30000 habitants</i>	6.5% (0.5%)	5.0% (0.5%)	4.9% (0.5%)	6.3% (0.5%)	5.7% (0.5%)	5.7% (0.5%)
<i>Conseiller général</i>	38.8% (0.9%)	26.6% (0.8%)	35.5% (1.0%)	30.6% (0.8%)	29.2% (0.9%)	35.7% (0.9%)
<i>Président de Conseil Général</i>	3.7% (0.4%)	0.5% (0.1%)	3.9% (0.4%)	0.8% (0.2%)	1.6% (0.2%)	2.5% (0.3%)
<i>Conseiller Régional</i>	19.7% (0.8%)	20.4% (0.8%)	13.9% (0.7%)	24.8% (0.8%)	19.4% (0.8%)	20.6% (0.7%)
<i>Président de Conseil Régional</i>	1.4% (0.2%)	0.3% (0.1%)	1.6% (0.3%)	0.3% (0.1%)	0.4% (0.1%)	1.3% (0.2%)
<i>Un mandat local détenu</i>	50.4% (0.9%)	37.4% (0.9%)	55.8% (1.0%)	34.8% (0.8%)	42.1% (1.0%)	45.4% (0.9%)
<i>Plus de 2 mandats locaux détenus</i>	27.3% (0.8%)	19.8% (0.8%)	21.2% (0.8%)	25.3% (0.8%)	21.2% (0.8%)	25.5% (0.8%)
<i>Nombre d'observations</i>	2775	2775	1714	3154	2579	2971

Note : Les pourcentages sont exprimés en rapport aux effectifs du sous-groupe de candidats défini dans chaque colonne : par exemple, 48.9% des candidats élus sont maires. Les principaux candidats sont définis comme étant le gagnant de l'élection législative ainsi que son plus proche poursuivant en pourcentage des voix exprimées. Les membres de partis formels appartiennent aux partis suivants : PCF, PS, UMP, RPR et FN. Ces moyennes sont calculées pour l'ensemble des élections législatives générales ayant eu lieu entre 1988 et 2007, sauf en ce qui concerne la fréquence des adjoints, pour lesquels l'année 2007 n'est pas incluse. Notre définition d'un mandat local exclut les conseillers municipaux qui ne sont pas maires. Un président de conseil général est automatiquement conseiller général, de même qu'un président de conseil régional est aussi conseiller régional. Les données concernant les effectifs de population et d'employés de mairie n'incluent pas Paris, Lyon et Marseille. Ecarts-types des moyennes entre parenthèses. Sources : *Le Monde*, Recensements de la population, Enquête COLTER-INSEE.

TABLE 3.4 – Fréquence du cumul des mandats sur le territoire français

	Député-Maire	Député-maire ou adjoint	Opposant-Maire	Opposant-Maire ou adjoint
Par taille de commune :				
<i>Villes de moins de 3500 habitants</i>	0.2%	0.2%	0.1%	0.2%
<i>Entre 3500 et 9000 habitants</i>	3.2%	3.7%	2.7%	3.2%
<i>Entre 9000 et 30000 habitants</i>	12.1%	13.8%	7.3%	9.5%
<i>Plus de 30000 habitants</i>	31.7%	41.7%	13.4%	22.6%
<i>Paris-Lyon-Marseille</i>	66.7%	83.3%	26.7%	75.0%
Part non pondérée des communes :				
<i>1988</i>	0.7%	0.8%	0.5%	0.6%
<i>1993</i>	0.8%	0.9%	0.5%	0.7%
<i>1997</i>	0.8%	0.9%	0.6%	0.7%
<i>2002</i>	0.7%	0.8%	0.4%	0.5%
<i>2007</i>	0.7%	-	0.4%	-
Part de la population :				
<i>1988</i>	17.6%	23.5%	4.6%	15.0%
<i>1993</i>	15.7%	19.3%	7.1%	13.9%
<i>1997</i>	21.4%	24.9%	11.3%	16.1%
<i>2002</i>	15.6%	20.5%	5.1%	14.8%
<i>2007</i>	14.6%	-	8.1%	-

Note : Ces chiffres ont été calculés pour la France métropolitaine. La fréquence par taille de communes indique le pourcentage de communes de la taille considérée dont le maire est député ou le principal opposant au député. La fréquence en part de la population indique le pourcentage des Français dont le maire est aussi le député ou le principal opposant au député. Les pourcentages incluant les adjoints ne sont pas calculés pour l'année 2007. Sources : *Le Monde*, Recensements de la population.

C'est justement ce que nous permet d'évaluer la table 3, qui présente la prévalence des mandats locaux en fonction du statut des candidats aux législatives. En comparant les colonnes 1 et 3 pour chaque type de mandat, il apparaît que les députés sortants sont aussi souvent maires que les députés élus; en revanche, la prévalence des mandats de conseiller général ou régional est inférieure dans la population des députés sortants. On retrouve donc le constat de Knapp (1991) que les députés ne se démettent pas significativement de leur mandat de maire.

Le cumul sur l'échiquier politique La table 3 présente un second élément notable : la pratique du cumul diffère peu selon la couleur politique : en moyenne, 63 % des candidats de gauche détiennent au moins un mandat local tandis que c'est le cas pour 70 % des candidats de droite. Ceci explique en partie la stabilité du cumul sur longue période malgré des cycles politiques très amples au niveau national.

L'incidence du cumul dans la population française Une autre manière de rendre compte de la prévalence du cumul en France est de calculer le nombre de communes et de Français dont le maire est aussi député ou a tenté de l'être. Nous présentons des statistiques de ce type dans la table 4. Nous avons intégré les adjoints au maire à ces calculs car nous disposons de données à leur sujet jusqu'en

2002. Comme on peut le voir, les députés-maires ainsi que les “opposants-maires” se concentrent principalement sur les villes les plus grandes : seules 0,7 % des communes françaises ont pour maire un député mais 32 % des villes de plus de 30 000 habitants (à l’exception de Paris, Lyon et Marseille) sont dans ce cas. Ceci a pour résultat qu’une part très significative de la population a pour maire un député : c’était ainsi le cas de 15 % des Français en 2007. Cette part est tout de même bien moins importante que la part de la population dont le député est maire, puisqu’en 2007 c’étaient 45 % des députés qui étaient maires d’une commune, ce qui équivaut à une part similaire de la population représentée compte tenu du fait que les circonscriptions sont de taille à peu près égale. Cet écart reflète le fait que les mairies des députés ne constituent qu’une partie de leur circonscription. Ce décalage de représentation à l’intérieur des circonscriptions nous permet d’établir une première inégalité engendrée par le cumul des mandats. Il se pourrait toutefois que les membres de petites communes valorisent le cumul de leur député avec la mairie du chef-lieu de la circonscription compte tenu d’externalités d’agglomération qui peuvent atténuer cette inégalité de représentation.

En revanche, cette dernière hypothèse est moins crédible en ce qui concerne l’inégalité du nombre de cumuls selon les circonscriptions. Une première manière de représenter cette inégalité est de considérer la part de la population dont le maire a cherché à devenir député sans y parvenir. En effet, les évolutions du cycle politique peuvent engendrer un décalage entre l’identité politique d’un député et celle des maires des principales villes d’une circonscription. Autrement dit, le cumul est fondamentalement aléatoire puisqu’il dépend du résultat de deux élections se tenant à des moments différents et se jouant souvent à peu de choses. La table 4 nous indique ainsi qu’en 2007, 8 % de la population française a pour maire le principal opposant du député, ce qui représente plus de la moitié de la population représentée par un maire-député.

La géographie du cumul Il est moins souvent noté que la géographie des circonscriptions engendre elle aussi une très forte hétérogénéité dans la prévalence du cumul. A ce propos, la table 5 présente les variations de la probabilité qu’un des deux principaux candidats dispose d’un mandat local en fonction des caractéristiques géographiques de la circonscription. En passant du premier au dernier quartile de densité de population, la probabilité qu’un député ou son opposant soit maire passe de 75 % à 48 %. Ceci ne reflète toutefois que l’importance du nombre de mandats de maire disponibles dans une circonscription : plus elle est dense, et plus le nombre de communes est faible. Inversement, la probabilité qu’un candidat soit maire d’une grande ville est croissante avec la densité de population d’une circonscription : en passant du premier au dernier quartile de densité, la probabilité qu’un candidat sérieux soit

TABLE 3.5 – Impact de la géographie des circonscriptions sur la probabilité de cumul des mandats

Probabilité d'un député ou opposant :	Maire			Conseiller général ou régional	Avec plus de 2 mandats locaux
Caractéristiques de la circonscription :	Toute commune	Plus de 9000 habitants	Plus de 30000 habitants		
<i>Densité de population</i>					
1 ^{er} quartile	74.7% (1.7%)	29.6% (1.7%)	5.8% (0.9%)	81.7% (1.5%)	55.7% (1.9%)
2 ^{ème} quartile	67.3% (1.8%)	34.1% (1.8%)	12.4% (1.2%)	76.1% (1.6%)	48.8% (1.9%)
3 ^{ème} quartile	66.6% (1.8%)	49.2% (1.9%)	23.9% (1.6%)	68.1% (1.8%)	42.7% (1.9%)
4 ^{ème} quartile	47.8% (1.9%)	46.1% (1.9%)	32.3% (1.8%)	62.6% (1.8%)	33.2% (1.8%)
<i>Distance de Paris</i>					
1 ^{er} quartile	60.3% (1.9%)	49.9% (1.9%)	26.9% (1.7%)	63.5% (1.8%)	39.3% (1.9%)
2 ^{ème} quartile	63.9% (1.8%)	38.7% (1.9%)	15.9% (1.4%)	78.1% (1.6%)	48.7% (1.9%)
3 ^{ème} quartile	67.5% (1.8%)	34.5% (1.8%)	14.5% (1.3%)	71.5% (1.7%)	43.1% (1.9%)
4 ^{ème} quartile	64.7% (1.8%)	36.1% (1.8%)	17.1% (1.4%)	75.4% (1.6%)	49.4% (1.9%)

Note : Le tableau se lit de la manière suivante : une circonscription figurant parmi les 25 % les moins denses en population a 74.7% de chances d'avoir l'un au moins des deux candidats principaux titulaire d'un mandat de maire. La distance à Paris est une distance à vol d'oiseau à partir de la commune la plus grande de la circonscription. Ces moyennes calculées sur l'ensemble des 555 circonscriptions de métropole pour les chacune des 5 vagues d'élections entre 1988 et 2007. Ecarts-type des moyennes entre parenthèses. Sources : Recensements de la population, IGN.

maire d'une ville de plus de 30 000 habitants passe de 6 % à 32 %. Là encore, la géographie détermine le nombre des "grands" mandats disponibles à un député ou à son opposant. Si c'est surtout la taille des mandats qui a un impact négatif sur l'activité à l'Assemblée, cela suggérerait donc que le cumul des mandats favorise le pouvoir à l'Assemblée des députés représentant des circonscriptions rurales. Par ailleurs, la table 5 montre aussi que le cumul avec deux mandats locaux est principalement rural : le plus souvent, ces cumuls concernent une petite mairie et un mandat de conseiller général.

Pour défendre le cumul, on cite également souvent le fait qu'il permet de réduire la distance entre une région et les centres de décision nationaux. On devrait alors observer que le cumul est plus fréquent dans les régions les plus éloignées de Paris. Ce n'est pas ce que semble indiquer la table 5 : la distance à vol d'oiseau qui sépare le chef-lieu d'une circonscription de Paris n'a pas d'impact significatif sur la fréquence du mandat de maire. Au contraire, on peut déceler une plus forte fréquence des "grands" mandats de maire dans les régions proches de Paris : ceci reflète le fait qu'il existe de très nombreuses grandes villes autour de Paris. C'est donc principalement en affectant la structure des mandats disponibles que la géographie détermine lesquels des députés cumuleront ou non avec un mandat local.

TABLE 3.6 – Candidatures aux élections municipales intermédiaires dans des villes significatives (par année d’élection municipale)

	1989		1995		2001		2008	
	Député	Opposant	Député	Opposant	Député	Opposant	Député	Opposant
<i>Présence aux municipales</i>	43.8% (2.1%)	33.5% (2.0%)	48.3% (2.1%)	39.6% (2.1%)	42.2% (2.1%)	32.6% (2.0%)	41.3% (2.1%)	26.8% (1.9%)
<i>Victoire aux municipales</i>	31.7% (2.0%)	13.0% (1.4%)	30.8% (2.0%)	19.1% (1.7%)	30.5% (2.0%)	15.9% (1.6%)	30.8% (2.0%)	11.2% (1.3%)
<i>Nombre d’habitants :</i>								
<i>Moyenne</i>	47363 (3276)	40308 (3449)	47616 (3263)	42643 (3417)	50812 (3954)	44542 (4551)	43923 (3560)	47575 (5087)
<i>Médiane</i>	32948	26607	31985	26671	29812	23533	27211	29660
<i>Effectifs de la mairie visée :</i>								
<i>Moyenne</i>	1045 (85)	855 (81)	1092 (83)	943 (79)	1177 (97)	1024 (112)	1306 (115)	1403 (158)
<i>Médiane</i>	605	532	700	580	677	543	716	824
<i>La commune est incluse dans la circonscription</i>	98.4% (0.8%)	96.2% (1.4%)	98.1% (0.8%)	96.8% (1.2%)	94.9% (1.4%)	92.8% (1.9%)	97.8% (1.0%)	97.3% (1.3%)
<i>Part de la commune dans la circonscription (en nombre d’habitants)</i>	42.3% (2.0%)	38.9% (2.3%)	39.6% (1.8%)	38.0% (2.0%)	40.7% (2.0%)	37.8% (2.4%)	36.8% (1.9%)	40.7% (2.6%)

Note : La présence et la victoire aux municipales s’entendent ici uniquement pour les villes de plus de 9000 habitants. Les fréquences de présence et de victoire aux municipales sont calculés sur l’ensemble des 555 députés et des 555 opposants pour chacune des quatre vagues d’élections municipales. Ecarts-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l’Intérieur, Recensements de la population et enquête COLTER.

Les mandats de maire recherchés en cours de législature Hormis durant la douzième législature, des élections municipales ont toujours eu lieu entre deux vagues d’élections législatives depuis 1988. Dans la table 6, nous présentons l’évolution des candidatures en tête de liste lors de ces élections locales, selon que l’homme politique est député ou opposant. Nous ne considérons ici que les communes significatives, c’est-à-dire celles qui ont plus de 9 000 habitants.

L’évolution du cumul à mi-mandat Il ressort principalement que le nombre des députés qui se présentent à une élection municipale importante durant leur mandat est resté stable à un niveau de plus de 40 % depuis 1989 avec toutefois un pic en 1995 : il s’agit là des nombreux députés de droite élus dans la vague de 1993, si favorable à cette couleur politique que de nombreux députés avaient été élus dans des régions où l’implantation locale des partis de droite était faible ; la candidature à l’élection municipale suivante constituait alors une tentative de consolider une force politique précaire. On ne note pas non plus d’évolution majeure dans la taille des villes recherchées ni dans leur rapport avec la circonscription d’élection : une candidature aux municipales concerne dans plus de 95 % des cas une ville appartenant à la circonscription du député, avec un poids moyen dans la circonscription d’environ 40 %.

En revanche, la propension des opposants du député à se présenter aux élections municipales a sensiblement diminué sur la période : alors qu'en 1995, 40 % des candidats battus en 1993 s'étaient présentés aux municipales suivantes, ce n'était le cas que pour 27 % des battus de l'élection législative de 2007. L'élection municipale semble donc de moins en moins constituer un moyen de "survie" politique.

Les déterminants du cumul à mi-mandat La principale explication d'une candidature aux municipales suivant une législative est bien sûr le fait même d'être déjà maire au moment des législatives comme le montre la table 7. En effet, qu'ils aient gagné ou perdu les élections législatives, les maires sortants se représentent dans 88 % des cas contre seulement environ un quart des hommes politiques qui n'étaient pas maires d'une ville significative au moment de l'élection législative. Il ne semble pas en revanche que les députés qui entrent à l'Assemblée pour la première fois se présentent plus souvent aux municipales afin de consolider leur réputation auprès des électeurs. L'appartenance à la majorité parlementaire semble avoir plus d'incidence : la probabilité d'une candidature aux municipales est 20 % plus importante chez les députés majoritaires. Une explication simple est que le député majoritaire fait face à un risque de défaite électorale marginalement plus important lors des législatives suivantes, à cause des cycles politiques très rapides qu'a connus la France entre 1988 et 2007.

En comparaison avec la table 2 qui détaille les mandats détenus en début de législature, les chiffres des tableaux 6 et 7 montrent aussi que la prévalence du cumul des mandats sur l'ensemble d'une législature est stationnaire : environ 30 % des députés entrent à l'Assemblée avec un mandat de maire d'une ville de plus de 9 000 habitants mais ce sont aussi 30 % des députés qui gagnent un mandat de maire d'une ville de plus de 9 000 habitants au milieu d'une législature. Ceci constitue par ailleurs une nouvelle preuve que les députés ne démissionnent que rarement de leur mandat de maire après avoir été élus députés.

3.5.2.2 L'effet des mandats obtenus sur le destin électoral des hommes politiques

Nous nous attachons maintenant à présenter quelques éléments descriptifs de l'impact des mandats détenus sur la performance électorale. Comme nous le verrons, il en ressort avant tout que la prime électorale la plus importante est de loin la prime au sortant, à la fois aux élections législatives et aux élections municipales. La taille et les raisons de cette prime électorale font l'objet d'une littérature empirique très fournie, essentiellement américaine (voir notamment Gelman et King (1990), Levitt

TABLE 3.7 – Candidatures aux élections municipales intermédiaires dans des villes significatives (par statut d'homme politique)

	Député						Opposant	
	Non-Maire sortant	Maire sortant	Nouveau député	Ancien député	Majorité	Opposition	Non-Maire sortant	Maire sortant
<i>Présence aux municipales</i>	25.3% (1.1%)	88.0% (1.3%)	44.3% (1.7%)	43.6% (1.3%)	47.2% (1.3%)	37.9% (1.7%)	22.9% (1.0%)	88.0% (1.7%)
<i>Victoire aux municipales</i>	11.7% (0.8%)	76.7% (1.6%)	27.3% (1.5%)	33.2% (1.3%)	31.6% (1.2%)	29.9% (1.6%)	4.3% (0.5%)	70.8% (2.4%)
<i>Nombre d'habitants</i>								
<i>Moyenne</i>	54166 (2914)	43501 (2179)	43050 (2355)	50401 (2462)	44685 (1933)	53875 (3694)	52687 (3238)	32401 (1981)
<i>Médiane</i>	35227	27432	26994	32736	34852	28141	29932	21905
<i>Effectifs de la mairie visée</i>								
<i>Moyenne</i>	1322 (79)	1052 (59)	1004 (59)	1251 (68)	1068 (51)	1348 (105)	1232 (81)	791 (61)
<i>Médiane</i>	815	589	616	726	792	624	712	496
<i>La commune est incluse dans la circonscription</i>	96.7% (0.9%)	97.8% (0.6%)	97.3% (0.8%)	97.3% (0.7%)	97.8% (0.6%)	96.4% (1.1%)	93.2% (1.2%)	99.3% (0.5%)
<i>Part de la commune dans la circonscription (en nombre d'habitants)</i>	48.9% (1.7%)	33.8% (1.1%)	36.0% (1.4%)	42.3% (1.3%)	37.4% (1.1%)	45.4% (1.9%)	46.5% (1.7%)	28.6% (1.3%)

Note : La présence et la victoire aux municipales s'entendent ici uniquement pour les villes de plus de 9000 habitants et/ou les chefs-lieux de circonscription. Est considéré comme maire sortant celui qui était maire d'une ville de plus de 9000 habitants et/ou d'un chef-lieu de circonscription au moment des élections législatives précédant les élections municipales. Un député est dit nouveau s'il n'était pas député lors de la législature précédant celle des élections municipales. Un député est dit de la majorité lorsqu'il appartient au bloc majoritaire à l'Assemblée Nationale. Les chiffres des effectifs de mairie et de population ne comprennent ni Paris, ni Lyon, ni Marseille. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l'Intérieur, Recensements de la population et enquête COLTER.

et Wolfram (1997), et Lee (2008)).

L'importance apparente de la prime aux mandats locaux lors des législatives Pour la France, les chiffres que nous présentons dans la table 8 confirment que c'est la prime au sortant qui détermine le plus le résultat de l'élection législative : un candidat sortant a deux fois plus de chances de l'emporter qu'un candidat non-sortant aux législatives. En comparaison, l'impact d'un mandat local est surtout significatif pour ceux qui ne sont pas députés au moment des législatives : le fait de disposer d'un seul mandat local n'augmente que de 5 points la probabilité de réélection des députés sortants, alors que cela double la probabilité de victoire de ceux qui ne sont pas déjà députés.

Il est crucial de distinguer l'impact électoral des différents mandats. En particulier, la popularité d'un mandat local est une fonction croissante de sa taille. Ainsi, les sortants maires de villes petites et moyennes ou conseillers locaux ne sont pas significativement avantagés par rapport à ceux qui n'ont aucun mandat. Pour cette même raison, les députés qui cumulent plus de deux mandats locaux ne sont pas mieux réélus : il s'agit en général justement de "petits" mandats ruraux.

En revanche, lorsque la ville gérée a plus de 30 000 habitants, il existe bien une prime électorale au mandat de maire, y compris chez les députés sortants : gérer une telle ville en même temps qu'exercer un mandat de député augmente la probabilité de réélection d'environ 7 points par rapport à ceux qui ne sont que députés, et plus encore lorsqu'il s'agit de Paris, Lyon ou Marseille. Par ailleurs, un mandat de président du conseil général ou régional augmente cette probabilité d'environ 17 points. Une lecture naïve des résultats impliquerait donc que les électeurs dévalorisent les "petits" cumuls et encouragent les "gros" cumuls, ce qui ne va pas du tout dans le sens des lois votées pour les limiter.

La lecture des résultats électoraux du premier tour donne lieu à des interprétations légèrement différentes : la taille de la ville ne semble plus avoir d'impact. Ceci est lié au fait que le premier tour n'a pas le même sens suivant les circonscriptions : le nombre de candidats "sérieux" augmente sans doute avec la densité de population, qui est elle-même corrélée avec la probabilité qu'un candidat soit maire d'une grande ville ; mécaniquement les scores des maires de grandes villes au premier tour sont donc diminués.

L'importance apparente d'un mandat de député pour les municipales Nous n'avons pas collecté d'informations systématiques sur les candidats aux élections municipales. Nous ne connaissons que les résultats aux municipales des villes de notre échantillon dans la sous-population des têtes de liste qui s'étaient auparavant présen-

TABLE 3.8 – L’impact des mandats détenus au moment des législatives sur la performance électorale

	<i>Député sortant</i>		<i>Candidat non-sortant</i>	
	Vainqueur	Résultat 1 ^{er} tour	Vainqueur	Résultat 1 ^{er} tour
<i>Tous types de candidats</i>	71.5% (0.9%)	39.2 (0.2)	33.6% (0.8%)	28.5 (0.1)
<i>Sans aucun mandat local</i>	69.4% (2%)	37.1 (0.4)	18.9% (1.1%)	25.5 (0.2)
<i>Un mandat local</i>	74.2% (1.2%)	39.8 (0.3)	37.0% (1.5%)	29.1 (0.2)
<i>Plus de deux mandats locaux</i>	66.9% (2.1%)	39.9 (0.5)	52.3% (1.8%)	32.2 (0.3)
<i>Maire d’une ville de moins de 3500 habitants</i>	66.2% (2.9%)	40.2 (0.6)	45.2% (2.9%)	30.5 (0.5)
<i>Entre 3500 et 9000 habitants</i>	68.7% (3.2%)	39.4 (0.7)	42.6% (3.2%)	30.7 (0.5)
<i>Entre 9000 et 30000 habitants</i>	71.0% (2.4%)	38.9 (0.5)	52.4% (2.8%)	31.2 (0.5)
<i>Plus de 30000 habitants</i>	76.7% (2.3%)	39.8 (0.5)	57.4% (3.8%)	32.9 (0.6)
<i>Paris-Lyon-Marseille</i>	95.0% (5.0%)	43.0 (2.5)	50.0% (16.7%)	32.3 (2.1)
<i>Conseiller général ou régional</i>	70.4% (1.4%)	40.0 (0.3)	43.7% (1.3%)	30.6 (0.2)
<i>Président d’exécutif local</i>	86.8% (3.0%)	44.7 (0.9)	85.7% (6.0%)	37.3 (1.3)

Note : Les résultats se lisent de la manière suivante : Les députés sortants qui ne sont pas maires ont 71.5% de chances d’être réélus lorsqu’ils se représentent aux législatives. Les résultat au 1^{er} tour et marge de victoire au 2^e tour des législatives sont exprimés en points de pourcentage des votes exprimés. Ces moyennes sont calculées pour les deux principaux candidats à l’ensemble des élections législatives générales tenues en France métropolitaine entre 1988 et 2007. Ecarts-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l’Intérieur, *Le Monde*.

TABLE 3.9 – L’impact du mandat de député au moment des municipales sur la performance électorale

	<i>Maire sortant</i>		<i>Candidat non-sortant</i>	
	Vainqueur	Résultat 1 ^{er} tour	Vainqueur	Résultat 1 ^{er} tour
<i>Tous types de candidats</i>	84.9% (1.2%)	51.8 (0.4)	31.9% (1.6%)	33.0 (0.5)
<i>Député</i>	87.2% (1.3%)	53.1 (0.5)	46.1% (2.5%)	38.1 (0.6)
<i>Perdant de l’élection législative précédente</i>	80.5% (2.3%)	49.4 (0.6)	18.9% (1.9%)	28.2 (0.6)
<i>Observations</i>		886		824

Note : Les résultats se lisent de la manière suivante : Les maires sortants qui sont députés ont 87.2 % de chances d’être réélus lorsqu’ils se représentent aux municipales. Les listes retenues sont celles où la tête de liste était l’un des deux candidats principaux lors des élections législatives précédentes. Les villes considérées sont celles de plus de 9000 habitants ainsi que les chef-lieux de circonscription. Ecarts-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l’Intérieur.

tées aux législatives. Nous présentons dans la table 9 les résultats aux municipales en fonction de la possession d’un mandat de député ainsi qu’en fonction du statut de maire sortant ou non des candidats. .

Là encore, la variable principale qui détermine le succès aux municipales est le statut de maire sortant : ces derniers ont une probabilité de victoire supérieure de plus de 50 points à celle des candidats non-sortants. C’est là un résultat robuste : l’étude de Chevalier (2007) a estimé précisément cette prime sur l’ensemble des candidats aux élections municipales et donne des résultats similaires. Pour ce qui nous concerne, la prime à la députation semble significative à la fois pour les maires sortants et pour les non-sortants : un maire sortant député accroît sa probabilité de victoire d’environ 7 points tandis que parmi les non-sortants un député a une probabilité de victoire supérieure d’environ 28 points. Cependant, comme nous allons le voir ensuite, cette méthode d’estimation naïve surestime fortement la prime au cumul.

L’impact réel des mandats sur le destin électoral : le cas des élections serrées

La prime au mandat de député pour la réélection aux législatives Pour introduire la méthode dediscontinuité dans la régression, nous allons d’abord répliquer pour les députés sortants l’analyse descriptive réalisée par Lee (2008) dans le cas des représentants américains. Ceci est en effet particulièrement adapté car les élections législatives serrées sont très nombreuses en France, comme le montre la table 10 : sur l’ensemble des 2 220 élections législatives qui se sont tenues en France métropolitaine

entre 1988 et 2002, 67 % se sont jouées à moins de 20 points d'écart au second tour entre les deux premiers candidats¹¹⁸, 43 % se sont jouées à moins de 10 points d'écart¹¹⁹ et 24 % se sont jouées à moins de 5 points d'écart¹²⁰. Par ailleurs, la prime au député sortant pour les législatives constitue une référence intéressante pour interpréter nos estimations ultérieures de la prime au cumul.

Les tableaux 10 et 11 comparent certaines variables de destin électoral lors des législatives suivantes (notées $t + 1$) suivant le résultat aux législatives initiales (notées t). Il y apparaît que la différence de probabilité de devenir député en $t + 1$ est supérieure de 45 points pour le député vainqueur en t par rapport à son challenger en t si l'on considère l'ensemble des élections tenues en t . Toutefois, cet écart se réduit sensiblement lorsque l'on compare des individus ayant gagné ou perdu en t avec une marge plus étroite. Ainsi, la différence de probabilité d'être député en $t + 1$ selon que l'on a gagné ou non en t se réduit à 25 points si l'on considère uniquement les élections qui se sont jouées avec une marge inférieure à 5 points en valeur absolue. Autrement dit, les estimations naïves de la prime au sortant aux législatives la surestiment d'au moins 25 points. Les analyses des sections suivantes permettront d'affiner cette estimation. Mais on peut déjà en déduire que les estimations de primes électorales à détenir un mandat sont très biaisées lorsqu'on ne contrôle pas pour la popularité initiale des candidats.

La table 10 nous enseigne également que l'impact positif du mandat de député sur l'élection lors de la vague suivante provient en grande partie d'une propension beaucoup plus forte à être de nouveau candidat : les députés élus ont deux fois plus de chances de se représenter que leur adversaire politique initial. De manière surprenante, cette différence dans les probabilités de candidature ne change pas lorsque l'on s'intéresse aux élections plus serrées. Autrement dit, une nouvelle candidature semble dépendre assez peu de considérations liées à la qualité électorale des candidats. Cela est tout à fait explicable pour les députés élus : l'effet d'être titulaire d'un tel poste sur la possibilité et/ou la volonté de candidater de nouveau est tellement fort que la probabilité de se représenter est très proche de 1 ; dans cette zone de probabilité, il devient très difficile pour un député très populaire de bénéficier d'un avantage supplémentaire de candidature sur les députés "mal" élus. En revanche, concernant les *challengers*, l'absence d'impact de leur performance électorale sur la probabilité d'une nouvelle candidature peut laisser perplexe : dans le cas américain, Lee (2008) trouvait bien que les candidats battus avaient plus de chances de se représenter lorsqu'ils avaient réalisé une bonne performance. Cette spécificité française

118. Soit des résultats compris entre 40 % et 60 % des votes exprimés en cas de duel.

119. Soit des résultats compris entre 45 % et 55 % des votes exprimés en cas de duel.

120. Soit des résultats compris entre 47,5 % et 52,5 % des votes exprimés en cas de duel.

TABLE 3.10 – L'impact d'un mandat de député sur l'accès à un nouveau mandat de député

<i>Marge m de victoire aux élections législatives en t :</i> (en % des suffrages exprimés)	Victoire dans une législative en t+1					Candidature dans une législative en t+1						
	Sous-Echantillons					Sous-Echantillons						
	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$
<i>Pendant des élections législatives en t</i>	12.3% (0.7%)	16.6% (1.0%)	19.1% (1.3%)	21.9% (1.8%)	41.9% (1.0%)	44.0% (1.3%)	45.3% (1.6%)	46.6% (2.2%)	41.9% (1.0%)	44.0% (1.3%)	45.3% (1.6%)	46.6% (2.2%)
<i>Gagnant des législatives en t</i>	57.0% (1.1%)	51.3% (1.3%)	48.5% (1.6%)	47.1% (2.2%)	84.0% (0.8%)	84.2% (0.9%)	85.2% (1.2%)	84.9% (1.6%)	84.0% (0.8%)	84.2% (0.9%)	85.2% (1.2%)	84.9% (1.6%)
<i>Nombre d'observations</i>	4440	2980	1902	1048	4440	2980	1902	1048	4440	2980	1902	1048

Note : Les chiffres se lisent de la manière suivante : les candidats perdant une élection législative par moins de 20 points d'écart avec le gagnant ont 18.3% de chances de gagner à l'élection législative suivante. Une marge de victoire ou de défaite est considérée comme infinie lorsque le candidat a gagné ou perdu dès le premier tour. Les probabilités exprimées sont inconditionnelles à une candidature à l'élection législative suivante. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l'Intérieur.

provient pour partie de la possibilité de triangulaires : deux opposants de qualité similaire peuvent finalement avoir un destin électoral très différent au second tour suivant ou non qu'un candidat ayant la même couleur politique a réussi à franchir le seuil permettant de se représenter au second tour. Par ailleurs, dans quelques cas, la présence du Front National au second tour a déclenché le retrait dit "républicain" d'un des candidats éligibles au second tour : les candidats du FN deviennent alors dans notre échantillon le principal opposant, mais une défaite apparemment importante au second tour pouvait être considérée par ce parti comme un succès et susciter l'offre d'une nouvelle investiture au candidat. Ces deux cas ne représentent néanmoins qu'environ 8 % des élections en France entre 1988 et 2002, ce qui ne permet pas d'expliquer complètement l'insensibilité des nouvelles candidatures d'opposants à leur performance initiale. Une dernière possibilité serait que les opposants avec de faibles résultats soient situés dans des zones où leur parti juge qu'il n'a aucune chance de remporter un jour l'élection : dans ces conditions, les partis n'ont pas forcément intérêt à investir dans la préparation d'un nouveau candidat.

La table 11 reproduit l'analyse précédente en présentant les probabilités de victoire aux législatives en $t+1$ conditionnelles à une nouvelle candidature ainsi que le résultat au premier tour en $t+1$. La prime au député sortant est toujours significative pour les candidats issus d'élections précédentes serrées, mais elle est beaucoup plus faible : conditionnellement à une nouvelle candidature et lorsque l'on considère uniquement les hommes politiques ayant précédemment vécu une élection législative serrée, un mandat de député augmente la probabilité d'être de nouveau député d'environ 8 points. De même l'impact sur le résultat au premier tour reste important : l'écart est de 5 points de pourcentage des votes exprimés.

La prime au député en place lors des municipales Le mandat de député semble donc donner un avantage très significatif pour devenir à nouveau député. Qu'en est-il pour le mandat de maire lorsque l'on se concentre sur les députés issus d'élections serrées ? C'est précisément ce que nous regardons dans les tableaux 12 et 13, pour les mandats de maire correspondant aux communes de notre échantillon. Nous avons un échantillon d'élections légèrement différent de celui de l'analyse précédente car nous omettons les candidats aux municipales issus des élections législatives de 2002 et incluons les candidats issus des élections législatives de 2007. Nous avons opéré ce changement car il n'y a pas eu d'élections municipales intermédiaires entre 2002 et 2007, mais qu'en revanche il y en a déjà eu après les élections législatives de 2007. Cela ne modifie toutefois pas fondamentalement le nombre d'élections législatives serrées par rapport à l'analyse précédente : dans cet échantillon, 22 % des élections législatives se jouent à moins de 5 points d'écart.

TABLE 3.11 – L'impact d'un mandat de député sur la performance électorale aux législatives

	Victoire dans une législative en t+1					Score au 1er tour de l'élection législative en t+1						
	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$
<i>Marge m de victoire aux élections législatives en t : (en % des suffrages exprimés)</i>												
<i>Pendant des élections législatives en t</i>	29.2% (1.5%)	37.8% (1.9%)	42.2% (2.4%)	47.1% (3.2%)	25.3 (0.3)	27.6 (0.4)	28.7 (0.5)	29.9 (0.6)				
<i>Gagnant des législatives en t</i>	67.9% (1.1%)	61.0% (1.4%)	56.9% (1.7%)	55.5% (2.4%)	37.1 (0.3)	35.6 (0.3)	35.1 (0.3)	34.9 (0.5)				
<i>Nombre d'observations</i>	2795	1910	1241	689	2795	1910	1241	689				

Note : Les chiffres se lisent de la manière suivante : les candidats perdant une élection législative par moins de 20 points d'écart avec le gagnant ont 23.2% de chances de gagner à l'élection législative suivante lorsqu'ils s'y présentent. La marge de victoire aux législatives est définie lorsqu'il y a un second tour ou lorsque le premier tour ne comporte que deux candidats. Dans les autres cas, la marge de victoire ou de défaite est considérée comme infinie. Les probabilités exprimées sont conditionnelles à une candidature aux élections législatives. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l'Intérieur.

