

**Les performances des entreprises s'améliorent-elles
avec une réduction de l'emploi des salariés non qualifiés et qualifiés?**
- Une évaluation sur données françaises (1994-2000) -

Arnaud DEGORRE* et Bénédicte REYNAUD†

Novembre 2003

Ce travail a été réalisé en collaboration avec la Division Marché et Stratégies d'entreprises (MSE) du Département des Etudes Economiques d'Ensemble (DEEE) de l'INSEE.

Nous remercions tout particulièrement Julien Grenet (ENS-LSE), qui a su développer et orienter cette recherche par son travail séminal. Nous remercions tous les chercheurs qui, à divers moments, nous ont apporté une aide précieuse à travers leurs remarques et suggestions: Philippe Askénazy (CNRS-CEPREMAP), Bruno Crépon (CREST-INSEE), Thomas Piketty (EHESS-CEPREMAP), Muriel Roger (INRA-LEA) et Sébastien Roux (INSEE).

*élève-Administrateur de l'INSEE et LSE Email: a.degorrea@lse.ac.uk

†CNRS et Paris-Jourdan, 48 Bd Jourdan - 75014 Paris. TEL: 33 (0) 1 43 13 62 52. Email:reynaud@pythie.cepremap.ens.fr

1 Introduction générale

La décennie 1990 a été marquée par un renouvellement profond des pratiques de gestion de la main-d'œuvre, motivé par les nouvelles exigences de rentabilité qui ont accompagné le mouvement de déréglementation des marchés financiers. L'évolution des politiques salariales des entreprises, dont les conséquences sociales sont de première importance, constitue un enjeu de la recherche contemporaine, afin de mieux comprendre les relations entre les performances économiques des entreprises et l'emploi.

La littérature managériale est abondante sur ce sujet, et vante les vertus "thérapeutiques" des réductions d'effectifs (*cf.* en particulier Womack *et al.* (1991)), supposées accroître les performances opérationnelles des entreprises, à travers une réorganisation efficace du processus de production. Cette littérature se fonde sur un certain nombre d'études empiriques qui comportent des limites méthodologiques importantes et des résultats statistiquement non significatifs. Elles ne permettent donc pas d'avoir une idée précise sur la réalité du phénomène de *downsizing*.

Vulgarisée sous l'adage *smaller is better*, cette théorie a cependant pris une importance toute particulière pendant la décennie 1990, tandis que le débat public s'est porté sur le cas de quelques sociétés qui, en dépit de bonnes performances économiques, ont réduit leurs effectifs ou ont cédé des activités moins rentables (par exemple le groupe Mark's et Spencer ou le groupe Danone et la branche LU). En effet, si la diffusion de ce modèle managérial a été importante aux Etats-Unis, avec pour objectif d'accroître la richesse des actionnaires (Lazonick & Sullivan, 2000), il est pourtant difficile d'affirmer que de telles pratiques se sont largement répandues parmi les entreprises françaises puisqu'il n'existe pas à ce jour d'étude mesurant un développement du *downsizing* parmi les entreprises françaises.

Les effets bénéfiques des réductions d'effectifs font l'objet d'une même incertitude: la recherche économique³ nuance les affirmations de la littérature managériale, et montre que les réductions d'effectifs pourraient tout aussi bien avoir des effets négatifs sur les performances économiques des firmes, à travers la combinaison de divers mécanismes: coûts induits (indemnités de licenciement), la dégradation de la productivité du travail imputable à la désorganisation du processus productif ou à la moindre motivation des salariés, accroissement du *turnover*, etc.

L'objectif de cette recherche est double : d'une part, il s'agit de caractériser plus précisément la nature et l'ampleur des réductions d'emploi, observées en France, dont on ne peut dire *a priori* qu'il s'agisse de *downsizing* (qui suppose une stratégie intentionnelle d'amélioration de résultats financiers) ou de licenciements (stratégie défensive face à une demande en déclin). Il s'agit, d'autre part, de livrer un diagnostic sur les effets supposés bénéfiques des réductions d'emploi sur les performances économiques. Nous avons choisi d'étudier les réductions du volume d'emploi des salariés non qualifiés et qualifiés⁴.

Nous avons retenu 1996 comme année de réduction du volume d'emploi (en nombre d'heures) pour une raison statistique. Les données utilisées couvrant la période 1994-2000, il fallait au moins deux ans de recul pour intégrer dans l'analyse les performances passées des entreprises ; il fallait aussi un nombre suffisant d'années pour estimer les effets d'une réduction des heures de travail sur les performances. L'année 1996 présente de plus une conjoncture particulière, qu'il importe de présenter brièvement. La période se caractérise en effet par un nouvel essor des marchés boursiers, qui pousse les entreprises à se financer largement

³On peut citer notamment Worrell *et al.* (1989), De Meuse & Tornow (1990), Leana & Feldman (1992), Mirvis & Marks (1992), Gombola & Tsetsekos (1992), Noer (1993).

⁴Ce qui exclut les cadres supérieurs et les cadres dirigeants dont la gestion de l'emploi relève d'une logique différente des autres salariés.

sur les marchés obligataires et à recourir à un endettement massif pour accroître leur rentabilité financière. La situation économique en France est cependant difficile : des tensions sur les changes au printemps 1995 amènent à réviser à la baisse les anticipations de la demande, et on observe une dégradation du résultat d'exploitation de nombreuses entreprises. La politique de gestion de l'emploi connaît un changement notable avec la mise en application de la loi de Robien du 11 juin 1996, qui incite les entreprises à une réduction du temps de travail, par le dégrèvement d'une partie des cotisations auxquelles sont soumis les employeurs⁵.

Dans une première partie, nous discutons les enjeux méthodologiques d'un tel travail, à travers une revue critique des principales études consacrées à ce sujet. Nous présentons ensuite en détail le matériel empirique qui a servi de support à notre recherche, et les étapes permettant de construire la base de données d'entreprises. Une approche de type exploratoire, présentée dans la troisième partie, comporte les deux objectifs suivants : la connaissance de l'ampleur des politiques de réduction d'effectifs en France, et en particulier du nombre d'entreprises qui diminuent à la fois leurs effectifs et leurs actifs ; l'étude des conséquences d'un tel ajustement, et plus précisément, sa vertu "thérapeutique". L'analyse exploratoire montre que les réductions du volume d'emploi prennent place dans des sociétés aux performances médiocres et sont suivies par un redressement important de la rentabilité économique. Cependant, les limites statistiques d'une telle approche sont importantes. Tout d'abord, cette analyse ne fournit pas les *raisons ou motifs* des réductions d'effectifs. Ensuite, l'analyse exploratoire ne prend pas en compte *le biais de sélectivité*, ce qui nous conduit, dans une quatrième partie, à adopter la méthode d'estimation de Rubin. Si la première étape de ce modèle consiste à estimer le score de propension par un modèle logistique, nous l'utilisons aussi pour caractériser les entreprises qui réduisent l'emploi, ce qui permet de déterminer les stratégies à l'oeuvre : *downsizing*, recentrage sur un nombre réduit d'activités rentables (*spin-off*) ou *licenciement*. Ce modèle met en évidence que les réductions d'emploi sont de nature défensive, provenant d'entreprises en difficultés. Enfin, les estimations développées dans le cadre du modèle de Rubin, mettent en évidence un redressement des performances économiques et financières qui ne correspond pas à une stratégie de *spin-off*, mais probablement à une vente d'actifs pour motifs financiers. Cette stratégie est en effet associée à une perte d'efficacité des entreprises et à la poursuite de la diminution des effectifs. On peut dire de ce redressement économique et financier qu'il est un artifice comptable.

⁵Le dispositif comprenait un volet offensif, destiné à la création d'emplois et un volet défensif visant à limiter des licenciements économiques. Sur les 2 ans d'application de la loi, 2953 conventions Etat-entreprises ont été signées (cf. Fiolo et Roger, 2002).

2 Revue de la littérature

Peu d'études documentent l'ampleur du phénomène de *downsizing* et ses principales motivations. Aux Etats-Unis, depuis 1990, l'American Management Association interroge un millier de ses membres sur leur recours au *downsizing*, mais l'appartenance à l'AMA rend l'échantillon très différent de la population des entreprises américaines, et surtout les répondants ne distinguent pas le *downsizing* d'autres notions proches. Un premier pan de la littérature s'efforce cependant d'isoler les traits caractéristiques du *downsizing*, en tant que théorie managériale et en tant que pratique. Les études portant sur l'évaluation de l'impact d'une diminution de l'emploi sur les performances économiques des entreprises sont nombreuses et s'inscrivent dans la continuité des recherches consacrées à la caractérisation des relations qui unissent la finance et les politiques sociales des entreprises (pour une présentation d'ensemble, cf. Montagne et Sauviat (2001)). Sur cette question, la littérature présente deux grandes tendances: les études fondées sur des données boursières analysent la réaction des marchés financiers aux réductions d'effectifs, tandis que les études utilisant des données comptables, analysent l'évolution des grands indicateurs financiers tels qu'ils apparaissent dans les comptes des entreprises.

2.1 Les différentes modalités de réduire l'emploi dans la littérature

Avant de présenter succinctement les travaux qui ont cherché à évaluer l'impact des réductions d'effectifs sur les performances économiques des entreprises, il convient de situer la notion de "réduction d'effectifs" par rapport à d'autres expressions auxquelles on l'assimile parfois - à tort.

La notion de "réductions d'effectifs" est une notion générique, qui signifie simplement que les effectifs d'une entreprise ont diminué entre l'année t et l'année $t + 1$, sans qu'on préjuge des *modalités* de cette diminution d'effectifs (licenciements, départs en retraite, non renouvellement de contrats à durée déterminée, démission, etc.). Dans notre recherche, nous adoptons une approche différente : au lieu de considérer les effectifs d'une entreprise à échéance fixée, nous analysons les variations de l'emploi à travers le nombre d'heures travaillées au cours de l'exercice, à partir duquel on peut reconstituer un effectif moyen. De la sorte, outre les licenciements, les départs à la retraite, et le non-renouvellement de CDD, nous mesurons aussi des variations de l'emploi qui peuvent correspondre à une réduction du nombre d'heures supplémentaires, ou un passage à des temps partiels.

La notion de licenciement est plus restrictive que celle de réduction d'effectifs : elle en est un cas particulier. C'est une mesure par laquelle l'employeur met fin au contrat de travail du salarié. Le licenciement peut être individuel ou collectif auquel cas, il est fondé sur un motif économique. *Layoff* en est l'équivalent anglo-saxon.

La notion de *downsizing* est d'origine anglo-saxonne et n'a pas d'équivalent en français. Elle se distingue à la fois de la réduction d'effectifs et du licenciement. En effet, on peut définir le *downsizing* comme une stratégie destinée à améliorer les profits de l'entreprise à travers une réduction de sa taille. Cameron, Freeman et Mishra (1993) et Cameron et Freeman (1993) se sont efforcés de définir cette notion à travers un certain nombre de caractères distinctifs:

- Le *downsizing* est une stratégie *intentionnelle*, ce qui le distingue du simple "déclin organisationnel" qui s'accompagne aussi d'une réduction de la taille de l'entreprise.
- Le *downsizing* se traduit toujours par une réduction d'effectifs, par mobilité interne, *outplacement*, incitations au départ à la retraite, licenciement.

- De façon réactive ou proactive, le *downsizing* vise toujours la croissance des profits.
- Le *downsizing* peut impliquer des restructurations (suppressions de niveaux hiérarchiques, fusion d'unités, redéfinition des tâches) ou l'élimination d'activités.

Par conséquent, le *downsizing* ne se confond, ni avec la réduction d'effectifs, qui en constitue un composant nécessaire, mais non suffisant, ni avec le licenciement qui ne constitue qu'une des formes possibles de diminution du personnel. Deux conceptions du *downsizing* sont ainsi possibles, selon que l'entreprise réduit le volume d'emploi de manière "réactive" (en réponse à un déclin des performances économiques) ou "proactive" (pour améliorer sa compétitivité future). Ainsi pour Cameron *et al.* (1993), le *downsizing* est une stratégie offensive qui consiste en un ensemble d'activités organisationnelles prise de la part de la direction ayant pour but d'améliorer l'efficacité organisationnelle, la productivité et/ou la compétitivité.' Pour Capelli (2000), le *downsizing* se distingue des licenciements traditionnels dans la mesure où il ne résulte pas d'une chute de la demande, mais d'une stratégie préparée par la direction. Le *downsizing* ainsi défini, fait partie des outils de la direction pour atteindre un changement souhaité, comme le '*rightsizing*'.

Ces auteurs entretiennent une grande différence avec Cascio *et al.* (1997) qui mettent sous le terme de *downsizing*, le fait de réduire à la fois *les effectifs et les actifs*, même si la réduction de la force de travail provient d'un ralentissement de l'activité.

Enfin, le *downsizing* dont l'objectif est la croissance des profits, se distingue du *reengineering* qui vise une amélioration de la productivité à travers une réorganisation complète du processus de production (Hammer & Champy, 1993).

2.2 Les réactions du marché boursier aux annonces de licenciements

Ces travaux se sont attachés à tester la théorie d'après laquelle les marchés financiers réagissent favorablement aux annonces de licenciements. Sans entrer dans le détail de ces études, disons simplement que les travaux empiriques consacrés à ce sujet démontrent clairement que ces réactions ne sont pas systématiques, bien au contraire.

2.2.1 Abowd *et al.* (1990)

L'étude de référence est celle d'Abowd *et al.* (1990), construite sur un examen des "rendements anormaux"⁶. Cette étude ayant inauguré tout un champ de recherches, il convient de la présenter succinctement. Après avoir identifié dans le *Wall Street Journal* 452 événements⁷ pour 154 entreprises en 1980, puis 195 pour 102 entreprises en 1987, les auteurs testent en particulier les conséquences des réductions d'effectifs, qui représentent le tiers des événements repérés. Ces tests sont menés sur 1980 et 1987: selon la méthodologie usuelle, les rendements anormaux sont calculés autour des jours encadrant l'événement. Les résultats obtenus par Abowd *et al.* tendent à montrer que la réaction des marchés est le plus souvent négative, bien que non significative au sens statistique. La thèse d'une valorisation boursière des réductions d'effectifs n'est donc pas confirmée; elle est même plutôt démentie.

⁶Un rendement est dit anormal lorsqu'il est statistiquement différent de ce qu'il devrait être selon un modèle théorique d'évaluation de type MEDAF. Sur la mise au point méthodologique des études d'événements, cf. Brown et Warner (1985).

⁷Un événement étant défini comme une annonce propre au marché, à la conjoncture ou à l'entreprise qui donne aux investisseurs une information nouvelle, susceptible de provoquer une révision des anticipations sur le niveau ou le risque des flux futurs et de modifier ainsi le cours de l'action.

2.2.2 Worell et al. (1991)

Ces résultats ont été affinés par d'autres travaux. Ceux de *Worell et al.* (1991), portant sur un échantillon de 194 entreprises, montrent que si les rendements anormaux cumulés entre -90 et +90 jours autour de l'événement sont de -2% en moyenne, ces rendements sont très différents selon le motif avancé pour les licenciements: la réaction du marché est plutôt positive dans le cas d'une restructuration ou d'une réorganisation de l'entreprise; elle est plutôt négative si les licenciements sont la conséquence de difficultés financières.

2.2.3 Lin et Rozeff (1993)

Lin et Rozeff (1993) prolongent les résultats de *Abowd et al.* (1990): à partir du *Wall Street Journal*, ils étudient 1038 décisions de suppression d'emplois concernant 420 entreprises entre 1978 et 1985 et montrent que la réaction des marchés est négative; de plus, ces décisions interviennent dans une période où le cours de l'action diminue continûment, ce qui tend à confirmer l'hypothèse selon laquelle ces décisions reflètent une diminution de la demande et non pas la recherche d'une efficacité accrue.

2.2.4 Farber et Hallock (1999)

La recherche menée par Farber et Hallock (1999) présente l'intérêt d'étudier la relation entre les annonces de suppression d'emplois et le cours des actions sur une période de 28 ans (1970-1997). 3878 annonces du *Wall Street Journal*, qui concernent 1176 entreprises, sont retenues. Les auteurs concluent que les marchés réagissent négativement aux annonces de suppression d'emplois. Toutefois, ils constatent une diminution de la relation négative entre les annonces et le cours des actions tout au long de leur période d'étude. Cette diminution serait partiellement imputable à la nature des suppressions d'emploi qui, au début de la période, serait motivée par une diminution de la demande, alors qu'elle relèverait davantage d'une logique d'efficacité productive, en fin de période.

