

L'impact du travail étudiant dans
l'enseignement supérieur depuis 1975

Sous la direction de Thomas Piketty

31. 08. 2010

Adrien Matray

Résumé

Nous étudions l'effet de la décision de cumuler emploi salarié et études sur les chances d'avoir un diplôme de l'enseignement supérieur. Pour ce faire, nous utilisons les recensements de 1975, 1982 et 1999. Nous restreignons notre échantillon aux personnes entre 18 et 29 ans et excluons les étudiants dont les études impliquent à un moment donné d'avoir un emploi salarié. Nous utilisons des modèles probit à deux équations que nous estimons simultanément afin de supprimer les risques d'endogénéité entre la décision de prendre un emploi en parallèle de ses études et la motivation de l'étudiant à réussir ses examens. Nous trouvons que le cumul emploi - études a un impact très négatif sur les chances d'avoir un diplôme en 1975 et 1999 mais pas en 1982. Nos résultats sont robustes à diverses spécifications. Nous confirmons ainsi les résultats trouvés par Beffy et al (2009) avec des ordres de grandeur similaires. Cette confirmation ne permet malheureusement pas de lever les doutes, plus généraux, portant sur l'absence de biais dans l'utilisation du taux de chômage comme instrument de la décision de prendre un emploi salarié en parallèle de ses études. Nous trouvons par ailleurs que contrôler par le diplôme du chef de famille fait nettement diminuer l'effet négatif du travail salarié, même si celui-ci reste important.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur de mémoire Thomas Piketty pour sa disponibilité, sa patience et le temps qu'il m'a accordé lors de discussions riches d'enseignement durant le choix de mon sujet de mémoire. Merci également pour sa rigueur, ses encouragements et ses conseils méthodologiques tout au long de son encadrement comme directeur de mémoire.

Je tiens ensuite à remercier Bruno Crépon et Philippe Février, pour m'avoir transmis le goût de l'analyse économétrique et m'avoir fourni des bases théoriques qui ne cessent de me servir, ainsi que Julien Grenet, dont les discussions sur les problématiques de l'enseignement supérieur m'ont été très utiles. Merci également à Bruno Tudoux et Alexandre Kych du Centre Maurice Halbwachs pour m'avoir permis d'obtenir les données nécessaires.

Ce travail n'aurait sans doute jamais pu être terminé à temps sans l'aide précieuse et répétée de mes collègues Cosimo Winckler, Romain Lafarguette et Samuel Touboul. Qu'ils soient ici remerciés pour leur infini patience et leur gentillesse.

Bien sûr, je tiens à remercier mes parents et mon frère qui me supportent et me soutiennent, ainsi qu'Elise Huilery, Laurent Bach et Clément de Chaise-martin qui m'ont tous confirmé que l'on pouvait avoir fait HEC et faire ensuite de la recherche en économie et m'ont accordé de leur temps pour en discuter.

Enfin, merci à Julia Lefevre pour son soutien indéfectible lors des moments de doutes et de difficultés et dont la générosité et la gentillesse ne cessent de me ravir chaque jour.

Table des matières

1	Analyse de la littérature antérieure	7
2	Les données	10
2.1	Description des données	10
2.2	Statistiques descriptives	12
3	Le modèle	13
3.1	Un modèle probit simple	13
3.2	Le modèle probit bivarié	14
3.3	Le calcul de l'impact du cumul emploi-études	16
4	Les résultats	17
4.1	Estimation de l'impact du temps de travail salarié sur la probabilité d'avoir un diplôme : un modèle probit simple	17
4.2	Estimation de l'impact du temps de travail salarié sur la probabilité d'avoir un diplôme : un modèle probit bivarié avec variable instrumentale	19
4.2.1	Une décomposition par type de diplôme et par classe d'âge	22
4.2.2	Le risque de sous estimer l'impact négatif du cumul emploi-étude	24
4.2.3	Une vérification à partir de l'enquête emploi	25
5	Conclusion	27
6	Bibliographie	31
7	Annexes	35

Introduction

2007, la loi relative aux libertés et responsabilités des universités (dite loi L.R.U) donne l'occasion à la France de s'interroger sur l'organisation de ses universités. Deux modèles polaires s'affrontent alors dans le débat public. D'un côté, le modèle social-démocrate des pays scandinaves, où la majorité marque le moment de l'émancipation vis-à-vis de la famille. Cette émancipation est rendue par un soutien financé de l'Etat pour les jeunes dès 18 ans¹. De l'autre, le modèle anglo-saxon, fondé sur des frais de scolarité très élevés qui forcent une majorité d'étudiants à s'endetter et à pratiquer des petits boulots tout au long de leur scolarité.