On trouve comme principal résultat les primes des députés sont surestimées lorsque l'on regarde l'ensemble des hommes politiques qui peuvent se présenter aux élections municipales : l'écart de probabilité d'accès au mandat de maire lié à la détention d'un mandat de député passe de 16 points lorsque l'on regarde l'ensemble des candidats à -0.4 points lorsque l'on regarde uniquement les candidats issus d'élections législatives très serrées. Autrement dit, le mandat de député ne semble pas en soi constituer un sésame pour accéder au mandat de maire. Encore une fois, ce qui brouille l'analyse naïve est que les députés ont plus de chances d'être populaires que ceux qui ne le sont pas puisqu'ils ont déjà été adoubés par les électeurs dans le passé. De manière toute aussi intéressante, la table 12 indique que la prime au député pour les candidatures aux municipales est elle aussi biaisée lorsque l'on fait une analyse naïve : les députés issus d'élections très serrées ont une probabilité de candidater aux municipales qui n'est supérieure que de 4 points à celle de leur *challenger*, contre 10 points lorsque l'on regarde l'ensemble des députés. Enfin la table 13 confirme ces premiers résultats : face à des candidats issus d'élections législatives serrées, les électeurs n'encouragent pas beaucoup plus les députés que leurs opposants.

La prime au maire en place lors des législatives Pour conclure cette description des primes, nous étudions le devenir électoral des candidats qui se présentent aux élections municipales en fonction du caractère serré ou non de ces élections. Les conclusions que l'on peut tirer d'une telle analyse sont toutefois moins fines, le nombre d'observations étant significativement réduit pour les trois raisons suivantes :

- Il n'y a eu en France entre 1988 et 2007 que trois périodes durant lesquelles une élection législative a suivi une élection municipale : 1988-1989, 1993-1995 et 1997-2001.
- Les candidats des législatives se représentent moins souvent à des élections municipales qu'à de nouvelles élections législatives.
- La proportion d'élections municipales serrées pour les candidats de notre échantillon est faible : 44 % d'entre elles se sont jouées à moins de 20 points, 27 % à moins de 10 points et 15 % à moins de 5 points.

Le résultat est qu'alors que nous disposons d'environ 1 000 candidats issus d'élections législatives jouées par moins de 5 points pour étudier l'impact d'un mandat de député, nous n'avons dans notre échantillon qu'environ 200 hommes politiques pour qui les élections municipales se sont jouées à moins de 5 points.

Avec cette restriction à l'esprit, la table 14 indique tout de même encore une fois que la prime au mandat de maire pour les législatives est sévèrement surestimée lorsque l'on regarde l'ensemble des candidats aux municipales : l'impact d'un mandat de maire sur la probabilité de victoire aux législatives suivantes passe de plus de 31

TABLE 3.12 – L’impact d’un mandat de député sur l’accès au poste de maire

Marge m de victoire aux élections législatives en t : (en % des suffrages exprimés)	Victoire dans une municipale en $t+1$					Candidature dans une municipale en $t+1$						
	Sous-Echantillons					Sous-Echantillons						
	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$
Pendant des élections législatives en t	14.8% (0.8%)	18.3% (1.0%)	21.1% (1.3%)	22.4% (1.9%)	33.2% (1.0%)	33.7% (1.2%)	36.3% (1.6%)	36.1% (2.2%)	43.9% (1.1%)	44.0% (1.3%)	43.3% (1.6%)	39.8% (2.2%)
Gagnant des législatives en t	30.9% (1.0%)	29.1% (1.2%)	28.0% (1.5%)	22.0% (1.9%)	43.9% (1.1%)	44.0% (1.3%)	43.3% (1.6%)	39.8% (2.2%)	43.9% (1.1%)	44.0% (1.3%)	43.3% (1.6%)	39.8% (2.2%)
Nombre d’observations	4440	2936	1878	980	4440	2936	1878	980	4440	2936	1878	980

Note : Les chiffres se lisent de la manière suivante : les candidats perdant une élection législative par moins de 20 points d’écart avec le gagnant ont 18.3 % de chances de gagner une élection municipale dans une ville significative suivant les législatives. Une ville significative a plus de 9000 habitants ou est le chef-lieu d’une circonscription législative. La marge de victoire est définie lorsqu’il y a un second tour ou lorsque le premier tour ne comporte que deux candidats. Dans les autres cas, la marge de victoire est considérée comme infinie. Les probabilités exprimées sont inconditionnelles à une candidature dans une élection municipale. Ecarts-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l’Intérieur.

TABLE 3.13 – L'impact d'un mandat de député sur la performance électorale aux municipales

Marge m de victoire aux élections législatives en t : (en % des suffrages exprimés)	Victoire dans une municipale				Score au 1er tour de l'élection municipale			
	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$
Pendant des élections législatives en t	23.2% (1.6%)	28.9% (2.0%)	32.0% (2.5%)	31.6% (3.5%)	37.0 (0.6)	41.0 (0.6)	42.7 (0.7)	43.8 (1.0)
Gagnant des législatives en t	41.8% (1.6%)	35.9% (1.9%)	32.7% (2.3%)	33.8% (3.4%)	47.1 (0.5)	45.6 (0.5)	44.7 (0.7)	44.1 (1.0)
Nombre d'observations	1710	1140	748	372	1710	1140	748	372

Note : Les chiffres se lisent de la manière suivante : les candidats perdant une élection législative par moins de 20 points d'écart avec le gagnant ont 23.2% de chances de gagner une élection municipale lorsqu'ils s'y présentent. Une ville significative a plus de 9000 habitants ou est le chef-lieu d'une circonscription législative. La marge de victoire aux municipales ou aux législatives est définie lorsqu'il y a un second tour ou lorsque le premier tour ne comporte que deux candidats. Dans les autres cas, la marge de victoire est considérée comme infinie. Les probabilités exprimées sont conditionnelles à une candidature dans une élection municipale. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l'Intérieur.

TABLE 3.14 – L'impact d'un mandat de maire sur le devenir national des hommes politiques

<i>Marge m de victoire aux élections municipales en t :</i> (en % des suffrages exprimés)	Victoire dans une législative en t+1				Candidature dans une législative en t+1			
	Sous-Echantillons				Sous-Echantillons			
	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$
<i>Pendant des élections municipales en t</i>	19.5% (1.7%)	26.4% (2.9%)	26.8% (3.4%)	31.7% (4.6%)	62.9% (2.1%)	69.5% (3.0%)	70.2% (3.5%)	69.2% (4.5%)
<i>Gagnant des élections municipales en t</i>	51.0% (1.8%)	40.6% (2.6%)	35.6% (3.4%)	30.0% (4.6%)	82.0% (1.4%)	77.1% (2.3%)	75.8% (3.1%)	76.0% (4.3%)
<i>Nombre d'observations</i>	1332	584	362	204	1332	584	362	204

Note : Les chiffres se lisent de la manière suivante : les hommes politiques perdant une élection municipale significative par moins de 20 points d'écart ont 33.8% de chances de gagner une élection législative suivant les municipales. Une ville significative a plus de 9000 habitants ou est le chef-lieu d'une circonscription législative. La marge de victoire est définie lorsqu'il y a un second tour ou lorsque le premier tour ne comporte que deux candidats. Dans les autres cas, la marge de victoire est considérée comme infinie. Les probabilités exprimées sont inconditionnelles à une candidature à une élection législative. Ecarts-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l'Intérieur.

points lorsque l'on regarde l'ensemble des élections municipales à -1.7 points lorsque l'on regarde uniquement les élections municipales qui se sont jouées par moins de 5 points d'écart. La prime au mandat de maire pour les candidatures aux législatives suivantes passe quant à elle de 20 à 6 points lorsque l'on réduit l'échantillon aux élections municipales très serrées, sans qu'il soit possible de distinguer si dans ce cas la prime à la candidature est significativement différente de 0. Enfin, la table 15 montre que lorsque les candidats des municipales se présentent aux élections législatives suivantes, ni la probabilité de victoire ni le résultat au premier tour ne sont significativement différents entre maire et non-maire dans le sous-échantillon des élections municipales très serrées.

Interprétation Avant même d'entreprendre des analyses statistiques plus poussées, nous pouvons donc jeter un doute sur l'existence d'une prime électorale au cumul des mandats : les analyses naïves surestiment très largement cette prime car les individus qui ont déjà un mandat sont par définition des hommes politiques populaires. Par ailleurs, la prime au cumul ne semble pas économiquement significative lorsqu'on la compare avec la prime au sortant.

3.5.2.3 Les caractéristiques des députés

Éléments biographiques Le restant des statistiques descriptives porte uniquement sur les députés finalement élus. Dans les tableaux 16 et 17, nous présentons les éléments en notre possession concernant les caractéristiques biographiques des députés entrant à l'Assemblée lors de chaque élection générale. Les faits rassemblés ici ont déjà été commentés sur longue période par Loonis (2006) et sur la période récente par Costa et Kerrouche (2007). Les députés sont très majoritairement des hommes, à hauteur de 90 %, mais cette proportion baisse sur la période : en 2007, environ 18 % des députés étaient des femmes. Ils sont en moyenne âgés de 53 ans, et la moitié d'entre eux ont entre 46 et 59 ans. Comme le reste de la population, l'âge moyen des députés augmente aussi sur la période : il passe de 51 ans en 1988 à 55 ans en 2007. Par ailleurs, l'expérience moyenne des députés à l'Assemblée est élevée : seuls 30 % d'entre eux arrivent à l'Assemblée pour la première fois. Cette variable dépend toutefois grandement de la force du cycle politique : les nouveaux députés représentaient 40 % de la population en 1993, après la défaite très sévère de la gauche, et seulement 24 % et 22 % en 1988 et 2007, lorsque les forces politiques n'ont pas été bouleversées par les élections générales.

Les fonctionnaires sont surreprésentés : ils constituent en moyenne 42,4 % des députés. Cette proportion fluctue néanmoins de manière importante en fonction de

TABLE 3.15 – L’impact d’un mandat de maire sur la performance électorale des hommes politiques aux législatives

Marge m de victoire aux élections municipales en t : (en % des suffrages exprimés)	Victoire à la législative en $t+1$				Score au 1er tour de l’élection législative en $t+1$			
	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-\infty < m < \infty$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$
<i>Pendant des élections municipales en t</i>	30.9% (2.5%)	38.0% (3.8%)	38.1% (4.5%)	45.8% (5.9%)	26.1 (0.5)	28.3 (0.7)	28.2 (0.8)	29.2 (1.1)
<i>Gagnant des élections municipales en t</i>	62.2% (1.9%)	52.6% (3.1%)	46.9% (4.1%)	39.5% (5.6%)	34.3 (0.4)	32.2 (0.5)	31.6 (0.8)	30.3 (1.1)
<i>Nombre d’observations</i>	987	432	265	148	987	432	265	148

Note : Les chiffres se lisent de la manière suivante : les hommes politiques perdant une élection municipale par moins de 20 points d’écart ont 23.2% de chances de gagner une élection législative lorsqu’ils s’y représentent. Une ville significative a plus de 9000 habitants ou est le chef-lieu d’une circonscription législative. La marge de victoire aux municipales ou aux législatives est définie lorsqu’il y a un second tour ou lorsque le premier tour ne comporte que deux candidats. Dans les autres cas, la marge de victoire est considérée comme infinie. Les probabilités exprimées sont conditionnelles à une candidature à une nouvelle élection législative. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : Ministère de l’Intérieur.

TABLE 3.16 – Caractéristiques biographiques des députés élus en début de législature

	Moyenne		Moyenne
<i>Homme</i>	89.5% (0.6%)	<i>Age du député</i>	53.0 (0.2)
<i>Né dans la région d'élection</i>	60.5% (0.9%)	<i>Expérience de l'Assemblée</i>	8.3 (0.2)
<i>Ancien élève de grande école</i>	14.4% (0.7%)	<i>Nombre de législatures passées comme député</i>	1.9 (0.0)
<i>Profession d'origine :</i>			
<i>Ouvrier ou Employé</i>	4.1% (0.4%)	<i>Député dans la législature précédente</i>	61.8% (0.9%)
<i>Cadre privé</i>	18.8% (0.7%)	<i>Député de retour dans l'Assemblée</i>	8.5% (0.5%)
<i>Professions libérales</i>	18.9% (0.7%)	<i>Départ en cours de mandat</i>	11.1% (0.6%)
<i>Dirigeant</i>	14.5% (0.7%)	<i>Restent députés moins de 6 mois</i>	3.6% (0.4%)
<i>Enseignant</i>	22.3% (0.8%)		
<i>Cadre public</i>	9.1% (0.5%)		
<i>Haut fonctionnaire</i>	11.0% (0.6%)		
<i>Sans Profession déclarée</i>	1.3% (0.2%)		

Note : Moyennes calculées sur l'ensemble des députés élus au début de chaque législature entre 1988 et 2007 en France métropolitaine lors d'élections générales, soit 2775 observations. Les grandes écoles incluent l'ENA, l'Ecole Polytechnique, l'Ecole Normale Supérieure, Sciences-Po et HEC. Les professions sont celles déclarées par les députés lors de leur première entrée à l'Assemblée Nationale. L'expérience à l'Assemblée Nationale est la durée écoulée (en années) entre la première année comme député et l'année de la législature considérée. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : Service des Archives de l'Assemblée Nationale.

TABLE 3.17 – Evolution des caractéristiques des députés

	1988	1993	1997	2002	2007
<i>Homme</i>	94.2% (1.0%)	94.1% (1.0%)	89.0% (1.3%)	87.9% (1.4%)	82.2% (1.6%)
<i>Grande école</i>	16.6% (1.6%)	15.5% (1.5%)	15.9% (1.6%)	12.4% (1.4%)	11.5% (1.4%)
<i>Fonctionnaire</i>	49.0% (2.1%)	38.0% (2.1%)	46.8% (2.1%)	37.7% (2.1%)	40.7% (2.1%)
<i>Age du député</i>	51.0 (0.4)	52.2 (0.4)	52.8 (0.4)	53.8 (0.4)	55.2 (0.4)
<i>Député présent dans législature précédente</i>	66.8% (2.0%)	52.3% (2.1%)	53.0% (2.1%)	61.4% (2.1%)	75.3% (1.8%)
<i>Député de retour dans l'Assemblée</i>	9.4% (1.2%)	7.0% (1.1%)	14.2% (1.5%)	9.2% (1.2%)	2.9% (0.7%)
<i>Gauche</i>	53.0% (2.1%)	14.8% (1.5%)	55.7% (2.1%)	30.8% (2.0%)	38.7% (2.1%)
<i>Opposition</i>	47.0% (2.1%)	14.8% (1.5%)	44.3% (2.1%)	30.8% (2.0%)	38.7% (2.1%)
<i>Parti formel</i>	72.6% (1.9%)	55.1% (2.1%)	72.4% (1.9%)	92.3% (1.1%)	89.0% (1.3%)

Note : Moyennes calculées sur l'ensemble des députés élus au début de chaque législature entre 1988 et 2007 en France métropolitaine lors d'élections générales, soit 2775 observations. Les grandes écoles incluent l'ENA, l'Ecole Polytechnique, l'Ecole Normale Supérieure, Sciences-Po et HEC. Les professions sont celles déclarées par les députés lors de leur première entrée à l'Assemblée Nationale. Un député est considéré comme de retour dans l'Assemblée lorsqu'il n'en a pas fait partie dans la législature précédente mais dans une législature encore antérieure. Les membres de partis formels appartiennent au PCF, au PS, au RPR ou à l'UMP. Un député est considéré comme d'opposition lorsqu'il appartient à un groupe ayant voté sa confiance au gouvernement. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : Service des Archives de l'Assemblée Nationale.

l'importance du bloc de gauche à l'Assemblée. De manière plus générale, la profession des députés les place de manière disproportionnée parmi les catégories socioprofessionnelles supérieures, ce qui vient pour partie d'un niveau d'éducation plus élevé que la moyenne : les députés sont en particulier souvent anciens élèves de grandes écoles (pour 14,4 % d'entre eux)¹²¹. Enfin, la fonction de député semble en partie tributaire du lieu de naissance : 60 % des députés sont nés dans la région qui inclut leur circonscription.

Les caractéristiques politiques des députés La table 18 présente un certain nombre de caractéristiques institutionnelles des députés. Sur la période considérée, la majorité a été du côté de la droite à trois reprises et du côté de la gauche à deux reprises. Comme par ailleurs les majorités de droite ont toujours été plus nombreuses que les majorités de gauche, cela a pour conséquence que les députés de gauche représentent moins de 40 % de notre échantillon. Il est aussi intéressant de distinguer les députés en fonction de la force du groupe parlementaire : traditionnellement, les groupes du RPR (puis de l'UMP), du PC et du PS exercent une discipline importante sur les députés, ce qui n'est pas le cas des groupes du centre-droit et des députés non-inscrits¹²². Sur la période, la proportion de députés "disciplinés" par les groupes est d'environ 75 %. L'âge d'or de l'indiscipline est la législature de 1993-1997, durant laquelle des groupes parlementaires dits "apolitiques" se sont formés¹²³, mais depuis cette date, et avec la création de l'UMP, les députés appartenant à un groupe fort représentent environ 90 % de la population.

Du point de vue institutionnel, la distribution des appartenances aux commissions est stable car elle est décidée par le Règlement de l'Assemblée Nationale : les quatre "petites" commissions réunissent chacune environ un huitième des parlementaires tandis que les deux "grandes" commissions en réunissent chacune un quart. Enfin, le nombre de députés disposant de pouvoirs spéciaux à l'Assemblée se situe toujours entre 20 et 25 députés, en fonction du nombre de groupes parlementaires formés.

La distribution des qualités des députés selon les mandats locaux détenus

Les tableaux 19 et 20 décrivent la distribution des caractéristiques précitées en fonction des mandats détenus. Ces données permettent de constater que la population des députés détenteurs de mandats locaux n'est pas du tout tirée de manière aléatoire.

Tout d'abord, ces derniers sont plus souvent des hommes : 20 % des députés qui

121. Cette dernière variable sous-estime toutefois la véritable prévalence de ces diplômes, en particulier pour les années récentes, selon les membres du service des Archives de l'Assemblée Nationale.

122. Voir notamment Masplet (1982) et Belorgey (1991) pour une description précise des formes que peuvent prendre une telle discipline.

123. C'était en particulier le cas du groupe nommé "République et Liberté".

TABLE 3.18 – Caractéristiques politiques des députés

	Fréquence
<i>Gauche</i>	38.6% (0.9%)
<i>Opposition</i>	35.1% (0.9%)
<i>Parti formel</i>	76.3% (0.8%)
<i>Membre de la commission :</i>	
<i>Affaires culturelles et sociales</i>	24.1% (0.8%)
<i>Affaires Economiques et Environnement</i>	25.4% (0.8%)
<i>Affaires Etrangères</i>	12.9% (0.6%)
<i>Défense Nationale</i>	12.5% (0.6%)
<i>Finances</i>	13.0% (0.6%)
<i>Lois</i>	12.1% (0.6%)
<i>Poste de direction à l'Assemblée</i>	3.9% (0.4%)

Note : L'appartenance à la commission est définie comme celle attribuée en début de législature. Les partis formalisés sont le PCF, le PS, le RPR et l'UMP. Les postes de direction à l'Assemblée Nationale sont ceux de Président et Vice-Président de l'Assemblée, Questeur, Président de groupe parlementaire, Président de commission permanente, et Rapporteur Général du Budget. Ecarts-types des moyennes entre parenthèses. Source : Tables Nominatives du JO Débats Parlementaires.

TABLE 3.19 – Caractéristiques biographiques des députés selon les mandats détenus

	Sans mandat local	Maire de moins de 3500 habitants	Entre 3500 et 9000 habitants	Entre 9000 et 30000 habitants	Plus de 30000 habitants	Paris-Lyon Marseille	Conseiller local	Président d'exécutif local	Un mandat local	Plus de deux mandats locaux
<i>Homme</i>	80,2% (1,6%)	94,6% (1,3%)	97,6% (1,0%)	95,7% (1,0%)	94,4% (1,2%)	83,3% (7,8%)	91,2% (0,7%)	98,6% (1,0%)	90,3% (0,6%)	95,5% (1,0%)
<i>Originaire Région</i>	55,6% (2,0%)	67,0% (2,7%)	70,6% (2,9%)	63,8% (2,3%)	58,2% (2,6%)	58,3% (10,3%)	61,3% (1,3%)	62,7% (4,1%)	60,0% (1,3%)	65,5% (1,7%)
<i>Grande Ecole</i>	15,0% (1,4%)	8,0% (1,5%)	7,3% (1,7%)	12,1% (1,6%)	19,5% (2,1%)	29,2% (9,5%)	14,4% (0,9%)	31,7% (3,9%)	15,6% (1,0%)	11,6% (1,2%)
<i>Fonctionnaire</i>	47,9% (2,0%)	33,3% (2,7%)	29,4% (2,9%)	41,0% (2,4%)	46,3% (2,7%)	41,7% (10,3%)	42,1% (1,3%)	45,1% (4,2%)	41,2% (1,3%)	40,3% (1,8%)
<i>Age du député</i>	51,1 (0,4)	53,4 (0,5)	53,3 (0,5)	54,0 (0,4)	55,1 (0,5)	58,5 (1,6)	52,8 (0,2)	56,1 (0,8)	53,9 (0,2)	52,8 (0,3)
<i>Nombre de législatures passées comme député</i>	1,7 (0,1)	1,7 (0,1)	1,6 (0,1)	1,9 (0,1)	2,5 (0,1)	3,3 (0,5)	1,7 (0,0)	3,0 (0,2)	2,1 (0,1)	1,5 (0,1)

Note : Le tableau se lit de la manière suivante : 80,2 % des députés qui ne disposent pas d'un mandat local sont des hommes. Moyennes calculées sur l'ensemble des députés élus à chaque début de législature entre 1988 et 2007 en France métropolitaine lors d'élections générales, soit 2775 observations. Les grandes écoles incluent l'ENA, l'École Polytechnique, l'École Normale Supérieure, Sciences-Po et HEC. Les professions sont celles déclarées par les députés lors de leur première entrée à l'Assemblée Nationale. L'âge du député est celui du début de la législature. Le nombre de législatures passées comme député n'inclut pas la législature en cours. Un député est considéré comme originaire de sa région d'élection s'il est né dans cette région. Ecarts-types des moyennes entre parenthèses. Source : Service des Archives de l'Assemblée Nationale, Tables Nominatives du JO Débats Parlementaires, et *Le Monde*.

ne sont pas élus locaux sont des femmes contre seulement 10 % des titulaires d'un mandat local et moins de 5 % pour les titulaires d'au moins deux mandats locaux. Cela suggère que le cumul des mandats se convertit pour les femmes en cumul des barrières à l'accès aux mandats.

L'origine géographique des députés distingue les députés-maires de petites communes (moins de 9 000 habitants) : ces derniers sont à 70 % nés dans leur région d'élection, ce qui n'est le cas que de 55 % des députés sans mandat local et de 58 % des députés-maires de grandes villes (plus de 30 000 habitants).

L'appartenance à une grande école semble elle aussi beaucoup varier : les maires de petites communes en font deux fois moins souvent partie que ceux qui n'ont pas de mandat, mais c'est l'inverse pour les maires de grandes villes et les présidents de conseils général ou régional. Dans ce dernier cas, un député-président est deux fois plus souvent ancien élève d'une grande école qu'un député qui n'est pas président. Ceci peut simplement s'expliquer par le fait que ces grandes collectivités requièrent une éducation similaire à celle de hauts fonctionnaires ou de chefs d'entreprise. Dans le même ordre d'idée, le fait que l'âge des députés croisse avec la taille des mandats détenus s'explique par le fait que les grands mandats nécessitent plus d'expérience.

Quant à la proportion de fonctionnaires, elle semble elle aussi dépendre de la taille des communes : elle est plus importante de 50 % chez ceux qui ne sont pas maires par rapport aux maires de petites communes. En revanche, dès que la collectivité dépasse 9 000 habitants, la proportion de fonctionnaires ne dépend pas de la détention d'un mandat local. Ceci remet en cause l'interprétation du cumul des mandats selon laquelle ce dernier permettrait d'empêcher la "fonctionnarisation" du Parlement. En effet, si cette théorie était vérifiée, nous devrions observer que les députés qui ne sont pas fonctionnaires choisissent des mandats de taille plus importante pour pouvoir obtenir un revenu suffisamment élevé en cas de défaite aux législatives.

Enfin, l'expérience de l'Assemblée ne semble pas significativement plus élevée que pour les maires de grandes villes et les présidents d'exécutif local. Notre analyse de la prime électorale permet en partie d'expliquer cela : plus une collectivité locale est grande et plus la circonscription correspond géographiquement à la collectivité ; en conséquence, dans les grandes collectivités, la popularité en tant qu'élu local est très corrélée avec la popularité en tant que député.

Du point de vue institutionnel, la distribution des mandats selon les partis et les groupes dépend elle aussi de la taille des mandats et des cycles politiques. Comme la gauche est traditionnellement mieux implantée dans les régions urbaines, il y a significativement plus de députés de cette couleur politique chez les maires de grandes villes. Puisque par ailleurs la gauche a plus souvent été dans l'opposition, les maires de grandes villes sont eux aussi plus souvent dans l'opposition. De même, les partis forts

TABLE 3.20 – Caractéristiques politiques des députés selon les mandats détenus

	Sans mandat local	Maire de moins de 3500 habitants	Entre 3500 et 9000 habitants	Entre 9000 et 30000 habitants	Plus de 30000 habitants	Paris-Lyon Marseille	Conseiller local	Président d'exécutif local	Un mandat local	Plus de deux mandats locaux
<i>Gauche</i>	43.5% (2.0%)	34.0% (2.7%)	35.9% (3.1%)	36.7% (2.4%)	41.2% (2.6%)	29.2% (9.5%)	36.7% (1.3%)	30.3% (3.9%)	37.3% (1.3%)	37.0% (1.8%)
<i>Opposition</i>	37.4% (1.9%)	30.8% (2.6%)	31.0% (2.9%)	31.4% (2.3%)	37.6% (2.6%)	54.2% (10.4%)	34.6% (1.2%)	50.7% (4.2%)	35.8% (1.3%)	32.0% (1.7%)
<i>Parti Frontel</i>	77.9% (1.7%)	67.3% (2.7%)	74.6% (2.8%)	79.0% (2.0%)	81.1% (2.1%)	75.0% (9.0%)	72.5% (1.2%)	64.1% (4.0%)	79.2% (1.1%)	69.6% (1.7%)
Commission :										
<i>Affaires Culturelles</i>	31.1% (1.9%)	15.9% (2.1%)	22.2% (2.6%)	22.2% (2.0%)	20.3% (2.2%)	20.8% (8.5%)	22.7% (1.1%)	14.6% (3.0%)	23.5% (1.1%)	19.6% (1.5%)
<i>Affaires Economiques</i>	20.9% (1.6%)	40.8% (2.8%)	33.1% (3.0%)	23.2% (2.1%)	15.7% (1.9%)	12.5% (6.9%)	29.4% (1.2%)	13.1% (2.9%)	22.9% (1.1%)	33.6% (1.7%)
<i>Affaires Etrangères</i>	15.1% (1.4%)	11.3% (1.8%)	7.7% (1.7%)	14.8% (1.7%)	16.3% (2.0%)	25.0% (9.0%)	10.5% (0.8%)	13.9% (3.0%)	13.6% (0.9%)	9.9% (1.1%)
<i>Défense Nationale</i>	8.8% (1.1%)	10.7% (1.8%)	17.7% (2.4%)	12.4% (1.6%)	16.6% (2.0%)	20.8% (8.5%)	12.6% (0.9%)	12.4% (2.8%)	13.9% (0.9%)	12.7% (1.2%)
<i>Finances</i>	11.3% (1.3%)	12.0% (1.8%)	10.9% (2.0%)	17.5% (1.9%)	16.6% (2.0%)	8.3% (5.8%)	12.4% (0.9%)	29.2% (3.9%)	13.6% (0.9%)	13.3% (1.2%)
<i>Lois</i>	12.8% (1.4%)	9.4% (1.7%)	8.5% (1.8%)	9.8% (1.5%)	14.6% (1.9%)	12.5% (6.9%)	12.4% (0.9%)	16.8% (3.2%)	12.5% (0.9%)	10.9% (1.1%)
<i>Poste de direction</i>	3.1% (0.7%)	2.9% (0.9%)	2.4% (1.0%)	4.8% (1.0%)	6.5% (1.3%)	4.2% (4.2%)	3.4% (0.5%)	7.0% (2.2%)	4.9% (0.6%)	2.9% (0.6%)

Note : Le tableau se lit de la manière suivante : 43.5% des députés n'ayant aucun mandat local appartiennent à un parti de gauche. L'appartenance à la commission est définie comme celle attribuée en début de législature. Les partis formalisés sont le PCF, le PS, le RPR et l'UMP. Les postes de direction à l'Assemblée Nationale sont ceux de Président et Vice-Président de l'Assemblée, Questeur, Président de groupe parlementaire, Président de commission permanente, et Rapporteur Général du Budget. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : Service des Archives de l'Assemblée Nationale, Tables Nominatives du JO Débats Parlementaires, et *Le Monde*.

sont mieux représentés parmi les députés-maires de grandes villes, ce qui s'explique par la nécessité de disposer d'une logistique électorale puissante pour les gagner. Cependant, les variables politiques n'expliquent qu'assez mal la prévalence du cumul dans son ensemble : 37,2 % des députés disposant d'un mandat local sont de gauche contre 43,5 % des députés sans autre mandat.

Il semble plus fructueux d'évaluer l'impact des mandats locaux sur les choix de commission permanente. On y voit en particulier que les députés cumulards se trouvent environ 30 % moins souvent aux Affaires Culturelles et Sociales et 25 % plus souvent aux Affaires Économiques. Notre interprétation est que cette dernière commission est celle qui traite le plus directement d'aménagement du territoire, domaine qui préoccupe directement les élus locaux. Ceci est corroboré par le fait que ce tropisme des députés-élus locaux s'explique par la préférence pour ces sujets des maires de petites villes et des conseillers généraux et régionaux, plus souvent élus dans des zones rurales. En revanche, il est difficile de distinguer une différence aussi caractéristique pour les autres commissions permanentes

La conclusion de cette analyse descriptive est qu'il est peu pertinent de considérer les députés cumulards comme une catégorie homogène. Pour de nombreuses variables comme l'origine sociale, le diplôme, le type de parti ou le choix des commissions, les députés qui ne sont pas maires et les députés-maires se ressemblent plus que les députés-maires de petites villes. Ceci reflète le fait que de nombreux députés sans mandat le sont par défaut et ont cherché par le passé à obtenir de grands mandats, comme nous l'avons déjà vu dans notre analyse électorale.

3.5.2.4 L'activité parlementaire

Les questions au gouvernement Les questions au gouvernement sont très populaires parmi les députés, et ce de plus en plus depuis 1988 : le nombre de questions écrites a doublé tandis que le nombre de questions orales a triplé sur la période, comme le montre la table 21. L'augmentation de la médiatisation des activités de l'Assemblée peut expliquer une partie du développement des questions orales¹²⁴. Quant aux questions écrites, l'augmentation des moyens de communication offerts aux députés ainsi que l'octroi d'un employé supplémentaire aux députés à partir de 1995 ont à la fois facilité l'envoi de questions mais aussi la publicité donnée à ces questions¹²⁵.

La distribution des ministères interrogés révèle que les secteurs des Affaires Sociales, de l'Économie et de l'Équipement regroupent presque 60 % des questions

124. C'est en tout cas le point de vue que prennent les spécialistes de droit parlementaire. Voir notamment Camby et Servent (2004).

125. Ces hypothèses d'explication de l'envol des questions écrites ont notamment été développées par Lazardeux (2005).

TABLE 3.21 – Caractéristiques générales des questions au gouvernement

	Questions orales	Questions écrites
1988	1895	63012
1993	3390	46625
1997	4618	70221
2002	4716	117792
2007	1448	40954
<i>Part des questions d'actualité</i>	34.3%	
<i>Dont adressées au Premier Ministre</i>	3.9%	
Questions adressées au ministre :		
<i>Affaires Etrangères</i>		4.2%
<i>Affaires Sociales</i>		27.6%
<i>Agriculture</i>		6.7%
<i>Culture</i>		4.4%
<i>Défense</i>		5.1%
<i>Economie</i>		19.2%
<i>Education</i>		9.5%
<i>Equipement</i>		11.0%
<i>Intérieur</i>		7.4%
<i>Justice</i>		3.8%
<i>Premier Ministre</i>		1.2%
<i>Présence Réponses</i>		82.7%
<i>Durée moyenne des réponses (en jours)</i>		129.4
<i>Durée médiane des réponses (en jours)</i>		91

Note : Seules les questions posées par les députés élus en début de législature sont comptabilisées. Les questions orales incluent les questions d'actualité et les questions orales sans débat. La durée des réponses aux questions écrites est calculée comme le temps écoulé entre la parution au *Journal Officiel* de la question posée par le député et la parution au *Journal Officiel* de la réponse du ministre. L'identité des ministères peut recouper plusieurs secrétariats d'Etat ou ministères à une date donnée. Source : Base Questions Assemblée Nationale.

TABLE 3.22 – Caractéristiques individuelles des questions au gouvernement

	Moyenne	P25	P50	P75	Min	Max
<i>Nombre questions écrites par mois</i>	2.69	0.57	1.4	2.94	0	66.98
<i>Taux moyen de réponse aux questions</i>	0.84	0.78	0.87	0.92	0	1
<i>Durée moyenne des réponses</i>	122.31	100.46	120.17	139.17	21	868
<i>Nombre de questions orales par an</i>	1.48	0.41	1.2	2.2	0	15.43
<i>Nombre de questions d'actualité par an</i>	0.97	0.21	0.74	1.45	0	8.57
<i>Nombre de questions au Premier Ministre par an</i>	0.06	0	0	0	0	7.2

Note : Le tableau se lit de la manière suivante : en moyenne, chaque député pose 2,69 questions par mois ; 25% des députés posent en moyenne moins de 0,57 questions écrites par mois. Les données sont calculées pour l'ensemble des députés élus en début de législature et ayant siégé plus d'un mois à l'Assemblée. En dehors du taux moyen de réponse et de la durée moyenne des réponses aux questions d'un député, chacun des indicateurs individuels est calculé en rapport à la durée *effectivement* passée comme député lors d'une législature. Les questions orales incluent les questions d'actualité et les questions orales sans débat. La durée des réponses aux questions écrites est calculée comme le temps écoulé entre la parution au *Journal Officiel* de la question posée par le député et la parution au *Journal Officiel* de la réponse du ministre. L'identité des ministères peut recouper plusieurs secrétariats d'Etat ou ministères à une date donnée. Source : Base Questions Assemblée Nationale.

posées. Dans une analyse un peu ancienne des questions écrites, Masclat (1982) suggérait que celles-ci avaient pour principal objet le traitement de cas individuels remontés vers les députés via leurs permanences parlementaires. Les ministères les plus interrogés sont de grands pourvoyeurs de revenus de transfert individualisés et de services publics bien localisés, ce qui correspond bien aux résultats de cette étude. Nous ne développerons toutefois pas ici cet aspect des questions écrites.

En effet, nous avons choisi ici de faire une simple analyse du nombre des questions posées, notamment parce que cette variable fait l'objet de variations très importantes entre les députés. La distribution de cette variable, telle qu'elle est présentée dans la table 22, montre en effet que le député situé au 75ème centile pose en moyenne plus de cinq fois plus de questions écrites et de questions orales que le député situé au 25ème centile de la distribution de la quantité de chaque type de question. En comparaison, les indicateurs de taux et de temps de réponse du gouvernement varient assez peu : ce dernier répond dans 84 % des cas, avec un délai moyen de réponse d'environ quatre mois¹²⁶.