Au total, ces différents résultats soulignent la prudence des marchés à l'égard des réductions d'effectifs, du fait de l'hétérogénéité des situations individuelles. Ces différentes études n'ont cependant exploré qu'un seul angle d'approche, à savoir l'évolution des performances boursières des entreprises *suite* à une réduction d'effectifs.

2.3 Réductions d'effectifs et performances économiques

L'analyse des effets économiques et financiers des réductions d'effectifs, qui constitue l'objet de ce travail, est directement issue des recherches présentées au paragraphe précédent. En effet, le bien-fondé des anticipations boursières ne peut être évalué qu'à travers la comparaison de ces dernières et des performances économiques effectivement enregistrées par les firmes qui ont réduit leurs effectifs. Cette question est néanmoins devenue aujourd'hui un thème de recherche en soi, à partir de données comptables.

2.3.1 De Meuse et al. (1994)

Dans un article souvent cité, De Meuse *et al.* (1994) mettent en relation le licenciement des entreprises avec cinq indicateurs de performances financières: taux de profit, rentabilité de l'actif total, rentabilité des capitaux propres, taux de rotation de l'actif et Q de Tobin. L'année d'annonce du licenciement retenue est

1989, et l'échantillon est composé de 52 entreprises issues du classement par le magazine *Fortune* des 100 plus grandes compagnies américaines: 17 d'entre elles ont licencié en 1989 et les 35 autres n'ont pas licencié. Les auteurs régressent le taux de licenciement sur les ratios financiers de 1988 à 1991. Ils aboutissent à des résultats rarement significatifs ; lorsqu'ils le sont, ils sont négatifs, le licenciement conduisant à une détérioration du taux de profit en 1989, et du *Return on Equity* (ROE) ainsi que du *Return on Assets* (ROA), deux après. Enfin, cette étude confronte les 5 indicateurs de performance de 17 entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1989 avec ceux des 35 entreprises qui ne l'ont pas fait entre 1989 et 1991. Ces indicateurs annuels sont comparés sur les deux années encadrant celle de l'annonce des réductions d'effectifs. Les résultats de ce travail tendent à montrer que, quel que soit l'indicateur retenu, le retard de performance des entreprises qui ont licencié une partie de leurs effectifs, ne cesse de s'accroître sur la période, les différences étant le plus souvent significatives au sens statistique.

2.3.2 Elayan *et al.* (1998)

Elayan *et al.* (1998) vont plus loin dans l'analyse et tiennent compte des caractéristiques des licenciements: taille, nature (permanente ou temporaire), décision anticipée ou non, motifs, secteur, cycle des affaires. Les auteurs étudient, de ce point de vue, 646 annonces de licenciements du *Wall Street Journal*, comprises entre le 1er janvier 1979 et le 31 décembre 1991. Comme on pouvait s'y attendre, des licenciements permanents ont un impact plus négatif sur les rendements cumulés moyens que les licenciements temporaires; les licenciements anticipés sont mieux perçus que les licenciements non anticipés, etc. Encore une fois, les auteurs ne distinguent pas les annonces de licenciements des licenciements effectifs ; ils ne disent pas quand ces licenciements ont lieu, ce qui est extrêmement gênant lorsqu'ils en analysent les effets sur les variables financières.

2.3.3 Cascio *et al.* (1997)

Le travail de Cascio *et al.* (1997) permet de tirer des conclusions plus nuancées que celui de De Meuse *et al.* (1994). Leur échantillon est construit à partir des 500 entreprises de l'indice *Standard & Poor's*, dont les auteurs ont retrouvé les décisions d'emploi sur 1981-1992. 537 entreprises ont été finalement retenues. Au total, 5479 variations d'effectifs ont pu être repérées, 89% des entreprises présentant au moins une variation pour chaque année de la période. Les données financières ont été fournies par la base COMPUSTAT, pour l'année de l'événement et les deux suivantes. Un apport intéressant de cet article est la prise en compte des mouvements d'actifs: les réductions d'effectifs s'accompagnent en effet parfois de cessions d'actifs, ce qui peut influencer les performances économiques et financières ultérieures. Les auteurs ont donc choisi de rapporter les réductions d'emploi aux variations d'actifs. Ils distinguent ainsi sept types de décisions, selon les seuils de variation d'emploi et d'actifs⁸.

Les auteurs examinent l'impact des variations d'effectifs sur la rentabilité économique de l'année de référence et des deux années suivantes. Ils observent que la conjoncture et l'environnement apparaissent

⁸Les entreprises sont classées chaque année, à partir des sept types de décisions. A côté des *stable employers* (46.9% des décisions relevées) dont les effectifs varient de $\pm 5\%$, les auteurs identifient les *employment downsizers* (13.2% des décisions), pour lesquels la réduction d'emploi est supérieure à 5% et la cession d'actifs inférieure à 5%, les *asset downsizers* (1.6%) qui, cédant au moins 5% de leurs actifs, réduisent leurs effectifs d'au moins 5% supplémentaires, et les *combination downsizers* (4.1%) qui, diminuant leurs effectifs d'au moins 5%, n'appartiennent à aucune des deux catégories précédentes. Symétriquement, et selon les mêmes seuils de 5%, ils définissent les *employment upsizers* (5.2% des décisions), les *asset upsizers* (15.2%) et les *combination upsizers* (13.8%). Cette typologie est nécessairement arbitraire: le seuil de 5% a été choisi en considérant qu'un seuil plus faible de 3% risquait de compter comme réductrices d'emploi des entreprises qui se contenteraient de ne pas remplacer les partants. Un seuil de 10% aurait exclu des réducteurs d'emploi les grandes entreprises pour lesquelles des baisses inférieures à 10% représentent tout de même de très fortes réductions absolues.

comme des facteurs déterminants dans les décisions d'emploi: le contexte initial des entreprises qui réduisent leurs effectifs est généralement dégradé. A partir de cette situation initiale, et en distinguant les "réducteurs d'emploi" (*employment downsizers*) et les "réducteurs d'actifs" (*asset downsizers*), ils constatent qu'au vu de la rentabilité économique (après contrôle sectoriel), et sur deux années seulement, il n'y a aucun progrès consécutif aux réductions d'effectifs. En revanche, la rentabilité économique évolue favorablement pour les réducteurs d'actifs. Ces résultats confirment ceux de Worrell *et al.* (1991) : les réductions d'effectifs ne sont pas positives par principe, mais seulement lorsqu'elles accompagnent des mesures de restructuration avec cessions d'actifs.

2.3.4 D'Arcimoles et Fakhfakh (1997)

D'arcimoles et FakhFakh (1997) discutent l'impact des licenciements en terme de destruction de compétences et de savoir-faire à partir d'un échantillon longitudinal de 56 grandes entreprises de l'industrie et du bâtiment sur la période 1987-1993. Leurs données résultent de l'appariement de la base de bilans sociaux du laboratoire ERMES de l'université de Paris II avec le panel DIANE qui regroupe les comptes sociaux de nombreuses entreprises françaises. Les auteurs s'appuient sur les modèles de capital humain, où la stabilité de la main-d'œuvre est nécessaire pour accroître la productivité via l'apprentissage, et les modèles d'appariement où la mobilité du travail permet l'adéquation entre des entreprises aux exigences variées et des travailleurs plus ou moins adaptés à ces exigences. Tirant les leçons de ces modèles, un apport notable de cet article est de distinguer entre l'effet volume et l'effet structurel des licenciements sur la main-d'œuvre d'une entreprise. Tandis que l'effet volume n'aurait *a priori* pas d'impact positif sur la rentabilité, des licenciements sélectifs en fonction des compétences et de l'âge des employés, pourraient aboutir à une meilleure adéquation travail/capital au sein de l'entreprise. Cette hypothèse se voit corroborée par une étude utilisant des modèles d'économétrie de panels, dans laquelle la corrélation positive entre licenciement et rentabilité devient non significative sous contrôle des variables d'âge et de capital humain. Les auteurs en déduisent qu'il serait illusoire d'espérer fonder un redressement soudain et significatif de la performance sur une simple réduction indifférenciée des effectifs. Les effets productifs immédiats des licenciements dépendraient en réalité essentiellement de leurs caractéristiques structurelles.

2.3.5 Sentis (1998)

Complétant les travaux anglo-saxons, l'article de Sentis (1998) examine les conséquences économiques des réductions d'effectifs pour les entreprises françaises. A partir d'un échantillon de 90 grandes entreprises dont les effectifs ont été réduits de plus de 10% sur la période 1991-1995, l'auteur étudie le lien qu'on peut établir entre réduction d'effectifs, rentabilité (économique et financière), situation financière (endettement et liquidité) et répartition de la valeur ajoutée, toutes les variables utilisées ayant été préalablement ajustées, pour chaque entreprise, par la médiane sectorielle.

Les résultats confirment la dimension essentiellement "réactive" des réductions d'effectifs: les entreprises qui y ont recours sont en moyenne significativement plus endettées, moins rentables, moins efficaces et attribuent à leurs salariés une part plus importante de leur valeur ajoutée que celle du secteur auquel elles appartiennent. Par ailleurs, ces entreprises ont connu une baisse de leur productivité plus importante, sans qu'on puisse pour autant détecter une dégradation significative de leur rentabilité économique ou financière dans la période précédant immédiatement la date de réduction d'effectifs.

Il apparaît, d'après l'auteur, que les réductions d'effectifs améliorent faiblement les performances: on constate en particulier une réduction de l'endettement et une amélioration significative de la rentabilité économique. L'augmentation de la productivité apparente du travail au moment de la réduction d'effectifs est, quant à elle, qualifiée par l'auteur de "très significative".

2.4 Des analyses limitées

Les partis pris méthodologiques des articles que nous venons de présenter brièvement sont relativement proches. Aussi, le fait que les résultats soient relativement contrastés trouve-t-il sans doute son origine dans l'hétérogénéité des données utilisées, qui reflète la diversité des réalités institutionnelles et économiques: sur données américaines, il ne semble pas qu'on puisse détecter une amélioration des performances économiques consécutivement à une réduction d'effectifs; sur données françaises, au contraire, il semble qu'on doive conclure avec Sentis à une certaine vertu "thérapeutique" des réductions d'effectifs. De telles conclusions seraient recevables si les travaux auxquels elles s'adosent ne comportaient pas, en dépit de leurs mérites respectifs, deux types de limites - méthodologiques et statistiques.

2.4.1 Limites méthodologiques

- Un manque de réflexion sur l'objet d'analyse

Si plusieurs réflexions intéressantes sont apportées par les études qui ont cherché à évaluer l'impact des réductions d'effectifs sur les performances économiques (en particulier le rôle des variations d'actifs), elles souffrent souvent de l'imprécision des termes utilisés : les expressions *downsizing*, "licenciements" (*layoffs*) et "réductions d'effectifs" sont parfois employées indifféremment, alors que - nous l'avons montré - ces termes renvoient à des réalités très différentes. En outre, ces études ne cherchent pas toujours à caractériser les causes de ces réductions d'effectifs : celles-ci sont-elles guidées par une recherche d'efficacité opératoire (dimension "proactive") ou sont-elles le résultat de mauvaises performances économiques (dimension "réactive") ?

- Une conception étriquée des performances de l'entreprise

Les indicateurs de performance utilisés dans ces différentes études sont généralement assez pauvres (ils se limitent souvent à la rentabilité économique et financière), ce qui ne permet pas d'appréhender l'effet des réductions d'effectifs sur les performances économiques des entreprises dans leurs différentes dimensions (rentabilité économique et financière, situation financière, partage de la valeur ajoutée, perspectives de croissance, structure de l'emploi, etc.). Par ailleurs, les déterminants sociaux des performances économiques ne sont pas étudiés: or il est fréquent d'observer que certaines formes de réductions d'effectifs (notamment les licenciements collectifs) affectent le moral, et donc la productivité des salariés restants.

2.4.2 Limites statistiques

- Taille des échantillons

La première limite statistique concerne la taille des échantillons utilisés par les auteurs : seul celui qu'utilisent Cascio *et al.* dépasse la centaine d'entreprises. L'inconvénient principal d'échantillons aussi réduits réside dans la non-significativité des tests statistiques que les auteurs cherchent à mettre en oeuvre: rappelons que les tests de Student (utilisés ici pour tester la significativité de la différence des moyennes de deux sous-échantillons) et de Fisher ne sont valides que sous l'hypothèse de normalité des échantillons, hypothèse qui a peu de chances d'être vérifiée lorsqu'on dispose d'un nombre restreint d'observations.

- Problèmes comptables

La méconnaissance de certaines conventions comptables conduit à biaiser l'estimation de l'effet des réductions d'effectifs sur les performances économiques. L'impact "très significatif" des réductions d'effectifs sur la productivité apparente du travail que Sentis croit pouvoir identifier, provient très probablement d'un tel oubli. En effet, la productivité apparente du travail, telle qu'on peut la calculer lorsqu'on ne dispose que de données annuelles, consiste à rapporter la valeur ajoutée produite au cours d'une année aux effectifs au 31 décembre de cette même année (il en est du moins ainsi pour les effectifs provenant des déclarations des BRN) : on comprend alors aisément qu'une réduction d'effectifs se traduit mécaniquement par un saut de productivité l'année où elle se produit, puisqu'on rapporte dans ce cas un flux (la valeur ajoutée produite tout au long de l'année) à un stock au 31 décembre (en l'occurrence, des effectifs réduits par rapport à ceux qui ont produit ladite valeur ajoutée).

- Biais de sélectivité

La critique fondamentale que nous adressons à ces différents travaux porte sur le choix d'une méthode d'estimation de l'impact des réductions d'effectifs fondée sur une simple comparaison de moyennes pour les différents types d'entreprises. Une telle méthode, dès lors qu'elle prétend estimer l'*effet causal* des réductions d'effectifs sur les performances économiques, repose sur une hypothèse très forte : l'indépendance des performances potentielles des entreprises et de leurs décisions en matière d'emploi, sur laquelle nous reviendrons en détail dans la suite de notre recherche. Cette condition est exigeante et nécessite le contexte très particulier de la randomisation, c'est-à-dire de l'affectation aléatoire des entreprises aux décisions d'emploi. Or, dans le cas présent, il est vraisemblable que les entreprises ont certaines caractéristiques intrinsèques conditionnant à la fois leurs performances et leurs décisions d'emploi (par exemple leurs performances passées). Dans ces conditions, la comparaison des performances moyennes pour les deux sous-populations d'entreprises, même après contrôle sectoriel, ne mesure pas l'effet des réductions d'effectifs sur les performances: il existe ce qu'on appelle un "biais de sélectivité". Le traitement de ces biais de sélectivité dans l'analyse de l'évolution comparée des performances des entreprises en fonction de leur décision d'emploi constitue l'apport principal de notre recherche.

3 Une analyse menée à partir des comptes d'entreprises

Afin de réaliser notre étude, nous avons constitué une base de données d'entreprises, qui porte sur l'ensemble des sociétés françaises pour lesquelles nous disposons de données sociales (coût du travail, structure de l'emploi par âge et par sexe...) et économiques (rentabilité économique, endettement, immobilisations...). Nous avons deux objectifs : déterminer les variables socio-économiques qui conditionnent ou expliquent une réduction de l'emploi, et réciproquement, analyser comment une réduction de l'emploi modifie les performances économiques des entreprises. Nous présenterons dans un premier temps les données utilisées pour constituer cette base, qui résultent principalement de l'appariement de deux sources statistiques : les Déclarations de Bénéfices Réels Normaux (BRN) et les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS). Nous indiquerons ensuite les critères de sélection des sociétés et les principales variables retenues.

3.1 Les sources

Les déclarations des Bénéfices Réels normaux (BRN) sont remplies annuellement par les entreprises de plus de 3.5 millions de francs de chiffre d'affaires (530 000 euros⁹) soumises à l'impôt sur le revenu au titre des Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC). Les BIC correspondent aux bénéfices déclarés par les entreprises dont l'activité, commerciale, industrielle ou artisanale, est exercée dans un but lucratif (60% des entreprises, 94% du chiffre d'affaires en 1996). Les déclarations des BRN comportent des informations sur les effectifs employés au 31 décembre de l'année et les performances économiques et financières de plus de 500 000 entreprises chaque année. Nous avons utilisé toutes les déclarations de la période 1994-2000.