Les partisans du modèle anglo-saxons insistent sur la responsabilisation et les incitations que donne cette obligation de travailler. Les étudiants savent ce que coûtent leurs études et sont fortement incités à réussir leur année. A l'inverse, les détracteurs insistent sur le fait que le travail étudiant est potentiellement une cause importante d'échec. Le temps du travail salarié entrant en concurrence avec le temps consacré aux études. Ce débat est réactivé en 2008, lorsque Martin Hirsch envisage de mettre en place un « RSA jeune ». Le RSA étant en effet une allocation versée en complément du salaire, il risquait d'encourager fortement le travail étudiant et donc d'augmenter les risques d'échec dans l'enseignement supérieur.

Cette question est d'autant plus importante que la France se caractérise par un taux d'échec particulièrement élevé. Non seulement à peine un quart des étudiants à l'université obtiennent leur licence du premier coup, mais plus d'un quart des étudiants inscrits en première année universitaire ne se réinscrivent pas l'année suivante.

Si la question de l'impact du travail étudiant sur la réussite scolaire a fait l'objet de nombreuses évaluations dans les pays anglo-saxons, la première à notre connaissance à effectuer ce travail sur données françaises est l'étude de Befly, Fougère et Maurel (2009). Ces derniers, en utilisant les données de l'enquête emploi entre 1992 et 2002, trouvent un impact très négatif du travail étudiant sur la probabilité d'obtenir un diplôme de l'enseignement supérieur².

L'objectif de ce travail est d'apporter un complément à cette première étude en utilisant non pas les données de l'enquête emploi, mais celles du recensement. L'enquête emploi permet une analyse plus précise et détaillée mais porte sur un nombre beaucoup plus restreint d'individus. Nous cherchons donc à vérifier si les résultats se retrouvent dès lors que l'on augmente fortement la taille de l'échantillon. Pour ce faire, nous employons la même méthodologie que celle développée par Befly et al. (2009), en instrumentant le travail étudiant pour limiter le biais d'endogénéité possible entre le choix de cumuler emploi et

1. : En Suède par exemple tous les étudiants reçoivent une allocation 10.000 kr/termin (environ 1.100 euros pour 4,5 mois) pendant 12 « terminer ». Une année scolaire comprend 2 « terminer ».

2. : D'après les auteurs, si les étudiants salariés auraient une probabilité plus élevée de 43 points de réussir leur année s'ils ne travaillaient pas.

études et la capacité à obtenir un diplôme d'enseignement supérieur³. Notre étude a également l'avantage d'apporter une dimension temporelle à la question de l'impact du cumul emploi salarié - études sur la réussite dans l'enseignement supérieur puisque nous utilisons les recensements de 1975, 1982 et 1999. Nous profitons également du plus grand détail des recensements concernant les variables familiales pour tester d'une façon plus large l'impact d'autres facteurs sur la réussite dans l'enseignement supérieur comme la nationalité des parents, leurs diplômes et leur situation professionnelle (au chômage ou non).

La première partie de ce mémoire fait une revue de la littérature existante sur la question (dans sa très grande majorité américaine), la seconde décrit les données utilisées, la troisième détaille les équations des modèles probit et probits bivariés que nous utilisons pour calculer nos différents effets, la quatrième analyse les résultats et vérifie si ces derniers sont robustes à différentes spécifications et enfin la cinquième partie conclut.

3. : L'endogénéité entre le cumul d'un emploi pendant ses études et la réussite dans l'enseignement supérieur vient du fait que les étudiants prêt à travailler tout en suivant des études peuvent également être ceux qui sont le plus motivés pour réussir leurs examens. Le risque est donc élevé de sous estimer l'impact du travail étudiant sur la probabilité d'obtenir un diplôme.