Nous ne prétendons pas faire ici une analyse descriptive complète des déterminants

126. Et ce alors même que les textes prévoient un délai de réponse maximal de deux mois.

TABLE 3.23 – Déterminants du nombre de questions posées

	Questions écrites par mois	Questions orales par an		Questions écrites par mois	Questions orales par an
<i>Majorité</i>	2.5 (0.13)	1.37 (0.03)	<i>Nouveau député</i>	2.53 (0.16)	1.71 (0.05)
<i>Opposition</i>	3.05 (0.13)	1.67 (0.05)	<i>1 législature d'exercice</i>	3.12 (0.19)	1.65 (0.06)
<i>Parti informel</i>	2.68 (0.16)	1.59 (0.06)	<i>2 législatures d'exercice</i>	2.72 (0.27)	1.26 (0.06)
<i>Parti formel</i>	2.69 (0.12)	1.44 (0.03)	<i>3 législatures d'exercice ou plus</i>	2.51 (0.18)	1.23 (0.05)
<i>Age du député</i>			<i>Distance de Paris</i>		
<i>1^{er} quartile</i>	3.37 (0.23)	1.65 (0.06)	<i>1^{er} quartile</i>	1.66 (0.09)	1.54 (0.06)
<i>2^{ème} quartile</i>	2.84 (0.22)	1.61 (0.06)	<i>2^{ème} quartile</i>	3.51 (0.28)	1.54 (0.06)
<i>3^{ème} quartile</i>	2.24 (0.13)	1.41 (0.05)	<i>3^{ème} quartile</i>	2.8 (0.15)	1.41 (0.05)
<i>4^{ème} quartile</i>	2.24 (0.17)	1.2 (0.05)	<i>4^{ème} quartile</i>	2.78 (0.19)	1.42 (0.05)

Note : Les données sont calculées pour l'ensemble des députés élus en début de législature et ayant siégé plus d'un mois à l'Assemblée. Chacun des indicateurs individuels est calculé en rapport à la durée *effectivement* passée comme député lors d'une législature. Les questions orales incluent les questions d'actualité et les questions orales sans débat. La distance de Paris est une distance à vol d'oiseau à partir du chef-lieu de la circonscription. Source : Base Questions Assemblée Nationale, Service des Archives et de la recherche historique parlementaire, IGN.

du nombre de questions écrites posées, puisqu'une telle analyse a déjà été effectuée par Lazardeux (2005) pour la législature 1997-2002. La table 23 reprend sommairement cette analyse pour la généraliser à l'ensemble des années depuis 1988 ainsi qu'aux questions orales. Il s'avère que les deux variables qui ont le plus d'impact sur le nombre des questions posées sont l'appartenance aux partis d'oppositions et la jeunesse du député.

Les députés d'opposition posent en moyenne environ 20 % de questions écrites et orales supplémentaires. Dans le premier cas, cet écart reflète la distance qui sépare ces députés des ministères, distance bien entendu beaucoup plus importante que celle qui sépare les députés de la majorité des ministères. Dans le second cas, ceci reflète le fait que le temps de parole accordé à l'opposition est plus grand que celui accordé à la majorité lorsqu'il est tenu compte de la taille de chaque groupe.

L'âge du député semble un autre facteur déterminant du nombre de questions posées : un député situé parmi les 25 % les plus jeunes de sa "promotion" pose en moyenne 50 % de questions écrites et 38 % de questions orales de plus que les 25 % de députés les plus vieux. Que les jeunes députés se concentrent sur des activités de

remontée des demandes individuelles a été aussi constaté aux États-Unis ¹²⁷. Certains modèles d'économie politique (par exemple, celui d'Ashworth (2005)) expliquent cela par la nécessité pour les jeunes députés de faire leurs preuves dans des activités bien visibles par leurs électeurs. Mais il est possible aussi que les jeunes députés aient simplement un désir de réélection plus fort, du fait d'un horizon temporel plus long.

Enfin, la distance de Paris ne joue pour les questions écrites qu'entre la région parisienne et la province : un député de la région parisienne pose environ moitié moins de questions écrites que les autres députés. Mais ceci est tout à fait naturel puisque la proximité de Paris permet un accès beaucoup plus direct aux ministères que la procédure des questions écrites.

Les présences en commission parlementaire Nous passons maintenant à la description de l'une des innovations les plus importantes de notre travail : le décompte des présences des députés en commission parlementaire. Dans la table 25, nous montrons le résultat agrégé de ces décomptes par législature et par type de commission. Nous n'identifions toutefois qu'indirectement le type de commission pour lequel un député assiste à une réunion : à chaque député, nous assignons une seule appartenance pour l'ensemble de la législature en prenant la commission que son groupe a choisie pour lui en début de législature. Nous avons pu vérifier que dans plus de 80 % des cas, l'appartenance n'était pas différente à la fin de la législature de ce qu'elle était au début. Toutefois, cela signifie également que les différences de poids des réunions entre commissions sont sous-estimées.

Le nombre total de présences a significativement augmenté depuis 1988 : nous avons compté environ 29 % de présences en plus durant la législature 2002-2007 par rapport à la législature 1988-1993. Ceci peut s'expliquer par l'augmentation très forte du volume des lois adoptées par l'Assemblée Nationale : un rapport du Conseil d'État de 2006 notait ainsi que le nombre de pages du recueil des lois de l'Assemblée Nationale est passé de 1 274 pages en 1993 à 2 400 pages en 2003 ; par ailleurs, le nombre des amendements déposés et donc examinés par les commissions a lui aussi beaucoup augmenté, passant de 12 187 en 1993 à 35 393.

Notre comptage révèle également que le nombre de réunions dépend très fortement du type de commission : en 2007-2009, alors même que la commission des Finances comporte deux fois moins de membres, le nombre de présences est presque aussi important que pour les "grandes" commissions des Affaires Culturelles et Sociales et des Affaires Economiques. On peut aussi noter une forte augmentation du poids de la commission des Finances sur la période. Cela doit être lié à la mise en place de la loi organique relative aux lois de finances (LOLF) votée en 2001, qui donne un pouvoir

127. cf. Cain et al. (1987).

TABLE 3.24 – Caractéristiques générales des présences en commission (par législature)

	1988	1993	1997	2002	2007
<i>Nombre total de présences</i>	30003	28962	35237	38659	18273
<i>Part des présences :</i>					
<i>Affaires Culturelles</i>	20.8%	21.3%	25.4%	21.5%	20.9%
<i>Affaires Economiques</i>	23.5%	25.3%	22.6%	23.5%	23.9%
<i>Affaires Etrangères</i>	11.6%	10.5%	10.9%	12.8%	12.1%
<i>Défense</i>	12.2%	11.7%	11.4%	10.4%	9.9%
<i>Finances</i>	16.5%	16.7%	17.7%	19.6%	20.5%
<i>Lois</i>	15.4%	14.5%	12.0%	12.2%	12.7%

Note : Seules les présences des députés élus en début de législature sont comptabilisées. Le type de commission auquel correspond une présence est déduit de l'appartenance des députés à la commission choisie en début de législature. Source : JO Lois et Décrets.

de contrôle budgétaire beaucoup plus important aux parlementaires.

Plus intéressante pour nous est l'étude des variations individuelles de présence en commission. Nous en présentons les statistiques les plus importantes dans la table 25. Le nombre moyen de présences en commission par an peut paraître relativement faible : même pour 2007-2009, législature pour laquelle la moyenne de présence est la plus forte, les députés n'ont assisté en moyenne qu'à environ 20 réunions par an, ce qui ne représente une durée totale que de 30 heures par an, compte tenu des statistiques de durée des réunions délivrées par l'Assemblée Nationale pour l'année 2007-2008. Il faut néanmoins avoir à l'esprit que ces réunions ne sont à notre sens qu'un *révélateur* de l'activité parlementaire : de telles réunions peuvent demander de longues heures de travail en amont car il s'y prépare la discussion argumentée et l'adoption d'un texte spécifique.

Par ailleurs, ces statistiques descriptives montrent une forte variation du niveau de présence, même si elle n'est pas comparable avec celle constatée pour les questions au gouvernement. En 2007-2009, le député le plus présent, Didier Migaud, avait assisté à 126 réunions par an, ce qui s'explique bien sûr par sa qualité de Président de la Commission des Finances. Toujours pour la même législature, le député situé dans le 75ème centile de la distribution avait assisté à plus de 3 fois plus de réunions que le député situé dans le 25ème centile de la distribution.

TABLE 3.25 – L'évolution du nombre annuel de présences en commission (par législature)

	Moyenne	P25	P50	P75	Min	Max
<i>Législature</i>						
1988	12.1	5.6	11.1	16.6	0	63.7
1993	13.7	6	11	19.1	0	65
1997	13.4	4.9	11.3	19.9	0	58.9
2002	14.7	5.8	12.4	21	0	68.8
2007	20.4	9	16.8	28.2	0	126
<i>Total</i>	14.8	5.9	12	20.6	0	126

Note : Le tableau se lit de la manière suivante : lors de la législature écoulee entre 1988 et 1993, un député assistait en moyenne à 12,1 réunions de commission parlementaire par an ; durant cette même législature, 25% des députés ont participé en moyenne à moins de 5,6 réunions de commission par an. Les données sont calculées pour l'ensemble des députés élus en début de législature et ayant siégé plus d'un mois à l'Assemblée. Le nombre de présences est calculé en rapport avec la durée *effectivement* passée comme député lors d'une législature. Source : *JO Lois et Décrets*.

Les députés n'ayant aucune présence en commission représentent environ 5 % de la population des députés que nous étudions. Il s'agit le plus souvent de députés entrés précocement au gouvernement ou de députés dont le nom rend la détection par la méthode de reconnaissance des caractères difficile. En effet, les commissaires sont tenus d'assister au moins une fois par an à une réunion de commission parlementaire pour l'élection du bureau. C'est pourquoi, compte tenu de la très forte variation de la présence en commission, nous utiliserons comme variable dépendante de nos régressions le logarithme du nombre de présences en commission par an.

Une part importante du degré de présence s'explique par des facteurs purement institutionnels, comme le montre la table 26. Nous avons déjà évoqué l'impact du type de commission auquel appartient le député, mais les postes de direction peuvent aussi expliquer certaines absences manifestes ainsi que des niveaux de présence très élevés. Le Président de l'Assemblée Nationale ainsi que les présidents de groupe parlementaire sont engagés dans des tâches parlementaires très prenantes qui excluent une présence active en commission. En revanche, les présidents de commissions parlementaires sont naturellement amenés à assister à de très nombreuses réunions : ils assistent à près de 50 réunions par an en moyenne, soit une par semaine, contre une moyenne de 14,6 réunions par an pour ceux qui ne disposent pas de postes de direction à l'Assemblée.

TABLE 3.26 – Déterminants institutionnels de la présence en commission

	Nombre de présences par an		Nombre de présences par an
Commission d'appartenance :			
<i>Affaires Culturelles</i>	13.4 (0.4)	<i>Pas de poste de direction à l'Assemblée</i>	14.6 (0.2)
<i>Affaires Étrangères</i>	13.4 (0.6)	<i>Président de l'Assemblée Nationale</i>	4.1 (1.2)
<i>Défense Nationale</i>	13.5 (0.8)	<i>Vice-Président</i>	10.2 (1.4)
<i>Finances</i>	21.4 (0.9)	<i>Questeur</i>	14.9 (3.2)
<i>Lois</i>	16.8 (0.7)	<i>Président de groupe</i>	3.4 (0.7)
<i>Affaires Economiques</i>	13.6 (0.4)	<i>Président de commission</i>	48.9 (3.9)

Note : Les données sont calculées pour l'ensemble des députés élus en début de législature et ayant siégé plus d'un mois à l'Assemblée. Le nombre de présences est calculé en rapport avec la durée *effectivement* passée comme député lors d'une législature. Les commissions d'appartenance et les postes de direction s'entendent en début de législature. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : *JO Lois et Décrets*, Tables Nominatives du JO Débats Parlementaires.

TABLE 3.27 – Déterminants individuels de la présence en commission

	Nombre de présences par an		Nombre de présences par an
		Age du député :	
<i>Membre de la majorité</i>	16.3 (0.3)	<i>1^{er} quartile</i>	13.8 (0.4)
<i>Membre de l'opposition</i>	12.4 (0.4)	<i>2^{ème} quartile</i>	14.8 (0.5)
<i>Parti informel</i>	13.5 (0.4)	<i>3^{ème} quartile</i>	15.1 (0.5)
<i>Parti formel</i>	15.4 (0.3)	<i>4^{ème} quartile</i>	16.0 (0.6)
		Distance de Paris	
<i>Nouveau député</i>	14.8 (0.4)	<i>1^{er} quartile</i>	14.4 (0.5)
<i>1 législature d'exercice</i>	14.9 (0.5)	<i>2^{ème} quartile</i>	15.1 (0.4)
<i>2 législatures d'exercice</i>	14.6 (0.5)	<i>3^{ème} quartile</i>	16.0 (0.5)
<i>3 législatures d'exercice ou plus</i>	15.2 (0.6)	<i>4^{ème} quartile</i>	14.1 (0.5)

Note : Les données sont calculées pour l'ensemble des députés élus en début de législature et ayant siégé plus d'un mois à l'Assemblée. Le nombre de présences est calculé en rapport avec la durée *effectivement* passée comme député lors d'une législature. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Source : *JO Lois et Décrets*.

Dans la table 27, nous présentons quelques déterminants individuels de la présence en commission. Un déterminant très important de la présence en commission est l'appartenance à la majorité parlementaire : un député de la majorité assiste à environ un tiers de réunions en plus qu'un député de l'opposition, ce qui représente environ 25 % de l'écart interquartile de la distribution des présences. Un député de la majorité a en effet beaucoup plus de chances de faire voter ses propositions d'amendement par la commission, et il a donc un intérêt plus grand à participer à ces discussions. En outre, les rapporteurs des lois sont invariablement tirés de la majorité, sauf en ce qui concerne certains chapitres de la loi de finances.

L'âge du député a aussi un impact statistiquement significatif : un député figurant dans le quart le plus jeune assiste à 14 % de réunions en moins qu'un député figurant dans le quart le plus vieux, mais cette différence ne représente que 15 % de l'écart interquartile. On n'observe en revanche pas d'écart significatif en termes d'expérience à l'Assemblée. L'idée selon laquelle les nouveaux députés seraient très absents à cause de leur besoin de couvrir le "terrain" ne reçoit donc pas de preuve manifeste au premier abord.

Enfin, la distance entre Paris et la circonscription ne semble pas avoir d'impact important sur la présence en commission parlementaire. Ceci n'est pas forcément surprenant compte tenu, encore une fois, du fait que le nombre de réunions n'est qu'un révélateur de l'activité parlementaire : la préparation de la discussion peut tout aussi bien se faire en province.

La corrélation entre les variables d'activité Peut-on donner une interprétation commune à chacun de ces indicateurs ?

Pour répondre à cette question, une première démarche est de calculer des coefficients de corrélation entre ces différents indicateurs. La corrélation entre présences en commission et questions écrites est très faible : le coefficient de corrélation est égal à 0,05. Ceci n'est pas surprenant : en termes de contenu, les questions écrites jouent surtout un rôle de remontée des demandes individuelles, tandis que la participation en commission a par définition des objets plus généraux. En termes d'effort demandé, les questions écrites demandent surtout l'emploi de personnel, tandis que les commissions entament directement le budget d'allocation du temps des parlementaires.

Comparativement, le nombre de questions orales semble être plus corrélé à la fois avec le nombre de questions écrites et avec les présences : le coefficient de corrélation avec le premier indicateur est de 0,22, et de 0,17 avec le second¹²⁸. Il semble donc y avoir au moins deux composantes significatives des questions orales : une dimension

128. Des statistiques non-paramétriques comme les coefficients de Spearman et de Kendall donnent des résultats similaires.

TABLE 3.28 – L’effet du travail parlementaire sur la probabilité de réélection (ensemble des députés)

	Réélection	Nouvelle Candidature	Victoire aux législatives
Nombre de questions écrites par mois :			
1 ^{er} quartile	43.8% (2.1%)	76.3% (1.8%)	57.4% (2.4%)
2 ^{ème} quartile	50.3% (2.1%)	83.4% (1.6%)	60.3% (2.3%)
3 ^{ème} quartile	62.3% (2.1%)	87.4% (1.4%)	71.3% (2.1%)
4 ^{ème} quartile	72.1% (1.9%)	89.1% (1.3%)	80.9% (1.8%)
Nombre de questions orales par an :			
1 ^{er} quartile	46.4% (2.0%)	73.6% (1.7%)	63.0% (2.2%)
2 ^{ème} quartile	56.6% (2.2%)	86.4% (1.5%)	65.5% (2.3%)
3 ^{ème} quartile	59.5% (2.1%)	87.7% (1.4%)	67.9% (2.1%)
4 ^{ème} quartile	68.0% (2.1%)	90.5% (1.3%)	75.2% (2.0%)
Présences en commission par an :			
1 ^{er} quartile	57.6% (2.1%)	77.9% (1.7%)	73.9% (2.1%)
2 ^{ème} quartile	59.2% (2.1%)	86.0% (1.5%)	68.8% (2.1%)
3 ^{ème} quartile	57.5% (2.1%)	86.1% (1.5%)	66.8% (2.2%)
4 ^{ème} quartile	53.9% (2.1%)	86.2% (1.5%)	62.6% (2.2%)

Note : Les indicateurs d’activité sont calculés en rapport avec la durée effectivement passée comme député à l’Assemblée et uniquement pour les députés élus en début de législature ayant siégé plus d’un mois. La probabilité de victoire législative s’entend conditionnellement à une nouvelle candidature. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Sources : Base Questions Assemblée Nationale, *JO Lois et Décrets*, Ministère de l’Intérieur.

de contact avec l’électeur, plus proche des questions écrites, et une dimension de participation aux travaux de l’Assemblée, plus proche des présences en commission. Ces corrélations restent toutefois d’un niveau général faible : on doit donc garder dans notre analyse une place spécifique aux questions orales.

L’impact des indicateurs d’activité parlementaire sur la réélection Un autre moyen d’étudier le sens relatif de nos indicateurs est de décrire leur impact sur la probabilité de réélection. Ceci est particulièrement pertinent si l’on fait l’hypothèse que les députés ont pour unique but d’être réélus. C’est ce que nous faisons dans les tableaux 28 et 29.

Les questions au gouvernement, qu’elles soient orales ou écrites, sont très positivement corrélées avec la réélection du député : en passant du premier quartile au dernier quartile de la distribution, la probabilité de réélection augmente de 28 points pour les questions écrites et de 22 points pour les questions orales. Une part importante de

cet effet passe par un taux de candidature plus élevé : les députés motivés posent plus de questions *et* cherchent plus à se représenter. Mais même conditionnellement à une nouvelle candidature, le taux de réélection est supérieur de 23 points entre le dernier et le premier quartile de questions écrites posées et de 12 points pour les questions orales.

En comparaison, un regard naïf sur l'impact de la présence en commission suggère qu'une trop forte présence est mauvaise pour la réélection : conditionnellement à une nouvelle candidature, le passage du premier quartile au dernier quartile de présences *diminue* la probabilité de réélection de plus de 11 points !

Cela irait dans le sens des propos du député Pascal Clément lors du débat sur le cumul des mandats en 1998 :

Si vous attendez des Français qu'ils vous jugent sur votre travail à Paris, mes chers collègues, j'ai une bonne nouvelle pour vous : vous aurez tout le temps d'être élu local après, car vous ne siégerez plus ici la prochaine fois.¹²⁹

Évidemment, de nombreux biais d'endogénéité peuvent être à la source de cette corrélation négative entre présence en commission et réélection. Le plus important est que les questions sont plus le fait de l'opposition et que les présences en commission sont plus le fait de la majorité. En effet, en France, les cycles politiques ont été tels que les membres de la majorité ont toujours eu *collectivement* plus de mal à être réélus que les membres de l'opposition. C'est pourquoi nous décrivons les mêmes statistiques en fonction de l'appartenance ou non à la majorité dans la table 29.

Les corrélations que nous dégageons sont alors plus nuancées. Conditionnellement à une nouvelle candidature et à l'identité politique du député, la présence en commission n'est simplement pas significativement corrélée avec la probabilité de réélection, de même que le nombre de questions orales posées. En revanche, le nombre de questions écrites posées reste positivement et significativement corrélé avec la probabilité de réélection.

Ce petit exercice révèle donc qu'un approfondissement de la question est nécessaire, mais celui-ci dépasserait l'objet de cette thèse. Nous n'en retenons cependant pas l'idée que l'indicateur de présence en commission ne reflète aucune forme d'efficacité parlementaire. Au contraire, cette absence de corrélation peut révéler que les électeurs n'internalisent pas assez les effets de leur décision de vote, ce qui était l'une de nos hypothèses théoriques d'identification de l'inefficacité du cumul.

129. Séance du 26 mai 1998 in Lefebvre (2005).

TABLE 3.29 – L’effet du travail parlementaire sur la probabilité de réélection (selon le bloc politique)

	<i>Députés de la majorité</i>			<i>Députés de l’opposition</i>		
	Réélection	Nouvelle Candidature	Victoire aux législatives	Réélection	Nouvelle Candidature	Victoire aux législatives
<i>Nombre de questions écrites :</i>						
1 ^{er} quartile	38.5% (2.3%)	78.4% (2.0%)	49.1% (2.7%)	62.2% (4.3%)	69.3% (4.1%)	89.8% (3.2%)
2 ^{ème} quartile	40.7% (2.5%)	83.5% (1.9%)	48.8% (2.8%)	74.7% (3.5%)	83.1% (3.0%)	89.8% (2.7%)
3 ^{ème} quartile	52.0% (2.7%)	89.9% (1.6%)	57.8% (2.8%)	80.8% (2.8%)	82.8% (2.7%)	97.6% (1.2%)
4 ^{ème} quartile	58.5% (3.0%)	89.0% (1.9%)	65.7% (3.1%)	85.4% (2.1%)	89.3% (1.9%)	95.6% (1.3%)
<i>Nombre de questions orales :</i>						
1 ^{er} quartile	40.4% (2.3%)	75.7% (2.0%)	53.4% (2.6%)	63.3% (3.8%)	67.5% (3.6%)	93.8% (2.3%)
2 ^{ème} quartile	46.4% (2.6%)	86.5% (1.8%)	53.7% (2.8%)	80.9% (3.2%)	86.2% (2.8%)	93.9% (2.1%)
3 ^{ème} quartile	47.5% (2.7%)	89.0% (1.7%)	53.3% (2.8%)	81.2% (2.8%)	85.3% (2.5%)	95.2% (1.6%)
4 ^{ème} quartile	53.7% (3.0%)	91.2% (1.7%)	58.9% (3.1%)	84.0% (2.4%)	89.8% (1.9%)	93.6% (1.7%)
<i>Présences en commission :</i>						
1 ^{er} quartile	45.0% (2.8%)	77.0% (2.3%)	58.5% (3.1%)	74.2% (2.8%)	79.1% (2.6%)	93.8% (1.7%)
2 ^{ème} quartile	44.3% (2.7%)	84.5% (2.0%)	52.5% (3.0%)	82.3% (2.6%)	88.4% (2.2%)	93.2% (1.8%)
3 ^{ème} quartile	48.1% (2.6%)	88.4% (1.7%)	54.5% (2.7%)	77.7% (3.2%)	81.1% (3.0%)	95.8% (1.7%)
4 ^{ème} quartile	46.5% (2.4%)	86.8% (1.6%)	53.5% (2.6%)	79.2% (3.6%)	84.0% (3.3%)	94.3% (2.3%)

Note : Les indicateurs d’activité sont calculés en rapport avec la durée effectivement passée comme député à l’Assemblée et uniquement pour les députés élus en début de législature ayant siégé plus d’un mois. La probabilité de victoire législative s’entend conditionnellement à une nouvelle candidature. Ecart-types des moyennes entre parenthèses. Sources : Base Questions Assemblée Nationale, *JO Lois et Décrets*, Ministère de l’Intérieur.

TABLE 3.30 – L’impact des mandats détenus en début de mandat sur l’activité parlementaire

	Nombre de questions écrites par mois	Nombre de questions orales par an	Nombre de présences en commissions par an
<i>Sans mandat local</i>	2.80 (0.23)	1.57 (0.06)	15.83 (0.49)
<i>Maire d’une ville de moins de 3500 habitants</i>	2.99 (0.33)	1.62 (0.09)	16.91 (0.91)
<i>Entre 3500 et 9000 habitants</i>	2.83 (0.29)	1.51 (0.09)	16.05 (0.91)
<i>Entre 9000 et 30000 habitants</i>	2.43 (0.19)	1.53 (0.07)	14.89 (0.62)
<i>Plus de 30000 habitants</i>	2.08 (0.17)	1.28 (0.07)	11.25 (0.65)
<i>Paris-Lyon-Marseille</i>	1.64 (0.47)	1.16 (0.38)	12.78 (2.68)
<i>Conseiller général ou régional</i>	2.76 (0.14)	1.45 (0.04)	14.63 (0.32)
<i>Président d’exécutif local</i>	1.86 (0.23)	1.04 (0.09)	12.08 (1.01)
<i>Un mandat local</i>	2.67 (0.12)	1.43 (0.04)	14.75 (0.34)
<i>Plus de deux mandats locaux</i>	2.64 (0.19)	1.49 (0.05)	14.1 (0.41)

Note : Les indicateurs d’activité sont calculés en rapport avec la durée effectivement passée comme député à l’Assemblée et uniquement pour les députés élus en début de législature ayant siégé plus d’un mois. Ecart-type des moyennes entre parenthèses. Sources : *Le Monde*, Base Questions Assemblée Nationale, JO Lois et Décrets.

Activité parlementaire et cumul des mandats : une description naïve Nous présentons maintenant dans la table 30 une description du niveau de l'activité parlementaire en fonction des mandats détenus en début de législature. Une simple comparaison des députés sans mandat local avec les députés en disposant d'au moins un ne révèle pas d'effet économiquement significatif du cumul : avoir un mandat local, comme la loi l'autorise aujourd'hui, ne réduit que de 5 % le nombre de questions écrites, de 9 % le nombre de questions orales et de 7 % le nombre de présences en commission. C'est uniquement dans ces deux derniers cas que la différence est statistiquement significative. Par ailleurs, le cumul avec plus de deux mandats locaux n'affecte pas significativement plus l'activité parlementaire que le cumul avec un seul mandat local.

Cette différence cache en réalité une très forte hétérogénéité des effets du cumul selon le mandat détenu. Les maires de villes de moins de 9 000 habitants sont aussi actifs que les députés sans mandat. De même, les conseillers généraux et régionaux ainsi que les maires de villes comprises entre 9 000 et 30 000 habitants ne sont que très légèrement moins actifs à l'Assemblée. En revanche, les maires de grandes villes et les présidents d'exécutifs départemental ou régional sont beaucoup moins actifs à l'Assemblée :

- Un maire d'une ville de plus de 30 000 habitants (hors Paris, Lyon et Marseille) pose 26 % de questions écrites de moins qu'un député sans mandat, 18% de questions orales en moins, et sa participation aux commissions est réduite de 29 %.
- Un maire d'arrondissement pose 41 % de questions écrites en moins, 26 % de questions orales en moins et sa participation en commission est réduite de 19 %.
- Un président de conseil général ou départemental pose un tiers de questions écrites et orales en moins et sa participation aux commissions est réduite de 24 %.

L'impact sur la présence en commissions est le plus significatif économiquement : une réduction de 29 % de la présence en commission représente en effet 31 % d'un écart interquartile. Ceci peut paraître peu élevé comparé à la fréquence avec laquelle on reproche au cumul d'être source d'absentéisme. Toutefois, l'impact du cumul avec un grand mandat est de la même magnitude que le passage d'un député dans l'opposition, et les trois catégories de députés pour lesquelles cet effet est fort représentent 19 % des députés sur l'ensemble de la période d'étude : l'effet agrégé de ce type de cumul n'est donc pas négligeable.

Par ailleurs, compte tenu des épaisses queues de distribution de la présence en commission, ces estimations sont imprécises : un modèle logarithmique est probablement plus adapté. Notre façon de mesurer le cumul a aussi tendance à diminuer

l'estimation de son effet en valeur absolue puisque nous ne mesurons ici que les mandats locaux détenus en début de législature, alors même que de nombreux députés perdent et gagnent des mandats durant la législature. Enfin, la détention d'un grand mandat local n'est clairement pas aléatoire : il est en particulier possible que les détenteurs de mandats locaux soient justement élus parce qu'ils ont une grande capacité de travail. Dans ce cas, une estimation naïve sous-estime l'impact négatif du cumul sur l'activité parlementaire.

L'impact des élections municipales intermédiaires sur l'activité à l'Assemblée Une manière assez naturelle de mieux identifier l'effet du cumul consiste alors à comparer l'activité des parlementaires avant et après l'obtention ou la perte d'un mandat de maire dans une ville de notre échantillon. Nos données nous permettent de distinguer six sortes de députés :

1. Les députés qui ne sont pas maires d'une ville de l'échantillon et qui ne s'y présentent pas lors de l'élection municipale de mi-mandat : ces députés sont les plus nombreux et représentent plus de la moitié de notre échantillon de députés.
2. Les députés qui sont maires lors des élections législatives mais qui ne se représentent pas : ces individus ne représentent que 3 % de l'échantillon de députés.
3. Les députés qui ne sont pas maires au moment de leur élection et qui perdent ensuite une élection municipale intermédiaire : ils représentent environ 10 % du total.
4. Les députés qui sont maires lors des élections législatives et qui perdent ensuite une élection municipale intermédiaire : ils ne sont que 3 % des députés dans ce cas.
5. Les députés qui ne sont pas maires lors des élections législatives et qui gagnent ensuite une élection municipale intermédiaire : ils représentent 8 % des députés.
6. Les députés qui sont maires lors des élections législatives et qui gagnent une élection municipale intermédiaire : cette catégorie concerne 23 % des députés.

Autrement dit, il existe assez peu de députés pour qui on peut constater un changement dans le statut de cumulants en milieu de législature. Ce n'est le cas que pour 14 % des députés : ceux des catégories 2 et 4 deviennent non cumulants et ceux de la catégorie 5 deviennent cumulants. Ces deux groupes sont de taille similaire et c'est ce qui permet à la prévalence du cumul d'être stationnaire sur l'ensemble d'une législature. Dans la table 31, nous retraçons l'évolution du travail parlementaire avant et après l'élection municipale intermédiaire pour chacune de ces six catégories.

Tout d'abord, on ne distingue pas de changement dans l'intensité moyenne du travail parlementaire avant et après l'élection parlementaire, hormis pour les questions

orales. Ce regain d'activité ne peut qu'être décidé globalement, pour l'ensemble de l'Assemblée : la taille et l'opportunité de ces séances sont décidées par le bureau de l'Assemblée en accord avec le gouvernement.

Les deux catégories les plus importantes en nombre, celles des maires reconduits et des non-cumulants non-candidats, suivent exactement la même évolution : leur activité en commission ne change pas et leur activité de questions écrites non plus, tandis que leur activité de questions orales augmente de manière relativement identique. Ces deux catégories semblent donc être à première vue de bons groupes de contrôle pour les autres groupes de députés.

La petite catégorie des maires sortants qui ne se représentent pas suit une évolution difficile à comprendre de prime abord : par rapport à notre groupe de comparaison, leur activité baisse, quoique de manière peu significative, après l'élection municipale, alors même qu'ils ne sont plus maires. Il s'agit néanmoins de la catégorie de députés la plus âgée : 58,4 ans en moyenne, ce qui peut faire penser que la perspective d'une retraite incite à la fois à quitter la mairie et à diminuer son activité au Parlement.

Les députés sans mandat et qui perdent une élection municipale voient leur activité de commission augmenter significativement après l'élection municipale. Ceci peut être le résultat d'un effet de la campagne électorale municipale, qui déprimerait l'activité avant l'élection, tandis qu'ensuite le député reprendrait une intensité de travail normale. Une autre possibilité serait qu'en l'absence du mandat municipal initialement espéré, le député se voie contraint à reprendre un niveau d'effort substantiel comme député pour espérer une réélection et assurer sa survie politique. Dans les deux hypothèses, cela suggère qu'il existe un coût caché du cumul en ce qu'il démotive un nombre important de députés sans mandat initial avant même le résultat de l'élection municipale. Sachant que le nombre de députés sans mandat initial de maire d'une ville significative et candidatant pour un tel poste représente environ 18 % de l'Assemblée en moyenne, ce coût indirect semble de premier ordre.

Enfin, les maires sortants qui perdent et les non-maires sortants qui gagnent vivent une évolution de leur activité au Parlement en parfaite correspondance avec notre estimation naïve de l'effet du cumul : les premiers augmentent significativement leur niveau d'activité en commission, d'environ 25 %, tandis que les seconds voient leur niveau d'activité en commission reculer de 20 %.

Le cas des députés impliqués dans des élections municipales serrées Du fait des anticipations de victoire ou de défaite ainsi que des coûts de la campagne électorale, l'analyse du cumul reposant sur une forme de différence-en-différences ne permet pas d'aboutir à des estimations complètement crédibles. Une possibilité

TABLE 3.31 – Evolution de l'activité parlementaire avant et après les élections municipales intermédiaires

	Nombre de questions écrites par mois		Nombre de questions orales par an		Nombre de présences en commission par an		Nb. Obs.
	<i>Après l'élection municipale</i>		<i>Après l'élection municipale</i>		<i>Après l'élection municipale</i>		
	<i>Avant l'élection municipale</i>	<i>Après l'élection municipale</i>	<i>Avant l'élection municipale</i>	<i>Après l'élection municipale</i>	<i>Avant l'élection municipale</i>	<i>Après l'élection municipale</i>	
<i>Ni maire sortant ni candidat</i>	2.74 (0.15)	2.74 (0.19)	1.21 (0.04)	1.58 (0.05)	15.7 (0.38)	15.74 (0.44)	1096
<i>Maire sortant mais pas candidat</i>	1.88 (0.28)	1.21 (0.16)	1.09 (0.16)	1.1 (0.17)	12.47 (1.26)	11.75 (1.51)	62
<i>N'est pas maire sortant et perd une municipale</i>	2.9 (0.53)	2.65 (0.36)	1.37 (0.10)	1.95 (0.12)	12.53 (0.64)	15.8 (0.84)	201
<i>Maire sortant et perd une municipale</i>	2.21 (0.56)	1.45 (0.25)	1 (0.11)	1.8 (0.21)	13.44 (1.25)	16.87 (1.72)	69
<i>N'est pas maire sortant et gagne une municipale</i>	2.32 (0.26)	2.01 (0.27)	1.14 (0.10)	1.29 (0.12)	13.13 (0.76)	10.69 (0.88)	165
<i>Maire sortant et gagne une municipale</i>	2.29 (0.16)	2.17 (0.16)	1.33 (0.07)	1.53 (0.08)	13.07 (0.58)	12.95 (0.66)	473
<i>Tous les députés</i>	2.58 (0.11)	2.45 (0.11)	1.24 (0.03)	1.58 (0.04)	14.41 (0.26)	14.63 (0.31)	2066

Note : Les indicateurs d'activité sont calculés en rapport avec la durée effectivement passée comme député à l'Assemblée et uniquement pour les députés élus en début de législature ayant siégé plus d'un mois. Ecartis-type des moyennes entre parenthèses. Sont considérés comme maires sortants les députés classés comme maires d'une ville de plus de 9 000 habitants ou chef-lieu de circonscription au moment de l'élection législative. Les candidatures considérées sont uniquement pour des villes de plus de 9 000 habitants ou chefs-lieu de circonscription. Les moyennes sont calculées pour les députés qui ont encore ce mandat au moment de l'élection municipale. Sources : Ministère de l'Intérieur, Base Questions Assemblée Nationale, *JO Lois et Décrets*

plus propre en termes d'identification est de comparer les députés ayant gagné ou perdu l'élection municipale avec une marge serrée. Comme pour l'estimation de la prime électorale, la précision de ces estimations est toutefois limitée par le nombre de députés qui vivent des élections municipales serrées. Dans notre échantillon, 439 d'entre eux perdent ou gagnent par moins de 20 points d'écart, 279 par moins de 10 points d'écart et enfin 154 par moins de cinq points d'écart.