Afin de compléter ces données, nous avons utilisé un certain nombre de variables issues des **Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS)**, disponibles pour les années 1994 à 2000¹⁰. Ces déclarations constituent une obligation administrative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés. Dans ce document commun aux administrations sociales et fiscales, les employeurs sont tenus de communiquer annuellement pour chaque établissement, aux organismes de Sécurité Sociale d'une part, à l'administration fiscale d'autre part, la masse des traitements qu'ils ont versés, les effectifs employés et une liste nominative de leurs salariés indiquant pour chacun d'eux le montant perçu des rémunérations salariales. C'est grâce à la Déclaration Annuelle de Données Sociales qu'une telle transmission d'information s'opère. Depuis 1993, l'INSEE exploite les DADS de façon exhaustive pour produire et observer des statistiques économiques sur les salaires et le volume de travail associé, couvrant actuellement 80% des emplois salariés. La base ainsi constituée contient pour chaque type d'établissement deux types de variables:

- des variables par catégories de salariés qui sont plutôt descriptives du salarié (sexe, salaire, condition d'emploi, catégorie socioprofessionnelle)
- des variables agrégées par établissements qui sont la somme de variables individuelles (passage aux 35 heures, types d'accord, coût du travail, salaires).

⁹Seuil de 1992.

¹⁰Nous avons choisi de ne pas utiliser l'année 1993, pour laquelle les heures travaillées sont très mal renseignées.

3.2 Usage et interprétation des données

3.2.1 Constitution des échantillons de travail

La constitution des échantillons d'entreprises s'est déroulée en plusieurs étapes: appariement des données, élimination de certains secteurs d'activité et des très petites entreprises, traitement des valeurs aberrantes et négatives.

Appariement des données: Afin de construire cette base, résultant de l'appariement des et des DADS, nous avons commencé par agréger les variables des DADS par entreprise, à partir des données renseignées au niveau des établissements. Ensuite, après l'appariement de cette première base avec les données issues des BRN, grâce aux identifiants d'entreprise *siren*, nous avons constaté que le recouvrement des échantillons était seulement partiel, du fait du caractère non exhaustif des BRN, contrairement aux DADS. Nous n'avons conservé que les entreprises présentes dans les deux fichiers à la fois.

Elimination des entreprises non représentatives: Pour des raisons de mauvaise représentativité, nous éliminons tout d'abord les secteurs "agriculture", "énergie", "activités financières", "activités immobilières", "administration publique et activités associatives". Ensuite, seules ont été conservées les entreprises ayant compté, 20 salariés ou plus, au moins une année de la période d'étude 1994-2000. Cette restriction s'impose en raison, d'une part de la mauvaise représentativité et la qualité incertaine des données émanant des petites entreprises, et d'autre part de la difficile interprétation d'une réduction d'effectifs dans une petite entreprise.

Le traitement des valeurs aberrantes, négatives ou non représentatives: A l'issue de cette sélection, les distributions de la plupart des variables des BRN que nous avons sélectionnées présentaient un nombre important de valeurs aberrantes, d'origines diverses : erreur ponctuelle imputable à l'entreprise ou au mauvais report des données, non-respect des conventions d'écriture (sommes en milliers de francs, par exemple), non-représentativité de certaines valeurs, etc. Toutefois, le principal problème auquel nous avons été confrontés, provient du fait que les fichiers BRN comportent pour une même entreprise, des variables négatives, pendant plusieurs années : valeur ajoutée, excédent brut d'exploitation, capitaux propres, capitaux permanents et passif. Le fait que ces entreprises continuent de figurer pendant plusieurs années dans les BRN traduit la lenteur du règlement des faillites, ce qui est gênant d'un point de vue statistique car ces entreprises sont susceptibles d'être sélectionnées pour nos estimations.

La solution qui consiste à éliminer toutes les valeurs nulles ou négatives de ces variables, nous aurait conduit à réduire de façon drastique la taille de l'échantillon d'estimation et à introduire un nouveau biais de sélection dans la constitution de l'échantillon. Il ne nous est cependant plus possible d'utiliser certains ratios usuels de l'analyse financière (voir tableau 1), utilisant ces variables au dénominateur, et dont l'analyse dynamique se trouve biaisée. Nous avons d'abord construit de nouveaux ratios avec une double exigence : conserver une signification économique proche des ratios usuels, aussi bien en niveau qu'en différence, tout en limitant la diminution de la taille de l'échantillon. Pour cela, l'Excédent Brut d'exploitation (EBE) et la Valeur Ajoutée (VA) sont remplacés par le Chiffre d'Affaires (CA) lorsqu'ils figurent au dénominateur d'un ratio économique, tandis que les Capitaux Propres sont remplacés par les Capitaux Permanents (définis comme la somme des capitaux propres et de l'endettement à moyen et long terme)¹¹.

De plus, pour supprimer les valeurs aberrantes, nous avons-nous choisi d'éliminer les valeurs situées en-deçà

¹¹En 1996, 2% des entreprises ont un passif négatif ; 10% ont des capitaux propres négatifs ; 5% ont des valeurs ajoutées négatives ; et 1% ont un chiffre d'affaires nul.

du 1^{ème} centile et au-delà du 99^{ème} centile, pour chaque année et sur les principales variables de performances économiques¹². Cet écrêtage a rendu possible l'obtention de distributions plus compactes. A l'issue de cette sélection, nous obtenons un échantillon de 68 434 entreprises.

Table 1: Correction des ratios

| intitulé | Ratio d'origine | Ratio corrigé |
|------------------------|--|--|
| Rentabilité financière | $REFI = \frac{EBE + \text{résultats financiers}}{\text{Capitaux Propres}}$ | $CPER_REFI = \frac{EBE + \text{résultats financiers}}{\text{Capitaux permanents}}$ |
| Taux d'endettement | $TENDT = \frac{\text{Dettes à moyen et long terme}}{\text{capitaux propres + amort. \& provisions}}$ | $CPER_TENDT = \frac{\text{Dettes à moyen et long terme}}{\text{Capitaux permanents}}$ |
| Taux d'insolvabilité | $INSO = \frac{\text{Frais financiers}}{EBE}$ | $CA_INSO = \frac{\text{Frais financiers}}{\text{Chiffre d'affaires}}$ |
| Taux de marge | $TMARGE = \frac{EBE}{\text{Valeur ajoutée}}$ | $CA_TMARGE = \frac{EBE}{\text{Chiffre d'affaire}}$ |

3.2.2 Les indicateurs de performance

Nous avons choisi d'utiliser deux grands types d'indicateurs : les variables financières et les variables d'emploi.

Les ratios financiers: Traditionnellement, l'analyse financière distingue plusieurs grandes catégories de ratios, en fonction des mécanismes économiques et financiers qu'ils servent à mettre en lumière. En nous inspirant de divers ouvrages de gestion financière¹³, nous avons choisi de définir quatre classes de ratios, renvoyant respectivement aux performances d'exploitation, à l'efficacité productive, à la situation financière et aux perspectives de croissance de l'entreprise. Pour chacune de ces classes, nous avons retenu les ratios qui les plus représentatifs:

- 1- **Les performances d'exploitation** indiquent si l'entreprise réalise des profits à un niveau satisfaisant en comparaison des capitaux engagés.

- *rentabilité économique: reco* = $\frac{\text{Excédent Brut d'Exploitation}}{\text{immobilisations}}$
- *rentabilité financière : cper_refi* = $\frac{EBE + \text{produits financiers} - \text{frais financiers}}{\text{capitaux permanents}}$

- 2- **L'efficacité productive** mesure si l'entreprise emploie efficacement les ressources mobilisées dans les actifs et les fonds de roulement.

- *taux de marge: ca_tmarge* = $\frac{EBE}{CA}$
- *Coefficient de capital: ckq* = $\frac{\text{Immobilisations}}{\text{production}}$

¹²L'élagage de 1% a été réalisé en haut et en bas de la distribution des variables suivantes, dont la description est donnée *infra*: *ckq*, *tim*, *effo*, *reco*, *refi*, *tfr*, *inso*, *tendt*, *tmarge*. Pour les variables *pdlt* et *cho*, seul un élagage en haut de la distribution a été nécessaire. Nous avons fait le choix de ne pas élaguer sur la variable des immobilisations. En effet, la forte dispersion de cette variable correspond à une réalité économique - l'existence de très grandes sociétés aux actifs importants - et non à des valeurs aberrantes.

¹³En particulier Charreaux (2000), Colasse (2001) et Walsh (1998).

3- **La situation financière** d'une entreprise se caractérise d'une part par la capacité à rembourser les dettes à court terme arrivant à échéance, et d'autre part par le poids des dettes stables dans le passif.

– Taux de fonds de roulement: $tfr = \frac{\text{Besoin en fonds de roulement}}{\text{fonds de roulement}}$

– capacité à faire face à ses dettes: $capa = \frac{\text{EBE}}{\text{dettes}}$

– Taux d'insolvabilité: $ca_inso = \frac{\text{frais financiers}}{\text{chiffre d'affaires}}$

– Taux d'endettement: $cper_tend = \frac{\text{ensemble des dettes}}{\text{capitaux permanents}}$

– Poids des dettes à long terme: $pdl = \frac{\text{dettes à moyen et long terme}}{\text{dettes totales}}$

4- **Les perspectives de croissance** mesurent la solidité de l'entreprise à long terme, à travers la croissance de ses actifs.

– Effort d'investissement: $effo = \frac{\text{investissement en immobilisations}}{\text{une partie des capitaux permanents (DD12 dans les BRN)}}$

L'emploi: Les variables d'emploi permettent de mieux appréhender la structure de l'emploi dans l'entreprise, et en particulier de mesurer l'efficacité de cette structure, en comparant productivité et coûts à chaque niveau de qualification. Les variables retenues sont en calculées à partir du nombre total d'heures travaillées pendant l'année, ce qui permet d'inclure toutes les variations infra-annuelle, et de mesurer le flux d'emploi tout au long de l'exercice, que l'on peut ensuite comparer aux variables comptables comme le chiffre d'affaires ou la valeur ajoutée.

1- **La structure de l'emploi** peut se caractériser:

- par sexe, en deux modalités: $s1$ (homme), $s2$ (femme).
- par âge, en quatre tranches: $a1$ (moins de 25 ans), $a2$ (25-34 ans), $a3$ (35-49 ans) et $a4$ (plus de 50 ans).
- par qualification, en quatre modalités: $q0$ (apprentis et stagiaires), $q1$ (salariés peu qualifiés), $q2$ (salariés qualifiés) et $q3$ (salariés très qualifiés).

2- **L'efficacité d'une telle structure** est mesurée par la comparaison de deux ratios:

- la productivité horaire du travail (ph) est calculée en rapportant la valeur ajoutée au nombre d'heures travaillée¹⁴.
- les coûts horaires du travail (cho) sont calculés en rapportant le coût du travail au nombre d'heures travaillées. Nous regardons également cette variable pour chaque niveau de qualification.

¹⁴La plupart des auteurs évaluent l'efficacité productive d'une entreprise à partir de la productivité *apparente* du travail, calculée en rapportant la valeur ajoutée aux effectifs au 31 décembre. Ce ratio présente néanmoins un inconvénient de taille: comme tous les ratios utilisant les effectifs au dénominateur il devient inutilisable en cas de variation conséquente des effectifs d'une année sur l'autre, puisqu'on rapporte des variables de flux, calculées sur l'ensemble de l'année (ici la valeur ajoutée) aux effectifs (stock) au 31 décembre. En pratique, cela conduit à une surestimation systématique de la productivité apparente du travail des entreprises ayant procédé à une réduction d'effectif au cours de l'année. La productivité *horaire* du travail ne présente pas cet inconvénient, dans la mesure où elle est calculée comme un rapport de variables de flux.

3.2.3 Comparaison des distributions : Répartition sectorielle

L'annexe A indique la répartition sectorielle des entreprises sélectionnées, par comparaison avec celle de l'ensemble des firmes présentes dans les BRN en 1996. Globalement, les secteurs sont bien représentés, avec toutefois une sur-représentation des industries de biens de consommation (7.04% contre 3.92%), des industries de biens d'équipement (6.86% contre 2.98%) et des industries de biens intermédiaires (14.17% contre 5.35%).

4 Les enseignements d'une approche exploratoire

Nous adoptons en premier lieu une approche exploratoire, afin de caractériser les politiques d'emploi menées au sein des entreprises françaises en 1996, et leurs conséquences sur l'évolution ultérieure des performances économiques et financières. Afin d'effectuer une analyse longitudinale, nous constituons un échantillon composé des entreprises pérennes au cours de la période 1994-2000, et dont les effectifs sont renseignés chaque année. Ce choix, susceptible de biaiser vers le haut l'estimation des performances des entreprises, tient à la nature des données, qui ne nous permettent pas d'identifier les entreprises en faillite. A l'issue de cette sélection, nous obtenons un panel de 40 736 entreprises.

4.1 Des réductions fréquentes et intenses

Afin de caractériser les politiques de réduction de l'emploi en France, nous examinons trois indicateurs quantitatifs: *la part* des entreprises qui réduisent le volume d'emploi, *l'intensité* de cette réduction, une année donnée, et *la fréquence* des réductions d'emploi.

Les résultats varient sensiblement en fonction de la taille des entreprises considérées. Ainsi la part des entreprises ayant réduit leur volume d'emploi (tableau 2) varie entre 33% pour les plus petites (moins de 20 salariés) et 63% pour les plus grandes (plus de 500 salariés). Ce résultat s'explique par la faible marge de manoeuvre dont disposent les petites entreprises pour réorganiser leur production et réduire leur emploi. Les grandes entreprises sont par ailleurs davantage susceptibles d'externaliser leur emploi en contractant avec des sous-traitants, ou en ayant davantage recours au travail intérimaire, ce qui s'applique tout particulièrement au cas des travailleurs peu qualifiés. L'intensité médiane des réductions d'effectifs s'établit à un niveau élevé, entre 6% et 10% selon la taille des entreprises (tableau 2). La variation la plus forte de l'emploi prend place dans les plus petites entreprises (-9,84%), ce qui s'explique par leur taille restreinte; au delà de 20 salariés, il n'y a plus d'impact important de la taille sur l'intensité de la réduction de l'emploi.

Table 2: Caractéristiques des réductions du volume d'emploi selon la taille de l'entreprise

| Taille (effectifs salariés en 1995) | Proportion d'entreprises réduisant leur emploi | Intensité médiane des réductions d'emploi |
|--|---|--|
| 0-19 | 33.51% | -9.84% |
| 20-49 | 47.01% | -7.61% |
| 50-199 | 51.45% | -6.69% |
| 200-500 | 58.15% | -6.84% |
| + de 500 | 63.46% | -7.39% |

Pour obtenir le dernier indicateur, nous calculons pour chaque année la proportion des entreprises qui ont réduit leur emploi, en fonction de leur d'emploi en 1996. Il apparaît que les firmes ayant réduit leur emploi en 1996 sont également plus nombreuses à le réduire les autres années (voir Annexe B): environ 45% continuent de réduire le nombre d'heures travaillées des $q1$ et $q2$, contre 40% pour les autres. Parmi les entreprises de notre échantillon, seules 17% (7000 entreprises) n'ont réduit le nombre d'heures des $q1q2$ qu'une seule fois. Ce résultat indique que les entreprises étudiées ont recours à un ajustement durable de leur emploi sur la période d'étude, ce qui est une condition nécessaire pour une estimation non-biaisée de l'impact d'une réduction de l'emploi sur les performances économiques.

4.2 Un redressement sensible de la rentabilité

En nous inspirant de la méthodologie de Cascio, Young et Morris (1997), nous avons partitionné les échantillons d'étude en fonction de la politique d'emploi menée par les entreprises en 1996. Nous déterminons ainsi quatre catégories selon la variation du nombre d'heures des salariés de type $q1$ et $q2$. Le choix des seuils est arbitraire: de même que Cascio, Young et Morris, nous adoptons les seuils de $\pm 5\%$ qui permettent de distinguer entre une variation mineure de l'emploi et un profond changement de l'organisation du travail. Nous obtenons une répartition polarisée entre les deux extrêmes, avec un tiers des entreprises effectuant un ajustement important à la baisse, et un tiers à la hausse.