1 Analyse de la littérature antérieure

Le très fort développement de l'emploi salarié chez les jeunes étudiants américains au début des années 1980 a suscité une première vague de nombreux travaux (Steinberg et al. 80, 82, Meyer et Wise 82) visant à évaluer l'impact de ce travail salarié sur les étudiants⁴. Ces travaux fondent leurs résultats essentiellement sur des corrélations ou des estimations obtenues avec la méthode des MCO. Certains de ces travaux ne trouvent pas d'effets significatifs sur les résultats scolaires, généralement mesuré par le classement (Gade et Peterson, 1980 ; Meyer et Wise, 1982 ; D'Amico, 1984, Green et Jacques, 1987 ; Sabia 2009), voire un effet positif sur la probabilité de terminer le lycée (high school) (D'Amico, 1984 ; Rothstein, 2007) ou sur les notes (Schill et al. 1985). A l'inverse, d'autres travaux trouvent une corrélation négative entre cumul emploi-études et réussite scolaire (Greenberger et Steinberg, 1980 ; Steinberg et al., 1982 ; Schill et al., 1985 ; Mortimer et Finch, 1986 ; Steinberg et Dornbusch, 1991). Il apparaît néanmoins rapidement qu'il est important de distinguer selon le nombre d'heures travaillées. Alors que le fait de travailler un nombre restreint d'heures n'a qu'un effet négatif limité (Montmarquette et al. 2007 ; Beffy et al. 2009) ou positif (D'Amico 1984 ; Schill et al., 1985 ; Lylldahl, 1990), un nombre trop important d'heures (généralement située entre plus de 15h à 20h par semaine) s'avère néfaste (D'Amico 1984, Greenberger et Steinberg, 1986 ; Schill et al. 1985, Lillydahl, 1990 ; DeSimone 2006 ; Beffy 2009).

A notre connaissance, le premier papier à mettre en avant le fait que le choix de prendre un emploi salarié tout en poursuivant des études puisse être corrélé avec la réussite dans les études est celui d'Ehrenberg et Sherman (1987). Il est également un des tout premiers à s'intéresser à l'emploi salarié au niveau du cursus universitaire et non pas pendant le lycée. En utilisant un modèle Tobit pour instrumenter la décision de prendre un travail salarié, ils concluent que le cumul d'un emploi salarié avec les études n'a aucun impact sur les notes des étudiants. En revanche, ce cumul impacte négativement et significativement la probabilité d'abandonner ses études et celle de les terminer « dans les temps ». Lillydahl (1990) utilise aussi une méthode de variables instrumentales et conclut à un effet non linéaire du travail salarié sur la réussite des études. Alors que travailler 13,5h a un impact positif sur les résultats obtenus, travailler plus entraîne une diminution de ces résultats. Par ailleurs, l'auteur montre la sensibilité des conclusions aux proxys choisis pour mesurer la réussite dans les études (GPA, ou SAT notamment). Cette méthode de variables instrumentales est également utilisée par Beffy et al. (2009) qui prennent le taux de chômage départemental des 15-24 ans peu qualifiés et la CSP du père pour assurer l'identification des coefficients de leur modèle probit bivarié, la première équation étant une équation d'emploi et la seconde une équation de réussite dans les études.

Mais la prise en compte de l'endogénéité ne conduit pas tous les articles à conclure aux effets néfastes du cumul emploi salarié-études. Ruhm (1997)

4. Il est important de souligner que la plupart des travaux sur données américaines et anglaises portent sur les étudiants au niveau du « high school » qui correspond à lycée en France.

corrige le biais d'endogénéité en utilisant cette méthode et la méthode de sélection (qui lui permet de ne pas avoir des résultats biaisés par les étudiants qui abandonnent entre deux enquêtes) et fournit également les estimations avec la méthode des MCO. En comparant les résultats pour les trois méthodes, il conclut que les MCO surestiment les effets négatifs du travail salarié et sous-estiment ses effets positifs sur différentes variables d'emplois futurs. Il trouve par ailleurs un effet positif et significatif pour les étudiants de dernière année, les coefficients pour les étudiants de premières et deuxièmes années n'étant pas statistiquement significatifs. Le fait d'avoir un travail salarié diminue néanmoins la probabilité de terminer le premier cycle universitaire. L'utilisation de différents instruments fait également conclure à Lee et Orazem (2009) que le travail salarié n'a pas d'effet sur la réussite au lycée, mais diminue la probabilité de s'inscrire à l'université.