Les résultats de cette dernière analyse descriptive sont présentés dans la table 31. On ne distingue dans ce cas aucune différence en termes de questions écrites entre les députés-gagnants et les députés-perdants. Concernant les questions orales, l'impact négatif du mandat de maire reste très significatif même lorsque l'on considère des élections très serrées : la baisse est alors de 40 %. En revanche, l'impact du cumul sur l'activité en commission est très mal estimé avec cette méthode : les écarts-type ne permettent plus de distinguer les perdants et les gagnants pour les élections très serrées. Des raffinements d'estimation seront donc probablement nécessaires pour mieux exploiter cette stratégie d'identification. C'est ce à quoi nous nous attachons dans les sections suivantes.

3.6 Stratégie d'estimation de l'impact du cumul des mandats

Les très nombreuses statistiques descriptives que nous avons produites permettent de dégager quelques conclusions intermédiaires :

- Le cumul des mandats est fortement corrélé avec de bons résultats électoraux, mais cela vient pour une part très importante d'une plus grande popularité "naturelle" des cumulards.
- A l'Assemblée Nationale, l'impact négatif du cumul sur l'activité des députés est faible pour les détenteurs de petits mandats mais est comparable, pour les détenteurs de grands mandats, à l'équivalent d'une entrée dans le groupe d'opposition au Parlement.

Ces conclusions demandent toutefois à être précisées par des stratégies d'estimation plus complexes qu'une simple comparaison de moyennes, en particulier lorsqu'il s'agit d'éviter les biais de sélection et d'endogénéité.

TABLE 3.32 – Activité parlementaire après l'élection municipale en fonction de la marge de victoire

	Nombre de questions écrites par mois			Nombre de questions orales par an			Nombre de présences en commission par an		
	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$	$-20 \leq m \leq 20$	$-10 \leq m \leq 10$	$-5 \leq m \leq 5$
<i>Marge m de victoire aux élections municipales</i>									
<i>Perd l'élection municipale</i>	2.2 (0.32)	2.03 (0.33)	2.26 (0.50)	1.91 (0.14)	2.02 (0.17)	1.92 (0.23)	15.8 (1.00)	16.45 (1.19)	14.94 (1.48)
<i>Gagne l'élection municipale</i>	1.94 (0.22)	2.25 (0.36)	2.34 (0.52)	1.4 (0.10)	1.43 (0.13)	1.18 (0.16)	12.5 (0.84)	13.38 (1.13)	12.92 (1.56)
<i>Nombre d'observations</i>	439	279	154	439	279	154	439	279	154

Note : Les chiffres se lisent de la manière suivante : les députés perdant une élection municipale significative par moins de 20 points d'écart posent en moyenne 2.2 questions par mois après l'élection municipale. Une ville significative a plus de 9 000 habitants ou est le chef-lieu d'une circonscription législative. La marge de victoire aux municipales est définie lorsqu'il y a un second tour ou lorsque le premier tour ne comporte que deux candidats. Les moyennes sont calculées pour les députés qui ont encore ce mandat au moment de l'élection municipale. Source : Ministère de l'Intérieur, Base Questions Assemblée Nationale, *JO Lois et Décrets*

3.6.1 L'estimation de la prime au cumul

3.6.1.1 Les régressions classiques de performance électorale

Nous avons de très bonnes raisons de penser que la prime aux mandats locaux ne peut être estimé de manière crédible via des méthodes de régression classiques. En effet, nous disposons de trop peu de variables concernant la popularité initiale des candidats, et les résultats seront donc forcément soupçonnables d'un biais de variables omises. Toutefois, par souci de comparaison avec notre stratégie d'identification ultérieure¹³⁰, nous présenterons les résultats de l'estimation MCO de l'équation suivante :

$$Y_i = \alpha + \beta Mandat_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Y_i représente un indicateur de performance électorale du candidat i lors des élections législatives, $Mandat_i$ est un vecteur de variables binaires pour chacun des mandats que le candidat i peut avoir au moment de l'élection, et X_i est un ensemble de variables de contrôle. Les indicateurs de performance choisis seront une variable binaire indiquant le fait de gagner ou non l'élection législative ainsi que le résultat au premier tour. Dans le groupe des variables de contrôle, nous intégrerons notamment le nombre de mandats de députés déjà exercés par le candidat, et des indicatrices de parti politique interagies avec l'année d'élection. Par ailleurs, comme dans Lee (2008), du fait des interactions possibles entre nos candidats au niveau de la circonscription dans une même année d'élection mais aussi sur une période plus longue, nous corrigerons nos écarts-types pour des corrélations entre termes d'erreur dans une même circonscription législative et une même décennie, ce qui correspond dans notre cas à 1 655 groupes. Cette procédure de correction sera du reste appliquée dans l'ensemble des autres estimations réalisées concernant la prime électorale.

3.6.1.2 La méthode du RDD

Comme nous l'avons expliqué en section 4, la méthode principale que nous utilisons pour parer au problème d'endogénéité du nombre de mandats détenus consiste à comparer des individus ayant perdu de peu une élection avec ceux ayant gagné de peu une élection. L'idée est simple mais elle demande de faire de nombreux choix de spécification ainsi que de réaliser de nombreux tests de robustesse.

Le choix de la spécification Nous avons pris comme spécification de base celle choisie par Lee (2008) pour les élections américaines. Elle consiste à estimer l'équation

130. Mais aussi pour pouvoir mesurer l'impact de mandats autres que celui de maire villes moyennes et grandes.

suivante :

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \sum_{p=1}^d \gamma_{1p} \times m_i^p + \gamma_{2p} 1_{m_i < 0} \times m_i^p + \varepsilon_i \quad (3)$$

où β est l'estimateur non biaisé de l'effet du traitement "Obtenir un mandat" sur la variable dépendante Y_i . Cette dernière variable peut être binaire lorsqu'il s'agit d'une probabilité d'élection ou de candidature, ou continue lorsqu'il s'agit du résultat électoral obtenu lors de l'élection suivante. La spécification (3) estime le lien entre le résultat électoral en t et la variable dépendante par un polynôme de degré p de part et d'autre de la discontinuité que constitue le seuil majoritaire. L'échantillon d'estimation est constitué de l'ensemble des points pour lesquels m_i est situé entre $-h$ et h .

Pour notre étude, nous avons décidé de prendre l'ensemble des points situés entre -20 et 20 , à la fois pour les élections législatives et municipales, ce qui permet de conserver un nombre important d'observations, tout en n'ayant pas à rendre compte des particularités que nous pouvons observer pour les candidats faisant des scores supérieurs à 20 ou inférieurs à -20 .

En revanche, il nous faut choisir une méthode pour sélectionner le degré pertinent du polynôme. Nous utilisons pour cela la méthode proposée par Lee et Lemieux (2009) : on estime l'équation (3) pour plusieurs valeurs de p en ajoutant des variables binaires pour l'appartenance à de petits intervalles de m ¹³¹, puis on teste la significativité jointe de ces variables binaires. La meilleure spécification est alors celle qui ne rejette pas la nullité jointe de ces variables binaires et pour laquelle le degré du polynôme est le plus petit possible. En pratique, cette méthode conduit à choisir un polynôme de degré 1 dans la plupart des cas concernant les variables électorales.

Les tests de robustesse Les tests essentiels de la robustesse de la méthode RDD consistent à montrer des graphiques représentant des moyennes locales de la variable dépendante Y pour des petits intervalles du résultat électoral m . Ceci permet de vérifier en particulier s'il existe vraiment ou non un "saut" dans la variable Y au niveau du seuil majoritaire. Par ailleurs, cela permet aussi de constater la qualité de la spécification choisie pour prédire la variable dépendante Y à partir du score électoral m .

Il existe plusieurs autres manières de contrôler la qualité de l'identification. Un premier moyen est de vérifier que l'estimation du traitement n'est pas bouleversée par une réduction de l'échantillon à un ensemble d'élections plus serrées. En effet, le cas contraire impliquerait que les résultats sont "tirés" par les observations correspondant aux élections les moins serrées. Par ailleurs, il est utile d'étudier le comportement des

131. Dans notre cas, des intervalles de taille 4.

estimations lorsque l'on ajoute un degré de paramètres polynomiaux en m . Si cet ajout bouleverse l'estimation, c'est que la spécification initiale est incorrecte.

Enfin, une dernière façon de tester la qualité de ces choix est d'estimer des expériences placebo. Il s'agit typiquement de prendre comme variable dépendante une variable comparable à Y mais observée avant l'élection t . Si la spécification initialement choisie aboutit à un effet du traitement significatif aussi dans ces cas, c'est que cette spécification est probablement incorrecte ou pire, que la condition théorique d'identification n'est pas respectée. Dans le cas de la prime électorale, le nombre de mandats que le candidat a réussi à obtenir avant l'élection initiale ou encore des résultats électoraux obtenus par le candidat lors d'élections précédentes sont des placebos naturels.

Une autre de nos hypothèses que nous faisons et dont il est nécessaire de vérifier la validité est qu'il n'est pas possible qu'une part significative des candidats puissent précisément contrôler leur marge électorale m autour du seuil majoritaire. L'expérience des élections présidentielles américaines de 2 000 montre qu'une telle hypothèse peut être contredite. Néanmoins, d'après McCrary (2008) cette hypothèse est facilement testable : si les individus peuvent manipuler les élections de manière assez précise et systématique pour faire apparaître un saut dans la variable Y , on devrait aussi observer une discontinuité autour du seuil de victoire électorale dans la distribution des résultats électoraux m_i . C'est pourquoi nous montrerons aussi un graphique décrivant la densité de la marge électorale m , à partir duquel il faudra vérifier visuellement qu'il n'y a pas de discontinuité visible autour du seuil majoritaire.

3.6.2 L'estimation de l'impact du cumul sur l'activité parlementaire

3.6.2.1 Les régressions classiques

Les raisons pour lesquelles l'estimation naïve de l'impact du cumul sur l'activité est biaisée sont moins claires que dans le cas de la prime électorale. C'est pourquoi nous accordons une place plus importante aux régressions MCO pour cette partie. Cette technique aura en effet l'avantage de donner des estimateurs plus précis et concernant l'ensemble des mandats locaux qu'un député peut détenir.

Nous estimerons donc une équation de type (2), en considérant comme variables dépendantes le logarithme du nombre de questions écrites posées par mois, le nombre de questions orales posées par an, et enfin le logarithme du nombre de présences en commission par an. Nous choisissons d'estimer des transformations logarithmiques pour améliorer la précision d'estimation concernant les variables dont l'analyse des-

criptive a révélé une dispersion très importante. Cette transformation est peu coûteuse car le nombre de députés pour lesquels il y a absence totale de présences en commission ainsi que de questions écrites est très réduit.

Nous intégrerons comme variables de contrôle l'appartenance à l'opposition, des éléments biographiques des députés tels que l'âge et l'expérience à l'Assemblée, et des variables électorales telles que le résultat réalisé au premier tour de la dernière élection. Nous n'intégrerons le type de commission d'appartenance que dans certaines spécifications car il est très possible que le choix d'effort et le choix de commission soient codéterminés en fonction des mandats détenus en début de législature.

3.6.2.2 L'estimation par Différences-en-Différences

Nous distinguons trois groupes pour notre estimation par différences-en-différences. Le traitement T_i pourra ici prendre trois valeurs : 0 lorsque le député i ne voit pas son statut changer après l'élection municipale intermédiaire, 1 lorsque le député i gagne un mandat de maire, et -1 lorsque le député i perd un mandat de maire. L'estimation sera alors celle d'une équation de la forme suivante :

$$Y_i^{post} - Y_i^{ante} = \alpha + \beta T_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

où Y_i^{post} et Y_i^{ante} représentent les niveaux d'effort parlementaire après et avant la municipale. Pour vérifier que les estimations ne capturent pas seulement l'impact de la campagne électorale, nous utilisons un échantillon alternatif constitué du sous-ensemble des députés qui se présentent aux municipales et doivent donc faire campagne.

Par ailleurs, nous cherchons à tester l'impact d'une candidature sur l'activité législative avant les municipales, en estimant l'équation suivante :

$$Y_i^{ante} = \alpha + \beta C_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

où C_i est une variable binaire indiquant le fait que le député est tête de liste pour une élection municipale significative. En pratique, l'estimation que nous faisons ici est critiquable puisque la variable explicative C_i est de fait observée avant la variable dépendante Y_i^{ante} . Toutefois, nous pensons qu'il est raisonnable de faire l'hypothèse que l'observation d'une candidature le jour de l'élection reflète assez précisément un désir de candidature qui précède l'entrée dans l'Assemblée.

3.6.2.3 Les estimations RDD

L'estimation en discontinuité dans la régression reprend des étapes tout à fait similaires à ce que nous réalisons pour l'étude de la prime électorale. Nous choisissons la même fenêtre d'estimation, ainsi que la même méthode pour choisir le degré pertinent du polynôme estimé. Comme nous le verrons, cette méthode aboutit le plus souvent à ne pas avoir à tenir compte d'un trend préexistant. Par ailleurs, il est assez naturel que nous utilisions comme expérience placebo l'étude de l'impact d'un mandat sur le niveau d'activité *avant* l'obtention du mandat.

3.7 Résultats

3.7.1 La prime électorale au cumul

3.7.1.1 Régressions MCO

Dans la table 33, nous présentons le résultat des estimations naïves de la prime électorale au cumul lors des législatives. Le principal résultat correspond bien aux statistiques descriptives : la prime aux mandats locaux est importante mais elle est concentrée sur les candidats qui ne sont pas députés sortants. Elle est toutefois surtout significative, statistiquement et économiquement, pour les mandats qui correspondent à d'importantes collectivités locales. Par ailleurs, l'inclusion de l'expérience de député du candidat réduit significativement les estimations de la prime aux mandats locaux. Ceci suggère que la détention de ces mandats est bien corrélée avec une popularité que nous n'observons pas complètement.

Dans la table 34, nous présentons les estimations de la prime au cumul lors des élections municipales¹³². Dans ce cas, la prime à la détention d'un mandat de député est très significative, même si là encore elle est surtout importante pour les candidats qui ne sont pas maires sortants. De manière surprenante, la taille de la ville visée ne semble pas jouer sur la prime accordée par les électeurs aux députés. Deux effets contradictoires peuvent être la source de cette absence d'effet : d'une part, les petites villes "profitent" plus d'un député, mais d'autre part, les députés ont plus de chances d'être populaires dans une ville lorsque le mandat de député ne correspond qu'à cette ville ; lorsque ce n'est pas le cas, un député peut être sanctionné par les habitants d'une ville qui n'avait pas initialement voté pour lui aux législatives.

Notons enfin que la prime est estimée sur un échantillon bien particulier, celui des candidats aux municipales qui se sont présentés aux législatives antérieures. Nous

132. Nous ne montrons pas les régressions concernant le score au premier tour des municipales. Les résultats sont alors tout à fait similaires à l'estimation de la probabilité de victoire.

TABLE 3.33 – L'impact de la détention d'un mandat local sur la performance aux législatives (Régressions)

	Probabilité de victoire (MCO)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mairie : moins de 3500	0.049* (0.023)	0.031 (0.021)	-0.045 (0.029)	-0.044 (0.028)	0.050 (0.029)	0.050 (0.029)
Entre 3500 et 9000	0.077** (0.025)	0.064** (0.024)	-0.006 (0.030)	0.004 (0.029)	0.061 (0.031)	0.053 (0.031)
Entre 9000 et 30000	0.165** (0.021)	0.110** (0.020)	0.027 (0.024)	0.022 (0.023)	0.135** (0.028)	0.116** (0.029)
Plus de 30000	0.254** (0.024)	0.139** (0.024)	0.056* (0.026)	0.037 (0.025)	0.221** (0.040)	0.188** (0.041)
Paris-Lyon-Marseille	0.360** (0.077)	0.179* (0.078)	0.204** (0.057)	0.144* (0.061)	0.184 (0.199)	0.160 (0.192)
Conseiller	0.075** (0.014)	0.081** (0.012)	0.008 (0.019)	0.009 (0.019)	0.138** (0.016)	0.134** (0.016)
Président de conseil	0.329** (0.030)	0.151** (0.035)	0.139** (0.031)	0.095** (0.031)	0.468** (0.058)	0.448** (0.059)
Nombre d'expériences de député		0.101** (0.004)		0.039** (0.004)		0.064** (0.012)
Observations	5550	5550	2396	2396	3154	3154
Sortants	Oui	Oui	Oui	Oui	Non	Non
Non-Sortants	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui

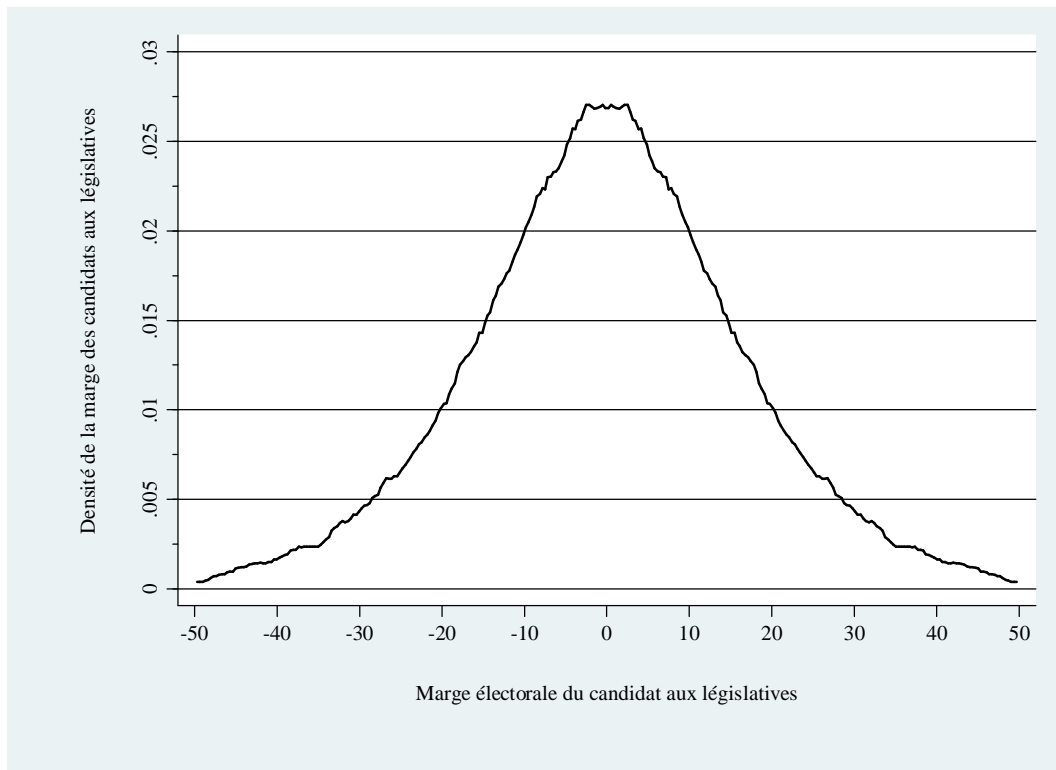
Note : Ecart-types robustes groupés par circonscription-décennie. ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$

TABLE 3.34 – L'impact de la détention d'un mandat de député sur la performance aux municipales (Régressions)
Probabilité de victoire (MCO)

	<i>Tous candidats</i>			<i>Maires sortants uniquement</i>			<i>Non-sortants uniquement</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Député en place	0.266*** (0.027)	0.215*** (0.029)	0.020 (0.299)	0.109*** (0.030)	0.115*** (0.031)	-0.208 (0.365)	0.291*** (0.038)	0.233*** (0.041)	0.690 (0.439)
Nombre d'expériences antérieures comme député		0.041*** (0.007)			-0.005 (0.007)			0.051*** (0.015)	
Population de la ville (en log)			-0.121*** (0.021)			-0.058* (0.031)			-0.066*** (0.024)
Député*Population			0.025 (0.029)			0.033 (0.036)			-0.040 (0.041)
Observations	1710	1710	1558	886	886	864	824	824	694

Note : Ecart-types robustes groupés par circonscription et décennie entre parenthèses. ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$

FIGURE 3.3 – Distribution des écarts électoraux lors des législatives entre 1988 et 2007



Note : La distribution des écarts porte sur l'ensemble des deux premiers candidats présents au second tour. La densité est estimée de manière non-paramétrique avec un noyau rectangulaire et une largeur de bande égale à 4.

n'avons donc pas pu prendre en compte la performance des candidats qui ne sont pas députés et qui ne cherchent pas à l'être. Ce biais de sélection serait important si ces personnalités locales et uniquement locales étaient très valorisées lors des municipales.

3.7.1.2 Analyse graphique des élections serrées

Nous passons maintenant à une forme plus robuste d'identification, qui utilise la méthode RDD. Cette méthode passe d'abord par l'analyse de graphiques très simples.

L'impact d'un mandat de député Il nous faut vérifier avant tout que les candidats ne sont pas à même de manipuler le résultat des élections législatives. C'est pourquoi, comme le suggère McCrary (2008), nous montrons dans la figure 3 la distribution de la marge électorale des candidats aux élections législatives qui sont premier ou deuxième lors d'un second tour. On ne distingue pas de saut de la densité autour du seuil majoritaire, ce qui nous permet de penser que les élections législatives ne sont pas systématiquement manipulées autour de ce seuil en France.

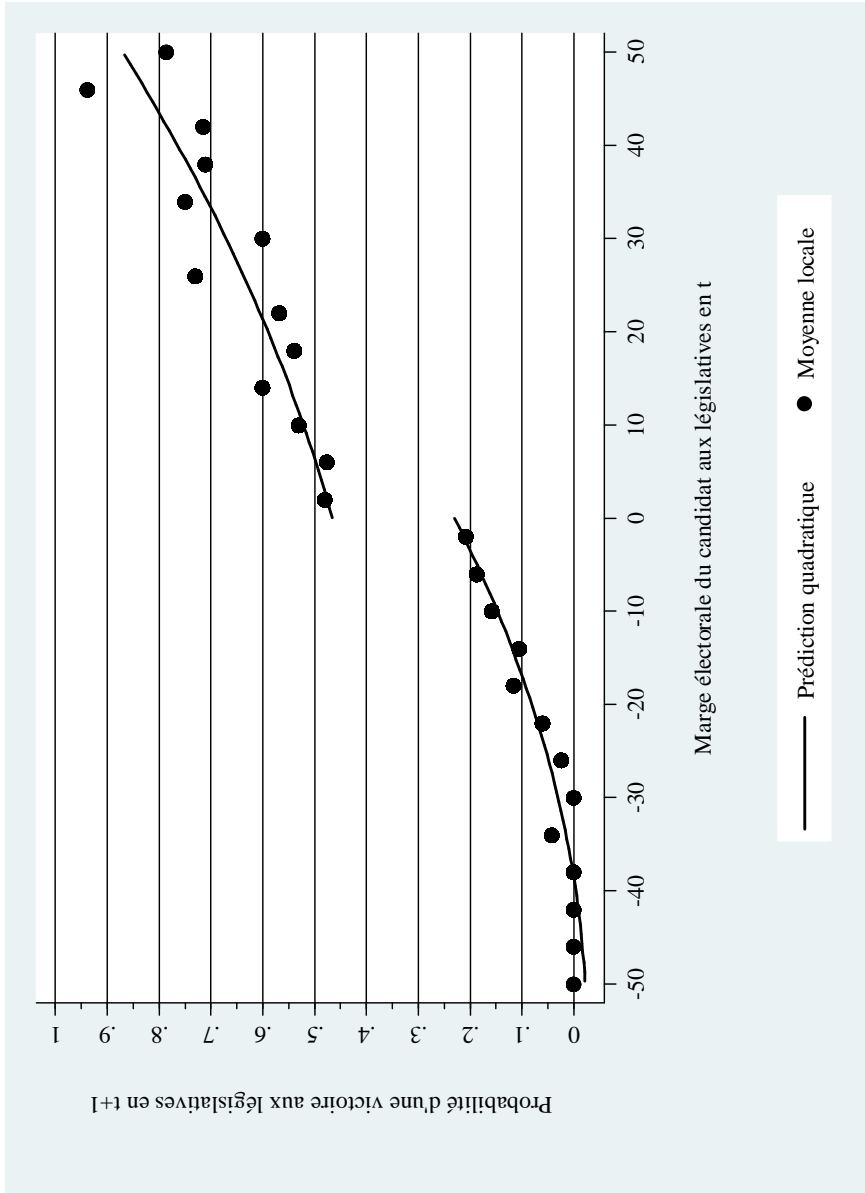
Nous pouvons donc maintenant nous attacher à décrire l'évolution des destins électoraux en fonction de la marge obtenue lors d'une élection législative en t . En figure 4, nous représentons l'évolution de la probabilité de devenir député en $t + 1$ en fonction du résultat obtenu lors de l'élection législative t . Nous y figurons un *trend* calculé en estimant une fonction quadratique de part et d'autre du seuil de victoire en t . On observe une discontinuité très significative dans la probabilité d'être élu député en $t + 1$ lorsque le candidat atteint en t le score qui lui permet de devenir député : au point 0, l'écart entre les deux *trends* est égal à environ 0.25 ; autrement dit, l'impact d'avoir déjà un mandat de député sur la probabilité d'être député dans le futur est de 25 points. C'est un effet qui peut paraître important en taille dans l'absolu, mais dans le cas des élections au Congrès américain étudiées par Lee (2008), le même écart se situait à 45 points. Des institutions politiques différentes semblent donc mener à des primes au sortant très divergentes. Il n'est peut-être pas anodin à cet égard que le débat sur les limites au nombre de mandats successifs n'ait jamais pris en France, alors qu'il est très fort aux États-Unis.

On peut distinguer deux éléments à la prime au sortant que nous venons de présenter. Dans la figure 5, nous montrons l'évolution de la probabilité de candidature à l'élection législative $t + 1$ en fonction du résultat obtenu lors de l'élection législative t . L'écart entre les députés sortants et les non-sortants est alors de 0,4 : un député élu a environ deux fois plus de chances de se représenter que son opposant principal lors de l'élection ayant eu lieu en t . Il n'y a dans ce cas pas de différence avec le cas américain.

Le profil de la probabilité de candidature peut paraître paradoxal : cette probabilité ne semble pas être véritablement corrélée avec le résultat aux législatives initiales, et est même décroissante avec ce résultat pour les petits scores. Ceci peut toutefois être complètement attribuable à la présence de retraits dits "républicains" en cas de triangulaires potentielles avec le Front National. En figure 6, nous reproduisons la figure précédente en retirant les cas d'élections où un membre du FN fait partie des deux premiers candidats au second tour. Dans ce cas, on retrouve bien que la probabilité de candidature s'accroît avec la popularité initiale mesurée par le résultat aux élections législatives précédentes.

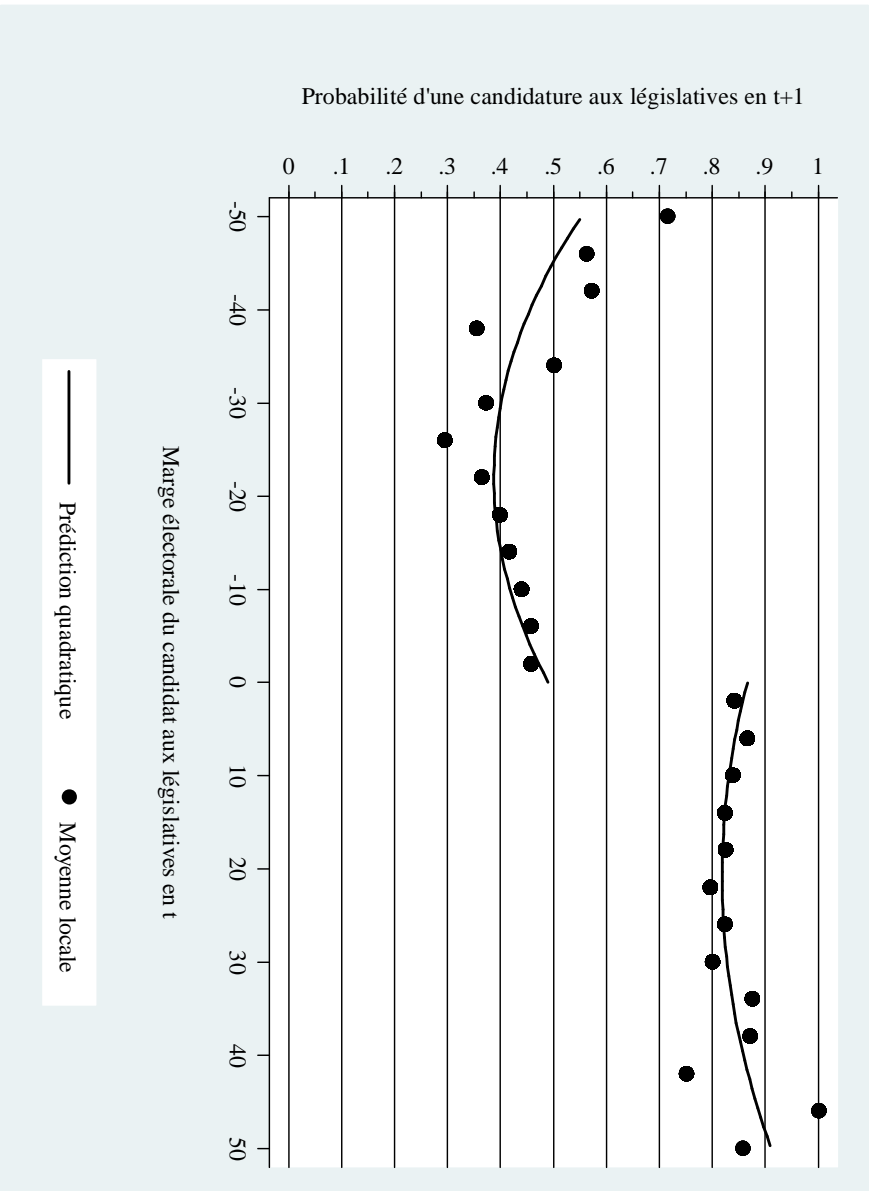
Dans tous les cas, l'impact d'un mandat est déterminant pour pouvoir obtenir une investiture lorsque l'on appartient à un parti susceptible de gagner l'élection législative. Il peut néanmoins être également intéressant de regarder si les électeurs valident cette sélection par le mandat en élisant plus souvent les candidats qui ont gagné de peu une élection que ceux qui l'ont perdue de peu. Les statistiques descriptives concluaient à une prime au mandat conditionnelle à la candidature faible mais significative lorsque les élections initiales se jouaient à moins de cinq points d'écart. En

FIGURE 3.4 – L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de gagner l'élection législative suivante



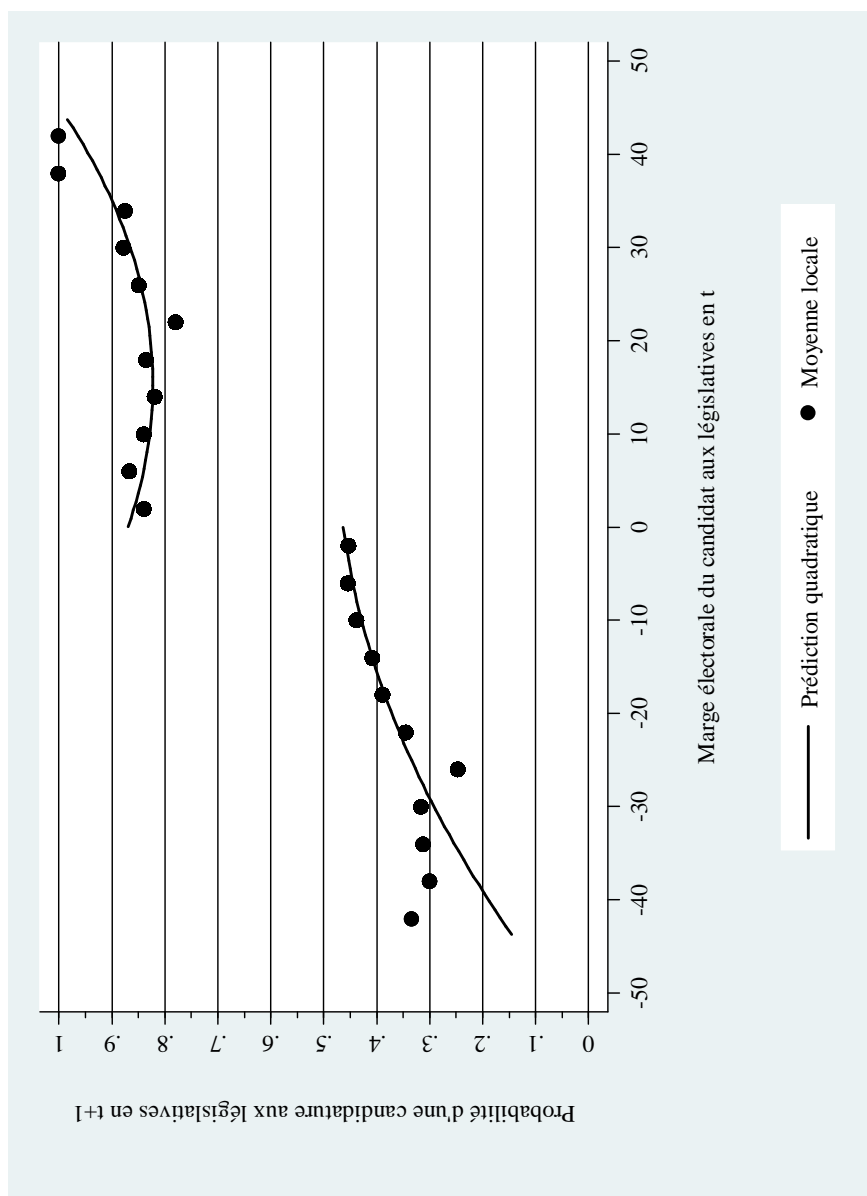
Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de victoire y_x en $t + 1$ aux élections législatives parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections législatives en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0.2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de victoire en $t + 1$ est égale à 0.2 pour les hommes politiques ayant perdu avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. La probabilité de victoire en $t + 1$ est exprimée ici inconditionnellement à une nouvelle candidature aux législatives en $t + 1$. Les données utilisées portent sur les élections législatives générales des années 1988 à 2007.

FIGURE 3.5 – L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de candidature à l'élection législative suivante



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de candidature y_x en $t + 1$ aux élections législatives parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections législatives en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0.2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de candidature en $t + 1$ est égale à 0,45 pour les hommes politiques ayant perdu avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. Les données utilisées portent sur les élections législatives générales des années 1988 à 2007.

FIGURE 3.6 – L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de candidature à l'élection législative suivante (sans le Front National)



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de candidature y_x en $t + 1$ aux élections législatives parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections législatives en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2[$. Par exemple, le point $(-2; 0,2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de candidature en $t + 1$ est égale à 0,45 pour les hommes politiques ayant perdu avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. Les données utilisées portent sur les élections législatives générales des années 1988 à 2007.