Table 3: Répartition des entreprises en fonction de leur politique d'emploi en 1996

| Politique d'emploi en 1996 | Variation des effectifs | Répartition des entreprises |
|---|----------------------------|-----------------------------|
| Forte réduction de l'emploi | $\Delta < -5\%$ | 29.74% |
| Réduction de l'emploi modérée | $-5\% \leq \Delta < 0\%$ | 16.91% |
| Stabilité ou accroissement modéré de l'emploi | $0\% \leq \Delta \leq 5\%$ | 16.70% |
| Fort accroissement de l'emploi | $\Delta > 5\%$ | 36.66% |

A partir de cette catégorisation, nous examinons l'évolution des indicateurs de performances économiques, en attachant une importance particulière à la rentabilité financière (variable $cper_refi$) et à la productivité du travail (variable $lpht$). Pour cela, nous avons calculé pour chaque type de politique d'emploi, la médiane annuelle de l'indicateur de performance (voir Annexe C). Ces évolutions soutiennent la thèse d'un sensible redressement des entreprises qui ont procédé à une réduction du nombre d'heures travaillées, et ce d'autant plus que l'ajustement a été important en 1996. On constate en effet qu'avant 1996, la rentabilité financière des entreprises qui ont réduit leur emploi, était plus faible que celle des autres entreprises. En revanche, à partir de 1996, elle s'est progressivement redressée. L'amélioration de la rentabilité s'est accompagnée d'une progression significative de la productivité du travail des $q1$ et $q2$. L'amélioration mesurée est bien réelle dans la mesure où la productivité est calculée en rapportant la valeur ajoutée produite dans l'année au nombre d'heures travaillées, et non à l'effectif en fin d'exercice.

Cascio, Young et Morris (1997) ont montré que l'impact des réductions de l'emploi sur les performances économiques dépendent des variations d'actifs qui les accompagnent. En effet, la politique d'emploi n'a pas le même sens en fonction de la variation concomitante de l'actif: une réduction du nombre d'heures travaillées correspond soit à des licenciements secs, soit à un recours accru à l'intérim; en revanche, lorsqu'elle est

accompagnée de cessions d'actifs, elle correspond plutôt à une restructuration ou éventuellement à du *downsizing*. Afin d'étudier le rôle des variations d'actifs, nous avons procédé comme suit: pour les entreprises ayant réduit le nombre d'heures travaillées des $q1$ et $q2$, nous avons distingué quatre type de variations d'actifs, définies par le sens et l'intensité de l'évolution des immobilisations brutes entre 1995 et 1996. Le tableau 4 montre la répartition entre ces quatre groupes. Le cas d'une réduction conjointe de l'emploi et des actifs restent une situation minoritaire: près de 29% des entreprises ayant réduit le nombre d'heures travaillées réduisent en même temps leurs actifs, et seulement 13,78% les réduisent fortement.

Table 4: Répartition des entreprises en fonction de leur politique d'emploi en 1996

| Gestion de l'actif en 1996 | Variation des immobilisations | Répartition des entreprises |
|--|-------------------------------|-----------------------------|
| Forte cession d'actifs | $\Delta < -5\%$ | 13.78% |
| Cession d'actifs modérée | $-5\% \leq \Delta < 0\%$ | 15.03% |
| Stabilité ou accroissement modéré d'actifs | $0\% \leq \Delta \leq 5\%$ | 32.80% |
| Fort acquisition d'actifs | $\Delta > 5\%$ | 38.40% |

Comme l'illustre l'Annexe D, les entreprises de la catégorie "réduction de l'emploi et forte réduction des actifs" connaissent un remarquable redressement de leur rentabilité (de 14% à 24% entre 1996 et 2000). Cette catégorie peut correspondre au phénomène de *downsizing* mis en avant par la presse managériale. L'amélioration de la rentabilité ne semble cependant pas due à une productivité encore accrue: la productivité du travail augmente à un rythme comparable quelle que soit la variation de l'actif. La restructuration du bilan de la société et l'effet de levier qu'elle induit, sont sans doute la source d'un redressement plus marqué de la rentabilité financière. Ce résultat corrobore donc la thèse d'une "vertu thérapeutique" apportée par la réduction combinée des actifs et des effectifs.

4.3 Les limites de l'approche exploratoire

Bien qu'elle permette de mettre à jour des dimensions essentielles de l'analyse, l'analyse exploratoire des données comporte des limites dont il convient de percevoir les enjeux. Tout d'abord, comme nous l'avons dit en introduction, l'approche exploratoire donne peu d'informations sur les motifs d'une réduction du volume d'emploi. L'analyse des variations du nombre d'heures travaillées en terme d'intensité et de fréquence ne nous permet de savoir si, par exemple, la politique d'emploi relève d'une stratégie de *downsizing*, ou se voit au contraire imposée par des difficultés rencontrées par l'entreprise (perte de compétitivité, concurrence accrue). Ensuite, une réduction du volume d'emploi mise en œuvre par une entreprise n'est probablement pas indépendante de ce qu'aurait été la situation de l'entreprise si elle n'avait pas réduit le nombre d'heures travaillées. Il est en effet possible que certaines caractéristiques des entreprises conditionnent à la fois leurs performances et leur décision d'emploi. Une comparaison directe entre les performances des deux populations d'entreprises en fonction de leur décision d'emploi en 1996 est donc susceptible de conduire à une estimation biaisée. Tandis qu'une estimation naïve consiste à mesurer de simples moyennes des performances économiques futures des sociétés en fonction de leur politique d'emploi en 1996, nous cherchons à réaliser une estimation non biaisée, prenant en compte les caractéristiques structurelles initiales des entreprises (dans les champs économiques, financiers, sociaux et boursiers). De la sorte nous déterminons

la composante spécifique des réductions du volume d'emploi dans les écarts de performances entre les entreprises qui ont réduit le nombre d'heures travaillées en 1996 et les autres.

Les résultats obtenus dans l'approche exploratoire, sur l'évolution de la rentabilité financière et de la productivité du travail comportent un tel biais de sélectivité. Considérons par exemple l'effet de la réduction de l'emploi sur la croissance de la rentabilité financière. Evaluer cet effet en comparant la croissance de la rentabilité financière des entreprises qui ont réduit leur volume d'emploi et celle des autres entreprises conduit probablement à une surestimation. En effet, s'il existe une corrélation positive entre réduction du volume d'emploi et taux de croissance ultérieur de la rentabilité économique, il ne s'agit pas pour autant d'une relation causale. On constate en effet que la rentabilité des entreprises de notre échantillon croît d'autant plus vite que celles-ci sont moins rentables initialement: le coefficient de corrélation de Spearman entre niveau de rentabilité en 1995 et croissance ultérieure de la rentabilité entre 1995 et 2000 est significatif à 1% et égal à -0.3422. Or, on a vu précédemment que les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 étaient en moyenne moins rentables que les autres. Il se peut donc qu'on attribue à tort le redressement de la rentabilité financière aux réductions du volume d'emploi, alors qu'il ne serait en réalité que la manifestation d'une sorte d'effet de rattrapage.

5 Estimation du modèle causal de Rubin et résultats

5.1 Présentation du modèle de Rubin

En réponse aux limites de l'analyse exploratoire, nous adoptons la démarche proposée par le statisticien Donald Rubin en 1974, tel qu'elle est présentée dans Brodaty, Crépon et Fougère (2002), pour définir clairement la nature du biais de sélectivité que l'on cherche à traiter et l'impact causal d'un traitement administré ou non à un individu (ici les entreprises), le traitement étant la réduction du volume d'emploi entre 1995 et 1996 des $q1$ et des $q2$.

Dans l'approche proposée par Rubin, on considère un traitement qui apporte un changement à la variable d'intérêt, en comparaison à un cadre de référence, appelé le *contrôle*. La principale difficulté pour identifier l'impact causal est que pour un individu donné, la variable d'intérêt est observée, soit suite au traitement, soit dans le cadre de référence, mais jamais les deux à la fois. On peut définir formellement par Y_{i1} la valeur de la variable d'intérêt quand l'individu i est sujet au traitement, et par Y_{i0} la valeur de la même variable quand l'individu appartient au cadre de référence. L'impact du traitement pour cet individu est défini par $\tau_i = Y_{i1} - Y_{i0}$. L'impact moyen du traitement sur l'ensemble de la population traité est donné par: $\tau|_{T=1} = E(\tau_i|T_i = 1) = E(Y_{i1}|T_i = 1) - E(Y_{i0}|T_i = 1)$, où $T_i = 1 (= 0)$ si le i -ème individu est assigné au traitement (au cadre de référence).

Le principal problème pour estimer cet impact tient à ce que l'on peut estimer $E(Y_{i1}|T_i = 1)$, mais pas $E(Y_{i0}|T_i = 1)$. On peut certes évaluer la différence $\tau^e = E(Y_{i1}|T_i = 1) - E(Y_{i0}|T_i = 0)$, mais τ^e est un estimateur potentiellement biaisé de τ . Intuitivement, si l'individu traité et l'individu non-traité diffèrent systématiquement par leurs caractéristiques, alors observer Y_{i0} pour le groupe de contrôle ne permet pas d'estimer correctement Y_{i0} pour le groupe des individus traités. Dans le cas des expériences contrôlées, le tirage aléatoire des individus (la *randomisation*) permet d'éviter ce problème:

$$Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i \Rightarrow E(Y_{i0}|T_i = 0) = E(Y_{i0}|T_i = 1)$$

Dans notre travail, la politique d'emploi correspond au traitement, et les performances économiques à la variable d'intérêt. Nous nous situons cependant dans un cadre d'étude non-expérimentale: pour remédier à

l'absence de groupe de contrôle correctement établi, il est nécessaire de prendre en compte les caractéristiques des entreprises françaises antérieures au traitement. La proposition suivante, établie par Rubin, permet de prolonger le cadre des expériences contrôlées:

Proposition 1 (Rubin 1977): *si pour chaque individu il existe un vecteur de caractéristiques X_i tel que $Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i | X_i, \forall i$, alors l'effet du traitement pour les personnes traitées $\tau_{|T=1}$ est identifié, et égal à l'impact du traitement conditionnellement aux caractéristiques et à l'allocation du traitement, $\tau_{|T=1, X}$, calculé sur l'ensemble de la distribution de $X | T_i = 1$.*

S'il n'y a pas de caractéristiques unobservables déterminant l'affectation au traitement, comparer deux individus avec les mêmes caractéristiques observables, l'un ayant reçu le traitement et l'autre non, revient selon le résultat de Rubin, à comparer deux individus dans une expérience contrôlée. Une façon d'estimer l'impact causal du traitement reviendrait alors à appairer les individus en fonction de chaque caractéristique comprise dans le vecteur X . Cette méthode devient cependant très vite complexe: si par exemple X est composé de n caractéristiques, chacune binaire, le nombre de réalisations possibles pour X est alors de 2^n . Quand n s'accroît, la probabilité de trouver un contrefactuel, c'est-à-dire un individu avec les mêmes caractéristiques mais n'ayant pas reçu le traitement, diminue dramatiquement. Rosenbaum et Rubin (1983) suggèrent l'utilisation du score de propension, défini comme la probabilité de recevoir le traitement pour un jeu donné de caractéristiques, afin de réduire la dimension de la méthode d'appariement.

Proposition 2: *soit $p(X_i)$ la probabilité que le traitement soit assigné à l'individu i , avec $p(X_i) \equiv Pr(T_i = 1 | X_i) = E(T_i | X_i)$, alors $(Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i | X_i) \Rightarrow (Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i | p(X_i))$.*

L'intérêt du score de propension est ainsi de réduire la dimension du problème d'appariement, en conditionnant sur un scalaire et non plus sur un vecteur de dimension n . Nous appliquons la méthode d'estimation décrite par Rubin pour répondre aux biais de sélectivité qui limitent la pertinence de l'approche exploratoire. Cette méthode d'estimation se décompose en trois étapes distinctes.

- On commence par estimer le *score de propension* des entreprises (probabilité de réduction de l'emploi entre 1995 et 1996) à partir d'un certain nombre de caractéristiques observables antérieurement à la période de référence (1996) à l'aide d'un modèle de type Logit qui permet d'estimer les principaux déterminants des variations du volume d'emploi, que l'analyse exploratoire ne peut mettre en évidence.
- On ne conserve pour l'estimation que les entreprises dont le score de propension appartient à l'*intersection des supports des distributions des scores des deux catégories d'entreprises*. Par conséquent, il n'y a pas d'extrapolation possible en dehors de l'intersection du score de propension.
- Enfin, on utilise le score de propension afin de calculer la *composante spécifique de la réduction du volume d'emploi* dans l'évolution des écarts de performances entre les entreprises qui ont réduit le nombre d'heures travaillées en 1996 et les autres.

La dernière étape nécessite d'appairer les entreprises selon leur score de propension. A cet égard, nous comparons les résultats donnés par trois estimateurs:

L'estimateur "naïf" est fondé sur la comparaison des résultats moyens dans les deux sous-populations d'entreprises, ce qui revient à calculer

$$c_{naif} = E(y_i|T_i = 1) - E(y_i|T_i = 0)$$

Cet estimateur est potentiellement biaisé et ne prend pas en compte les caractéristiques initiales des entreprises; il correspond à la méthode d'estimation utilisée couramment dans la littérature managériale, et donne des résultats similaires à l'analyse exploratoire.

L'estimateur par appariement consiste à regrouper les entreprises, selon leur score de propension, en 10 groupes interdéciles notés G_k , puis à comparer les moyennes des deux sous-populations dans chaque groupe. En notant $n_1^k = \text{Card}\{i \in G_k/T_i = 1\}$ et $n_0^k = \text{Card}\{i \in G_k/T_i = 0\}$, le calcul de l'estimateur donne:

$$\hat{c}_{app} = \frac{1}{10} \sum_{k=1}^{10} \left[\left(\frac{1}{n_1^k} \sum_{i=1}^{n_1^k} y_{1i}^k \right) - \left(\frac{1}{n_0^k} \sum_{i=1}^{n_0^k} y_{0i}^k \right) \right]$$

L'estimateur par appariement de la composante spécifique a essentiellement une fonction de contrôle, du fait de sa relative imprécision.

L'estimateur pondéré a été proposé par Crépon et Lung (1999) qui, en s'appuyant sur les travaux de Dehejia et al. (1995), ont montré que sous l'hypothèse $Y_{0i}, Y_{1i} \perp T_i | x_i$, la composante spécifique moyenne peut être estimée par:

$$c_{pond} = E \left[\frac{y_i T_i}{\pi(x_i)} - \frac{y_i (1 - T_i)}{1 - \pi(x_i)} \right]$$

où $\pi(x_i) = E(T_i | x_i) = P(T_i = 1 | x_i)$ est la *score de propension* selon toutes les caractéristiques observables x des entreprises. Cet estimateur donne un poids important aux firmes qui ont réduit le volume d'emploi (respectivement n'ont pas réduit le volume d'emploi) alors qu'elles présentent des caractéristiques observables qui, d'après le modèle Logit, ne devraient pas (respectivement devraient) les inciter à réduire le volume d'emploi.

La procédure d'estimation est particulièrement exigeante en terme de taille de l'échantillon. La première étape (estimation du score de propension à travers un modèle logit) ne retient que les entreprises ayant l'ensemble des variables explicatives (financières, sociales ou boursières) renseignées avant l'année de référence (1996), en niveau et en différence première (soit en 1995, pour contrôler par les caractéristiques structurelles des sociétés, et en 1994, pour prendre en compte l'évolution de ces caractéristiques structurelles). La seconde étape réduit encore l'échantillon d'analyse, en éliminant les entreprises n'ayant pas de contrefactuel¹⁵ (c'est-à-dire dont le score est soit trop faible, soit trop élevé). Enfin la dernière étape ne conserve que les sociétés pour lesquelles on dispose de variables d'intérêt renseignées au delà de l'année de référence, pour en étudier l'évolution.

¹⁵Dans notre étude, un contrefactuel est une société ayant les mêmes caractéristiques structurelles, et donc un même score de propension, mais ayant recours à une autre politique d'emploi.