Oettinger (1999) exploite quant à lui la dimension longitudinale du National Longitudinal Survey of Youth (NLSY), qui lui permet d'inclure des effets fixes individuels capable de rendre compte de l'hétérogénéité inobservée entre les étudiants. Il conclut à un effet quasi inexistant du travail salarié, sauf pour les minorités ethniques travaillant plus de 20h pour lesquels ce travail a un effet négatif significatif et important. En utilisant l'équivalent australien du NLSY, Robinson (1999) trouve que le travail salarié a un impact légèrement négatif sur la réussite scolaire si les étudiants travaillent plus de 10h par semaine.

Une méthode originale est proposée par Eckstein et Wolpin (1999) qui recourent à un modèle structurel pour modéliser les décisions de prendre un emploi salarié et de travailler à l'école en tenant compte de l'hétérogénéité des étudiants en termes de préférences et de capacités. Cette solution est également adoptée par Montmarquette et al. (2007) qui, à partir de données canadiennes, trouvent que le fait d'occuper une activité salariée moins de 15h par semaine n'est pas néfaste à la réussite.

Warren et al. (2000) complète ces analyses en utilisant des modèles à équation simultanée avec variables instrumentales, non seulement en distinguant l'effet du travail à court terme et à long terme (ce qui est possible grâce à la dimension longitudinale de leurs données) mais également en permettant une interaction entre travail salarié et notes, et notes et travail salarié. Les auteurs concluent à l'absence d'effets tant à court terme qu'à long terme du travail salarié. Cette base de données est également utilisée par Buscha et al (2008) qui applique une méthode de matching combinée à une méthode de différences en différences et aboutissent aux mêmes conclusions.

Une solution alternative pour corriger le biais d'endogénéité est utilisée par Tyler (2003) qui exploite les différences de législation sur l'âge minimum du travail des enfants entre les Etats Américains. L'auteur conclut d'un part à un impact négatif du travail salarié, même si celui-ci n'est effectué que 10h par semaine et d'autre part, montre que l'estimation par MCO sous estime fortement cet impact négatif. Cette comparaison est également effectuée par Stinebrickner et Stinebrickner (2003), qui utilisent également un modèle à effets fixes et un programme spécial dans une université pour construire leur instrument. Ils trouvent que les estimations par MCO et avec effets fixes indiquent un impact

positif du travail étudiant, tandis que l'estimation avec variable instrumentale indique exactement l'inverse.

Marsh et Kleitman (2005) en utilisant une nouvelle base de données trouvent que le travail salarié a un impact légèrement négatif mais statistiquement significatif sur 15 des 23 variables mesurant la réussite scolaire. DeSimone (2006) montre que le travail salarié a un impact positif jusqu'à 15h par semaine et négatif ensuite et confirme que les estimations par MCO sous estime l'effet du travail salarié par rapport à une estimation utilisant une variable instrumentale. A l'inverse, Rothstein (2007) au contraire trouve que les estimations par MCO surestiment l'effet négatif (pourtant déjà faible) du travail salarié. L'ajout d'un effet fixe diminue cet effet et l'estimation par variable instrumentale rend le nombre d'heures travaillées statistiquement non significatif.

Enfin, Dustman et van Soest, (2007) montre grâce à un modèle d'équations simultanées sur données britanniques, que le cumul emploi salarié-études n'a qu'un effet négatif très faible sur la réussite scolaire pour les filles et aucun effet pour les garçons. Par contre, Befy et al. 2009 en utilisant des données françaises portant sur les étudiants à l'université concluent, grâce une méthode instrumentale, que le travail étudiant au niveau universitaire a un effet très négatif sur les chances de réussite.