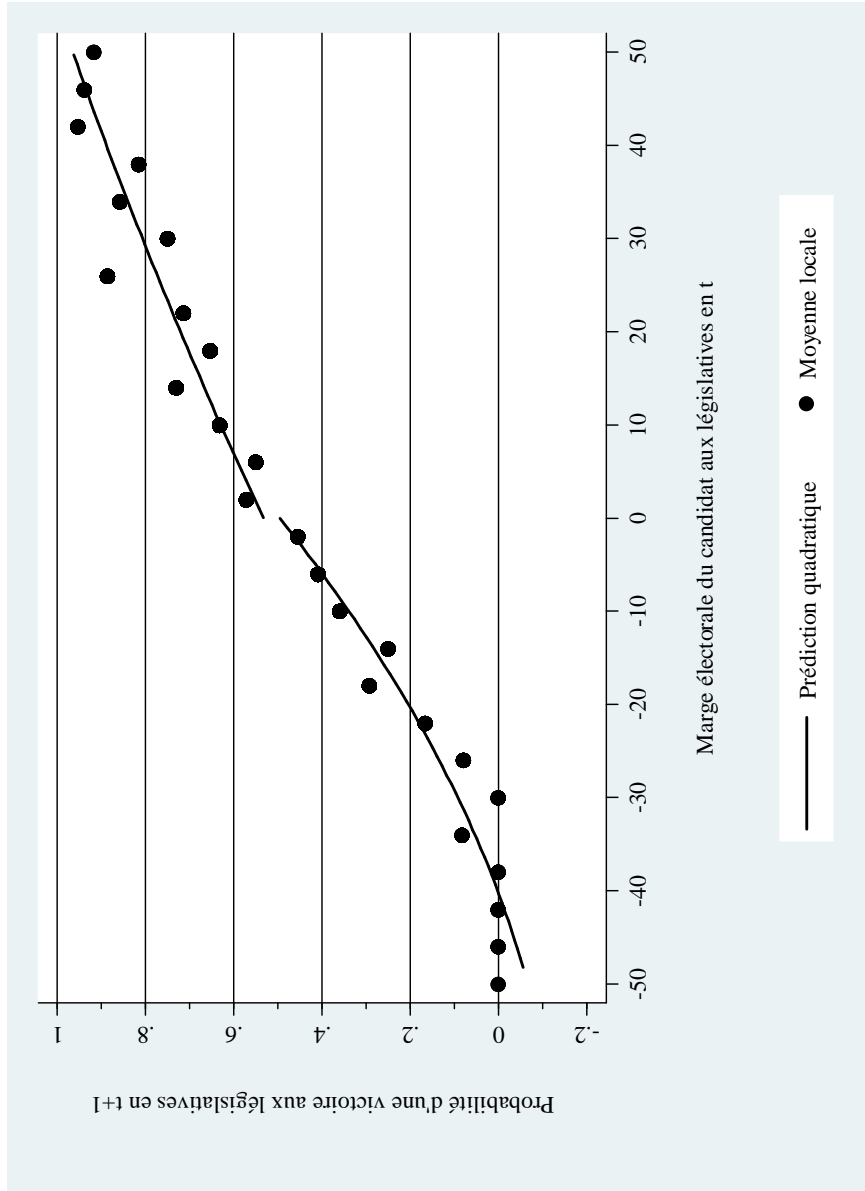
figure 7, nous systématisons cette approche en présentant l'évolution de la probabilité de victoire aux législatives conditionnellement à une candidature et en fonction du résultat initialement obtenu. Le graphique montre bien que lorsque l'on tient compte d'un *trend* de popularité, les électeurs ne semblent donner aucune prime aux députés sortants par rapport aux opposants initiaux qui décident de se représenter.

On ne peut toutefois pas en tirer la conclusion que les électeurs ne valorisent pas les sortants : en effet, les sortants font aussi face à un coût de candidature moins élevé et donc la population des députés qui se représentent est probablement moins motivée et sélectionnée par le parti que la population des opposants qui se représentent, à score initial quasi-similaire. Ce biais de sélection a déjà été évoqué par Lee (2008). La véritable prime au sortant offerte par les électeurs se situe donc entre la prime conditionnelle mesurée par la figure 7 et la prime inconditionnelle mesurée par la figure 4, soit entre 0 et 0,25 : plus la corrélation positive entre candidature et perspectives électorales est forte, plus la vraie prime offerte par les électeurs se rapproche de 0,25.

Nous pouvons maintenant appliquer cette approche à l'impact d'un mandat de député sur la probabilité de devenir maire d'une ville significative. En figure 8, nous présentons l'évolution de cette probabilité inconditionnelle à une candidature aux municipales et en fonction du résultat obtenu lors de l'élection législative précédente. Une fois tenu compte du *trend* de popularité, on ne distingue plus de différence à l'endroit du seuil majoritaire entre les candidats qui perdent et ceux qui gagnent aux législatives. En particulier, la figure montre bien pourquoi la prime au mandat de député pour les élections locales peut être surestimée : la probabilité de gagner aux municipales est fortement corrélée avec la popularité reflétée dans le score initial aux législatives. Le mandat de député pourrait toutefois avoir un impact sur la probabilité de candidature, si l'on croit à la théorie selon laquelle un mandat de député permet de "contrôler" les investitures locales de son parti. C'est ce que nous regardons dans la figure 9. Nous ne distinguons pas un effet économiquement significatif du mandat de député sur la probabilité de candidature aux municipales autour du seuil majoritaire. Un mandat de député ne semble donc ni augmenter ni diminuer significativement la recherche d'une implantation locale.

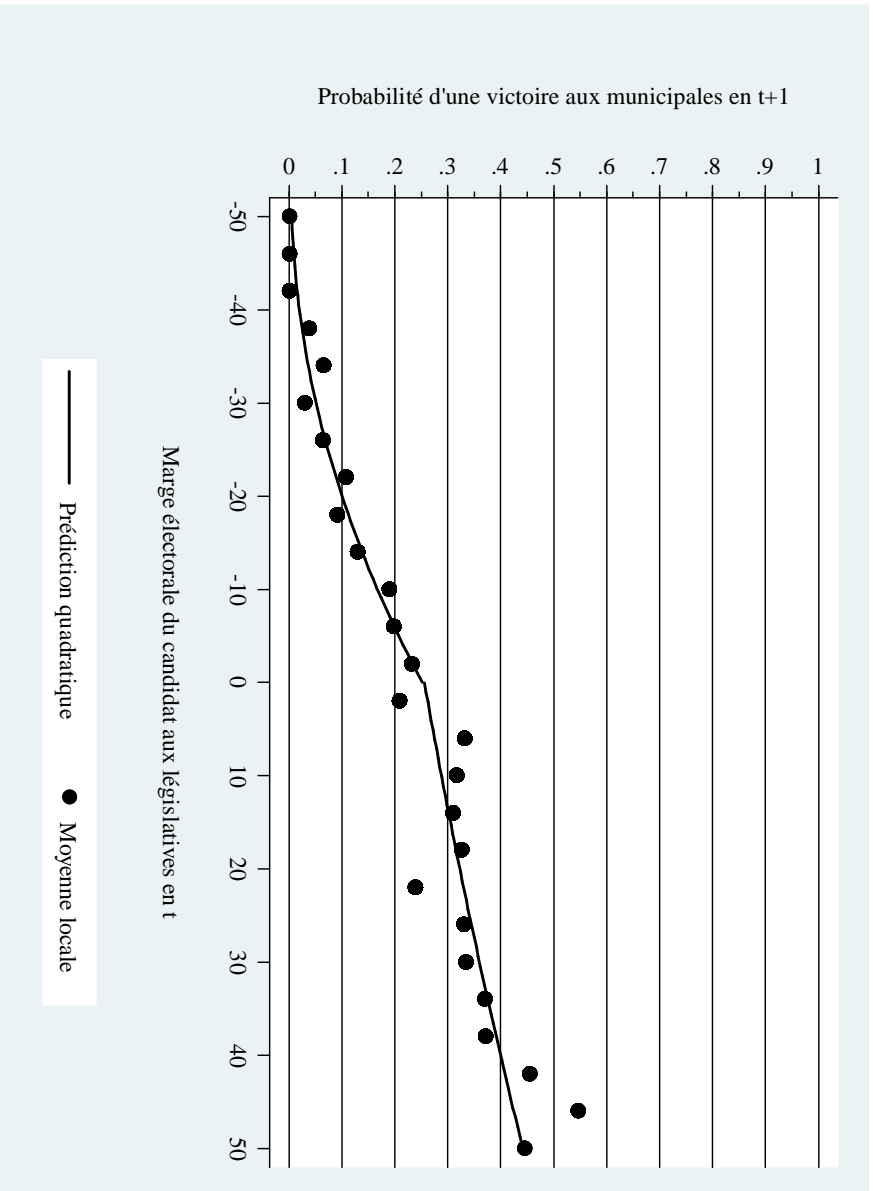
Pour terminer cette analyse, nous étudions avec la figure 10 l'impact d'un mandat de député sur la probabilité de gagner une municipale significative conditionnellement à une candidature. Il ne semble pas y avoir d'impact économiquement significatif au fait de disposer d'un mandat de député pour gagner une élection municipale lorsque l'on s'y présente. Le fait que l'impact d'un mandat de député sur la probabilité inconditionnelle de gagner un mandat de maire et l'impact sur la probabilité conditionnelle de gagner ce mandat soient proches suggère que le coût d'une candidature aux municipales est relativement proche pour ceux qui ont un mandat de député par rapport

FIGURE 3.7 – L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de victoire à l'élection législative suivante (si candidature)



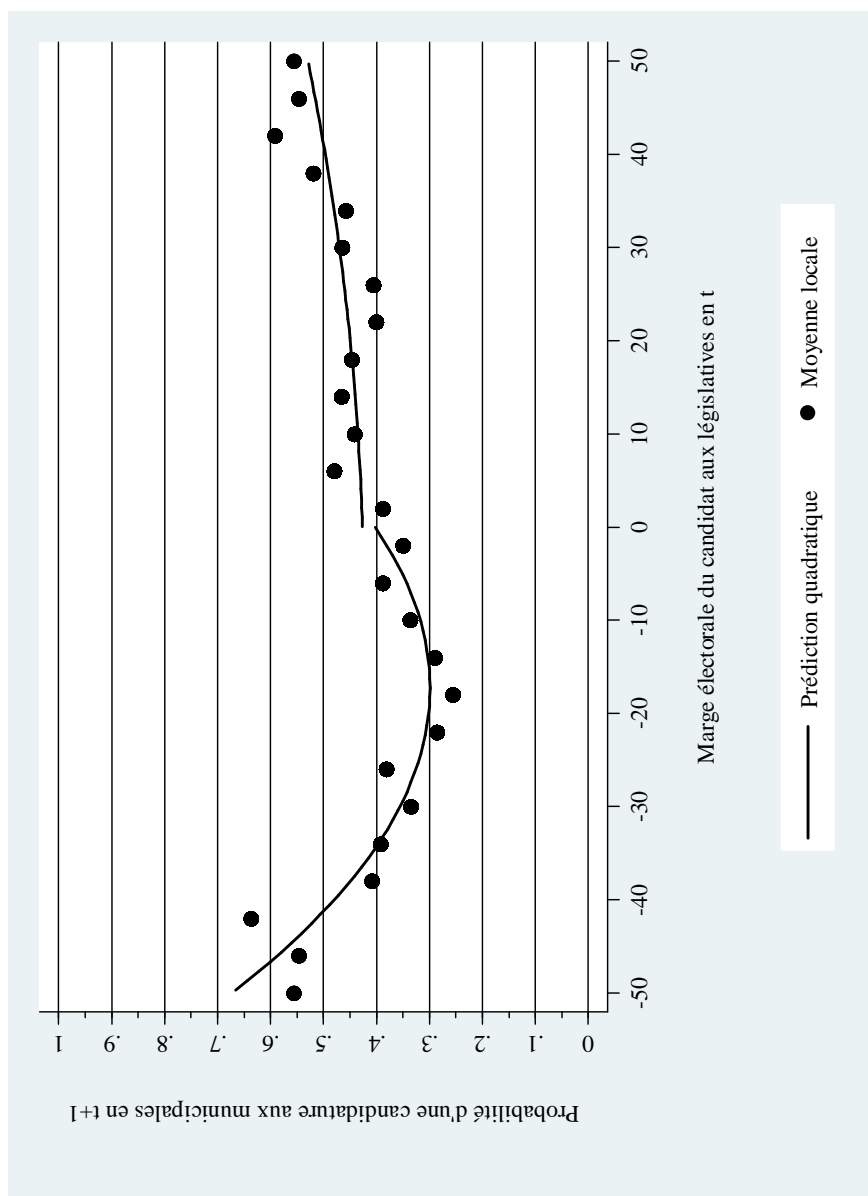
Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de victoire y_x en $t + 1$ aux élections législatives en cas de candidature, et ce parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections législatives en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0.2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de victoire en $t + 1$ pour les hommes politiques candidats est égale à 0.42 pour les hommes politiques ayant perdu en t avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. Les données utilisées portent sur les élections législatives générales des années 1988 à 2007.

FIGURE 3.8 – L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de gagner une élection municipale



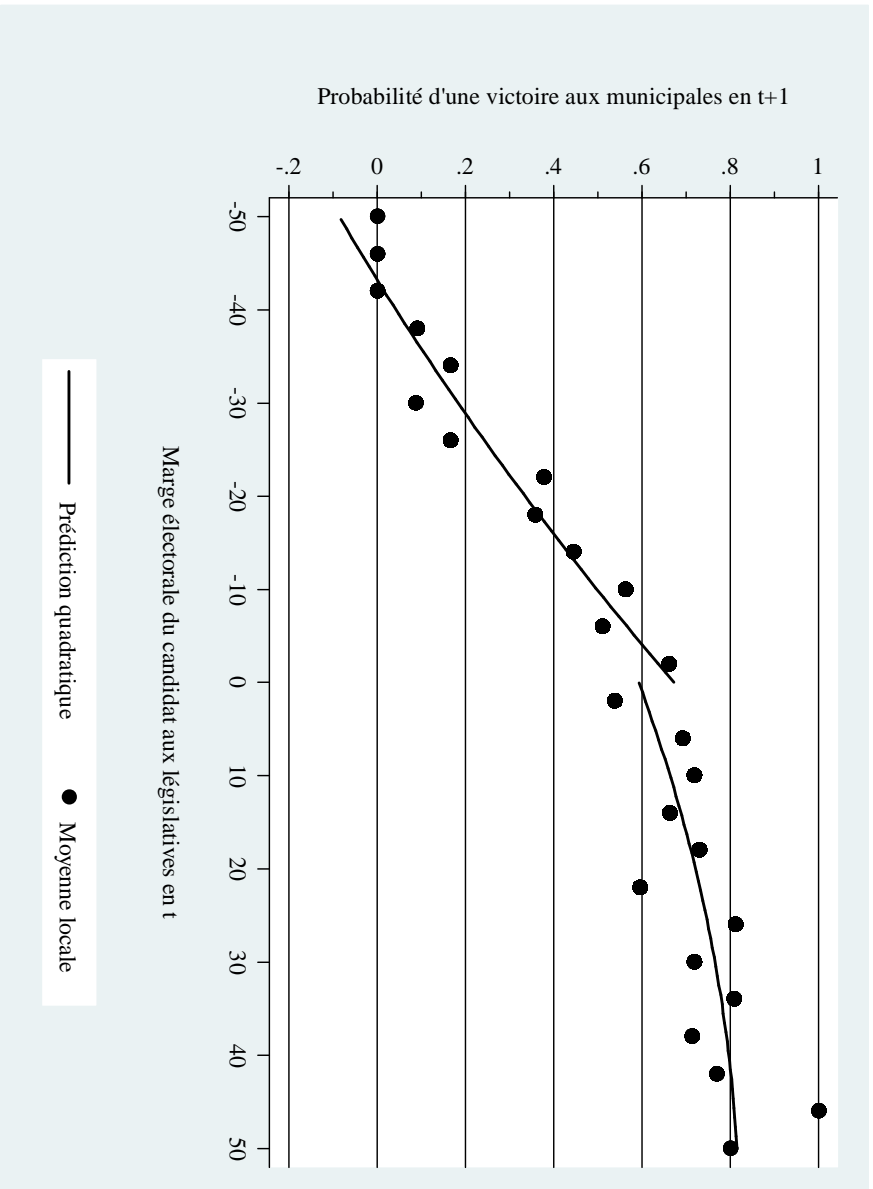
Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de victoire y_x en $t + 1$ aux élections municipales parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections législatives en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0,2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de victoire en $t + 1$ est égale à 0,24 pour les hommes politiques ayant perdu avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. La probabilité de victoire en $t + 1$ est exprimée ici inconditionnellement à une candidature aux municipales en $t + 1$. Les données utilisées portent sur les élections municipales des années 1989 à 2008.

FIGURE 3.9 – L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de candidature à l'élection municipale suivante



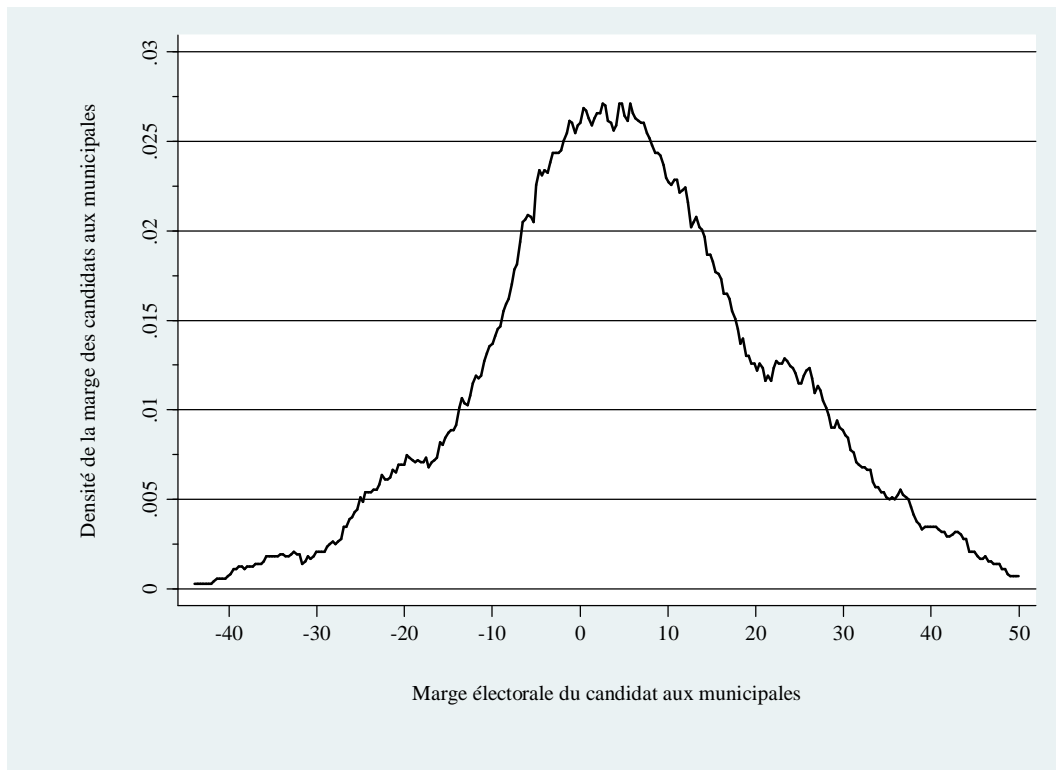
Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de candidature y_x en $t + 1$ aux élections municipales parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections législatives en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0.2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de candidature en $t + 1$ est égale à 0.45 pour les hommes politiques ayant perdu avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. Les données utilisées portent sur les élections législatives générales des années 1988 à 2007.

FIGURE 3.10 – L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de victoire à une élection municipale conditionnelle à une candidature



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de victoire y_x en $t + 1$ aux élections municipales en cas de candidature, et ce parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections législatives en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0,2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de victoire en $t + 1$ pour les hommes politiques candidats est égale à 0,42 pour les hommes politiques ayant perdu en t avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. Les données utilisées portent sur les élections législatives générales des années 1988 à 2007.

FIGURE 3.11 – Distribution des écarts électoraux lors des municipales entre 1989 et 2008



Note : La distribution des écarts porte sur l'ensemble des deux premiers candidats présents au second tour des municipales ou au premier tour lorsqu'il n'y a que deux listes en présence. La densité est estimée de manière non-paramétrique avec un noyau rectangulaire et une largeur de bande égale à 4.

à ceux qui n'en ont pas. Cela est sans surprise compte tenu du fait que ce mandat n'offre pas beaucoup de facilités en termes de ressources humaines et techniques, comme nous l'avons vu en section 2.

Ceci nous permet donc d'affirmer qu'il n'existe pas de prime électorale significative au cumul local-national lors des élections municipales. Qu'en est-il lors des élections législatives ?

L'impact d'obtenir un mandat de maire Pour étudier l'effet d'un mandat de maire de taille importante, nous répétons la même analyse que précédemment, excepté que nous étudions le destin électoral des hommes politiques en fonction du résultat qu'ils ont obtenu aux municipales. Comme précédemment, il nous faut d'abord vérifier que la densité des résultats aux municipales est continue autour du seuil majoritaire. C'est pourquoi nous montrons une estimation non-paramétrique de cette densité en figure 11. On ne peut y voir aucun saut au point 0 qui suggérerait l'existence d'une manipulation autour de ce point. Nous pouvons donc entamer notre analyse de la

prime au mandat de maire lors des législatives.

En figure 12 nous regardons l'impact d'un mandat de maire sur la probabilité de victoire aux législatives lors des élections suivantes, et ce à la fois pour les députés et pour leurs opposants. Le profil de la relation entre score aux municipales et élection aux législatives est moins précis car nous disposons de beaucoup moins d'observations. Par ailleurs, la plus grande dispersion que l'on peut constater pour les très bons résultats aux municipales reflète le fait que ce sont surtout dans des petites municipalités que l'on peut observer de tels scores ; dans ces petites villes, la relation entre qualité d'un député et qualité d'un maire est certainement plus bruitée.

En revanche une tendance générale de corrélation positive entre bons résultats aux municipales et succès aux législatives se dégage nettement. C'est cette tendance qui explique la très forte prime à la détention d'un mandat de maire naïvement observée. En effet, on ne distingue pas de saut au seuil majoritaire, ce qui plaide pour une faible prime aux mandats locaux pour pouvoir devenir député.

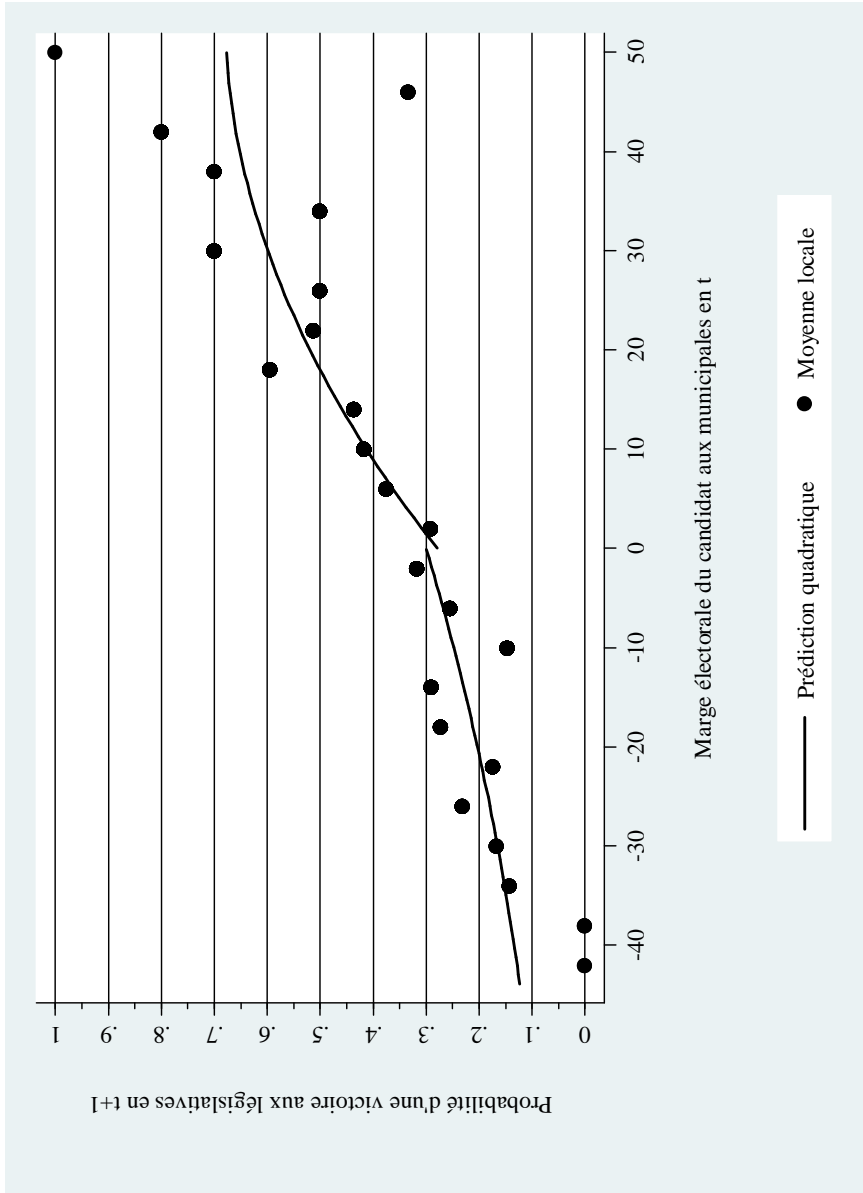
La théorie du cumul comme entreprise de monopolisation des postes devrait avoir pour conséquence qu'un mandat de maire accroît la probabilité de candidature lors des législatives. C'est ce que nous pouvons étudier à partir de la figure 13. Le taux de nouvelles candidatures aux législatives est très élevé, plus que ce qu'on avait constaté sur l'ensemble des candidats aux législatives dans la figure 5. C'est que le nombre de candidats lors d'une législative est une fonction croissante de la densité de la circonscription, elle-même corrélée avec la présence d'une ville de taille significative : la probabilité de se porter à nouveau candidat, éventuellement en tant que dissident, y est donc plus forte. Par ailleurs, dans les très grandes villes, un candidat sérieux aux législatives peut être présent sur une "niche", une partie minoritaire de la ville aux préférences très distinctes du reste de la population municipale : c'est par exemple le cas des éventuels députés socialistes de la ville de Toulon, pourtant ancrée à droite.

Un autre aspect frappant du graphique est la courbe en 'U' que suit la probabilité d'une candidature aux législatives en fonction du score réalisé aux municipales. Ceci reflète peut-être une forme de non-linéarité dans l'effort porté par les partis pour renouveler les candidats : lorsqu'une circonscription est "ingagnable" pour un parti, ce dernier ne voudra pas supporter les coûts fixes de la recherche d'un nouveau candidat.

Mais ce qui nous importe le plus le comportement de candidature aux élections législatives autour du seuil de la victoire électorale : il n'y a pas d'effet significatif d'un mandat de maire sur les décisions d'investiture pour les législatives.

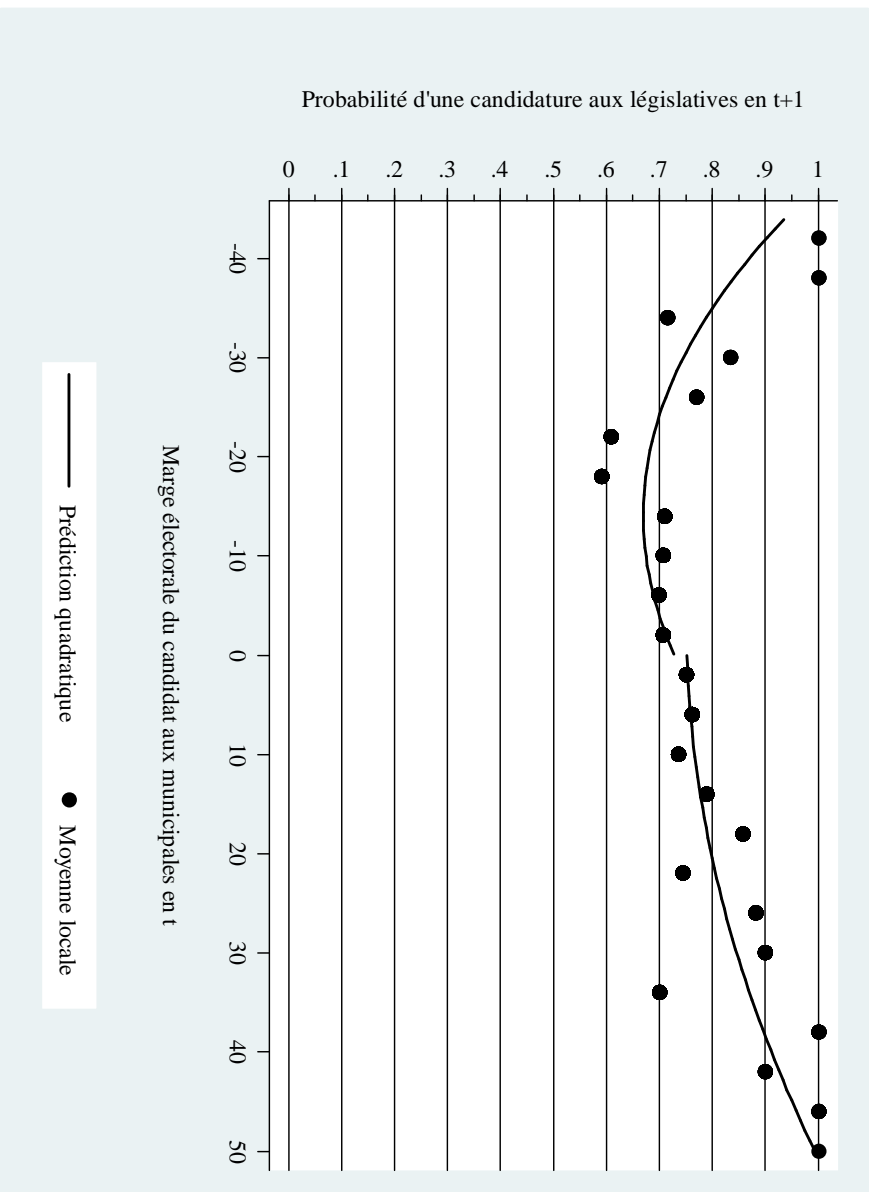
Observe-t-on par ailleurs que parmi les candidats qui se représentent aux législatives, ceux qui ont obtenu de peu un mandat de maire sont plus souvent élus ? C'est une question à laquelle on peut essayer de répondre avec la figure 14, qui représente la probabilité de victoire aux législatives conditionnellement à une candidature et

FIGURE 3.12 – L'impact d'une victoire aux municipales sur la probabilité de gagner une élection législative suivante



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de victoire y_x en $t + 1$ aux élections législatives parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections municipales en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0.2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de victoire en $t + 1$ est égale à 0.32 pour les hommes politiques ayant perdu avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. La probabilité de victoire en $t + 1$ est exprimée ici inconditionnellement à une candidature aux municipales en $t + 1$. Les données utilisées portent sur les élections municipales et législatives des années 1989 à 2002.

FIGURE 3.13 – L'impact d'une victoire aux municipales sur la probabilité de candidature à l'élection législative suivante



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de candidature y_x en $t + 1$ aux élections législatives parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections municipales en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0.2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de candidature en $t + 1$ est égale à 0.45 pour les hommes politiques ayant perdu avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. Les données utilisées portent sur les élections municipales et législatives des années 1989 à 2002.

en fonction du score obtenu aux municipales précédentes. Les estimations qu'il est possible de faire sont plus imprécises, du fait de la petite taille de l'échantillon (591 observations), mais on y voit tout de même très clairement que les candidats qui se présentent aux législatives n'ont pas tiré leur mandat de maire de manière aléatoire : un tel mandat reflète une popularité sous-jacente qui rejaillit sur le score aux législatives. On peut constater par ailleurs qu'il n'y a pas de saut significatif autour du seuil de la victoire aux municipales.

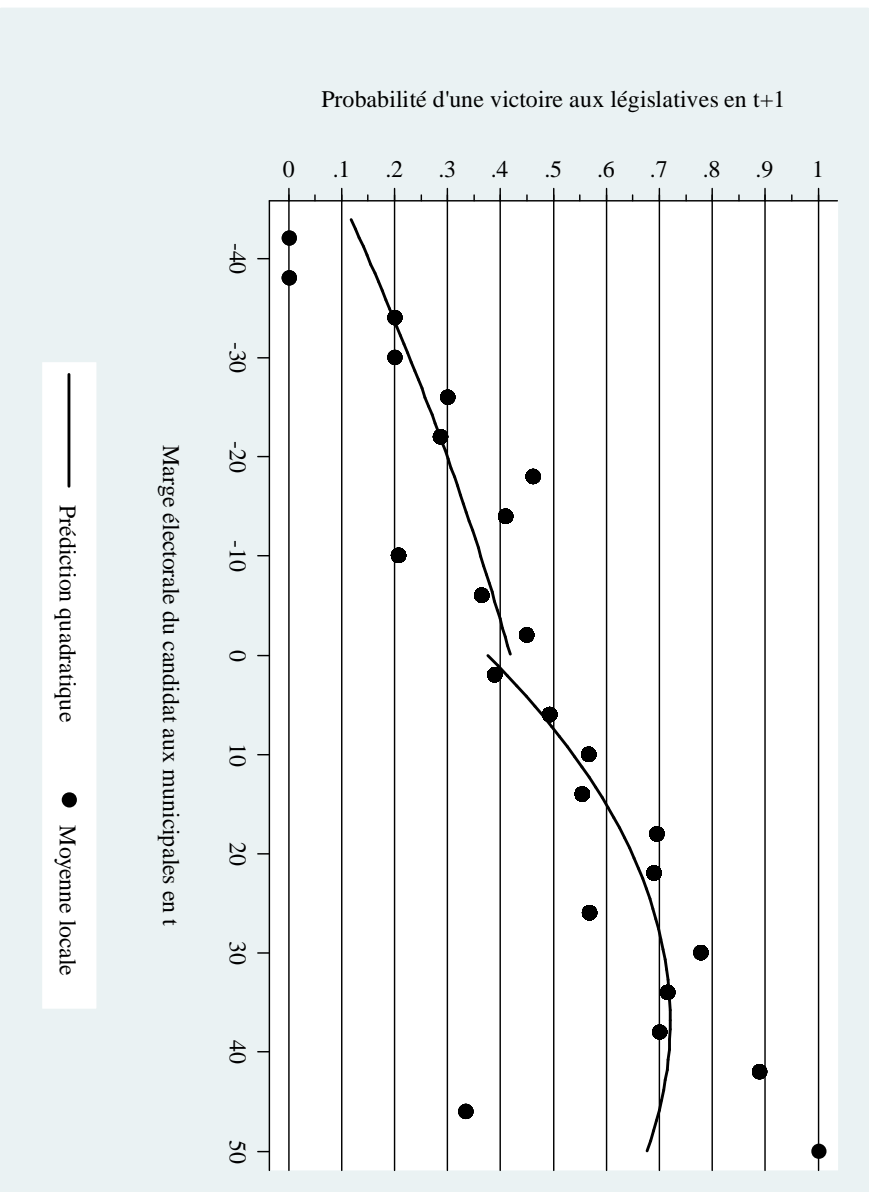
En conclusion de cette analyse graphique, on peut d'ores et déjà être convaincu que l'obtention d'un type de mandat n'offre pas d'avantage significatif quant à l'obtention ou même à la candidature pour un autre type de mandat. Cette absence d'effet est masquée pour l'observateur "naïf" par le fait que les hommes politiques qui ont obtenu un mandat bénéficient d'une plus grande popularité à même de servir pour des élections concernant un autre mandat. Néanmoins, cette absence d'effet demande à être précisée ; et pour cela, il faut pouvoir calculer des écarts-types. Pour cette raison, nous passons maintenant aux résultats des régressions.

3.7.1.3 Résultats des régressions par discontinuité

L'impact d'un mandat de député Les résultats des régressions RDD pour l'impact d'un mandat de député sur la carrière politique nationale sont présentés dans la table 35. Ils permettent de confirmer l'effet ou l'absence d'effet d'un mandat de député déjà visibles à partir des figures 4, 5 et 6. Un mandat de député accroît la probabilité d'être de nouveau député d'environ 24 points, et cet effet est précisément estimé : l'intervalle de confiance à 95 % se situe entre 17 et 31 points supplémentaires. L'effet très important d'un mandat de député sur les futures candidatures est lui aussi précisément mesuré : un député a entre 37 et 43 points supplémentaires de probabilité d'être candidat lors des élections suivantes. En revanche, comme on pouvait le déduire de la figure 6, on ne distingue pas d'effet d'un mandat de député conditionnellement à une nouvelle candidature. Il est à noter que ces effets ou absences d'effets sont robustes à des changements de spécification ou de fenêtre d'échantillon, comme le montrent les colonnes (2) et (3) du tableau 35. Par ailleurs, lorsque l'on essaie d'estimer un impact d'une victoire en t sur le nombre de mandats exercés avant t , on ne distingue pas d'effet significatif, ce qui conforte nos hypothèses d'identification.