5.2 Stratégie d'estimation

5.2.1 Cadre des estimations

Une réduction de l'emploi n'est pas en général une décision exogène à l'entreprise, ce qui rend délicate l'interprétation du modèle de Rubin. A la différence des autres applications économiques de ce modèle, comme l'évaluation de politiques publiques (par exemple Crépon et Desplatz (2001) sur l'allègement des charges sociales, et Fiole et Roger (2002) sur l'évaluation de la loi Robien¹⁶), la variable de traitement est décidée de façon endogène à l'entreprise, et non pas imposée par une autorité extérieure.

Par ailleurs, l'identification de l'effet causal d'une réduction de l'emploi sur les performances économiques dépend de la précision avec laquelle on parvient à isoler les déterminants de la réduction du nombre d'heures travaillées. Un pouvoir explicatif élevé du modèle Logit estimé en première étape est donc nécessaire pour disposer d'un groupe de contrôle constitué d'entreprises ayant des caractéristiques similaires, mais n'ayant pas réduit leur emploi. Cela sera impossible en particulier si certaines variables explicatives sont inobservables, ou contemporaines avec la décision d'emploi: dans ce cas, rien ne permet de distinguer, sur données annuelles, dans quelle mesure une dégradation des performances constatée l'année de la réduction de l'emploi est la cause ou l'effet de la baisse du nombre d'heures travaillées.

Dans cette perspective, l'application du cadre conceptuel développé par Rubin à l'analyse de l'évolution des performances des entreprises qui réduisent leur volume d'emploi vise essentiellement à traiter les biais de sélectivité introduits par les caractéristiques structurelles et la dynamique passée des performances de ces firmes. L'objectif est de purger les écarts de performances constatés ultérieurement des éléments étrangers à la décision d'emploi de 1996. Il est notamment intéressant de comparer l'estimateur naïf qui ne prend pas en compte les caractéristiques structurelles initiales des entreprises et les deux estimateurs corrigeant les biais de sélectivité, à savoir l'estimateur pondéré et l'estimateur par appariement. Toutefois, ce dernier a été utilisé uniquement pour contrôler les résultats donnés par l'estimateur pondéré.

Enfin, il faut avoir à l'esprit que, à mesure que l'on s'éloigne de la date du traitement, l'estimation des effets du traitement sur un certain nombre de variables d'intérêt, devient de moins en moins fiable car il s'introduit des "biais de sélectivité dynamique" (Brodaty, 2002, p. 113) : les entreprises connaissent des chocs qui les affectent différemment. Il se peut, en particulier, que celles qui n'ont pas réduit le volume d'emploi en 1996, le fasse entre 1997 et 2000.

5.2.2 La détermination du score

Entre la régression logistique de la variable de traitement (réduction du volume d'emploi) et le calcul des différents estimateurs de la composante spécifique des réductions du nombre d'heures travaillées s'intercale une étape essentielle: la détermination du support. La deuxième étape de l'estimation de la composante spécifique des réductions du volume d'emploi consiste en effet à déterminer le support commun du score pour les entreprises qui ont réduit leurs effectifs en 1996 et pour les autres. L'oubli de cette étape conduit d'une part à biaiser les estimations, d'autre part à les rendre très imprécises.

L'Annexe E présente les distributions du score pour les entreprises qui ont réduit le volume d'emploi en 1996 et les autres (spécification 2). On remarquera que la distribution des scores des entreprises qui ont réduit leur emploi est décalée vers la droite de l'intervalle $[0,1]$ par rapport aux autres entreprises, ce qui traduit le relatif pouvoir explicatif du modèle Logit utilisé au cours de la première étape de l'estimation.

¹⁶Toutefois, dans le cas de la loi Robien, il ne s'agit que d'une incitation à réduire le temps de travail.

Nous déterminons ensuite le support commun des deux distributions. Nous avons procédé comme suit¹⁷: après calcul du centile supérieur de la distribution du score des entreprises qui n'ont pas réduit leur volume d'emploi (*sup*) et du centile inférieur de la distribution du score des entreprises qui ont réduit leur volume d'emploi (*inf*), seules ont été conservées les firmes i vérifiant: $inf < score_i < sup$. Les supports que nous obtenons pour chaque spécification sont proches:

- Spécification (1): [0.2258; 0.7439]
- Spécification (2): [0.2221; 0.7428]

5.2.3 La qualité du sous-échantillon d'estimation

Après sélection, au sein de l'échantillon initial comportant 68 434 entreprises, des firmes dont l'effectif moyen était supérieur ou égal à 20 en 1995, dont toutes les variables de performance et toutes les variables de contrôle sont renseignées, et dont le score de propension fait partie du support de la spécification, le sous-échantillon comporte 16730 entreprises. La répartition sectorielle de ce sous-échantillon s'éloigne de celle des BRN en 1995, à l'exception toutefois de l'industrie automobile, du commerce et de la construction (cf. Annexe A).

Parmi les entreprises de ce sous-échantillon, 8 266, soit 49,4% du total ont réduit leur volume d'emploi, tandis que 8464, soit 50,6% du total ne l'ont pas réduit au cours de la même période de référence. Un point essentiel est à noter après l'analyse comparée des médianes des différentes variables permettant de caractériser chaque catégorie d'entreprise. Il apparaît en effet que les entreprises qui réduisent le volume d'emploi en 1996, ont les mêmes caractéristiques structurelles que les autres : la qualification, l'âge, la part des salariés à temps partiels, les coûts salariaux associés à chaque qualification, le poids des immobilisations, la productivité du travail sont similaires, à la fois en niveau et en évolution (1994-1995). De ce point de vue, nous disposons de bons contrefactuels. La seule différence entre les deux groupes d'entreprises porte d'une part, sur le niveau et l'évolution de la rentabilité économique et financière, et d'autre part sur l'évolution du chiffre d'affaires. Ainsi, on note que :

- Le niveau de rentabilité économique (*reco*) et financière (*cper_refi*) des entreprises qui ont réduit le volume d'emploi en 1996 est bien inférieur à celui des autres: la médiane de *reco* en 1995 est respectivement de 18.52% contre 22.31%. De même, la médiane de *cper_refi* est respectivement de 18.76% contre 22.91%.
- L'évolution entre 1994 et 1995 de la rentabilité économique et financière des entreprises s'est beaucoup plus dégradée parmi les entreprises qui ont réduit le volume d'emploi que pour les autres : la médiane de *dl_reco_95* est respectivement de -0.9 point et de -0.1 point. La médiane de *dl_cper_refi_95* est respectivement de -0.77 point contre +0.3 point.
- La dégradation du chiffre d'affaires entre 1994 et 1995 concerne surtout les entreprises qui prennent en 1996 la décision de réduire l'emploi. En effet, ce dernier n'augmente que de 3.88% contre 7.33% pour les autres entreprises.

Les réductions du volume d'emploi sont corrélées aux mauvaises performances économiques et financières. Il apparaît aussi que le biais de sélectivité porte sur ces variables. La suite de notre travail consiste à corriger ce biais.

¹⁷Cette procédure nous a été suggérée par Bruno Crépon.

5.3 Déterminants des réductions du volume d'emploi

L'analyse des déterminants du volume d'emploi ou l'estimation du score de propension de chaque entreprise correspond à la première étape de la méthode de Rubin. Pour cela, on estime un modèle Logit dont la variable expliquée est la probabilité de réduire le volume d'emploi, et les variables exogènes un certain nombre de caractéristiques observables antérieurement à la période de référence. Formellement, la variable endogène est une variable dichotomique T_i prenant la valeur 1 si l'entreprise i a réduit le nombre d'heures travaillées par les $q1$ et $q2$ entre 1995 et 1996, et 0 sinon. Dans le cadre de la méthode d'estimation de Rubin, le choix des variables de conditionnement est crucial: rappelons que l'on cherche à obtenir la propriété d'indépendance des performances potentielles au traitement, conditionnellement à un jeu de variables. L'introduction d'un trop grand nombre de variables de conditionnement conduit alors à une mauvaise estimation:

- les problèmes de corrélation entre les variables peuvent fausser les résultats du logit, et amener à trouver non-significatives des variables trop proches.
- introduire trop de variables biaise les estimations: il se peut que la propriété d'indépendance conditionnelle soit vraie pour un ensemble de variables de conditionnement x_{1i} mais qu'elle ne le soit plus pour un ensemble plus vaste x_{1i}, x_{2i} :

$$y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_{1i} \not\Rightarrow y_{0i}, y_{1i} \perp T_i | x_{1i}, x_{2i}$$

Il nous semble raisonnable d'introduire les variables résumant les principales caractéristiques de l'entreprise, en niveau (en 1995) ou en différence première (entre 1994 et 1995):

- 1- des variables permettant de caractériser la **structure initiale de l'emploi** dans l'entreprise: la taille de l'entreprise par tranches d'effectifs, ainsi que l'évolution des effectifs entre 1995 et 1996; la structure de l'emploi par sexe, par âge¹⁸, et par qualification; la part de l'emploi à temps partiel; les coûts horaires salariaux par qualification et la productivité horaire du travail.
- 2- des variables de **performances économiques passées**. Nous avons décidé de ne pas inclure certaines variables à cause de nombreuses corrélations; l'évolution future de ces variables sera toutefois analysée au terme de l'estimation de Rubin¹⁹. Les variables conservées dans le Logit sont les suivantes:
 - performances d'exploitation: niveau et variation de la rentabilité financière.
 - efficacité productive: variation du taux de marge, niveau et variation de la productivité du travail, variation du chiffre d'affaire, niveau du coefficient de capital à la production.
 - situation financière: niveau et variation du taux de fonds de roulement, niveau et variation du poids des dettes à long terme, variation de l'insolvabilité.
 - perspectives de croissance: niveau et variation de l'effort d'investissement, variation des immobilisations.

- 3- des variables caractérisant **l'environnement de l'entreprise**:

¹⁸ Afin de contrôler les réductions du volume d'emploi résultant de départs à la retraite non remplacés.

¹⁹ Les variables concernées sont: en niveau (1995) et différence première (1994-1995), la rentabilité économique, le coût horaire du travail et le taux d'endettement; en niveau (1995), le taux de marge, le chiffre d'affaire, les immobilisations, et l'insolvabilité; en différence première (1994-1995), le coefficient de capital à la production.

- la concentration sectorielle est mesurée en niveau et différence première, à partir d'une classification en 600 branches d'activités. Pour chaque branche, un indice de concentration d'Herfindhal est calculé; l'indice *hi* employé dans notre étude est obtenu pour chaque entreprise comme une somme pondérée des indices d'Herfindhal de chaque branche où l'entreprise a une activité. Plus l'indice est proche de 1, plus les branches d'activité de l'entreprise sont concentrées.
- la variable *groupe* permet de savoir si la société fait partie d'un ensemble de sociétés. Certaines décisions concernant l'emploi, comme un plan de licenciement, peuvent en effet être prises au niveau de la tête de groupe, et non au niveau de l'entreprise.
- Les sociétés cotées sont représentées par une dummy égale à 1 si la société est cotée en bourse, 0 sinon. On peut en effet imaginer que les motifs de variation du volume d'emploi ne sont pas les mêmes pour ces sociétés. Par exemple, la pression de l'actionariat dans le cas d'une chute de la capitalisation ou d'une baisse de la rentabilité financière peut motiver des licenciements, dits *licenciements boursiers*. De même que pour les sociétés appartenant à un groupe, il est probable que la décision d'emploi des sociétés cotées en bourse soit davantage exogène que dans le cas général.

Le choix des variables de conditionnement étant une étape cruciale dans l'estimation de la composante spécifique, nous avons choisi d'examiner différentes spécifications du modèle Logit, afin de tester la stabilité des résultats que nous obtenons ultérieurement. Deux spécifications ont été retenues: la spécification (1) contient l'ensemble des variables présentées ci-dessus, que les coefficients de celles-ci soient ou non significatifs à 10%. On obtient la spécification (2) en retirant une à une des variables les moins significatives de la spécification (1) et en ne conservant que celles qui sont significatives à 10%

Les résultats des différentes spécifications (Annexe F) indiquent tout d'abord que la probabilité pour une entreprise de réduire l'emploi en 1996 croît avec certains **paramètres structurels**:

- Cette probabilité croît avec la taille de l'entreprise mesurée par les tranches d'effectifs, en particulier pour les très grandes entreprises (*taille5_95*: 0.7608)
- La structure par âge de l'emploi est une variable de contrôle décisive: plus la part des salariés de plus de 50 ans est importante, plus la probabilité de réduction de l'emploi est importante (*a4_95*: 1.5665). Ceci s'explique par les départs naturels à la retraite, mais sans remplacement, et par les plans de retraites anticipés.
- Le coefficient de la variable "part du travail à temps partiel", en niveau comme en différence première, est significativement négatif (*tp_95*= -1.2628, *d1_tp_95*=-0.8442). Le recours à une forme plus flexible de l'emploi pourrait ainsi constituer une alternative à une politique de réduction du volume d'emploi, en particulier si le coût total du travail s'en trouve amoindri.
- La probabilité de réduire le nombre d'heures travaillées par les employés peu qualifiés et qualifiés est plus élevée dans les entreprises où le coût salarial des très qualifiés est élevés (*lchq3_95*: 0.1398) et s'est récemment accru (*d1_lchq3_95*: 0.1444). En effet de telles entreprises reposent davantage sur leurs salariés les plus qualifiés, et peuvent accroître leur rémunération en prévision de nouvelles responsabilités liées à une réduction du volume d'emploi, comme par exemple lors d'un recours à la sous-traitance.

Il ressort par ailleurs que les réductions du volume d'emploi sont corrélées aux **mauvais performances** des entreprises, et à leur dégradation dans la période antérieure:

- La faiblesse de la rentabilité financière d'une entreprise accroît sa probabilité de réduire le volume d'emploi en 1996 (*refi_95*: -0.1274). La politique d'emploi peut alors s'inscrire dans un plan de redressement de la rentabilité, étalé sur plusieurs années: une hausse récente de la rentabilité, éventuellement due à une réduction passée du volume d'emploi, est alors corrélée avec une réduction future du volume d'emploi (*d1_refi_95*: 0.1845).
- Les deux spécifications indiquent que la probabilité de réduction du volume d'emploi augmente avec un accroissement des dettes de long terme dans le total des dettes (*d1_pdlt_95*: 0.4647). Un poids élevé des dettes à long terme signifie que l'entreprise ne dispose plus de facilités de paiements (comme les dettes aux fournisseurs) et témoigne de difficultés financières. De la même façon, une hausse de l'insolvabilité accroît la probabilité de réduire le nombre d'heures travaillées (*d1_inso_95*: 5.5516).
- Une faible efficacité productive augmente significativement la probabilité de réduire le volume d'emploi, lorsqu'elle affecte la productivité du travail (*lpht_95*=-0.3347) et le taux de marge (*tmarge_95*=-0.8797)

Les variables environnementales ne sont pas toutes significatives. En particulier, l'appartenance à un groupe, et le fait d'être coté en bourse, ne modifient pas la probabilité de réduire le volume d'emploi. Contrairement à ce que laisse entendre la médiatisation autour des licenciements boursiers ou du downsizing parmi les grands groupes, l'organisation de la direction et du centre de décision d'une entreprise n'aurait pas d'influence majeure sur la réduction de l'emploi. En revanche, la concentration sectorielle est une variable d'environnement affectant significativement la gestion de l'emploi. Plus la concentration sur les branches d'activités de la société est forte, plus la probabilité de réduire l'emploi augmente (*hi_95*: 1.2338). Concentration ne veut pas dire absence de concurrence, au contraire. D'une part, l'entreprise peut réduire son volume d'emploi pour préserver sa compétitivité dans ces marchés concurrentiels. Elle peut, d'autre part, procéder à un recentrage sur les seules activités rentables (phénomène de *spin-off*).

Les estimations mettent ainsi en avant certaines caractéristiques des entreprises qui réduisent leurs effectifs: un fort endettement, une mauvaise rentabilité financière, une qualification moyenne, et beaucoup de femmes parmi leurs salariés. Dans ce cas la médiocrité et la relative dégradation des performances de ces entreprises conditionnent la réduction du volume d'emploi, ce qui donne une dimension réactive à la politique d'emploi. On peut dire de ces entreprises qu'elles pratiquent une "flexibilité défensive" (Boyer, 1986).

5.4 L'estimation de la composante spécifique d'une réduction du volume d'emploi en 1996

5.4.1 L'éventail des variables de performance

Afin de prendre en compte l'existence d'effets individuels, nous considérons les variables de performance en différence première. Nous nous intéressons ainsi:

- aux différences "contemporaines" (1 an) sur la période 1995-1996 (notées $d1_{[var]_96}^{20}$). L'évolution des variables d'intérêt contemporaines à la réduction de l'emploi ne nous renseigne pas sur l'impact causal de la politique d'emploi, mais permet d'approfondir les résultats l'estimation logistitique de la partie 5.3,

²⁰Le chiffre qui suit la lettre "d" indiquant le nombre d'année qu'il faut remonter à partir de l'année terminale. Par exemple, *d4_reco_100* correspond à la différence première *reco_100* - *reco_94*.

- aux différences "courtes" (1 an) sur la période 1996-97 (notées d1_[var]_97)
- aux différences "longues" (4 ans), qui correspondent à la période 1996-2000 (notées d4_[var]_100).

Les variables de résultat que nous avons souhaité examiner dans cette étude sont les différences courtes et longues d'un certain nombre d'indicateurs permettant de caractériser chacun des aspects de la performance des entreprises:

- 1- Les performances d'exploitation: rentabilité économique (*reco*) et rentabilité financière (*cper_refi*).
- 2- L'efficacité productive: taux de marge (*ca_tmarge*)
- 3- La situation financière:
 - liquidité : taux de fonds de roulement (*tfr*)
 - solidité financière : poids des dettes de long terme (*pdl*)
 - pression financière : taux d'insolvabilité (*ca_inso*)
 - endettement : part des dettes sur les capitaux permanents (*cper_tendt*).
- 4- Les perspectives de croissance : effort d'investissement (*effo*).
- 5- Les variables d'emploi :
 - structure de l'emploi: effectif moyen (*veffen*) et part des qualifications (part des non qualifiés (*q1*), des qualifiés (*q2*) et des très qualifiés (*q3*)).
 - efficacité de l'organisation du travail: productivité horaire du travail (en logarithme) (*lpht*), coûts horaires totaux (en logarithme) (*lcho*), coûts horaires des peu qualifiés (*lchq1*), des qualifiés (*lchq2*) et des très qualifiés (*lchq3*).
- 6- Nous avons enfin ajouté des variables qui figurent au dénominateur de beaucoup de ratios, afin d'en contrôler l'évolution:
 - Les immobilisations : en logarithme (*limmob*)
 - Les capitaux permanents : en logarithme (*lcper*)
 - Le chiffre d'affaires : en logarithme (*lca*).

5.4.2 Résultats: un redressement comptable des performances comptable ou un effet de "spin-off"?

Nous utilisons la méthode d'estimation de Rubin pour analyser les conséquences d'une réduction du volume d'emploi sur les performances des entreprises. L'approche adoptée consiste à débiter les estimations après la réduction du nombre d'heures travaillées. On étudie alors la trajectoire des variables à partir de 1996, ce qui permet de mettre en évidence un redressement purement comptable des performances économiques et une dégradation de la productivité du travail. Cependant, pour comprendre l'évolution des variables durant la période 1996-1997, il est nécessaire de la mettre en perspective en faisant une seconde estimation, cette fois à partir de l'année précédant la réduction du nombre d'heures travaillées (soit en 1995). Cette approche a l'avantage de reconstituer l'historique des variables étudiées, en mettant en évidence les variations importantes qui ont lieu entre 1995 et 1996.

Les différences significatives entre estimateurs naïf et pondéré ne portent pas sur les mêmes domaines

Les estimations de la composante spécifique des réductions du volume d'emploi sur un jeu de variables de performances économiques, correspondant aux deux spécifications des régressions logistiques, sont présentées dans l'Annexe G pour l'analyse débutant en 1995, et dans l'Annexe H pour l'analyse débutant en 1996.

Tout d'abord, il est remarquable que pour les *variables d'emploi*, les résultats obtenus avec les estimateurs naïf et pondéré sont relativement proches en termes de signe et de significativité, aussi bien en différences courtes que longues. Il s'agit des variables concernant la structure des qualifications ($q1$, $q2$, $q3$), le coût du travail total ($lcho$) et par qualification ($lchq1$, $lchq2$, $lchq3$). Dans ce cas, nos commentaires s'appuient uniquement sur les résultats fournis par l'estimateur pondéré.

Enfin, et c'est essentiel, pour les *variables de performances économique et financière* de l'entreprise et les variables qui contribuent à déterminer leur niveau, comme l'endettement à long terme, les immobilisations, le chiffre d'affaires et les capitaux permanents, les résultats obtenus par les estimateurs naïf et pondéré, qui sont proches en termes de signe et de significativité, ne sont pas du tout de même ampleur en différences courte et longue.

- *Une chute contemporaine des performances économiques*: entre 1995 et 1996, tandis que l'estimateur naïf ne mesure pas de modification significative des indicateurs de rentabilité ou du taux de marge (voir tableau 1 en annexe G), l'estimateur pondéré met en avant une forte dégradation des performances économiques (la rentabilité économique diminue de 1,94 points, la rentabilité financière de 1,78 points). La chute du chiffre d'affaire (baisse de 7,88 points) est la principale source des difficultés observées. Comme l'indiquent les estimations du Logit, cette chute contemporaine du chiffre d'affaire est sans doute la cause principale de la réduction du volume d'emploi, et non sa conséquence. L'entreprise fait alors porter l'ajustement sur le volume d'emploi des salariés peu qualifiés et qualifiés (le nombre d'heures travaillées par les $q1$ baisse de 2,05 points, et celui des $q2$ de 2,30 points).
- *Un redressement ultérieur de la rentabilité*: après 1996, l'estimation naïve sur-estime le redressement des performances et sous-estime la dégradation de la productivité du travail et de l'emploi (cf. tableaux 1 et 2 en Annexe H). L'estimation naïve indique *toujours un redressement durable des trois indicateurs de performances*, avec cependant une ampleur différente selon les variables : la rentabilité économique s'améliore de +1.28 points à court terme, de 5.46 points à long terme ; la rentabilité financière croît de 1.62 points à un an, puis de 2.39 points à 4 ans ; le redressement du taux de marge est relativement moindre (0.28 point à un an, puis 0.69 point à 4 ans). L'estimateur pondéré qui vise à purger les écarts de performance de tous les éléments non directement liés à la décision d'emploi en 1996, modère ces résultats : si les estimations fournies sont presque systématiquement²¹ inférieures aux estimations naïves, elles ont en commun d'être *durables* dans le temps. Ainsi, la rentabilité économique ne progresse que de 0.8 point à court terme, puis de +3.79 points à long terme ; la rentabilité financière s'améliore de 1.28 points à un an, puis de 2.80 points à 4 ans. Enfin, le redressement du taux de marge reste faible : +0.2 point à court terme et +0.43 point à long terme (cf. Annexe H).

L'hypothèse d'un redressement comptable Il reste à comprendre à quelle réalité économique correspond le redressement observé des performances après 1996. On observe que l'amélioration des performances économiques, financières et du taux de marge est due à la présence de variables, au dénominateur qui diminuent, à court terme et à long terme ce qui implique mécaniquement une hausse du ratio.

²¹Sauf pour la rentabilité financière pour laquelle l'estimateur pondéré donne un résultat un peu supérieur à l'estimateur naïf (2.80 points contre 2.32 points).

- Les immobilisations, au dénominateur de la rentabilité économique (*reco*), diminuent de -2.02% à un an, et très fortement (-5.4%) à 4 ans, ce qui explique la croissance soutenue de *reco* entre 1996 et 2000.
- Les capitaux permanents, au dénominateur de la rentabilité financière (*cper_refi*), sont réduits de -2.54% à un an et de -2.71% à 4 ans.
- Le chiffre d'affaires, au dénominateur du taux de marge (*ca_tmarge*)²² baisse de -1.78% à court terme et de -2.86% à long terme.

Ces résultats suggèrent une question essentielle : les entreprises qui ont réduit le volume d'emploi en 1996, ont-elles procédé à la vente des actifs non rentables afin de se recentrer sur leurs principales activités (stratégie de *spin-off*) ou ont-elles cédé leurs immobilisations, même rentables, afin de réduire leur endettement, et d'améliorer de façon artificielle leur rentabilité financière ? Telles sont les deux hypothèses entre lesquelles il faut trancher. Pour cela, nous étudions leur compatibilité avec les autres résultats observés. Remarquons, tout d'abord, que les deux hypothèses sont cohérentes avec la diminution observée du chiffre d'affaires (à court terme de -1.78% et de -2.86% à long terme), les entreprises ayant moins d'activité.

Adoptons l'hypothèse du *spin-off*. Elle est difficilement compatible avec la diminution observée des capitaux permanents, ces derniers étant composés des capitaux propres (capital social des propriétaires + bénéfices antérieurs accumulés sous forme de report à nouveau + diverses provisions) et des dettes à moyen et long terme. En effet, si à court terme, la diminution des capitaux permanents est en partie imputable à une réduction de l'endettement (-0.53 point), à long terme, cette explication ne tient pas puisque la variable poids des dettes à long terme (*pdl*) n'est pas significative. Il reste que la seule explication possible à la diminution des capitaux permanents, observée en 2000, réside dans les pertes accumulées enregistrées les années précédentes, c'est-à-dire au cours des *années postérieures* à la réduction du volume de l'emploi. Par conséquent, si la stratégie de *spin-off* a été adoptée, elle ne donne pas les rendements escomptés au bout de quatre ans, ni au plan financier, ni au plan de l'efficacité de l'entreprise. En effet, il se produit une baisse de la productivité du travail qui est plus forte que la baisse des coûts (respectivement de -1.51 % contre -0.75% à court terme et de -1.79% contre -1.60% à long terme) alors qu'une diminution des coûts salariaux devrait être, au contraire, favorable à la croissance de la productivité du travail. Par conséquent, le redressement des performances économiques et financières ne résulte pas d'une stratégie de *spin-off*.

Adoptons désormais l'hypothèse contraire : les entreprises cèdent les activités rentables lorsque leur niveau d'endettement est massif (cas en cours de réalisation chez Alstom). Cette stratégie que l'on peut qualifier de *downsizing réactif* est compatible avec la diminution des capitaux propres. En effet, il est probable que ces entreprises qui ont conservé les activités non rentables, fassent toujours des pertes : tout dépend du prix de cession des activités rentables et du niveau initial d'endettement. Dans ces conditions, il n'est pas étonnant que ces entreprises continuent de réduire le volume de l'emploi. C'est ce que l'on observe : l'effectif moyen de 1996 à 2000 diminue de -2.44 points (estimation pondérée). L'écart entre le niveau d'emploi de ces entreprises et les autres s'accroît, ce qui indique le caractère durable de la baisse de l'emploi. Enfin, on n'observe, ni à court terme, ni à long terme, de changement important de la structure des qualifications ce qui indique une absence de réorganisation à la suite de la conservation des activités non rentables. En effet, la part des salariés non qualifiés (*q1*) et qualifiés (*q2*) augmente évolue très peu à long terme : respectivement de +1.02 point et de +0.55 point²³. La réduction du coût du travail observée à court et à long

²²Cf. la seconde partie où est expliquée la construction parfois non usuelle de certains ratios mesurant la performance.

²³Notons que la part des salariés non qualifiés (*q1*) et qualifiés (*q2*) augmente un peu à court terme (respectivement de +0.3 et 0.4 point), ce qui *a priori* peut surprendre un an après la réduction de l'emploi, c'est en raison de la forte réduction des *q1* et des *q2* entre 1995 et 1996 : selon les estimations du modèle de Rubin à partir de 1995, la part des *q1* et des *q2* diminue respectivement en différences

terme (respectivement de -0.75% et de -1.60%) correspond à une stratégie défensive des entreprises. Cette hypothèse est cohérente avec la chute de la productivité horaire du travail (-1.51%), deux fois plus forte que la diminution des coûts du travail, ce qui indique une réelle perte d'efficacité au sein de l'entreprise. L'estimation naïve sous-estime cette perte d'efficacité. Plusieurs explications sont possibles : 1) la démotivation des salariés restant ; 2) une réorganisation du travail, instaurée après la réduction du volume d'emploi, qui n'améliore, ni la productivité à court terme, en raison d'un nécessaire temps d'adaptation, ni à long terme, car elle ne s'accompagne pas d'un changement de la structure des qualifications. On peut conclure à une dégradation continue de la productivité du travail, d'autant plus inquiétante que les coûts du travail diminuent fortement. Une telle perte d'efficacité des entreprises qui ont réduit le volume d'emploi en 1996 laisse supposer qu'elles ont adopté une stratégie de redressement comptable des résultats dont le moyen est le *downsizing défensif*.

5.5 Conclusion

Bilan Trois conclusions se dégagent de cette recherche. Tout d'abord, elle permet d'identifier les *caractéristiques* des entreprises qui réduisent le volume d'emploi des salariés non qualifiés et qualifiés en 1996. Il s'agit d'entreprises de grande taille, aux performances relativement médiocres, et qui ont eu tendance à se dégrader entre 1995 et 1996 (chute du chiffre d'affaires, faible niveau de la rentabilité financière). Ces entreprises qui ont déjà recours au temps partiel, emploient une proportion assez forte de salariés de plus de 50 ans et de femmes, et sont par conséquent en déclin sur des marchés où la pression concurrentielle est forte. Tels sont les principaux enseignements du modèle logit. Ensuite, l'analyse de la composante spécifique des réductions de l'emploi dans l'évolution des performances économiques indique que ces entreprises ont adopté une stratégie de *downsizing défensif*, en cédant les activités rentables, plutôt que de réorganiser les activités non rentables. Enfin, et c'est la conséquence logique du second résultat, cette stratégie, contrairement à ce que conclut l'estimation naïve, n'améliore qu'en apparence les performances économiques et financières, et la hausse des résultats qui en découle, est un artifice comptable. La dégradation de la productivité du travail ainsi que la chute continue de l'emploi, après 1996, montrent l'ampleur de l'échec à long terme de cette stratégie.

Limites Nos analyses présentent un certain nombre de limites à ne pas sous-estimer. On peut tout d'abord interroger la représentativité de notre échantillon de travail : le choix d'entreprises pérennes sur la période 1994-2000 et les contraintes de sélection pour tester le modèle de Rubin, conduisent à éliminer toutes les entreprises qui ont fait faillite dans la deuxième moitié des années 1990, ainsi que les entreprises qui ne répondent pas systématiquement tous les ans, ce qui tend à biaiser, vers le haut, les performances des firmes sélectionnées.

Ensuite, la caractérisation de la réduction d'effectifs est évidemment trop grossière. Le choix d'une variable dichotomique ne permet pas en effet de distinguer de façon fine l'effet des politiques de gestion de la main-d'œuvre selon la manière dont elles combinent variations d'effectifs et variations d'actifs. En outre, il paraît indispensable de distinguer ces politiques en fonction de l'ampleur des variations qu'elles mettent en jeu: il paraît évident qu'une réduction d'effectif n'a pas les mêmes effets sur l'organisation du processus productif et les performances économiques d'une entreprise selon qu'elle touche 1%, 5% ou 10% du personnel salarié. Cependant, pour des raisons techniques liées au modèle de Rubin, il n'est pas possible de procéder

contemporaines, de -2.05 et -2.30 points (cf. Annexe G). Une explication possible de la stabilité des structures de qualification, tient au fait qu'en 1995 et 1996, les entreprises ont sur-ajusté la part des non qualifiés et des qualifiés, pour ensuite revenir à une structure plus équilibrée.

autrement. Enfin, notre mesure des variations d'effectifs inclut à la fois les départs à la retraite, les licenciements et non-renouvellement de CDD, et le passage à des temps partiels. Pour résoudre ces difficultés le recours à des données détaillées sur la gestion de la main d'oeuvre s'avère nécessaire²⁴.

Dernier point, la méthode d'estimation de Rubin compare deux groupes d'entreprises selon leur politique d'emploi en 1996. Il est cependant possible que des entreprises qui n'ont pas réduit leur volume d'emploi en 1996 le fassent par la suite. Cette limite est mise en avant par les résultats de l'analyse exploratoire : seulement 6% des entreprises étudiées n'ont jamais réduit leur emploi sur la période 1995-2000.