Dans la table 36, nous montrons les résultats des estimations RDD de l'effet d'un mandat de député sur la carrière politique locale. Nous ne distinguons aucun effet de manière significative et robuste. Au maximum, un mandat de député pourrait accroître la probabilité de devenir maire d'une ville significative de cinq points, ce qui constitue la borne haute de l'intervalle de confiance à 95 %, mais cet effet pourrait

FIGURE 3.14 – L'impact d'une victoire aux municipales sur la probabilité de victoire à une élection législative conditionnelle à une candidature



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la probabilité moyenne de victoire y_x en $t + 1$ aux élections législatives en cas de candidature, et ce parmi les hommes politiques dont la marge électorale aux élections municipales en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0.2)$ se lit de la manière suivante : la probabilité moyenne de victoire en $t + 1$ pour les hommes politiques candidats est égale à 0.42 pour les hommes politiques ayant perdu en t avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées. Les données utilisées portent sur les élections législatives et municipales générales des années 1988 à 2007.

TABLE 3.35 – L’impact d’un mandat de député sur la carrière politique nationale (Estimations RDD)

Spécifications :	$ m \leq 20$ (1)	Degré de polynôme supérieur (2)	$ m \leq 10$ (3)
Var. dép. : Probabilité d’élection comme député			
Gain d’un mandat de député	0.242** (0.035)	0.241** (0.051)	0.258** (0.047)
<i>Degré du polynôme</i>	1	2	1
<i>Nombre d’observations</i>	2980	2980	1902
Var dép. : Probabilité de candidature			
Gain d’un mandat de député	0.401** (0.016)	0.387** (0.029)	0.399** (0.021)
<i>Degré du polynôme</i>	0	1	0
<i>Nombre d’observations</i>	2980	2980	1902
Var. dép. : Probabilité d’élection si candidature			
Gain d’un mandat de député	0.063 (0.052)	0.043 (0.074)	0.080 (0.068)
<i>Degré du polynôme</i>	1	2	1
<i>Nombre d’observations</i>	1910	1910	1241
Var. dép. : Nombre de mandats de députés déjà exercés			
Gain d’un mandat de député	-0.192 (0.105)	-0.217 (0.159)	-0.242 (0.146)
<i>Degré du polynôme</i>	1	2	1
<i>Nombre d’observations</i>	2980	2980	1902

Note : Ecarts-types robustes groupés par circonscription-décennie. La marge m est ici l’écart à la victoire lors de l’élection législative initiale si cette élection s’est jouée au second tour. ** : $p < 0.01$
* : $p < 0.05$

TABLE 3.36 – L’impact d’un mandat de député sur la carrière politique locale (Estimations RDD)

Spécifications :	$ m \leq 20$ (1)	Degré de polynôme supérieur (2)	$ m \leq 10$ (3)
Var. dép. : Probabilité de victoire aux municipales			
Gain d’un mandat de député	-0.006 (0.029)	-0.068 (0.043)	-0.057 (0.040)
<i>Degré du polynôme</i>	1	2	1
<i>Observations</i>	2936	2936	1878
Var. dép. : Probabilité de candidature aux municipales			
Gain d’un mandat de député	0.026 (0.030)	0.011 (0.044)	0.023 (0.040)
<i>Degré du polynôme</i>	1	2	1
<i>Observations</i>	2936	2936	1878
Var. dép. : Probabilité victoire si candidature			
Gain d’un mandat de député	-0.072 (0.059)	-0.192* (0.085)	-0.182* (0.077)
<i>Degré du polynôme</i>	1	2	1
<i>Observations</i>	1140	1140	748
Var. dép. : Probabilité d’être maire sortant			
Gain d’un mandat de député	-0.013 (0.028)	-0.021 (0.040)	0.002 (0.037)
<i>Degré du polynôme</i>	1	2	1
<i>Observations</i>	2936	2936	1878

Note : Ecart-types robustes groupés par circonscription-décennie. La marge m est ici l’écart à la victoire lors de l’élection législative initiale si cette élection s’est jouée au second tour. ** : $p < 0.01$
* : $p < 0.05$

TABLE 3.37 – L’impact d’un mandat de maire sur la carrière politique nationale (Estimations RDD)

Spécifications :	$ m \leq 20$ (1)	Degré de polynôme supérieur (2)	$ m \leq 10$ (3)
Var. dép. : Probabilité d’élection comme député			
Gain d’un mandat de maire	0.017 (0.058)	0.010 (0.072)	-0.063 (0.081)
Degré du polynôme	1	2	1
Observations	636	636	393
Var. dép. : Probabilité de candidature aux législatives			
Gain d’un mandat de maire	0.045 (0.054)	0.088 (0.064)	0.044 (0.071)
Degré du polynôme	1	2	1
Observations	636	636	393
Var. dép. : Probabilité d’élection si candidature			
Gain d’un mandat de maire	-0.007 (0.072)	-0.054 (0.087)	-0.105 (0.101)
Degré du polynôme	1	2	1
Observations	468	468	287
Var. dép. : Ecart électoral réalisé à l’élection législative précédente			
Gain d’un mandat de maire	3.379 (2.934)	3.676 (3.208)	5.202 (3.338)
Degré du polynôme	1	2	1
Observations	600	600	373

Note : Ecarts-types robustes groupés par circonscription-décennie. La marge m est ici l’écart à la victoire lors de l’élection municipale initiale si cette élection s’est jouée au second tour ou au premier tour en présence de seulement deux listes. ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$

tout aussi bien être négatif. L’effet sur les candidatures aux municipales est lui aussi faible et non significatif statistiquement : en moyenne, un mandat de député accroît la probabilité de candidature aux municipales de moins de trois points. Quant au résultat des candidats des législatives qui décident tout de même de se présenter aux municipales, il semble *négativement* affecté par un mandat de député mais non de manière statistiquement significative. Notre test de falsification de l’hypothèse d’identification n’invalide pas cette dernière : la probabilité d’être maire sortant avant les législatives n’est pas significativement corrélée avec l’obtention d’un mandat de député lors de ces élections.

Ces résultats confirment donc l’intuition graphique : un mandat de député est très utile pour être à nouveau député mais n’aide pas à obtenir un mandat de maire.

L’impact d’un mandat de maire Peut-on tirer des conclusions aussi définitives en ce qui concerne l’impact d’un mandat de maire sur la carrière politique nationale ? Les chiffres présentés dans la table 37 permettent de répondre à cette question. Le résultat principal est qu’un mandat de maire permet en moyenne d’augmenter la probabilité de gagner un mandat de député d’environ 1,7 points, ce qui n’est significatif statistiquement pour aucun des niveaux de confiance usuels. On ne peut toutefois pas non plus rejeter l’hypothèse d’un effet positif et inférieur à 13 points. Mais même

dans cette hypothèse, on peut voir qu'un mandat de maire est dominé de loin par un mandat de député lorsqu'il s'agit d'augmenter ses chances d'être député dans le futur. De même, un mandat de maire n'est pas significativement utile pour augmenter ses chances de candidature.

Enfin, notre test de falsification n'invalide pas l'hypothèse d'identification : le résultat obtenu lors des élections législatives précédentes n'est pas lui non plus corrélé avec l'obtention d'un mandat de maire en t .

3.7.2 L'activité parlementaire

3.7.2.1 Régressions MCO

Dans la table 38, nous étudions l'effet des différents types de mandat sur les questions posées par les députés. Les mandats locaux ne semblent pas être une variable déterminante pour expliquer ce type d'activités : seuls les présidents d'exécutifs s'y adonnent significativement moins. Une raison pourrait être que les fonctions exécutives départementale et régionale demandent du temps mais ne nécessitent pas de cultiver un électorat aussi proche de la circonscription que les mairies : un département contient en moyenne environ six circonscriptions et une région environ 25. L'activité de remontée des demandes des habitants de la circonscription vers le gouvernement n'offre donc pas de retombées aussi claires pour le mandat local. Les colonnes (3), (4), (5), (9), (10) et (11) ne relèvent pas une hétérogénéité significative de l'effet d'un mandat local sur les questions posées, ni en fonction de l'expérience du député, ni en fonction de la distance entre la circonscription et Paris, ni enfin en fonction du statut de majoritaire ou d'opposant du député.

L'impact d'un mandat local en début de législature sur la participation aux commissions durant le reste de la législature, est beaucoup plus net, comme le montre la table 39. Un mandat de maire d'une ville de plus de 9 000 habitants ou de président d'un exécutif régional ou départemental réduit l'activité en commission pour le reste de la législature d'environ un quart, avec un intervalle de confiance à 95 % situé entre -15 % et -35 %. Ce sont principalement les détenteurs de "gros" mandats, maires de villes de plus de 30 000 habitants ainsi que présidents d'exécutif, qui sont à l'origine d'un effet aussi important : dans ces cas-là, la présence en commission peut être réduite de 50 % environ. En revanche, cet effet est faible et à peine différent de 0 pour les mandats moins importants en taille.

Par ailleurs, les colonnes (2) et (3) montrent que ces effets sont indépendants de ceux de la commission dont le député est membre ou de ceux d'une appartenance au bloc d'opposition. Les colonnes (4), (5) et (6) révèlent quant à elles que cet effet important du cumul pour les gros mandats ne varie pas significativement selon l'expé-

TABLE 3.38 – L’impact des mandats sur le nombre de questions posées (Régressions)

	Nombre de questions écrites par mois (en log)						Nombre de questions orales par an					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Maire d’une ville de moins de 3500 habitants	0.036 (0.101)	-0.014 (0.099)					0.121 (0.121)	0.168 (0.122)				
Entre 3500 et 9000 habitants	0.023 (0.110)	-0.041 (0.109)					0.005 (0.103)	0.042 (0.103)				
Entre 9000 et 30000 habitants	-0.027 (0.079)	0.002 (0.080)					-0.005 (0.089)	0.046 (0.087)				
Plus de 30000 habitants	-0.075 (0.093)	0.010 (0.091)					-0.242* (0.113)	-0.178 (0.113)				
Paris Lyon Marseille	-0.706 (0.438)	-0.356 (0.415)					-0.434 (0.382)	-0.410 (0.380)				
Conseiller local	0.126* (0.054)	0.123* (0.054)					0.003 (0.065)	-0.036 (0.065)				
Président d’exécutif	-0.416** (0.143)	-0.469** (0.148)					-0.407** (0.109)	-0.308** (0.119)				
Maire d’une ville de plus de 9000 habitants						-0.090 (0.063)						-0.129 (0.072)
Gros mandat			-0.153 (0.086)	0.108 (0.255)	-0.232** (0.086)			-0.385** (0.086)	-0.163 (0.299)	-0.315** (0.097)		
Opposition		0.426** (0.047)	0.418** (0.053)				0.487** (0.057)	0.399** (0.065)				
Nouveau député		-0.237** (0.065)			-0.039 (0.056)		0.093 (0.068)			0.234** (0.064)		
Nombre de législatures passées comme député		-0.090** (0.023)					-0.099** (0.020)					
Distance de Paris (en log)		0.134** (0.023)		0.140** (0.023)			-0.034 (0.025)		-0.019 (0.026)			
Gros mandat *Opposition			-0.208 (0.116)					0.105 (0.137)				
Gros mandat *Distance de Paris				-0.054 (0.048)					-0.032 (0.055)			
Gros mandat *Nouveau député					0.088 (0.154)						0.234 (0.154)	
Observations	2627	2627	2627	2627	2627	2627	2758	2758	2758	2758	2758	2758
R ²	0.047	0.106	0.063	0.067	0.042	0.039	0.080	0.122	0.098	0.080	0.087	0.073

Note : Ecart-types robustes et groupés par homme politique entre parenthèses. L’ensemble des estimations incluent des effets-fixes pour chaque législature. Un gros mandat local est un mandat de maire d’une ville de plus de 30 000 habitants ou une fonction de président d’un conseil général ou régional. ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$

TABLE 3.39 – L’impact des mandats sur le nombre de présences en commission (Régressions)

	Nombre de présences en commissions par an (en log)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Maire d’une ville de moins de 3500 habitants	0.083 (0.077)	0.063 (0.079)	0.058 (0.074)				
Entre 3500 et 9000 habitants	0.040 (0.080)	0.010 (0.080)	0.023 (0.075)				
Maire d’une ville de plus de 9000 habitants							-0.282** (0.057)
Entre 9000 et 30000 habitants	-0.092 (0.069)	-0.111 (0.068)	-0.117 (0.063)				
Plus de 30000 habitants	-0.481** (0.087)	-0.469** (0.087)	-0.474** (0.083)				
Paris Lyon Marseille	-0.590* (0.290)	-0.495 (0.285)	-0.513 (0.279)				
Conseiller local	-0.028 (0.044)	-0.033 (0.044)	-0.013 (0.042)				
Président d’exécutif	-0.241* (0.095)	-0.168 (0.097)	-0.282** (0.092)				
Opposition		-0.340** (0.038)	-0.298** (0.038)	-0.329** (0.043)			
Nouveau député		-0.028 (0.053)	0.026 (0.050)			0.055 (0.044)	
Nombre de législatures passées comme député		-0.015 (0.019)	-0.016 (0.018)				
Distance de Paris (en log)		0.008 (0.019)	0.023 (0.018)		0.023 (0.020)		
Gros mandat				-0.369** (0.077)	-0.361 (0.211)	-0.421** (0.080)	
Gros mandat*Opposition				-0.048 (0.104)			
Gros mandat*Distance de Paris					-0.009 (0.040)		
Gros mandat*Nouveau député						0.086 (0.129)	
Effets fixes-législature	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes-commission	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non
Effets fixes-poste de direction	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non
Observations	2694	2694	2685	2694	2694	2694	2694
R^2	0.060	0.086	0.169	0.079	0.056	0.056	0.046

Note : Ecart-types robustes et groupés par homme politique entre parenthèses. L’ensemble des estimations incluent des effets-fixes pour chaque législature. Un gros mandat local est un mandat de maire d’une ville de plus de 30 000 habitants ou une fonction de président d’un conseil général ou régional. ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$

TABLE 3.40 – Estimation par différence-en-différence de l’impact d’un mandat de maire sur l’activité des députés

Variable dépendante : $Y_i^{post} - Y_i^{ante}$	Commissions (log)		Questions écrites (log)		Questions orales	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Effet du traitement “cumul”	-0.210** (0.055)	-0.319** (0.062)	0.033 (0.064)	-0.011 (0.076)	-0.146 (0.076)	-0.279** (0.089)
Uniquement députés “en campagne” Observations	Non 1920	Oui 831	Non 1879	Oui 811	Non 2065	Oui 907

Note : Ecarts-types robustes groupés par homme politique. ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$. Le traitement est ternaire : égal à 0 si la variable “Maire d’une ville de plus de 9000 habitants” ne change pas après l’élection municipale, -1 si un maire perd son mandat après l’élection municipale et 1 si un député sans mandat initial gagne un mandat de maire après l’élection municipale.

rience du député, la distance de Paris ou le statut d’opposition : un mandat important semble donc réduire l’activité en commission de manière relativement uniforme.

Notons enfin que les effets sont en moyenne plus forts que ceux découverts via les statistiques descriptives du tableau 30. La transformation logarithmique y est sans doute pour quelque chose, car elle réduit la dispersion du phénomène que nous étudions et qui rendait les estimations faites en valeur absolue très imprécises.

3.7.2.2 Régressions en double différence

L’analyse des changements de comportement des députés suivant une élection municipale est présentée dans la table 40. Pour la mener à bien, nous devons nous concentrer sur les mandats de maires de villes significatives. Les résultats ne sont pas significativement différents de l’analyse précédente mais différent sensiblement selon que l’on réduit ou non l’échantillon à ceux des députés qui ont fait une campagne pour les municipales. Dans l’échantillon général, l’occurrence des élections municipales réduit (resp. augmente) l’activité en commission des députés qui gagnent (resp. perdent) un mandat de maire à cette occasion de 21 % (écart-type : 5,5 %) par rapport à ceux qui ne gagnent ni ne perdent de mandat. Mais lorsque l’on réduit l’échantillon aux députés qui ont fait campagne, l’effet est plus important et passe à moins 32 % (écart-type : 6,2 %).

Ceci tient pour partie au fait que le groupe des individus qui ne font pas campagne contient des députés initialement maires, mais proches de la retraite, et qui se retirent progressivement de la vie politique. Par ailleurs, le groupe des députés qui ne perdent ni ne gagnent de mandat n’est pas homogène en ce qui concerne son évolution d’activité avant et après les élections municipales : ceux qui n’étaient pas maires, qui ont fait campagne et ont perdu ont plus de chances de voir leur activité augmenter après l’élection.

TABLE 3.41 – Estimation de l’impact d’une candidature aux municipales sur l’activité parlementaire préélectorale

Variable dépendante : Y_i^{ante}	Commissions (Log)		Questions écrites (Log)		Questions orales	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Campagne municipale</i>	-0.167** (0.053)	-0.197** (0.052)	-0.004 (0.075)	0.017 (0.074)	0.067 (0.079)	0.070 (0.079)
<i>Opposition</i>		-0.325** (0.050)		0.343** (0.070)		0.345** (0.075)
<i>Nouveau député</i>		-0.001 (0.064)		-0.385** (0.090)		-0.037 (0.097)
<i>Nombre de législatures passées comme député</i>		0.003 (0.016)		-0.087** (0.023)		-0.086** (0.025)
<i>Effets fixes-année</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Observations</i>	1491	1491	1439	1439	1546	1546

Note : Ecarts-types robustes groupés par homme politique. ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$. Un député est dit en campagne municipale lorsqu’il est tête de liste pour l’élection municipale d’une ville de plus de 9000 habitants.

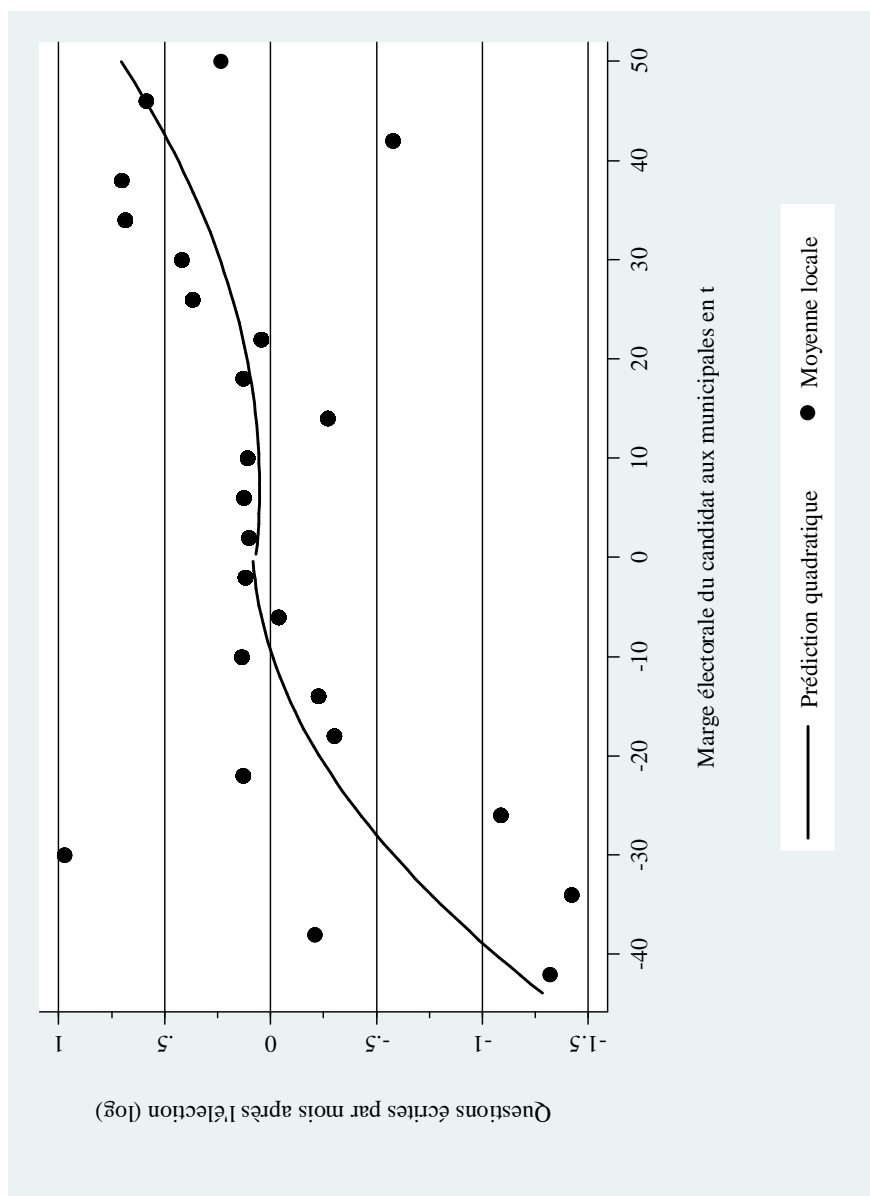
Ce phénomène est d’ailleurs intéressant à mesurer en soi puisqu’il permet de quantifier un coût additionnel de la *perspective* du cumul chez les députés. C’est ce que nous faisons dans la table 41 : parmi les députés qui ne sont pas maires d’une ville significative en début de législature, ceux qui font campagne assistent à 15 à 20 % de réunions de commission en moins *avant* l’élection municipale. On ne voit pas d’effet similaire pour les questions, ce qui suggère aussi potentiellement que cette dernière activité est davantage considérée par l’électorat local. Cet effet de campagne sur l’activité agrégée au Parlement s’additionne en partie à celui de la détention d’un mandat effectif : 14 % des députés candidatent aux municipales sans gagner dans notre échantillon et participent à hauteur de moins 15-20 % en période préélectorale.

3.7.2.3 Analyse graphique des élections serrées

L’analyse par différences-en-différences de l’effet d’un mandat n’est pas complètement convaincante en termes d’identification car le traitement “cumul” ou son absence sont partiellement anticipés par les députés et sont susceptibles de biaiser les estimations. C’est pourquoi nous menons aussi une analyse en termes d’élections serrées. Toutefois, une telle analyse est limitée par le fait qu’il existe relativement peu de députés en exercice vivant de telles élections : 432 députés de notre échantillon ont gagné ou perdu une élection municipale par moins de 20 points d’écart.

Dans la figure 15, nous montrons l’évolution du nombre de questions écrites posées après l’élection municipale en fonction du score réalisé lors de ces élections. La dispersion est forte, mais autour du seuil majoritaire, on ne voit pas d’effet net d’un mandat de maire sur cette activité. Par ailleurs, cette activité semble corrélée avec la popularité aux municipales mais uniquement pour les grands vainqueurs et les grands

FIGURE 3.15 – Evolution du nombre de questions écrites en fonction du résultat réalisé aux municipales



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la moyenne du logarithme de questions écrites par mois y_x parmi les députés dont la marge électorale aux élections municipales en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 0,25)$ se lit de la manière suivante : la moyenne du logarithme de questions écrites pour les députés ayant perdu aux municipales en t avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées est égale à 0,25. Les données utilisées portent sur les élections municipales des années 1989 à 2008.

TABLE 3.42 – Impact d’un mandat de maire sur l’activité parlementaire (Régressions RDD)

Spécifications :	RDD : Spécification de base	RDD : villes de plus de 30 000 habitants	MCO	MCO : Villes de plus de 30 000 habitants	RDD : Degré de polynôme supérieur	RDD : $ m \leq 10$	RDD : Indicateur avant élection
Var. dép. : Questions écrites							
Gain d’un mandat de maire	-0.064 (0.132)	0.322 (0.175)	-0.071 (0.067)	-0.028 (0.087)	-0.208 (0.186)	0.045 (0.166)	-0.119 (0.118)
Polynôme	0	0			1	0	0
Observations	421	222	1943	1943	421	263	435
Var. dép. : Questions orales							
Gain d’un mandat de maire	-0.383 (0.205)	-0.851* (0.414)	-0.153 (0.091)	-0.205 (0.121)	0.031 (0.266)	-0.655* (0.305)	-0.210 (0.157)
Polynôme	1	1			2	1	1
Observations	452	240	2066	2066	452	282	476
Var. dép. : Commissions							
Gain d’un mandat de maire	-0.372** (0.103)	-0.606** (0.148)	-0.302** (0.059)	-0.548** (0.082)	-0.403** (0.148)	-0.417** (0.129)	-0.047 (0.087)
Polynôme	0	0			1	0	0
Observations	432	229	1948	1948	432	273	460

Note : Ecart-types robustes groupés par homme politique. La marge de victoire s’entend lors de l’élection municipale où le député est candidat et s’il parvient soit au second tour soit au premier tour lorsqu’il n’y a que deux listes en présence. ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$

perdants. Ceci confirme l’idée selon laquelle les questions écrites n’ont pas d’effet causal sur la réélection mais reflètent plutôt une forme de proximité avec l’électorat local.

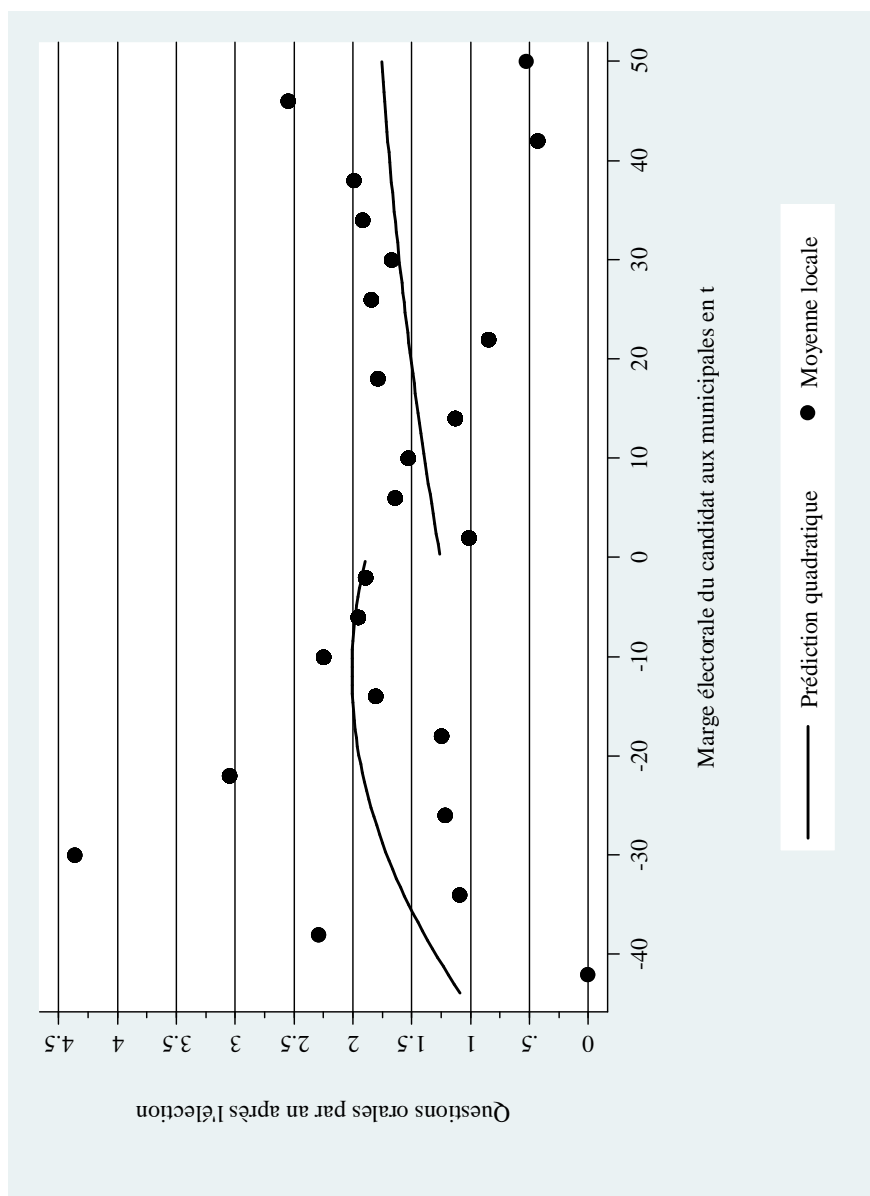
La figure 16 constitue le même type d’exercice, appliqué cette fois aux questions orales. La dispersion est particulièrement forte, ce qui empêche de faire une analyse robuste, même si autour du seuil l’obtention d’un mandat de maire semble influencer négativement le nombre des questions orales.

L’analyse graphique des présences en commission, présentée en figure 17, est probablement la plus convaincante, en partie parce que la dispersion de cette mesure est moins importante. On y distingue nettement un effet négatif d’une victoire serrée aux municipales, d’environ 40 %. Par ailleurs, le profil d’activité semble ne pas dépendre significativement du score réalisé aux municipales, en-dehors bien sûr de l’effet de la victoire. Ceci semble indiquer que les estimations naïves de l’effet du cumul ne sont pas très biaisées : en particulier, cela infirme l’hypothèse selon laquelle les individus populaires sont aussi ceux qui travaillent le plus en commission.

3.7.2.4 Les régressions RDD

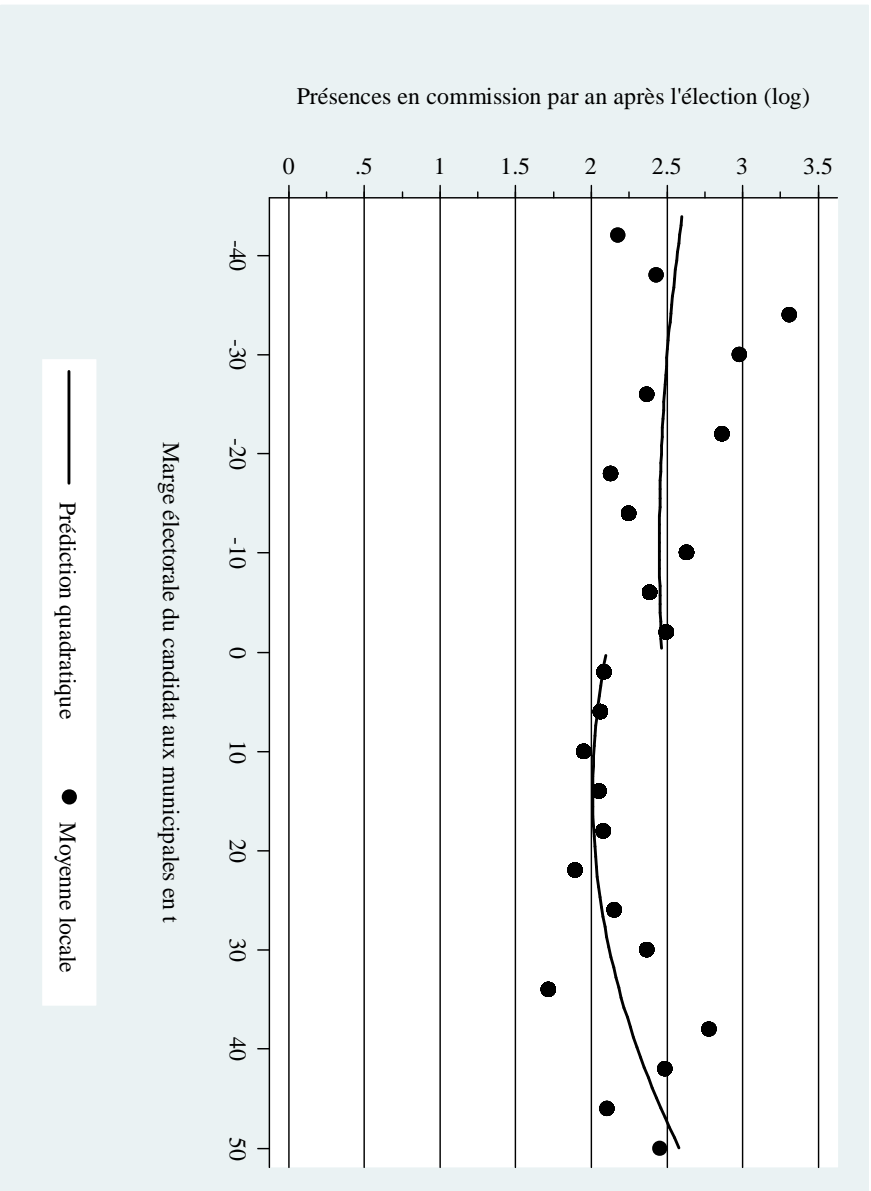
Dans cette dernière étape, nous passons à une mise en régression de ces résultats graphiques, présentée en tableau 42. Nous y figurons aussi en colonnes (3) et (4) les résultats MCO calculés mais uniquement sur la période post-municipales, contrairement aux résultats des tableaux 38 et 39. Il est à noter que ces résultats MCO sont plus nets, tout simplement parce qu’il y a une meilleure correspondance entre mandats observés par l’économètre et mandats effectivement détenus sur la période d’analyse. Les résultats RDD et MCO ne diffèrent alors guère : le cumul n’influe pas significativement sur le nombre de questions posées. En revanche, l’activité en commission est réduite d’environ un tiers par l’obtention d’un mandat de maire d’une

FIGURE 3.16 – Evolution du nombre de questions orales en fonction du résultat réalisé aux municipales



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la moyenne du nombre de questions orales par an y_x parmi les députés dont la marge électorale aux élections municipales en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 1,9)$ se lit de la manière suivante : la moyenne du nombre de questions orales pour les députés ayant perdu aux municipales en t avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées est égale à 1,9. Les données utilisées portent sur les élections municipales des années 1989 à 2008.

FIGURE 3.17 – Evolution du nombre de présences en commission en fonction du résultat réalisé aux municipales



Note : Les points de coordonnées $(x; y_x)$ représentent la moyenne du logarithme des présences en commission par an y_x parmi les députés dont la marge électorale aux élections municipales en t , exprimée en points de pourcentage des voix exprimées, est comprise dans un intervalle $[x - 2, x + 2]$. Par exemple, le point $(-2; 1,9)$ se lit de la manière suivante : la moyenne du logarithme des présences en commission par an pour les députés ayant perdu aux municipales en t avec un écart par rapport au gagnant situé entre 0 et 4 points de pourcentage des voix exprimées est égale à 1,9. Les données utilisées portent sur les élections municipales des années 1989 à 2008.

ville de plus de 9 000 habitants. Cet effet provient surtout de la baisse d'activité en commission des maires de villes de plus de 30 000 habitants, qui est d'environ 50 %.

Par ailleurs, ce résultat résiste à l'ensemble des tests de spécifications alternatives (colonnes (5) et (6)) ainsi qu'au test de falsification de l'hypothèse d'identification par discontinuité : on n'observe pas de saut significatif dans l'activité parlementaire *avant* l'élection municipale au seuil de la victoire aux municipales.

3.7.2.5 Résumé et interprétation des résultats

Suite à ces très nombreuses estimations, que faut-il retenir de l'impact du cumul sur l'activité des parlementaires ? Les activités qui touchent le plus l'électorat de circonscription ne sont pas significativement affectées par le cumul des mandats, mais on ne saurait s'en étonner puisqu'il s'agit d'une activité peu coûteuse en temps. En comparaison, l'effet du cumul des mandats sur la participation aux commissions est très significatif, dès lors qu'il s'agit de mandats correspondant à des collectivités de taille moyenne ou grande. Ainsi, on peut retenir que pour le tiers des députés qui sont maires d'une ville de plus de 9 000 habitants ou présidents de conseils général ou régional, l'activité en réunion de commission est diminuée d'environ un tiers. A ce coût direct du cumul, s'ajoute le coût indirect de la participation de députés qui ne sont pas encore maires à des campagnes municipales : un peu moins de 20 % des députés sont dans ce cas et leur activité en commission avant l'élection municipale est alors réduite de presque 20 %, pour une durée moyenne de période de pré-élection municipale égale dans notre cas à environ 1,6 années, soit 30 % du temps total d'une législature. Si l'on fait la somme de ces effets, on aboutit à une réduction agrégée d'activité en commission due au cumul des mandats égale à environ 12 %.

Ce chiffre est déjà élevé en soi, mais l'est d'autant plus que ce recul d'activité est inégalement réparti suivant les circonscriptions. Les 76 circonscriptions de métropole pour lesquelles un maire d'une ville de plus de 30 000 habitants est choisi comme député à chaque législature sont en fait représentées comme 38 en commission puisque leur représentant assiste à moitié moins de réunions que le reste des députés.