Perspectives de recherche Deux directions de recherche au moins sont envisageables pour prolonger notre travail:

- Il faudrait tout d'abord procéder à une catégorisation des décisions d'emploi plus fine que celle que nous avons adoptée dans la présente étude. L'analyse de l'emploi en équivalent horaire ne nous permet pas en effet de distinguer les baisses du temps de travail, des suppression de postes. En particulier, il serait pertinent d'isoler les réductions d'emploi correspondant à des plans de licenciement.
- L'endogénéité de la décision de réduire les effectifs reste l'obstacle principal au recours à la méthode d'estimation de Rubin. Pour résoudre cette difficulté théorique et statistique, on peut estimer un modèle de sélection paramétrique en deux étapes (Heckman, 1979): dans une première étape, on estime une équation de type Logit, de la décision de réduire l'emploi. Dans une seconde étape, on utilise les estimations précédentes pour construire les statistiques de sélection de l'échantillon. Ces variables de sélectivité sont ensuite utilisées comme régresseurs dans les équations de réduction d'emploi afin d'ajuster le caractère non aléatoire des données.

²⁴On peut songer ici aux déclarations mensuelles de mouvements de main-d'œuvre (DMMO), source Insee-Dares.

References

- [1] Abowd J. M., Milkovich G. T. and Hannon J. M. "The Effects of Human Resource Management Decision on Shareholder Value". *Industrial and Labor Relations Review*, (43): pp. 203–236, 1995.
- [2] Akerlof, George A. "Labor Contracts as Partial Gift Exchange". *Quarterly Journal of Economics*, (97): pp. 543–69, 1982.
- [3] Arcimoles (d') C.-H. "Les investisseurs face à la performance sociale de l'entreprise". *Revue Française de Gestion*, pages pp. 122–134, janvier-février 1999.
- [4] Arcimoles (d') C.-H. et Fakhfakh F. "Licenciements, structure de l'emploi et performances de l'entreprise: une analyse longitudinale 1987-1993". In *GRH face à la crise: GRH en crise*, pages pp. 21–36. Montréal, Presses HEC, 1997.
- [5] Bonnier K.-A., Bruner R. F. "An Analysis of Stock Price Reaction to Management Change in Distressed Firms". *Journal of Accounting and Economics*, (11): pp. 95–106, 1989.
- [6] Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. "Les méthodes micro économétriques d'évaluation: développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi". *Communication au LIème Congrès de l'AFSE*, août 2002.
- [7] Brodaty Th. "L'Evaluation des politiques de l'emploi. Une analyse théorique et micro économétrique". *Thèse pour le Doctorat en Sciences Economiques, Université de Paris I, décembre, 2002.*
- [8] Brown S. J. and Warner J. B. "Using Daily Stock Returns. The Case of Event Studies". *Journal of Financial Economics*, (14): pp. 3–31, 1985.
- [9] Cameron K. S., Freeman S. J. and Mishra A. K. "Best Practices in White Collar Downsizing: Managing Contradictions". *Academy of Management Executive*, (5): pp. 57–73, 1991.
- [10] Cameron K. S., Freeman S. J. and Mishra A. K. "Downsizing and Redesigning Organizations". In *Organizational Change and Redesign*, pages pp. 21–65. Oxford University Press, 1993.
- [11] Capelli, P. "Examining the Incidence of Downsizing and its Effect on Establishment Performance". *NBER*, Working Paper 7742:, 2000.
- [12] Cascio W. F. "Downsizing: What Do We Know? What Have We Learned?". *Academy of Management Executive*, (7): pp. 95–104, 1993.
- [13] Cascio W. F., Young C. E. and Morris J. R. "Financial Consequences of Employment-Change Decisions in Major U.S. Corporations". *Academy of Management Journal*, (40)(No. 5): pp. 1175–1189, 1997.
- [14] Cascio W. F., Young C. E. and Morris J. R. "Downsizing After All These Years: Questions and Answers About Who Did It, How Many Did It, and Who Benefited from It". *Organizational Dynamics*, (27): pp. 78–87, février 1999.
- [15] Charreaux Gérard. *Gestion financière*. Litec, 6ème édition, 2000.
- [16] Colasse Bernard. *L'analyse financière de l'entreprise*. La Découverte, collection Repères, 2001.

- [17] Crépon B. et Iung N. "Innovation, emploi et performances". *Série des documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, mars 1999.
- [18] Crépon B. et R. Desplatz. "Une nouvelle évaluation des effets des allégements de charges sociales sur les bas salaires". *Economie et Statistique*, (348), 2001.
- [19] De Meuse K. P. and Tornow W. W. "The Tie That Binds Has Become Very, Very Frayed!". *Human Resource Planning*, (13): pp. 203–213, 1990.
- [20] De Meuse K. P., Vanderheiden P. A. and Bergmann T. J. "Announced Layoffs: Their Effect on Corporate Financial Performance". *Human Resource Management*, (33)(No. 4): pp. 509–530, 1994.
- [21] Degorre A. "Une réduction de l'emploi améliore-t-elle les performances des entreprises en France? Une comparaison entre sociétés cotées et non cotées". *mémoire de DEA Analyse et Politique Economiques, sous la direction de B. Reynaud*, 2003.
- [22] Dehejia R. and Whaba S. *A Matching Approach for Estimating Causal Effects in Non-experimental Studies*. Harvard University, 1995.
- [23] Elayan F. A., Swales G. S., Maris B. A. and Scott J. R. "Market Reaction, Characteristics, and the Effectiveness of Corporate Layoffs". *Journal of Business Finance and Accounting*, (25)(No. 3 & 4): pp. 78–87, avril-mai 1998.
- [24] Farber, H. "*The changing face of job loss in the United States*". Brookings Papers: Microeconomics, 1997.
- [25] Farber H. and Hallock K. "Have Employment Reductions Become Good News for Share-holders? The Effect of Job Loss Announcements on Stock Prices, 1970- 1997". *NBER, WP7295*, 1999.
- [26] Fiole M. et M. Roger. "Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail". *Economie et Statistique*, (357-358): pp. 3–19, 2002.
- [27] Freeman S., Cameron, Kim. "Organizational Downsizing : A convergence and Reorientation Framework". *Organization Science*, Vol 4 (1), February, 1993.
- [28] Fuchsberg G. "Why Shakeups Work for Some, not for Others". *The Wall Street Journal*, october 1 1993.
- [29] Gombola M. J. and Tsetsekos G. P. "The Information Content of Plant Closing Announcements: Evidence From Financial Profiles and the Stock Price Reaction". *Financial Management*, (21): pp. 31–40, 1992.
- [30] Grenet J. "L'impact des réductions d'effectifs sur les performances économiques des entreprises françaises". *mémoire de stage ENSAE, sous la direction de B. Reynaud*, 2002.
- [31] Grenet J. et A. Degorre. "Les entreprises qui réduisent leurs effectifs améliorent-elles leurs performances économiques? Une évaluation sur données françaises récentes". *mémoire de Groupe de travail ENSAE, sous la direction de B. Reynaud*, 2003.
- [32] Hammer, M. and J. Champy. "*Reengineering Corporation*". New York, HarperBusiness, 1993.

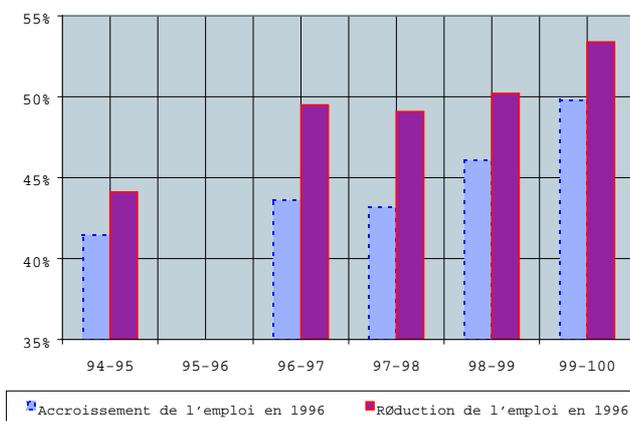
- [33] Heckman J, Ichimura H. and Todd P. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program". *Review of Economic Studies*, (64)(4): pp. 605–654, 1997.
- [34] Heckman J, Ichimura H. et Todd P. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator". *Review of Economic Studies*, (65)(2): pp. 261–294, 1998.
- [35] Hendricks C. F. *The Rightsizing Remedy*. Homewood, IL: Business One Irwin, 1992.
- [36] Huselid M. A. "The Impact of Human Resource Management Practices on Turnover, Productivity, and Corporate Financial Performance". *Academy of Management Journal*, (38): pp. 635–672, 1995.
- [37] Hymowitz C. "When Firms Slash Middle Management, Those Spared Often Bear A Heavy Load". *The Wall Street Journal*, 1990.
- [38] Kremp E. et P. Sevestre. "L'appartenance à un groupe facilite le financement des entreprises". *Economie et Statistique*, (335): pp. 79–92, 2000.
- [39] Lazonick W. et M. O'Sullivan. "Maximizing shareholder value: a new ideology for corporate governance". *Economy and Society*, (29): pp. 13–35, 2000.
- [40] Leana C. R. and Feldman D. C. *Coping With Job Loss: How Individuals, Organizations and Communities Respond To Layoffs*. New York: Lexington Books, 1992.
- [41] Lee P. G. "A Comparative Analysis of Layoff Announcements and Stock Price Reactions in the United States and Japan". *Strategic Management Journal*, (18): pp. 879–894, 1997.
- [42] Lin J.-C. and Rozeff M. S. "Capital Market Behavior and Operational Announcement of Layoffs, Operation Closings, and Pay Cuts". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, (3): pp. 29–45, 1993.
- [43] Lord L. "Jobs and Dreams, Drip-dropping Away". *U.S. News & World Report*, No. 8, april 6 1992.
- [44] Mirvis P. H. and Marks M. L. *Managing the Merger: Making it Work*. Englewood Cliff, NJ: Prentice Hall, 1992.
- [45] Montagne S. et Sauviat C. "L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines: une enquête exploratoire auprès de grandes entreprises françaises". *Documents d'études de la DARES*, No. 42, mars 2001.
- [46] Neinstedt P. R. "Effectively Downsizing Management Structures". *Human Resource Planning*, (12): pp. 155–164, 1989.
- [47] Noer D. M. *Healing The Wounds: Overcoming The Trauma of Layoffs and Revitalizing Downsized Organisations*. San Francisco: Jossey-Bass, 1993.
- [48] Ofek E. "Capital Structure and Firm Response to Poor Performance". *Journal of Financial Economics*, (34): pp. 3–30, 1993.
- [49] Orléan, A. *Le pouvoir de la finance*. Editions Odile Jacob, 1999.
- [50] R. Boyer. *La flexibilité du travail en Europe*. Editions la Découverte, 1986.

- [51] Rosenbaum P. and Rubin D. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika*, (70)(1): pp. 41–55, 1983.
- [52] Rubin D. "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies". *Journal of Educational Psychology*, (66): pp. 688–701, 1974.
- [53] Rubin D. "Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate". *Journal of Educational Statistics*, (2)(1), spring 1977.
- [54] Saint-Martin A. "Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers diane). Panel diane/unedic, période 1991-1999". *Notice explicative (DARES)*, avril 2001.
- [55] Sentis P. "Performances à long terme et caractéristiques financières des entreprises qui réduisent leurs effectifs". *Finance Contrôle Stratégie*, (1): pp. 115–150, décembre 1998.
- [56] Shapiro C. et Stiglitz J. "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device". *The American Economics Review*, (74): pp. 433–444, 1984.
- [57] Walsh C. *Les ratios clés du management*. Village mondial, 1998.
- [58] Womack J. P., Jones D. T. and Ross D. *The Machine That Changed The World. The Story of Lean Production*. HarperCollins, 1991.
- [59] Worrell D. L., Davidson III W. N. and Sharma V. M. "Layoff Announcement and Stockholder Wealth". *Academy of Management Journal*, (34)(No. 3): pp. 662–678, 1991.

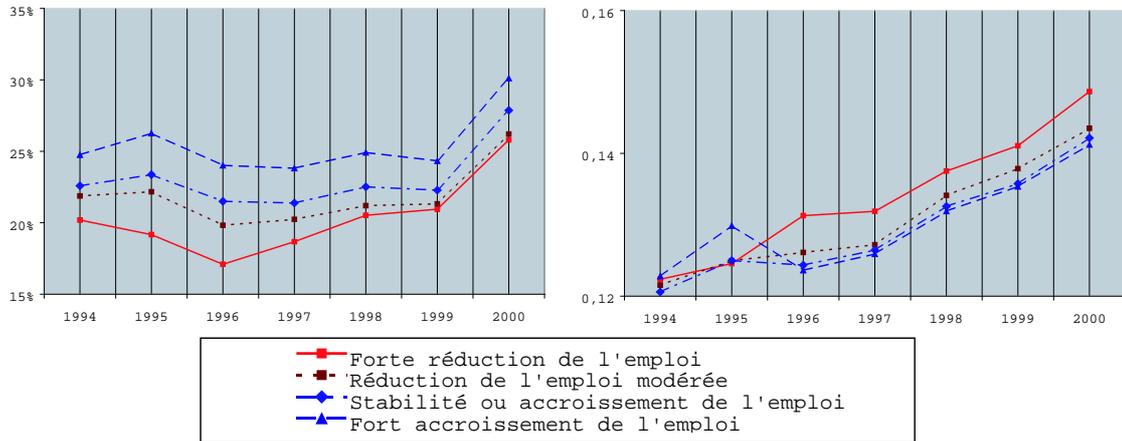
ANNEXE A: Répartition sectorielle des entreprises: comparaison des BRN et de l'échantillon d'étude en 1996 (en %)

| Secteurs | BRN | Echantillon (statistique exploratoire) | Echantillon (estimation de Rubin) |
|--------------------------------------|----------------|---|--------------------------------------|
| Agriculture, sylviculture, pêche | 1.28 | - | - |
| Industries agricoles et alimentaires | 2.42 | 4.81 | - |
| Industries de biens de consommation | 3.92 | 6.97 | 9.92 |
| Industrie automobile | 0.21 | 0.82 | 1.30 |
| Industrie de biens d'équipements | 2.98 | 7.67 | 9.13 |
| Industries de biens intermédiaires | 5.35 | 15.95 | 22.47 |
| Energie | 0.16 | - | - |
| Construction | 8.67 | 12.75 | 12.65 |
| Commerce | 31.76 | 26.71 | 23.08 |
| Transports | 4.07 | 7.04 | - |
| Activités financières | 2.63 | - | - |
| Activités immobilières | 11.77 | - | - |
| Services aux entreprises | 14.87 | 9.72 | 6.52 |
| Services aux particuliers | 8.03 | 4.35 | 2.91 |
| Education, santé, action sociale | 1.05 | 3.22 | - |
| Administration | 0.24 | - | - |
| Non défini | 0.15 | - | - |
| Ensemble | 630 593 | 40 736 | 16730 |

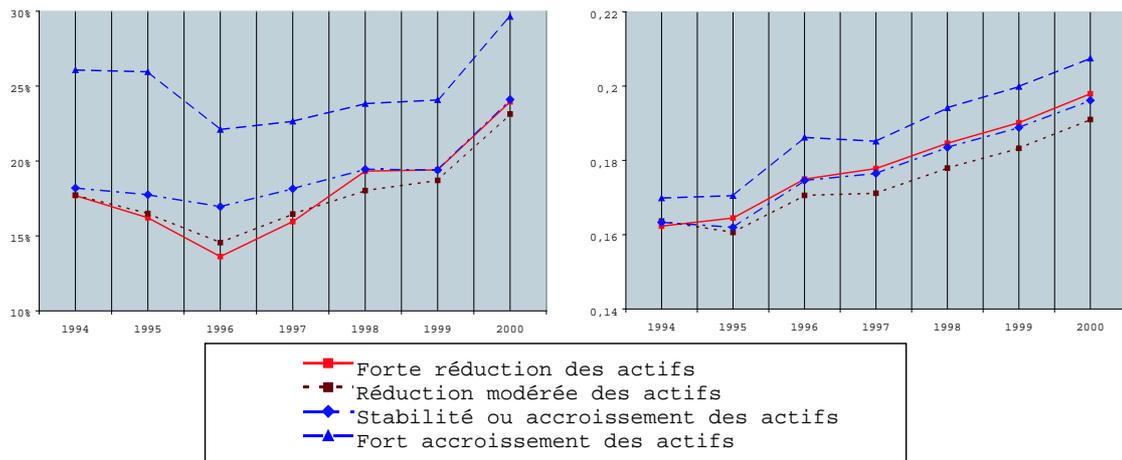
ANNEXE B: proportion des entreprises réduisant le nombre d'heures travaillées en fonction de la décision d'emploi en 1996



ANNEXE C: Rentabilité financière (G) et productivité horaire du travail (D) par type de politique d'emploi



ANNEXE D: Rentabilité financière (G) et productivité horaire du travail (D) par type de gestion d'actifs



ANNEXE F: Régression logistique de la variable de réduction d'effectifs en 1996

| Variables explicatives | | | spécification 1 | spécification 2 | | |
|-------------------------------------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|------------------------------------|-----------|-----------|
| Constante | | | -2.7195** | -2.5234** | | |
| Structure de l'emploi | Taille | 50-199 salariés (95) | 0.1894** | 0.2041** | | |
| | | 200-499 salariés (95) | 0.4204** | 0.4638** | | |
| | | + de 500 salariés (95) | 0.7054** | 0.7608** | | |
| | | Δ Effectifs (94-95) | 0.00369 | - | | |
| | Structure par âge | Part des 25-35 ans (95) (A2) | 0.1642 | - | | |
| | | Part des 35-50 ans (95) (A3) | 0.6617** | 0.5701** | | |
| | | Part des + de 50 ans (95) (A4) | 1.6846** | 1.5665** | | |
| | Structure par sexe | Part des femmes (95) (S2) | 0.6431** | 0.6172** | | |
| | Structure des qualifications | Part des peu qualifiés (95) (Q1) | 1.2451** | 1.4159** | | |
| | | Part des qualifiés (95) (Q2) | 1.3817** | 1.5557** | | |
| | | Part des très qualifiés (95) (Q3) | 1.5020** | 1.6791** | | |
| | Condition d'emploi | Part de l'emploi à temps partiel (95) (TP) | -1.2534** | -1.2628** | | |
| | | Δ TP (94-95) | -0.8360** | -0.8442** | | |
| Efficacité de l'emploi | Coût du travail | Coût horaire moyen des Q1 (LCHO_Q1) | 0.0203 | - | | |
| | | Δ LCHO_Q1 (94-95) | -0.0113 | - | | |
| | | Coût horaire moyen des Q2 (LCHO_Q2) | -0.2255* | -0.2433** | | |
| | | Δ LCHO_Q2 (94-95) | -0.1561 | - | | |
| | | Coût horaire moyen des Q3 (LCHO_Q3) | 0.1447** | 0.1398** | | |
| | | Δ LCHO_Q3 (94-95) | 0.1547** | 0.1444* | | |
| | Productivité du travail | Productivité horaire du travail (LPHT) | -0.3585** | -0.3347** | | |
| | | Δ LPHT (94-95) | 0.0383 | - | | |
| | | Performances passées | Rentabilité | Rentabilité financière (REFI) (95) | -0.1145** | -0.1274** |
| | | | | Δ REFI (94-95) | 0.1792** | 0.1845** |
| Efficacité productive | | | taux de marge Δ TMARGE (94-95) | -0.9367* | -0.8797* | |
| Situation financière | Taux de fonds de roulement (TFR) (95) | | 0.00414 | - | | |
| | Δ TFR (94-95) | -0.00499* | - | | | |
| | Poids des dettes de LT(PDLT) (95) | 0.0707 | - | | | |
| | Δ PDLT (94-95) | 0.4346** | 0.4647** | | | |
| | Insolvabilité Δ INSO (94-95) | 5.5547** | 5.5516** | | | |
| Perspectives de croissance | Effort d'investissement (EFFO) (95) | -0.8879** | -0.8702** | | | |
| | Δ EFFO(94-95) | 0.2520** | 0.2421** | | | |
| Chiffre d'affaires | Δ LCA (94-95) | -0.7397** | -0.7138** | | | |
| Actif immobilisé | Immobilisations | Δ IMMOB (94-95) | -0.7234** | -0.7335** | | |
| Variabiles environnementales | Société cotée | INDIC | 0.1902 | - | | |
| | Appartenance à un groupe | GROUPE (95) | 0.0656 | - | | |
| | indice de concentration | HI (95) | 1.1571** | 1.2338** | | |
| Secteurs (NAF16) | Ind. des biens de consommation | (SC) | 0.0890 | 0.1478** | | |
| | Industrie automobile | (SD) | -0.0437 | - | | |
| | Ind. des biens d'équipement | (SE) | 0.00892 | - | | |
| | Ind. des biens intermédiaires | (SF) | 0.1960** | 0.2420** | | |
| | Construction | (SH) | 0.6613** | 0.7020** | | |
| | Commerce | (SJ) | -0.0639 | - | | |
| | Transports | (SK) | -0.4058** | -0.3679** | | |
| | Services aux entreprises | (SN) | 0.4028** | 0.4603** | | |
| | Services aux particuliers | (SP) | 0.3308** | 0.3656** | | |
| | -2logL | | | 23190 | 23190 | |
| Nombre d'observations | | | 16730 | 16730 | | |

**Annexe G : Résultats de l'estimation de Rubin (année de départ : 1995)
Différences contemporaines (1995-1996)**

| | | Estimateur naïf | Estimateur pondéré | |
|------------------------------------|-----------------------------------|------------------|--------------------|------------------|
| | | | spécification 1 | spécification 2 |
| Rentabilité | Rentabilité économique | -0.0120** | -0.0194** | -0.0194** |
| | Δ RECO | (-2.7279) | (-4.2147) | (-4.1920) |
| | Rentabilité financière | -0.0070 | -0.0185** | -0.0178** |
| | Δ CPER_REFI | (-1,3894) | (-3.4756) | (3.3490) |
| Efficacité productive | Taux de marge | -0.0017** | -0.0028** | -0.0026** |
| | Δ CA_TMARGE | (-2.5826) | (-4.1659) | (-3.9775) |
| Situation financière | Liquidité | -0.0329 | -0.0033 | 0.0058 |
| | Δ TFR | (-0.3160) | (-0.0311) | (0.0538) |
| | Solidité financière | -0.013 | 0.0037* | 0.0035* |
| | Δ PDLT | (-0.7177) | (1.8787) | (1.7774) |
| | Pression financière | -0.0002** | 0.0001 | 0.0001 |
| | Δ CA_INSO | (-1.9835) | (0.7001) | (0.5755) |
| | Endettement | -0.0477** | -0.0806** | -0.0804** |
| | Δ CPER_TENDT | (-2.4347) | (-3.9170) | (-3.9021) |
| Perspective de croissance | Effort d'investissement | -0.0076** | -0.0217** | -0.0212** |
| | Δ EFFO | (-3.4327) | (-9.5514) | (-9.3716) |
| Efficacité de l'emploi | Productivité horaire du travail | 0.0666** | 0.0536** | 0.0543** |
| | Δ LPHT | (18.347) | (15.322) | (15.849) |
| | Coûts salariaux totaux | 0.0395** | 0.0361** | 0.0364** |
| | Δ LCHO (log) | (31.627) | (28.665) | (28.921) |
| | Coûts salariaux des non qualifiés | 0.0145** | 0.0135** | 0.0138** |
| | Δ LCHQ1 (log) | (5.5484) | (4.9333) | (5.0614) |
| | Coûts salariaux des qualifiés | 0.0209** | 0.0150** | 0.0156** |
| | Δ LCHQ2 (log) | (12.962) | (9.1679) | (9.5562) |
| Coûts salariaux des très qualifiés | -0.0213** | -0.0241** | -0.0239** | |
| | Δ LCHQ3 (log) | (-8.7628) | (-9.5782) | (-9.5246) |
| Structure de l'emploi | Effectif moyen | -0.1193** | -0.1048** | -0.1045** |
| | Veffen | (-31.878) | (-37.6853) | (-37.813) |
| | Δ Q1 | -0.0198** | -0.0206** | -0.0205** |
| | | (-18.563) | (-18.280) | (-18.312) |
| | Δ Q2 | -0.0227** | -0.0231** | -0.0230** |
| | | (-19.993) | (-19.220) | (-19.273) |
| | Δ Q3 | 0.0403** | 0.0414** | 0.0413** |
| | | (55.095) | (51.767) | (51.941) |
| Capitaux permanents | Variation des capitaux permanents | -0.0532** | -0.0347** | -0.0344** |
| | Δ LCPER (log) | (-11.671) | (-7.2458) | (-7.2458) |
| Immobilisations | Variation des immobilisations | -0.0418** | -0.0317** | -0.0308** |
| | Δ LIMMOB (log) | (-16.114) | (-11.111) | (-10.840) |
| Chiffre d'affaires | Variation du CA | -0.0846** | -0.0789** | -0.0788** |
| | Δ LCA (log) | (-30.055) | (-28.362) | (-28.404) |

Annexe H : Résultats de l'estimation de Rubin (année de départ : 1996)
Différences courtes (1996-1997)

| | | Estimateur naïf | Estimateur pondéré | |
|----------------------------------|------------------------------------|------------------|--------------------|------------------|
| | | | spécification 1 | spécification 2 |
| Rentabilité | Rentabilité économique | 0.0128** | 0.0094** | 0.0081* |
| | Δ RECO | (3,1304) | (2,1670) | (1,8352) |
| | Rentabilité financière | 0.0162** | 0.0133** | 0.0059** |
| | Δ CPER_REFI | (3,0131) | (2,2541) | (2,1742) |
| Efficacité productive | Taux de marge | 0.028** | 0.0021** | 0.0020** |
| | Δ CA_TMARGE | (4,2340) | (2,9931) | (2,9200) |
| Situation financière | Liquidité | -0.069 | -0.0884 | -0.0974 |
| | Δ TFR | (-0.6621) | (-0.9086) | (-1.0003) |
| | Solidité financière | -0.052** | -0.0051** | -0.0053** |
| | Δ PDLT | (-2,9634) | (-2,7645) | (-2,8699) |
| | Pression financière | -0.002* | -0.0001 | -0.0001 |
| | Δ CA_INSO | (-1,8403) | (-1.3593) | (-1.4089) |
| | Endettement | 0.0397* | 0.0295 | 0.0284 |
| | Δ CPER_TENDT | (1,8836) | (1.2520) | (1.2060) |
| Perspective de croissance | Effort d'investissement | 0.0118** | 0.0079** | 0.0079** |
| | Δ EFFO | (5,4898) | (3,4982) | (3,5003) |
| Efficacité de l'emploi | Productivité horaire du travail | -0.0120** | -0.0156** | -0.0151** |
| | Δ LPHT | (-3,1827) | (-3,8105) | (-3,7139) |
| | Coûts salariaux totaux | -0.0064** | -0.0078** | -0.0075** |
| | Δ LCHO (log) | (-5,2768) | (-6,0140) | (-5,8195) |
| | Coûts salariaux des non qualifiés | -0.0061** | -0.0075** | -0.0076** |
| | Δ LCHQ1 (log) | (-2,6427) | (-2,9771) | (-3,0276) |
| | Coûts salariaux des qualifiés | -0.0027* | -0.0036** | -0.0031** |
| | Δ LCHQ2 (log) | (-1,8440) | (-2,3138) | (-2,0319) |
| | Coûts salariaux des très qualifiés | 0.0038 | 0.0028 | 0.0030 |
| Δ LCHQ3 (log) | (1.7874) | (1.2339) | (1.3333) | |
| Structure de l'emploi | Effectif moyen | 0.0056 | -0.0008 | -0.0012 |
| | Veffen | (-0.7823) | (-0.1150) | (-0.1659) |
| | Δ Q1 | 0.0029** | 0.0031** | 0.0030** |
| | | (2,9208) | (2,9210) | (2,8219) |
| | Δ Q2 | 0.0039** | 0.0038** | 0.0040** |
| | | (3,7416) | (3,4873) | (3,6207) |
| | Δ Q3 | -0.0062** | -0.0062** | -0.0062** |
| | | (-8,7139) | (-8,2118) | (-8,2242) |
| Capitaux permanents | Variation des capitaux permanents | -0.0339** | -0.0254** | -0.0253** |
| | Δ LCPER (log) | (-7,5730) | (-5,3760) | (-5,3486) |
| Immobilisations | Variation des immobilisations | -0.0265** | -0.0210** | -0.0030** |
| | Δ LIMMOB (log) | (-9,5834) | (-7,0042) | (-6,7318) |
| Chiffre d'affaires | Variation du CA | -0.0228** | -0.0183** | -0.0178** |
| | Δ LCA (log) | (-8,0070) | (-5,9720) | (-5,8097) |

**Annexe H : Résultats de l'estimation de Rubin (année de départ : 1996)
Différences longues (1996-2000)**

| | | Estimateur naïf | Estimateur pondéré | |
|------------------------------------|-----------------------------------|-------------------|--------------------|------------------|
| | | | spécification 1 | spécification 2 |
| Rentabilité | Rentabilité économique | 0.0546** | 0.0381** | 0.0379** |
| | Δ RECO | (8.9174) | (5.8641) | (5.8213) |
| | Rentabilité financière | 0.0239** | 0.0286** | 0.0280** |
| | Δ CPER_REFI | (2.5806) | (2.9224) | (2.8115) |
| Efficacité productive | Taux de marge | 0.0069** | 0.0043** | 0.0043** |
| | Δ CA_TMARGE | (7.0837) | (4.2076) | (4.2542) |
| Situation financière | Liquidité | 0.1215 | 0.1013 | 0.0842 |
| | Δ TFR | (1.1019) | (0.9537) | (0.7891) |
| | Solidité financière | 0.0128** | 0.0041 | 0.0038 |
| | Δ PDLT | (4.1741) | (1.0831) | (1.0083) |
| | Pression financière | -0.0003** | -0.0003** | -0.0003** |
| | Δ CA_INSO | (-1.9970) | (-1.9876) | (-1.8871) |
| | Endettement | -0.0094 | -0.0063 | -0.0112 |
| | Δ CPER_TENDT | (-0.2378) | (-0.1540) | (-0.2736) |
| Perspective de croissance | Effort d'investissement | 0.0245** | 0.0187** | 0.0181** |
| | Δ EFFO | (10.3122) | (7.6248) | (7.3769) |
| Efficacité de l'emploi | Productivité horaire du travail | -0.0063 | -0.0183** | -0.0179** |
| | Δ LPHT | (-1.1820) | (-3.0547) | (-2.9768) |
| | Coûts salariaux totaux | -0.0130** | -0.0160** | -0.0164** |
| | Δ LCHO (log) | (-6.4811) | (-5.2553) | (-5.2553) |
| | Coûts salariaux des non qualifiés | -0.0100** | -0.0106** | -0.0111** |
| | Δ LCHQ1 (log) | (-2.8792) | (-2.4151) | (-2.5242) |
| | Coûts salariaux des qualifiés | -0.0065** | -0.0092** | -0.0086** |
| | Δ LCHQ2 (log) | (-2.9998) | (-2.9042) | (-2.7198) |
| Coûts salariaux des très qualifiés | 0.0114** | 0.0109** | 0.0110** | |
| | Δ LCHQ3 (log) | (3.1053) | (2.5799) | (2.6059) |
| Structure de l'emploi | Effectif moyen | -0.0493** | -0.0214* | -0.0244** |
| | Veffen | (-4.5763) | (-1.9012) | (-2.2210) |
| | Δ Q1 | 0.0100** | 0.0104** | 0.0102** |
| | | (4.8930) | (4.7697) | (4.7015) |
| | Δ Q2 | 0.0042* | 0.0056** | 0.0055** |
| | | (1.9709) | (2.4573) | (2.4494) |
| | Δ Q3 | -0.0133** | -0.0146** | -0.0144** |
| | | (-9.5002) | (-9.9588) | (-9.8049) |
| Capitaux permanents | Variation des capitaux permanents | -0.0308** | -0.0273** | -0.0271** |
| | Δ LCPER (log) | (-3.5485) | (-3.0017) | (-2.9858) |
| Immobilisations | Variation des immobilisations | -0.0785** | -0.0545** | -0.0541** |
| | Δ LIMMOB (log) | (-12.8675) | (-7.3753) | (-7.3753) |
| Chiffre d'affaires | Variation du CA | -0.0443** | -0.0281** | -0.0286** |
| | Δ LCA (log) | (-7.8847) | (-4.2416) | (-4.3293) |