Une autre manière de se figurer l'importance de cette estimation est qu'elle est d'une taille sensiblement égale à la différence qui existe en termes d'activité législative entre un député de la majorité et un député de l'opposition : entre 35 et 45 % de l'Assemblée assiste à un tiers de réunions en moins que le reste des députés du fait de son opposition au gouvernement. Autrement dit, un député qui cumule avec un mandat significatif fait aussi peu d'efforts en commission qu'un député qui n'a aucune chance de faire passer ses idées lors de ces réunions à cause du fait majoritaire.

3.8 Conclusion

Le débat sur l'interdiction du cumul des mandats est sans cesse relancé depuis les années 1970, mais il a toujours abouti à bannir des situations exceptionnelles et a de ce fait eu peu d'impact sur l'organisation réelle du travail des parlementaires. A chacune de ces occasions, un épouvantail du "cumulard" est présenté à la vindicte populaire pour mieux préserver le coeur de la pratique.

En 1985, c'était Jean Lecanuet, maire de Rouen, député européen, sénateur, président du conseil général de Seine-Maritime et conseiller régional, qui était présenté comme "l'exemple de ce qu'on ne veut plus voir". En 1998, c'était Alain Juppé, Premier Ministre, maire de Bordeaux et président du RPR qui faisait office de repoussoir. En 2009, c'est le cas des ministres cumulant avec un mandat de président du conseil régional qui semble fédérer la classe politique.

La raison principale de cette réticence provient de la conviction que la détention de mandats locaux constitue un avantage électoral lors des élections législatives, aussi bien pour les gagner que pour pouvoir y candidater. D'un point de vue cynique, cette conviction justifie que les principaux partis soient réticents à faire de cette question un thème de campagne : un tel slogan demande pour être crédible à être appliqué d'office par ceux qui le proposent, au risque supposé d'une victoire de l'adversaire qui ne s'était pas risqué à proposer la fin du cumul. D'un point de vue plus rationnel, de nombreux hommes politiques justifient cette pratique en expliquant que les électeurs sont attachés à leur député-maire.

Nous prouvons dans ce chapitre que la détention de mandats différents n'a aucun effet causal sur le résultat des élections pour un type de mandat. La corrélation observée entre mandats locaux et succès électoral est quasi-intégralement liée au fait que la détention d'un mandat local implique d'être déjà plus populaire que la moyenne des candidats aux législatives : c'est là la principale raison pour laquelle la perte (resp. le gain) d'un mandat local semble entraîner ensuite la perte (resp. le gain) d'un mandat national. Ce résultat indique à la fois que les électeurs ne valorisent pas spécifiquement le cumul et que le cumul n'a pas pour conséquence de réduire la compétition sur le marché politique.

Ce résultat constitue une importante découverte en soi mais il pointe justement un autre risque d'une interdiction du cumul, celui d'empêcher les meilleurs hommes politiques de faire bénéficier plusieurs fonctions différentes de leur qualité. Dans le débat américain sur la limitation des mandats successifs, c'est aussi l'argument selon lequel une telle limitation réduit la qualité des candidats qui bloque le plus souvent le vote de lois limitant le cumul des mandats dans le temps.

Nous n'avons pas pu tester cette dernière hypothèse, mais le fait que, dans la plu-

part des pays développés, le cumul simultané n'émerge pas spontanément, suggère soit que cet argument est faible, soit que la pénurie d'hommes politiques de qualité est particulièrement prononcée en France. Par ailleurs, notre travail sur l'activité parlementaire permet d'avancer sur un autre front en mesurant une défaillance du marché politique engendrée par le cumul : ce dernier encourage un nombre très significatif de députés à se détourner des activités qui profitent autant à tous les Français qu'aux électeurs de leur circonscription.

Ce dernier résultat suggère qu'une réglementation supplémentaire du cumul serait bénéfique. Il ne permet toutefois pas de conclure à la forme idéale d'une telle régulation. L'économie publique classique conclurait en effet que, plutôt qu'une interdiction totale, une taxe pigouvienne sur les cumulards, supportée par exemple par les partis, serait plus efficace. En effet, de même qu'une interdiction totale des activités polluantes est inefficace car le coût d'une dépollution peut varier considérablement suivant les usines, une interdiction totale de cumul empêcherait des hommes politiques très talentueux de pallier l'absence d'hommes politiques locaux de qualité suffisante dans certaines régions. Mais l'exemple des lois sur la parité suggère qu'une telle pénalité financière devrait être très élevée pour avoir un impact sur les investitures. Surtout, notre mesure du coût du cumul en matière d'activité parlementaire est difficile à traduire en termes financiers.

Par ailleurs, le travail que nous avons réalisé ne peut constituer qu'une première exploration des coûts du cumul. Dans leur dimension d'activité parlementaire, nos estimations sous-estiment l'impact agrégé du cumul du fait des externalités qui existent certainement entre députés dans l'organisation de leur travail : il existe probablement d'importants *peer effects* de l'absentéisme d'une part aussi substantielle des parlementaires ; plus généralement, nous avons mesuré l'impact du cumul dans une Assemblée toute dévouée à organiser son travail pour ne pas trop désavantager les cumulards : nombre de sessions réduit, aménagements de la semaine parlementaire, etc. Il serait intéressant à cet égard de répéter notre analyse pour la période suivant la réforme de la Constitution de 2008 : il est possible qu'en donnant plus de pouvoirs aux députés qui veulent bien les prendre, la réforme permette d'accentuer les différences déjà existantes entre cumulants et non-cumulants. A plus long-terme, cette réforme pourrait aussi rendre le cumul moins intéressant pour les députés si, à la marge, leur talent s'exprime désormais mieux en approfondissant leur rôle de député qu'en exerçant aussi un mandat de maire.

Surtout, nous n'avons pas abordé une question fondamentale posée par le cumul : son impact sur l'allocation des moyens de l'Etat sur le territoire. Mény (1992) suggère que le cumul a un impact très important sur l'organisation des transports, les cartes hospitalière, militaire et judiciaire. Une analyse similaire à celle réalisée par Bertrand

et al. (2007), qui étudiait l'impact des connections politiques des dirigeants d'entreprises françaises sur les ouvertures et fermetures d'usines, pourrait être réalisée pour l'allocation des biens publics en fonction des mandats locaux détenus par les députés. Nous prévoyons d'étudier cette question dans de futures recherches.

Conclusion générale

Cette thèse propose des résultats originaux sur des questions touchant à la mobilité des élites dirigeantes françaises. Elle est pourtant loin de constituer un aboutissement. Nous présentons donc nos principaux résultats, avant de commenter leur limites et présenter les perspectives de recherche que nous souhaitons suivre pour prolonger ce travail.

Résultats originaux

Contraintes de crédit Nous avons montré dans le chapitre 1 qu'il existait encore en France au milieu des années 1990 des contraintes de crédit suffisamment importantes pour empêcher la réalisation de projets ayant un rendement moyen annuel très élevé puisque significativement supérieur à 15 %. L'existence de contraintes de crédit est aussi corroborée par le fait que les petites et moyennes entreprises incluses dans notre échantillon n'ont pas significativement réduit leurs autres moyens de financement lorsqu'elles ont eu accès à des prêts dirigés bénéficiant d'une subvention fiscale. Ceci montre par ailleurs que ce type de programme ne constitue pas un pur effet d'aubaine pour les entreprises concernées, tout du moins lors de la période d'étude. Enfin, nous ne trouvons pas d'effet significatif de l'accès à des prêts dirigés sur la probabilité de faillite, contrairement à ce qui a été trouvé dans d'autres études concernant les garanties de prêt. Nous interprétons ceci comme la résultante d'une subvention accordée aux financiers uniquement en cas de remboursement des prêts (suivant un mécanisme exactement inverse à celui de la politique des garanties) .

Entreprises familiales Le chapitre 2 est l'une des toutes premières études empiriques sur les entreprises familiales qui prenne en compte la partie la plus significative des entreprises non cotées. Ceci nous permet d'obtenir des éléments descriptifs originaux sur la prévalence du capitalisme familial en France : nous estimons qu'en 2000 au moins un quart des employés d'entreprises françaises du secteur privé travaille sous la direction d'un dirigeant issu de la même famille que le fondateur de l'entreprise.

Les principales caractéristiques des entreprises familiales de notre échantillon sont

les suivantes. Elles sont tout d'abord très significativement plus petites que les entreprises non-familiales, d'environ 30 % lorsque l'on contrôle pour de fines différences de secteur et d'âge. Mais elles sont aussi moins volatiles, d'environ 13 % en moyenne en ce qui concerne les ventes et la différence est toute aussi significative en ce qui concerne l'emploi. Enfin, ces entreprises conservent une quantité de liquidités très significativement supérieure à ce qui est observé dans le cas des entreprises non familiales et ce en particulier dans les secteurs ayant une volatilité naturelle importante. Contrairement à ce qui est souvent décrit dans la littérature sur le sujet, nous ne trouvons pas que les entreprises familiales sont significativement plus profitables.

Ces estimations sont globalement confirmées lorsque l'on étudie l'évolution des entreprises suivant qu'elles ont connu un changement de dirigeant à l'intérieur de la famille ou une transmission de la direction à un membre externe à la famille. Les données en notre possession ne suggèrent pas non plus que les changements de dirigeants ayant lieu en-dehors du périmètre familial soient simplement guidés par l'anticipation d'une croissance plus importante dans les cinq années qui suivent la succession.

Une calibration des préférences impliquées par les politiques fiscales qui soutiennent les entreprises familiales suggère qu'il faudrait un niveau démesurément élevé (entre 5 et 23) de l'aversion relative au risque des salariés pour justifier la perte de croissance résultant d'une excessive continuité des entreprises familiales. Ce résultat met donc en doute l'utilité sociale des exemptions fiscales importantes dont bénéficient actuellement les actionnaires d'entreprises familiales.

Le cumul des mandats électoraux Le chapitre 3 présente des résultats concernant l'impact du cumul des mandats électoraux qui sont pour partie en contraste avec ce qui est généralement considéré comme acquis dans la littérature de science politique. Nous trouvons bien que la détention d'un mandat local est corrélée avec une probabilité plus forte d'être élu député, mais cet avantage disparaît complètement lorsque l'on compare des hommes politiques ayant gagné de peu et d'autres ayant perdu de peu une élection municipale significative. Contrairement aux théories sur la monopolisation des mandats par les élus cumulants, nous ne trouvons pas non plus que la détention d'un mandat de maire ait un effet causal sur la probabilité de candidature lors des élections législatives.

Ces résultats sont à mettre en regard avec l'analyse que nous faisons de l'influence du cumul sur l'activité des députés au Parlement. Nous trouvons en effet que pour les activités de questions au gouvernement, qui sont celles pour lesquelles un député se rapproche le plus des électeurs de sa circonscription, détenir un mandat local, quelque soit sa taille, ne fait aucune différence dans l'effort réalisé. En revanche, en ce

qui concerne l'activité en commission parlementaire, moins susceptible de bénéficier directement à la circonscription, nous trouvons que la détention d'un mandat de maire d'une ville moyenne ou grande ou de président d'un conseil général ou régional diminue d'environ 30 %, ce qui correspond à l'impact moyen de l'appartenance d'un député à l'opposition parlementaire. *In fine*, nous pouvons établir que le cumul des mandats engendre une réduction d'environ 12 % du nombre total de présences en commission à l'Assemblée Nationale.

Ces deux résultats conjoints suggèrent que les coûts d'une interdiction du cumul sont faibles, surtout en comparaison avec les effets potentiels d'une telle mesure sur l'activité au Parlement.

Limites et perspectives

Mieux comprendre les origines des contraintes de crédit en France Notre analyse a permis de reconnaître l'existence de contraintes de crédit au milieu des années 1990 mais elle n'a pas permis d'en connaître les véritables origines. En effet, en présence de rendements si élevés, il est naturel de se demander pourquoi les banques ont dû attendre la possibilité d'allouer des prêts dirigés pour agir. De manière évidente, la présence de coûts d'agence élevés dans la relation entre entreprises et banques, en partie liés à un régime des faillites défavorable aux prêteurs, est l'une des explications de ce phénomène. Mais des considérations d'organisation et de concurrence des banques sont aussi susceptibles d'expliquer ce résultat surprenant.

Il faudrait pour tester ce genre d'hypothèse disposer de données concernant les banques elles-mêmes et les prêts qu'elles accordent. Des contributions empiriques récentes ont justement tenté d'ouvrir la "boîte noire" du fonctionnement interne des banques dans leur rôle de fournisseur de crédit aux petites entreprises¹³³. Ces contributions insistent sur le fait que la collecte d'information sur les entreprises ne correspond pas à ce qui se passerait dans un marché parfait du fait de nombreux problèmes d'agence internes aux banques. Ces défaillances peuvent notamment expliquer pourquoi l'expérience d'un "médiateur du crédit" qui a été faite en France à l'occasion de la crise financière de 2008-2009 a pu aider certaines entreprises à obtenir finalement un crédit de la part de leur banque. Des données permettant d'approcher ce type de problématique dans le cas français existent potentiellement en France car la supervision bancaire exige que chaque prêt aux entreprises dépassant un certain montant soit signalé à la Banque de France. Ces données sont malheureusement pour le moment très difficiles d'accès.

133. On peut notamment citer Hertzberg et al. (2009a), Hertzberg et al. (2009b) et Liberti et Mian (2009).

On peut par ailleurs se demander comment a évolué le degré de contrainte de crédit parmi les petites et moyennes entreprises depuis 1995. En effet, deux réformes des faillites plus favorables aux prêteurs ont pris effet en 1994 et 2005. Par ailleurs, le système bancaire s'est très significativement concentré, avec les fusions BNP-Parisbas, Crédit Mutuel-CIC, Crédit Lyonnais-Crédit Agricole et Caisses d'Épargne-Banques Populaires, ce qui n'est pas de nature à créer un contexte favorable aux PME dans leurs négociations avec les banques. En parallèle, de nouvelles techniques d'évaluation des candidats à un prêt telles que le *credit scoring* se sont généralisées depuis la date des réformes que nous évaluons : cette meilleure collecte des informations objectives sur les entreprises a pu compenser en partie l'impact d'une plus grande centralisation des banques françaises.

Il nous faudrait bien sûr aussi pouvoir étudier comment ces contraintes de crédit évoluent en fonction de la conjoncture, en particulier en temps de récession. Cela est nécessaire car la théorie nous indique qu'en période de récession, les contraintes de crédit peuvent s'accumuler aussi bien au niveau des banques que des entreprises¹³⁴, mais aussi plus pragmatiquement car les aides au crédit sont souvent démultipliées en temps de crise : à la fin de l'année 2008, l'enveloppe de fonds CODEVI dédiée aux prêts aux entreprises a été augmentée de 10 % tandis que la dotation budgétaire annuelle à l'agence de garanties de prêt OSEO a été pratiquement doublée ; comme nous l'avons vu, c'est une conjoncture similaire qui avait engendré les diverses réformes du milieu des années 1990 que nous avons étudiées. Mais parce que la méthode des expériences naturelles estime des paramètres dans un temps et un lieu très particuliers, elle devrait être répétée dans des contextes très différents pour apporter une réponse précise à la question de l'effet du cycle sur les contraintes de crédit.

Enfin, il faut bien noter que nous n'avons pas pu faire une analyse précise de la qualité du ciblage de la politique CODEVI. En effet, il ne nous a pas été possible de repérer exactement dans le passif des entreprises les prêts qui ont été accordés sur fonds CODEVI, contrairement à ce qu'ont pu faire Lelarge et al. (2008) dans le cas des garanties de prêt SOFARIS. C'est notamment la raison pour laquelle nous avons dû nous fier aux rapports d'enquête sur le coût du crédit de la Banque de France pour établir l'importance réelle pour les entreprises éligibles des prêts CODEVI dans la période 1995-1996. Or une connaissance précise de la qualité du ciblage de ces politiques est essentielle pour l'évaluation de leur coût. Plus généralement, les dispositifs d'incitation fiscale au financement des jeunes et des petites entreprises se sont largement développés ces dernières années, sans que cette question du ciblage ait pu être correctement évaluée : c'est notamment le cas du dispositif d'exonération d'ISF

134. Cf. Holmstrom et Tirole (1997)

des souscriptions au capital des PME, créé en 2007 et dont il est prévu selon la loi de finances 2009 qu'il coûte à lui seul 620 millions d'euros par an, soit autant que l'ensemble des dispositifs d'aide au crédit réunis. Fondamentalement, ce mécanisme a des propriétés théoriques similaires au CODEVI puisqu'il s'agit de subventionner fiscalement l'épargne dirigée vers des entreprises que l'on suppose contraintes financièrement. Mais compte tenu de la plus forte décentralisation de l'allocation des fonds dans ce nouveau dispositif, il nous paraît encore plus essentiel d'évaluer la précision du ciblage de ce dispositif car les moyens de contrôle de l'administration sont plus faibles que dans le cas du CODEVI. Nous espérons pouvoir nous atteler à cette question dans de futures recherches.

Mieux connaître les spécificités des entreprises non cotées de taille significative Notre recherche sur les entreprises familiales a souligné le caractère encore étroit d'une grande partie de la littérature empirique actuelle en Finance d'Entreprise. De grands progrès ont certes été faits ces dix dernières années, en sortant du paradigme de l'entreprise à actionnariat dispersé. Cependant, on connaît encore trop peu de choses des entreprises qui ne sont ni des petits commerces sans vocation à croître, des "PME" dans le sens quelque peu péjoratif du terme, ni des entreprises cotées disposant d'une identité véritablement distincte de celle de leurs actionnaires ou de leurs dirigeants.

Cet oubli a suscité une demande de reconnaissance forte en France. En témoigne la création par la loi de Modernisation Économique du 4 août 2008 d'une nouvelle catégorie d'entreprises, l'Entreprise de Taille Intermédiaire (ETI), définie comme ayant des effectifs situés entre 250 et 5 000 salariés. Cette création est l'aboutissement d'un long effort de *lobbying* de patrons de telles entreprises. Cette nouvelle définition commence à être le support d'une intervention publique officiellement spécifique dans notre pays : au début de l'année 2009, la France a notamment obtenu une dérogation de la Commission Européenne pour étendre le dispositif des garanties de prêt à ces entreprises. Cette reconnaissance officielle est en quelque sorte l'aboutissement d'un soutien implicite de plus en plus fort au cours des 25 dernières années. Mais notre recherche suggère l'ambiguïté majeure d'une telle catégorisation : s'agit-il là d'entreprises qui doivent être aidées parce qu'elles rencontrent des freins dans leur volonté d'être les égales des plus grandes, ou plutôt d'entreprises qui sont destinées à rester à ce niveau de taille mais qui procurent par ailleurs des externalités positives au reste de la société ?

De ce point de vue, notre étude n'a constitué que l'ébauche d'un programme de recherche sur ces entreprises. Une première limite est que notre collecte de données s'est principalement fondée sur une étude des dirigeants et non des actionnaires, faute de

données suffisamment précises et mises à jour sur ces derniers. Ceci a d'abord constitué une chance puisque cela permettait de toucher directement à la direction effective des entreprises sans avoir à rechercher l'identité ultime des propriétaires physiques de ces sociétés, une tâche particulièrement coûteuse en temps et en hypothèses.

Cet oubli reste néanmoins problématique pour deux raisons principales. Tout d'abord, il nous empêche d'identifier précisément ce qui se passe lorsque la direction d'une entreprise est transmise à une personne extérieure à la famille du dirigeant en place : s'agit-il d'un rachat par une autre entreprise, d'une opération de *leveraged buy-out*, d'une reprise par un entrepreneur isolé ou du simple recrutement "méritocratique" d'un nouveau dirigeant par les actionnaires en place ? La réponse à cette question nous permettrait de mieux caractériser les différents destins possibles d'une entreprise de taille moyenne lorsqu'elle perd son caractère familial. Faute de ces informations, nous avons préféré donné dans notre recherche le primat à des résultats en coupe, même si, par des moyens indirects, nous avons par exemple pu deviner que la perte du statut familial d'une société se fait souvent lorsque ses propriétaires ont l'occasion de faire une bonne affaire en vendant leur entreprise.

Par ailleurs, en l'absence d'informations sur la détention individuelle du capital, nous n'avons pas pu faire le lien entre distribution du patrimoine des ménages et détention du capital des entreprises non cotées. Une telle analyse délivrerait pourtant une clé primordiale pour la compréhension de la composition des plus hauts revenus. Rappelons que même aux États-Unis, Kaplan et Rauh (2009) estiment qu'une grande majorité des plus hauts revenus est composée de détenteurs du capital d'entreprises non cotées. Par ailleurs, d'un point de vue fiscal, cela permettrait de calibrer précisément l'impact des très fortes exemptions d'impôts dont bénéficient aujourd'hui les propriétaires d'entreprises sans actionnariat dispersé.

Nous pourrions toutefois répondre à ces objections dans un futur proche car nous disposons au sujet des actionnaires pour les années postérieures à notre période d'étude d'informations plus précises : en effet, les bases commerciales sont de mieux en mieux informées, et l'INSEE va prochainement constituer un fichier permettant d'identifier les actionnaires de l'ensemble des entreprises à partir de sources fiscales.

Un second point sur lequel notre travail pourrait être étendu porte sur la caractérisation du style de gestion des entreprises familiales. Nous nous sommes concentrés ici sur des variables financières, ce qui nous a tout de même permis d'établir la gestion plus prudente des entreprises familiales. Mais les éventuels bénéfices ou coûts sociaux engendrés par ces entreprises doivent être précisés. Les thuriféraires des entreprises familiales, tels Yvon Gattaz (2002), prétendent qu'y règne un climat social plus détendu et qu'elles innovent et exportent plus que la moyenne. Ce sont là trois questions qu'il faudrait creuser plus spécifiquement dès lors que l'on considère ces

traits comme particulièrement bénéfiques à l'économie du pays.

Dans une recherche en cours avec Nicolas Serrano-Velarde, nous regardons ainsi plus précisément les comportements de gestion des cadres des entreprises françaises au moment des changements de dirigeants. Il y apparaît que les nouveaux dirigeants héritiers sont plus susceptibles de conserver leur confiance aux cadres présents dans l'entreprise depuis longtemps tandis que les nouveaux dirigeants externes ont plus tendance, à leur arrivée, à augmenter les salaires et à promouvoir des cadres non issus de l'entreprise. Nous interprétons ceci comme le résultat d'un attachement plus important des héritiers aux décisions de recrutement faites par leur prédécesseur. Ceci permet de préciser une des formes prises par l'arbitrage particulier entre stabilité et efficacité productive au sein des entreprises familiales.

Diversifier notre appréhension de l'activité des parlementaires Nous avons adopté dans cette thèse une vision résolument quantitative du travail des députés, en cherchant autant que possible à résumer leurs efforts par des indicateurs mesurables tels que le nombre de présences en commission. Mais ce n'est pas par hasard que les mandats des députés ne sont pas impératifs selon la Constitution de la V^e République : c'est justement parce que la performance des parlementaires est intrinsèquement irréductible à un indicateur facilement vérifiable.

C'est pourquoi nous avons d'abord mesuré avec une attention particulière l'impact électoral d'un mandat local, seul moyen dont disposent les citoyens pour inciter leurs représentants à faire l'effort requis. Nous avons toutefois justifié en parallèle une vision "objective" du travail parlementaire pour tenir compte du fait que les électeurs ne sont pas correctement incités à apprécier la performance de leurs mandataires suivant toutes les dimensions pertinentes pour l'intérêt général. Nous nous trouvons donc à nouveau devant la difficulté d'avoir à évaluer l'efficacité des choix faits par un député.

De manière évidente, les indicateurs que nous avons choisis ne suffisent pas à cette tâche. Qui dit présence ne dit pas efficacité de la présence. Qui dit question posée ne dit pas pertinence de la question posée. En outre, nous avons considéré chaque député comme un travailleur indépendant alors que certaines des activités parlementaires les plus importantes sont organisées collectivement, tout du moins au niveau du groupe parlementaire.

A notre sens, la réponse à une telle critique n'est pas moins mais plus d'analyse quantitative. Il faudrait notamment pouvoir entrer plus en détail dans la mécanique de la production législative et analyser les déterminants de la spécialisation des députés. Ceci requiert une analyse en profondeur du fonctionnement des séances publiques que nous n'avons pas eu le temps de réaliser dans le cadre de cette thèse : les synthèses

fournies chaque année par l'Assemblée Nationale devraient permettre de distinguer des sujets législatifs délaissés par les élus cumulant des mandats et des sujets qui seraient au contraire activement investis par ces députés. Ces synthèses apportent en effet pour chacun des députés la liste des rapports dont il a été chargé, les amendements et propositions de loi qu'il a déposés en distinguant bien sûr ceux qui sont finalement adoptés, et le rôle tenu lors de la discussion d'un projet de loi.

Mais ce qui serait le plus pertinent pour un économiste serait d'analyser l'impact du cumul des mandats sur la distribution des biens publics. Dans la littérature économique, c'est en effet surtout le conflit d'intérêt entre fonctions privées et fonctions publiques qui a été analysé. Mais dans le cas français, compte tenu de l'importance des mandats locaux à l'Assemblée, c'est peut-être autant le conflit entre intérêt local et intérêt national qui est problématique; on peut en particulier imaginer que les députés-maires de villes petites et moyennes distordent l'allocation des services publics au sein de leur département ou de leur circonscription en faveur de leur ville d'élection. Il nous semble qu'à cet effet, les données géolocalisées d'effectifs de la fonction publique d'Etat et territoriale établies par l'INSEE pourraient être mises à profit, de même que les recensements d'équipement local établis régulièrement par cette même institution.

Une économie politique de la mobilité des élites Nous avons évoqué dans notre introduction une forme de pause à partir du milieu des années 1980 dans la volonté politique d'accroître la mobilité des élites françaises. Nos résultats, bien que limités, ne permettent pas de comprendre ce changement d'état d'esprit : les coûts des contraintes de crédit semblent encore très substantiels; la stabilité des entreprises familiales ne semble pas être en mesure de compenser leur déficit de croissance; le cumul des mandats n'est pas plébiscité par les électeurs alors même qu'il est la source d'un déficit d'activité au Parlement. Il faudrait donc probablement creuser l'économie politique de chacun de ces sujets pour comprendre ce "coup d'arrêt" de la fin du XXème siècle.

C'est dans le cas du cumul des mandats que l'économie politique est la plus simple à comprendre. Il est bien évident qu'une situation dans laquelle ce sont les principaux intéressés-les parlementaires qui seuls peuvent mettre un terme à une telle pratique n'est pas de nature à encourager une véritable réforme. Concernant l'accès au crédit, une piste d'exploration serait d'étudier la capacité des banques françaises à freiner la mise en place de politiques allant à leur encontre, notamment en ce qui concerne la politique de la concurrence, et c'est là probablement une orientation de la recherche promise à un bel avenir compte tenu de l'importance des plans de soutien à ces institutions suite à la crise financière de 2007-2008. Dans le cas des

entreprises familiales, nous avons évoqué l'importance des groupes d'intérêt défendant directement ces entités auprès des institutions législatives dans la mise en place des diverses exonérations de taxes sur le patrimoine. Une autre hypothèse à étudier serait que la concentration de ces entreprises dans des régions françaises bien définies leur donnerait plus de poids auprès de parlementaires et/ou ministres implantés dans ces zones géographiques. Ce sont là des questions que nous laissons pour de futures recherches.

Bibliographie

- [1] Abraham, A. and White, K. (2006). “The Dynamics of Plant-Level Productivity in U.S. Manufacturing”. *Center for Economic Studies Working Paper*, 06-20.
- [2] Adams, R., Almeida, H. and Ferreira, D. (2009). “Understanding the Relationship between Founder-CEOs and Firm Performance”. *Journal of Empirical Finance*, 16, p. 136-150.
- [3] Adda, J. and Cooper, R., (2000). “Balladurette and Juppette : A Discrete Analysis of Scrapping Subsidies.” *Journal of Political Economy*, 108, p. 778-806.
- [4] Aghion, P. and Bolton, P., (1997). “A Theory of Trickle-Down Growth and Development.” *Review of Economic Studies*, 64, 151-172.
- [5] Aghion, P., Caroli, E. and Garcia-Penalosa, C., (1999). “Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories”. *Journal of Economic Literature*, 37, p. 1615-1660.
- [6] Aghion, P., Fally T. and Scarpetta S. (2007). “Credit Constraints as a Barrier to the Entry and Post-Entry Growth of firms”. *Economic Policy*, 22, p. 731-779.
- [7] Albouy, D. (2009). “Partisan Representation in Congress and the Geographic Distribution of Federal Funds”, *NBER Working Paper*, 15224.
- [8] Allain, M.-L. and Chambolle, C. (2003). “Les relations entre la grande distribution et ses fournisseurs : bilan et limites de trente ans de régulation.” *Revue Française d’Economie*, 17, p.169-212.
- [9] Allouche, J. (1982). “Redéploiement et restructurations: L’actualité de la croissance externe”. *Recherches Economiques et Sociales*.
- [10] Allouche, J. and Amann, B. (2000). “L’entreprise familiale: un état de l’art”. *Finance, Contrôle, Stratégie* 3, p.33-79.

-
- [11] Amit, R. and Villalonga, B. (2006). “How Do Family Ownership, Control and Management Affect Firm Value ?”. *Journal of Financial Economics* 80, p. 385-417.
- [12] Anderson, R. and Reeb, D. (2003). “Founding-Family Ownership and Firm Performance : Evidence from the S&P 500”. *Journal of Finance*, 58, p. 1301-1327.
- [13] Anglès d’Auriac, D. (2007). “Histoire parlementaire et personnel politique : une base de données informatisée pour les députés depuis la Révolution”, *Parlement(s)*, 7, p. 11-19.
- [14] Angrist, J. and Pischke, S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press.
- [15] Amit, R. and Villalonga, B. (2006). “How Do Family Ownership, Control and Management Affect Firm Value ?”. *Journal of Financial Economics* 80, p. 385-417.
- [16] Arping, S. Loranth, G. and Morrison, A. (2009). “Public Initiatives to Support Entrepreneurs: Credit Guarantees versus Co-Funding”. *Tinbergen Institute Discussion Paper*, 09-019.
- [17] Arrondel, L. and Laferrère, A. (2001). “Taxation and Wealth Transmission in France”. *Journal of Public Economics*, 79, p. 3-33.
- [18] Artus, P. (1996) “ Public Intervention on the Credit Market : The French Case” . *Cahiers de Recherche de la Caisse des Dépôts et Consignations*, 4.
- [19] Ashworth, S. (2005). “Reputational Dynamics and Political Careers”, *Journal of Law, Economics, and Organization* 21, p. 441-466.
- [20] Askenazy, P. and Weidenfeld K. (2007). *Les soldes de la loi Raffarin: le contrôle du grand commerce alimentaire*. Paris : Editions de la rue d’Ulm.
- [21] Astrachan, J. and Shanker, M. (2003). “Family Businesses’ Contribution to the U.S. Economy : a Closer Look”. *Family Business Review*, 16, p. 211-219.
- [22] Aubier, M. and Cherbonnier F. (2007). “L’accès des entreprises au crédit bancaire”. *Economie et Prévision*, 177, 121-128.
- [23] Avril, P. et Gicquel, J. (2004). *Droit parlementaire*. Paris : Editions Montchrestien.
- [24] Baguenaud, J. (1997). *Le Sénat*. Paris : PUF.
- [25] Balladur, E. (2007). *Une Vème République plus démocratique - Comité de réflexion et de proposition sur la modernisation et le rééquilibrage des institutions de la Vème République*. Documentation Française.

-
- [26] Balladur, E. (2009). *Comité pour la réforme des collectivités locales - « Il est temps de décider » - Rapport au Président de la République*. Documentation Française.
- [27] Banerjee, A. and Duflo, E. (2004). "Do Firms Want to Borrow More? Testing Credit Constraints Using a Directed Lending Program." *CEPR Discussion Paper*, 4681.
- [28] Barro, R. (1973). "The Control of Politicians : an Economic Model", *Public Choice*, 14, p. 19-42.
- [29] Bauer, M. and Cohen, E. (1985). *Les grandes manoeuvres industrielles*. Paris : Belfond.
- [30] Bauer, M. and Bertin-Mourot, B. (1987). *Les 200 : Comment devient-on un grand patron?* Paris : Le Seuil.
- [31] Beck, T., Klapper, L. and Mendoza J. (2009). "The Typology of Partial Credit Guarantee Funds around the World". *Journal of Financial Stability*, forthcoming.
- [32] Becquart-Leclercq, J. (1984). "Cumul des mandats et culture politique" in Mabileau, A., *Les pouvoirs locaux à l'épreuve de la décentralisation*. Paris : Pedone.
- [33] Belorgey, J.-M. (1991). *Le Parlement à refaire*. Paris : Gallimard.
- [34] Bennedsen, M., Nielsen, K., and Wolfenzon, D. (2004). "The Family behind the Family Firm: Evidence from CEO Transitions". *CEBR Discussion Paper*, 2004-14.
- [35] Bennedsen, M., Nielsen, K., Pérez-Gonzalez, F. and Wolfenzon, D. (2007). "Inside the Family Firm: The Role of Families in Succession Decisions and Performance". *Quarterly Journal of Economics*, 122, p. 647-691.
- [36] Bennedsen, M., Pérez-Gonzalez, F. and Wolfenzon, D. (2007). "Do CEOs matter?". *NYU Working Paper*.
- [37] Bennedsen, M. and Wolfenzon, D. (2000). "The Balance of Power in Closely-Held Corporations". *Journal of Financial Economics*, 58, p.113-139.
- [38] Bernard, C. and Jourdain-Menninger, D. (2009). *Pourquoi il faut en finir avec le cumul*. Paris : Fondation Jean Jaurès.
- [39] Berger, A. (2004). "Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making." *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, p. 433-451.
- [40] Berger, A. and Udell, G. (2005). "A More Conceptual Framework for the Financing of Small and Medium Enterprises." *World Bank Policy Research Working Paper*, 3795.

-
- [41] Berle, A. and Means, G. (1932). *The Modern Corporation and Private Property*. New York : Harcourt, Brace and World.
- [42] Bernanke, B. and Gertler, M. (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations". *American Economic Review*, 79, p. 14-31.
- [43] Bertrand, M., Duflo, E. and Mullainathan, S. (2004). "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates ?" *Quarterly Journal of Economics*, 119, p. 249-275.
- [44] Bertrand, M., Johnson S., Samphantharak K. and Schoar, A. (2007). "Mixing Family with Business: A Study of Thai business Groups and the Families Behind Them". *Journal of Financial Economics*, 88, p. 466-498.
- [45] Bertrand, M. and Kramarz, F. (2002). "Does Entry Regulation Hinder Job Creation? Evidence from the French Retail Industry." *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1369-1413
- [46] Bertrand, M., Kramarz, F., Schoar, A. and Thesmar, D. (2007). "Politically Connected CEOs and Corporate Outcomes: Evidence from France" *Mimeo MIT*
- [47] Bertrand, M. and Mullainathan S. (2003). "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences". *Journal of Political Economy*, 111, p. 1043-1075.
- [48] Bertrand, M. and Schoar A. (2006). "The Role of Family in Family Firms". *Journal of Economic Perspectives*, 20, p.73-96.
- [49] Bertrand, M., Schoar, A. and Thesmar, D. (2007). "Banking Deregulation and Industry Structure: Evidence from the French Banking Reforms of 1985." *Journal of Finance*, forthcoming.
- [50] Besley, T. (2006). *Principled Agents ? The Political Economy of Good Government*. Oxford University Press.
- [51] Biais, B. and Gollier, C. (1997). "Trade Credit and Credit Rationing". *Review of Financial Studies*, 10, p. 903-37.
- [52] Biais, B., Hillion P. and Malécot J.-F. (1995). "La structure financière des entreprises: une investigation empirique sur données françaises". *Economie et Prévision*, 120, p. 15-28.
- [53] Biais, B. and Mariotti, T. (2003). "Credit, Wages, and Bankruptcy Laws". *CEPR Discussion Paper*, 3996.
- [54] Blanchard, O., Lopez-de-Silanes F. and Shleifer, A. (1994). "What do Firms do with Cash Windfalls ?". *Journal of Financial Economics*, 36, p. 337-360.

-
- [55] Blondel, C. and Dumas A. (2008). *L'entreprise familiale sauvera-t-elle le capitalisme ?* Paris : Autrement.
- [56] Bloom, N. (2006). "Inherited Family Firms and Management Practices: The Case for Modernising the UK's Inheritance Tax". *Center for Economic Performance Policy Discussion Paper*.
- [57] Bloom, N. and Van Reenen, J. (2007). "Measuring and Explaining Management Practices Across Firms and Countries". *Quarterly Journal of Economics*, 122, p.1351-1408.
- [58] Bouchet, C. (1999). *Vive le cumul des mandats !* Paris: Denoël.
- [59] Boucly, Q., Sraer, D. and Thesmar, D. (2009). "Job-Creating LBOs". *Mimeo HEC Paris*.
- [60] Brunetti, M. (2006). "The Estate Tax and the Demise of the Family Business". *Journal of Public Economics*, 90, p. 1975-1993.
- [61] Burkart, M., Gromb, D. and Panunzi, F. (1997). "Large Shareholders, Monitoring, and the Value of the Firm". *Quarterly Journal of Economics*, 112, p. 693-728.
- [62] Burkart, M., Panunzi, F. and Schleifer, A. (2003). "Family Firms". *Journal of Finance*, 58 (5), p. 2167-2202.
- [63] Caby, J. and Hirigoyen, G. (2002). *La gestion des entreprises familiales*. Paris : Economica.
- [64] Cain, B., Ferejohn, J. and Fiorina, M. (1987). *The personal Vote : Constituency Service and Electoral Independence*. Harvard University Press.
- [65] Caillaud, B. and Tirole, J. (2002). "Parties as Political Intermediaries", *Quarterly Journal of Economics*, 117, p. 1453-1489.
- [66] Camby, J.-P. and Servent, P. (2004). *Le travail parlementaire sous la cinquième République*. Paris : Montchrestien.
- [67] Carletti, E. and Vives, X. (2008). "Regulation and Competition Policy in Banking" in IESE Business School. *Competition Policy in Europe. Fifty Years On from the Treaty of Rome*, Oxford University Press, p. 260-283.
- [68] Carrillo, J., and Mariotti, T. (2001). "Electoral Competition and Political Turnover", *European Economic Review*, 45, p. 1-25.
- [69] Caselli, F. and Gennaioli, N. (2005). "Dynastic Management". *Mimeo London School of Economics*.
- [70] Castro, R., Clementi G.-L. and Macdonald, G. (2008). "Legal Institutions, Sectoral Heterogeneity, and Economic Development". *Review of Economic Studies*, 76 (2), p. 529-561.

-
- [71] Chandler, A. (1990). *Scale and Scope. The Dynamics of Industrial Capitalism*. Harvard University Press.
- [72] Chaney, T., Sraer, D. and Thesmar D. (2008). “The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment”. *Mimeo Berkeley University*.
- [73] Chevalier, Paul-Antoine. (2007). “Une évaluation de la prime au sortant sur données électorales françaises”, *Mémoire de Master 2*, EHESS-DELTA.
- [74] Cohen, E. (1989). *L’Etat brancardier. Politiques du déclin industriel (1974-1984)*. Paris : Calmann-Lévy.
- [75] Conseil des Impôts. (2004). “La concurrence fiscale et l’entreprise”. *22^{ème} rapport du Conseil des Impôts*.
- [76] Corstjens, M., Peyer U. and Van der Heyden, L. (2005). “Stock Market Performance of Family Firms”. *Mimeo INSEAD*.
- [77] Costa, D. (2000). “Hours of Work and the Fair Labor Standards Act: A Study of Retail and Wholesale Trade, 1938 - 1950”. *International Labor Relations Review*, 53, p. 648-664.
- [78] Costa, O. and Kerouche, E. (2007). *Qui sont les députés français ? Enquête sur des élites inconnues*. Presses de la Fondation Nationale des Sciences Politiques.
- [79] Cox, G. and Katz, J. (1996). “Why Did the Incumbency Advantage in U.S. House Elections Grow?”, *American Journal of Political Science*, 40, p. 478-497.
- [80] CREAM. (1997). *Le cumul des mandats et des fonctions. Une réforme au coeur de la modernisation de la vie politique*. Documentation Française.
- [81] Crépon, B. and Duguet, E. (2003). “Bank Loans, Start-up Subsidies and the Survival of the New Firms: an Econometric Analysis at the Entrepreneur Level”. *Cahiers de la MSE - EUREQua*, 77.
- [82] Crépon, B. and Rosenwald, F. (2001). “Des contraintes financières plus lourdes pour les petites entreprises”. *Economie et Statistique*, 341-342.
- [83] Crozier, M. (1971). *La société bloquée*. Paris : Seuil.
- [84] Cucculelli, M. and Micucci, G. (2008). “Family Succession and Firm Performance: Evidence from Italian Family Firms”. *Journal of Corporate Finance*, 14 (1), p. 17-31.
- [85] Da Rin M., Nicodano G. and Sembenelli A. (2006). “Public Policy and the Creation of Active Venture Capital Markets”. *Journal of Public Economics*, 90, p.1699-1723.

-
- [86] Davis S., Haltiwanger, J., Jarmin, R. and Lerner, J. (2008). "Private Equity and Employment". *Working Paper Harvard University and University of Chicago*.
- [87] Debré, M. (1955). "Trois caractéristiques du système parlementaire français". *Revue Française de Science Politique*, 5, p. 21-48.
- [88] DECAS. (2000). "Etude de faisabilité d'un observatoire de la reprise d'entreprise". *Rapport de la Direction des Entreprises Commerciales, Artisanales et de Services*.
- [89] De Mel, S., McKenzie, D. and Woodruff, C. (2008). "Returns to Capital in Microenterprises : Evidence from a Field Experiment". *Quarterly Journal of Economics*, 123, p. 1329-1372.
- [90] Degryse, H., Masschelein, N. and Mitchell J. (2005). "SMEs and Bank Lending Relationships : the Impact of Mergers". *Federal Reserve Bank of Chicago Proceedings*, May, p. 148-165.
- [91] Demsetz, H. and Lehn, K. (1985). "The Structure of Corporate Ownership : Causes and Consequences". *Journal of Political Economy*, 93, p. 1155-77.
- [92] Desbrières, P. and Schatt, A. (2002). "The Impacts of LBOs on the Performance of Acquired Firms: The French Case". *Journal of Business Finance and Accounting*, 29, p. 695-729.
- [93] Dewatripont, M., Jewitt, I. and Tirole, J. (1999). "The Economics of Career Concerns, Part I : Comparing Information Structures", *Review of Economic Studies*, 66, p. 183-198.
- [94] Dewatripont, M., Jewitt, I. and Tirole, J. (1999). "The Economics of Career Concerns, Part II : Application to Missions and Accountability of Government Agencies", *Review of Economic Studies*, 66, p. 199-217.
- [95] Diermeier, D., Keane, M. and Merlo, A. (2005). "A Political Economy Model of Congressional Careers" *American Economic Review*, 95, p. 347-373.
- [96] Diwisch, S., Voithofer, P. and Weiss, C. (2009). "Succession and Firm Growth: Results from a Non-Parametric Matching Approach". *Small Business Economics*, 32, p. 45-56.
- [97] Djankov, S., Mac Liesh, C. and Shleifer, A. (2007). "Private Credit in 129 Countries". *Journal of Financial Economics*, 84, p. 299-329.
- [98] Dosière, R. (2007). *Proposition de loi relative aux indemnités des élus locaux*. Assemblée Nationale.
- [99] Duhamel, E. (1995). "La vie politique à la Libération. Renaissance, rénovation, reconstruction, restauration". *Matériaux pour l'histoire de notre temps*, 39, p. 20-23.

-
- [100] Eggers, A. and Hainmueller, J. (2009). “MPs for Sale? Returns to Office in Post-War British Politics”. *MIT Working Paper*
- [101] Ellul, A., Pagano, M. and Panunzi, F. (2008). “Inheritance Law and Investment in Family Firms”. *ECGI Working Paper*, 222.
- [102] Ellul, A., Guntay L. and Lel, U. (2007). “External Governance and Debt Agency Costs of Family Firms”. *Indiana University Working Paper*.
- [103] European Commission (2006). *Commission Communication from 14 March 2006: Transfer of Businesses - Continuity Through a New Beginning*.
- [104] European Commission (1994). *Commission Recommendation of 7 December 1994 on the Transfer of Small and Medium-Sized Enterprises*.
- [105] Faccio, M. and Lang, L. (2002). “The Ultimate Ownership of Western European Corporations”. *Journal of Financial Economics*, 65, p. 365-395.
- [106] Faure, B. (2009). *Droit des collectivités territoriales*. Paris : Dalloz.
- [107] Fazzari, S., Hubbard, G. and Petersen B. (1988). “Financing Constraints and Corporate Investment.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p. 141-195.
- [108] Fazzari, S., Hubbard, G. and Petersen B. (2000). “Investment-Cash Flow Sensitivities are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales”. *Quarterly Journal of Economics*, 115, p.695-705.
- [109] Ferejohn, J. (1986). “Incumbent Performance and Electoral Control”, *Public Choice* , 50, p. 5-25.
- [110] Ferraz, C. and Finan, F. (2009). “Motivating Politicians: The Impacts of Monetary Incentives on Quality and Performance”. *NBER Working Paper*, 14906.
- [111] Ferris, J. (1981). “A Transactions Theory of Trade Credit Use.” *Quarterly Journal of Economics*, 96, p. 243–270.
- [112] Foucault, M. (2006). “How Useful is the Cumul des Mandats for Being Re-elected? Empirical Evidence from the 1997 French Legislative Elections”, *French Politics*, 4 (3), p. 292-31.
- [113] François, A. (2006). “Testing the ‘Baobab Tree’ Hypothesis : The Cumul des Mandats as a Way of Obtaining More Political Resources and Limiting Electoral Competition”. *French Politics*, 4, p. 269-291.
- [114] Froment-Meurice, A. (1983). “Comment faire de sa mairie un fief?”. *Pouvoirs*, 24.
- [115] Gabaix, X. (1999). “Zipf’s Law For Cities: An Explanation”. *Quarterly Journal of Economics*, 114, p. 739-767.

-
- [116] Gagliarducci, S., Nannicini, T. and Naticchioni, P. “Moonlighting Politicians”. *Mimeo Università di Roma Tor Vergata*.
- [117] Gale, W. (1989). “ Collateral, Rationing, and Government Intervention in Credit Markets”. *NBER Working Paper*.
- [118] Gale, W. (1990). “Federal Lending and the Market for Credit”. *Journal of Public Economics*, 42, p. 177-193.
- [119] Garraud, P. (1989). *Profession : homme politique. La carrière politique des maires urbains*. Paris : L’Harmattan.
- [120] Gattaz, Y. (2002). *La moyenne entreprise, championne de la croissance durable*. Paris : Fayard.
- [121] Gelman, A. and King G. (1990). “Estimating Incumbency Advantage Without Bias”, *American Journal of Political Science*, 34, p. 1142-1164.
- [122] Gneezy, U. and Rustichini, A. (2000). “A fine is a price”. *Journal of Legal Studies*, 29. p. 1-17.
- [123] Grémion, P. (1976). *Le pouvoir périphérique : bureaucrates et notables dans le système politique français*. Paris : Le Seuil.
- [124] Grossmann, V. and Strulik, H. (2009). “Should Continued Family Firms Face Lower Taxes than Other Estates ?”. *CESifo Working Paper*, 2235.
- [125] Guinnane, T., Harris, R., Lamoreaux, N. and Rosenthal J.-L.. (2007). “Putting the Corporation in its Place”. *Enterprise and Society*, 8, p. 687-729.
- [126] Harris, M. and Holmstrom, B. (1982). “A Theory of Wage Dynamics”. *Review of Economic Studies*, 49, p. 315-33.
- [127] Hennessy, C. and Whited, T. (2007). "How Costly is External Financing ? Evidence from a Structural Estimation." *Journal of Finance*, 62, p. 1705-1745.
- [128] Hertzberg, A., Liberti, J. and Paravisini, D. (2009). “Information and Incentives Inside the Firm: Evidence from Loan Officer Rotation”. *Journal of Finance*, forthcoming.
- [129] Hertzberg, A., Liberti, J. and Paravisini, D. (2009). “Public Information and Coordination: Evidence from a Credit Registry Expansion”. *Columbia University Working Paper*.
- [130] Holmstrom, B. (1999). “Managerial Incentive Problems : A Dynamic Perspective”, *Review of Economic Studies*, 66, p. 169-182.
- [131] Holmstrom, B. and Milgrom, P. (1991). “Multitask Principal-Agent analyses : Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design”, *Journal of Law, Economics and Organization*, 7, p. 24-52.

-
- [132] Holmstrom, B. and Tirole, J. (1997). “Financial Intermediation, Loanable Funds, and The Real Sector”. *Quarterly Journal of Economics*, 112, p. 663-691.
- [133] Holtz-Eakin, D., Joulfaian, D. and Rosen, H. (1993). “The Carnegie Con-
juncture: Some Empirical Evidence”. *Quarterly Journal of Economics*, 108, p.
413-35.
- [134] Holtz-Eakin, D. and Marples, D. (2001). “Distortion Costs of Taxing Wealth
Accumulation”. *NBER Working Paper*, 8261.
- [135] Holtz-Eakin, D., Phillips, J. and Rosen, H. (2001). “Estate Taxes, Life Insur-
ance, and Small Business”. *Review of Economics and Statistics*, 83, p. 52-63.
- [136] Imbens, G., and Lemieux, T. (2008). “Regression Discontinuity Designs : A
Guide to Practice”, *Journal of Econometrics* 142, p. 615-635.
- [137] James, H. (2006). *Family Capitalism: Wendels, Haniels, Falcks, and the Con-
tinental European Model*. Harvard University Press.
- [138] Jensen, M. (1986). “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and
Takeovers”. *American Economic Review*, 76 (2), p. 323-329.
- [139] Joulfaian, D. (2009). “The Estate Tax and the Demise of the Family Business:
A Comment”. *US Treasury Working Paper*.
- [140] Kaplan, S. and Rauh, J. (2009). “Wall Street and Main Street: What Con-
tributes to the Rise in the Highest Incomes?”. *Review of Financial Studies*,
forthcoming.
- [141] Kaplan, S. and Stromberg, P. (2003). “Financial Contracting Theory Meets
the Real World: An Empirical Analysis of Venture Capital Contracts”. *Review
of Economic Studies*, 70 (2), p. 281-315.
- [142] Kaplan, S. and Stromberg, P. (2009). “Leveraged Buyouts and Private Equity.”
(2009). *Journal of Economic Perspectives*, 23 (2), p. 121-146.
- [143] Kaplan, S. and Zingales, L. (1997). “Do Investment-Cash Flow Sensitivities
Provide Useful Measures of Financing Constraints?”. *Quarterly Journal of Eco-
nomics*, 112, p. 169-215.
- [144] Kaplan, S. and Zingales, L. (2000). “Investment-Cash Flow Sensitivities Are
Not Valid Measures of Financing Constraints.” *Quarterly Journal of Eco-
nomics*, 115, p. 707-712.
- [145] Kimhi, A. (1995). “Differential Human Capital Investments and the Choice of
Successor in Family Firms”. *American Journal of Agricultural Economics*, 77,
p. 719-724.

-
- [146] Kimhi, A. (1997). “Intergenerational Succession in Small Family Businesses: Borrowing Constraints and Optimal Timing of Succession”. *Small Business Economics*, 9 (4), p. 309-318.
- [147] Knapp, A. (1991). “The Cumul des Mandats, Local Power and Political Parties in France”. *West European Politics*, 14, p. 18-40.
- [148] Kocherlakota, N. (1996). “The Equity Premium: It’s Still a Puzzle”. *Journal of Economic Literature*, 34, p. 42-71.
- [149] Kopczuk, W. (2009). “Economics of Estate Taxation: Review of Theory and Evidence”. *Columbia University Working Paper*.
- [150] Kopczuk, W. and Slemrod, J. (2001). “The Impact of the Estate Tax on Wealth and Accumulation and Avoidance Behavior of Donors”, in Gale, W., Hines, J. and Slemrod, J., *Rethinking Estate and Gift Taxation*, Brookings Institution Press, p. 299–343.
- [151] Kopczuk, W. and Slemrod, J. (2005). “Denial of Death and Economic Behavior”. *B.E. Journal of Theoretical Economics*, 5.
- [152] Kramarz, F. and Thesmar, D. (2006). “Social Networks in the Boardroom”. *CEPR Working Paper*, 5496.
- [153] Kuisel, R. (1981). *Capitalism and the State in Modern France. Renovation and Economic Management in the Twentieth Century*. Cambridge University Press.
- [154] Lamont, O. (1997). “Cash Flow and Investment : Evidence from Internal Capital Markets”. *Journal of Finance*, 52, p. 57-82.
- [155] Landes, D. (1949). “French Entrepreneurship and Industrial Growth in the Nineteenth Century”. *Journal of Economic History*, 9, p. 45-61.
- [156] Landes, D. (1969). *The Unbound Prometheus: Technical Change and Industrial Development in Western Europe from 1750 to the Present*. Cambridge University Press.
- [157] Landier, A. and Thesmar, D. (2008). “Financial Contracting with Optimistic Entrepreneurs”. *Review of Financial Studies*, 22, p. 117-150.
- [158] Laporta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R. (1998). “Law and Finance”. *Journal of Political Economy*, 106, p. 1113-1155.
- [159] Laporta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R. (1999). “Corporate Ownership around the World”. *Journal of Finance*, 54, p. 471-517.
- [160] Lazardoux, S. (2005). “‘Une Question Écrite, Pour Quoi Faire?’ The Causes of the Production of Written Questions in the French Assemblée Nationale”. *French Politics*, 3, p. 258-281.

-
- [161] Lee, D. (2008). “Randomized Experiments From Non-Random Selection in U.S. House Elections”. *Journal of Econometrics*, 142 (2), p. 675-697.
- [162] Lee, D., and Lemieux, T. (2009). “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *NBER Working Paper*, 14723.
- [163] Lee, D., Moretti, E. and Butler, M. (2004). “Do Voters Affect Or Elect Policies ? Evidence From The U. S. House”, *Quarterly Journal of Economics*, 119, p. 807-859.
- [164] Lefebvre, R. (2005). “Rapprocher l’élue et le citoyen. La « proximité » dans le débat sur la limitation du cumul des mandats (1998-2000)”, *Mots. Les langages du politique*, 77, p. 41-57.
- [165] Lehingue, P. (1999). “Vocation, art, métier ou profession ? Codification et étiquetage des activités politiques.” in Offerlé, M., *La profession politique, XIXe-XXe siècles*. Paris : Belin.
- [166] Lelarge, C., Sraer, D. and Thesmar D. (2008). “Entrepreneurship and Credit Constraints: Evidence from a French Loan Guarantee Program” in Lerner, J. and Schoar, A. *International Differences in Entrepreneurship*. University of Chicago Press.
- [167] Lerner, J. (1999). “The Government as Venture Capitalist: The Long-Run Impact of the SBIR Program”. *Journal of Business*, 72, p. 285-318.
- [168] Levchenko, A., Rancière, R. and Thoenig, M. (2008). “Growth and Risk at the Industry Level: The Real Effects of Financial Liberalization”. *CEPR Discussion Paper*, 6715.
- [169] Levitt, S. and Snyder, J. (1995). “Political Parties and the Distribution of Federal Outlays”. *American Journal of Political Science*, 39, p. 958-980.
- [170] Levitt, S. and Wolfram, C. (1997). “Decomposing the Sources of Incumbency Advantage in the US House”, *Legislative Studies Quarterly*, 22, p. 45-60.
- [171] Levy, G. (2004). “A Model of Political Parties”. *Journal of Economic Theory*, 115, p. 250-277.
- [172] Li, W. (2002). “Entrepreneurship and Government Subsidies: A General Equilibrium Analysis”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26, p. 1815-1844.
- [173] Liang, K. and Zeger, S. (1986). “Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models”. *Biometrika* 73, p. 13-22.
- [174] Liberti, J. and Mian, A. (2009). “Estimating the Effect of Hierarchies on Information Use”. *Review of Financial Studies*, forthcoming.

-
- [175] Loonis, V. (2006). “Les déterminants de la réélection des députés français de 1871 à 2002”. *Histoire et Mesure*, 21, p. 221-254.
- [176] Loridant, P. and Marini, P. (1995). “Rapport d’information sur les Comptes pour le Développement Industriel (CODEVI)”. *Rapport d’information du Sénat*, 298.
- [177] Lucas, R. (1978). “On the Size Distribution of Business Firms”. *The Bell Journal of Economics*, 9, p. 508-523.
- [178] Luttmer, E. (2007). “Selection, Growth, and the Size Distribution of Firms”. *Quarterly Journal of Economics*, 122, p. 1103-1144.
- [179] Marini, P. (1996). *La modernisation du droit des sociétés*. Documentation Française.
- [180] Marrel, G. (2002). “Sociologie historique des carrières de cumul”, in Déloye, Y. and Voutat, B., *Faire de la science politique*, Editions Belin, Paris
- [181] Masclet, J.-C. (1982). *Un député : pour quoi faire ?* Paris : PUF.
- [182] McCrary, J. (2008). “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design : A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 142, p. 698-714.
- [183] Mény, Y. (1987). “The Socialist Decentralization” in Ross, G., *The Mitterrand Experiment*, Oxford Polity Press.
- [184] Mény, Y. (1992). *La corruption de la République*. Paris : Fayard.
- [185] Mény, Y. and Surel, Y. (2004). *Politique comparée*. Paris : Montchrestien.
- [186] Merle, P. (2008). *Droit Commercial: Sociétés Commerciales*_Paris : Dalloz.
- [187] Meyer, D. and Meyer, J. (2005). “Relative Risk Aversion : What Do We Know ?”. *The Journal of Risk and Uncertainty*, 31, p. 243-262.
- [188] Michelacci, C. and Schivardi, F. (2008). “Does Idiosyncratic Business Risk Matter ?”. *CEPR Discussion Paper*, 6910.
- [189] Miller, D., Le Breton-Miller, I., Lester, R. and Cannella, A. (2007). “Are Family Firms Really Superior Performers ?”. *Journal of Corporate Finance*, 13, p. 829-858.
- [190] Morck, R., Strangeland, D. and Yeung, B. (2000). “Inherited Wealth, Corporate Control, and Economic Growth: The Canadian Disease?”, in Morck, R., *Concentrated Corporate Ownership*, University of Chicago Press.
- [191] Morck, R., Wolfenzon, D. and Yeung, B. (2005). “Corporate Governance, Economic Entrenchment, and Growth”. *Journal of Economic Literature*, 43, p. 655-720.

-
- [192] Morck, R. and Yeung, B. (2004). “Family Control and the Rent-Seeking Society”. *Entrepreneurship: Theory and Practice*, 28.
- [193] Moskowitz T. and Vissing-Jorgensen, A. (2002). “The Returns to Entrepreneurial Investment: A Private Equity Premium Puzzle?”. *American Economic Review* 92, p. 745-778.
- [194] Mueller, H. and Philippon, T. (2006). “Family Firms, Paternalism, and Labor Relations”. *NBER Working Paper*, 12739.
- [195] Murphy, A. (2005). “Corporate Ownership in France: The Importance of History”, in Morck, R. *A history of corporate governance around the world: family business groups to professional managers*. Chicago University Press.
- [196] Olivier, L. (1998). “La perception du cumul des mandats. Restrictions contextuelles et politiques à un apparent consensus”. *Revue française de science politique*, 48, p. 756-772.
- [197] Olley, S. and Pakes, A. (1996). “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”. *Econometrica*, 64 (6), p. 1263-1297.
- [198] Paravisini, D. (2005). “Targeting Credit Through the Banking System : Does it Work ?” *Columbia University GSB Working Paper*.
- [199] Pérez-Gonzalez, F. (2006). “Inherited Control and Firm Performance”. *American Economic Review*, 96, p. 1559-1588.
- [200] Picart, C. (2008). “Flux d’emploi et de main d’oeuvre: un réexamen”. *Economie et Statistique*, 412, p. 27-56.
- [201] Picart, C. (2004). “Evaluer la rentabilité des sociétés non financières”. *Economie et Statistique*, 372, p. 89-116.
- [202] Piketty, T. (1997). “The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing.” *Review of Economic Studies* 64, p. 173-189.
- [203] Piketty, T. (2001). *Les hauts revenus en France au XXe siècle: inégalités et redistributions, 1901-1998*. Paris : Grasset.
- [204] Piketty, T. and Saez, E. (2007). “How Progressive is the U.S. Federal Tax System? A Historical and International Perspective”. *Journal of Economic Perspectives*, 21, p. 3-24.
- [205] Poterba, J. (2001). “Estate and Gift Taxes and Incentives for Inter Vivos Giving in the US”. *Journal of Public Economics*, 79, p. 237-264.
- [206] Prantl, S. (2006). “The Role of Policies Supporting New Firms : An Evaluation for Germany after Reunification”. *WZB Discussion Paper*, 2006-18.

-
- [207] Prat, A. (2005). "The Wrong Kind of Transparency". *American Economic Review*, 95, p. 862-877.
- [208] Raith, M., Staak, T. and Starke C. "The Goal Achievement of Federal Lending Programs". *FEMM Working Paper*, 19.
- [209] Rajan, R. and Zingales, L. (1998). "Financial Dependence and Growth". *American Economic Review*, 88, p.559-86.
- [210] Rajan, R. and Zingales, L. (2003). *Saving Capitalism from Capitalists*. Princeton University Press.
- [211] Rancière, R., Tornell, A. and Westermann, F. (2008). "Systemic Crises and Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 123, p. 359-406.
- [212] Rauh, J. (2006). "Investment and Financing Constraints : Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans". *Journal of Finance*, 61, p. 33-72.
- [213] Reis, R. (2007). "The Time-Series Properties of Aggregate Consumption : Implications for the Costs of Fluctuations". *Mimeo Columbia University*.
- [214] Reydellet, M. (1979). "Le cumul des mandats". *Revue du droit public en France et à l'étranger*, p. 693-768.
- [215] Rivière, G. (2005). *Fiscalité pratique des donations, successions et testaments*. Paris : Litec.
- [216] Rossi-Hansberg, E. and Wright, M. (2007). "Establishment Size Dynamics in the Aggregate Economy". *American Economic Review*, 97, p. 1639-1666.
- [217] Sapienza, P. (2002). "The Effects of Banking Mergers on Loan Contracts". *Journal of Finance*, 57, p. 329-367.
- [218] Schwartz, R. (1974). "An Economic Model of Trade Credit." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9, p. 643-657.
- [219] Schumpeter, J. (1942). *Capitalism, Socialism, and Democracy*. New York : Harper & Row.
- [220] Sénat. (2009). "Le statut financier des élus locaux". *Études de législation comparée*, 194.
- [221] Serlooten, P. (2008). *Droit fiscal des affaires*. Paris : Dalloz.
- [222] Serrano-Velarde, N. (2008). "Crowding-Out At The Top: The Heterogeneous Impact of R&D Subsidies on Firm Investment". *European University Institute Working Paper*.
- [223] Shachar, R., and Nalebuff, B. (1999). "Follow the Leader : Theory and Evidence on Political Participation" *American Economic Review*, 89, p. 525-547.

-
- [224] Shleifer, A. and Summers, L. (1988). "Breach of Trust in Hostile Takeovers", in Auerbach, A. *Corporate Takeovers: Causes and Consequences*. University of Chicago Press.
- [225] Skalitz, A. (2002). "Au-delà des entreprises, les groupes". INSEE Première.
- [226] Small Business Administration. "The Small Business Economy : A Report to the President", years 1996 to 2006.
- [227] Sraer, D. and Thesmar, D. (2007). "Performance and Behavior of Family Firms : Evidence from the French Stock Market". *Journal of the European Economic Association*, 5, p. 709-751.
- [228] Stein, J. (2002). "Information Production And Capital Allocation : Decentralized Versus Hierarchical Firms." *Journal of Finance*, 57, p. 1891-1921
- [229] Stein, J. (2003). "Agency, Information and Corporate Investment" in Constantinides, G., Harris, M. and Stulz, R. *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier Science B.V., p. 111-165.
- [230] Stiglitz, J. and Weiss, A. (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *American Economic Review*, 71, p. 393-410.
- [231] Thesmar, D. and Thoenig, M. (2009). "Contrasting Trends in Firm Volatility: Theory and Evidence". *CEPR Discussion Paper*, 7135.
- [232] Tirole, J. (2006). *The Theory of Corporate Finance*. Princeton University Press.
- [233] Vilain, F. (2004). *Rapport pour le Conseil économique et social sur la transmission des PME artisanales, commerciales, industrielles et de services*. Documentation Française.
- [234] Weber, H. (1986). *Le parti des patrons: le CNPF, 1946-1986*. Paris : Le Seuil.
- [235] Williamson, O. (1985). *The Institutions of American Capitalism*. New York : Basic Books.
- [236] Zia, B. (2008). "Export Incentives, Financial Constraints, and the (mis)allocation of Credit : Micro-level Evidence from Subsidized Export Loans". *Journal of Financial Economics*, 87, p. 498-527.

Liste des tableaux

1.1	Descriptive Statistics : Small firms versus big firms	51
1.2	Descriptive Statistics : Retail versus Wholesale Trade	52
1.3	Effect of the reforms on debt	60
1.4	Effect of the reforms on unsubsidized liabilities	61
1.5	Effect of debt on output, costs, profits and labour	63
1.6	Robustness checks on IV estimates	66
1.7	Marginal effect of debt on default	67
2.1	Tax reduction rate on gifts since 1942 (Source : Rivière (2005))	104
2.2	Descriptive statistics for the cross-sectional sample	129
2.3	Descriptive statistics for the longitudinal sample	131
2.4	The Scale of Dynastic Firms	140
2.5	The Profitability of Dynastic Firms	142
2.6	The impact of Dynastic Firms on Financial Management	143
2.7	The Volatility of Dynastic Firms	144
2.8	The Effect of Dynastic Successions on Firm Scale	148
2.9	The Effect of Dynastic Successions on Profitability	149
2.10	The Effect of Dynastic Successions on Financial Management	150
2.11	The Effect of Dynastic Successions on Firm-Level Volatility	152
2.12	Level of relative risk aversion implied by welfare indifference between dynastic and regular firms	157
3.1	Montant des indemnités mensuelles brutes pour certaines fonctions électives en France (en euros 2008)	188
3.2	Les mandats détenus par les principaux candidats aux élections légis- latives (par date d'élection législative)	229
3.3	Les mandats détenus par les principaux candidats aux élections légis- latives (par type de candidat)	230
3.4	Fréquence du cumul des mandats sur le territoire français	231

3.5	Impact de la géographie des circonscriptions sur la probabilité de cumul des mandats	233
3.6	Candidatures aux élections municipales intermédiaires dans des villes significatives (par année d'élection municipale)	234
3.7	Candidatures aux élections municipales intermédiaires dans des villes significatives (par statut d'homme politique)	236
3.8	L'impact des mandats détenus au moment des législatives sur la performance électorale	238
3.9	L'impact du mandat de député au moment des municipales sur la performance électorale	239
3.10	L'impact d'un mandat de député sur l'accès à un nouveau mandat de député	241
3.11	L'impact d'un mandat de député sur la performance électorale aux législatives	243
3.12	L'impact d'un mandat de député sur l'accès au poste de maire	245
3.13	L'impact d'un mandat de député sur la performance électorale aux municipales	246
3.14	L'impact d'un mandat de maire sur le devenir national des hommes politiques	247
3.15	L'impact d'un mandat de maire sur la performance électorale des hommes politiques aux législatives	249
3.16	Caractéristiques biographiques des députés élus en début de législature	250
3.17	Evolution des caractéristiques des députés	251
3.18	Caractéristiques politiques des députés	253
3.19	Caractéristiques biographiques des députés selon les mandats détenus	254
3.20	Caractéristiques politiques des députés selon les mandats détenus	256
3.21	Caractéristiques générales des questions au gouvernement	258
3.22	Caractéristiques individuelles des questions au gouvernement	259
3.23	Déterminants du nombre de questions posées	260
3.24	Caractéristiques générales des présences en commission (par législature)	262
3.25	L'évolution du nombre annuel de présences en commission (par législature)	263
3.26	Déterminants institutionnels de la présence en commission	264
3.27	Déterminants individuels de la présence en commission	264
3.28	L'effet du travail parlementaire sur la probabilité de réélection (ensemble des députés)	266
3.29	L'effet du travail parlementaire sur la probabilité de réélection (selon le bloc politique)	268

3.30	L'impact des mandats détenus en début de mandat sur l'activité parlementaire	269
3.31	Evolution de l'activité parlementaire avant et après les élections municipales intermédiaires	273
3.32	Activité parlementaire après l'élection municipale en fonction de la marge de victoire	275
3.33	L'impact de la détention d'un mandat local sur la performance aux législatives (Régressions)	281
3.34	L'impact de la détention d'un mandat de député sur la performance aux municipales (Régressions)	282
3.35	L'impact d'un mandat de député sur la carrière politique nationale (Estimations RDD)	299
3.36	L'impact d'un mandat de député sur la carrière politique locale (Estimations RDD)	300
3.37	L'impact d'un mandat de maire sur la carrière politique nationale (Estimations RDD)	301
3.38	L'impact des mandats sur le nombre de questions posées (Régressions)	303
3.39	L'impact des mandats sur le nombre de présences en commission (Régressions)	304
3.40	Estimation par différence-en-différence de l'impact d'un mandat de maire sur l'activité des députés	305
3.41	Estimation de l'impact d'une candidature aux municipales sur l'activité parlementaire préélectorale	306
3.42	Impact d'un mandat de maire sur l'activité parlementaire (Régressions RDD)	308



Table des figures

1.1	Real annual growth rates of regulated savings accounts' stocks (Source : Banque de France)	43
1.2	The evolution of the sectoral distribution of CODEVI loans (Source : French Treasury)	45
1.3	The evolution of the stock of CODEVI loans (Source : Banque de France)	46
1.4	The evolution of trade sectors' total production over the long-run (Source : French National Accounts, SCN 95)	48
1.5	Estimated difference in debt stock growth between the wholesale and the retail trade SMEs (Source : BRN)	65
2.1	Inheritance and gift tax revenues in France in millions of euros 2001 (Source : French Ministry of Finances)	105
2.2	Simulated gift and estate tax rates for firms' shares received by heirs depending on the existence of tax planning	107
2.3	Difference in Evolution of Sales between Dynastic and Outside Successions (relative to firm 3-year average pre-succession)	146
3.1	Proportion de députés cumulant un mandat par nombre de mandats depuis 1946	178
3.2	Proportion de députés cumulant un mandat par type de mandat depuis 1876	179
3.3	Distribution des écarts électoraux lors des législatives entre 1988 et 2007	283
3.4	L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de gagner l'élection législative suivante	285
3.5	L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de candidature à l'élection législative suivante	286
3.6	L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de candidature à l'élection législative suivante (sans le Front National)	287

3.7	L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de victoire à l'élection législative suivante (si candidature)	289
3.8	L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de gagner une élection municipale	290
3.9	L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de candidature à l'élection municipale suivante	291
3.10	L'impact d'une victoire aux législatives sur la probabilité de victoire à une élection municipale conditionnelle à une candidature	292
3.11	Distribution des écarts électoraux lors des municipales entre 1989 et 2008	293
3.12	L'impact d'une victoire aux municipales sur la probabilité de gagner une élection législative suivante	295
3.13	L'impact d'une victoire aux municipales sur la probabilité de candidature à l'élection législative suivante	296
3.14	L'impact d'une victoire aux municipales sur la probabilité de victoire à une élection législative conditionnelle à une candidature	298
3.15	Evolution du nombre de questions écrites en fonction du résultat réalisé aux municipales	307
3.16	Evolution du nombre de questions orales en fonction du résultat réalisé aux municipales	309
3.17	Evolution du nombre de présences en commission en fonction du résultat réalisé aux municipales	310