2 Les données

2.1 Description des données

Les données sont celles du recensement réalisé par l'INSEE en 1975, 1982 et 1999. Sans doute en raison de la formulation spécifique de certaines questions en 1990, nous ne pouvons malheureusement utiliser le recensement de 1990⁵.

L'échantillon est construit de la façon suivante : pour chaque recensement sont retenues les personnes qui sont étudiantes, ont obtenu un diplôme de l'enseignement secondaire, et sont au plus âgés de 29 ans au moment du recensement. Par ailleurs, sont exclus de l'échantillon les apprentis et les gens en stage, pour qui le fait de travailler est un élément constitutif de leurs études. La question de l'impact du cumul emploi étude sur la probabilité d'obtenir un diplôme ne se posant donc pas de la même façon.

Pour les résultats principaux, nous retenons comme variable de diplôme l'ensemble des diplômes du supérieur, premier et second cycle, professionnel et généraliste. Cela inclut donc à la fois la licence et la maîtrise, mais également les diplômes des IUT, des BTS et des professions sociales ou de santé. Le découpage entre les diplômes n'étant malheureusement pas constant entre les recensements, nous préférons regrouper tous les diplômes et créer une catégorie unique afin de permettre une comparaison entre les différentes périodes. Nous prenons néanmoins soin de vérifier que nos résultats sont robustes dans la quatrième partie en découpant, quand cela est possible, par différents types de diplômes (enseignement supérieur général premier cycle, enseignement supérieur professionnel, enseignement supérieur général second cycle).

La variable d'emploi retenue correspond à la notion d'actif occupé. Elle est obtenue systématiquement à partir de la même variable dans les trois recensements⁶. Dans l'équation d'emploi utilisée dans le modèle probit bivarié, l'occupation d'un travail est expliquée par des caractéristiques personnelles (âge, sexe, nationalité, statut matrimonial, un indicateur de résidence au niveau régional), des caractéristiques familiales (nombres d'enfants de moins de 18 ans dans le ménage, nombre de personnes dans le ménage, nationalité du chef de ménage, diplôme du chef de ménage⁷).

A ces variables s'ajoutent l'utilisation de variables instrumentales sensées impacter le choix du cumul emploi-étude sans affecter la probabilité d'obtenir un diplôme. Nous utilisons systématiquement le taux de chômage départemental des jeunes. Celui-ci agit en effet directement et de façon négative sur la possibilité pour les étudiants de travailler, puisqu'il est plus difficile pour un étudiant de travailler dès lors que le taux de chômage départemental est élevé.

5. Le questionnaire du recensement de 1990 demande en effet aux sondés s'ils sont étudiants uniquement « si vous ne travaillez pas ».

6. Précisément elle correspond à la variable « statue » qui recense 13 postes différents et permet d'identifier les personnes en apprentissage.

7. Cette variable indique si le chef de ménage est sans diplôme, a juste le brevet, juste le bac ou est diplômé de l'enseignement supérieur. Nous ne disposons malheureusement de cette indication que pour les recensements de 1975 et 1999. Lorsque nous agrégeons nos résultats pour les 3 recensements, nous sommes donc contraints d'abandonner cette variable.

Ce taux de chômage serait ainsi un « mal pour un bien ». Les étudiants ne pouvant travailler sont « contraints » de se focaliser sur leurs études. Contrairement à Befly et al. (2009), nous vérifions que les résultats tiennent pour différents taux de chômage : le taux de chômage départemental des 15-24 ans peu ou pas qualifiés⁸, le taux de chômage des 18-29 ans (les personnes concernées dans l'échantillon) peu ou pas qualifiés et le taux de chômage des 18-29 ans. Befly et al. (2009) n'utilisent que la première mesure car selon eux « *on sait que les étudiants salariés occupent très souvent des emplois peu qualifiés dans le secteur du commerce de détail et de l'hôtellerie-restauration. De ce fait, lorsque le taux de chômage local des jeunes peu qualifiés est élevé, ces emplois de service devraient être moins fréquents, et les étudiants devraient y avoir moins souvent accès* ». Si le taux de chômage a de façon évidente un impact sur la probabilité de travailler, il est difficile de supposer qu'il puisse avoir un impact direct sur la probabilité d'obtention d'un diplôme⁹. Nous avons donc bien une variable corrélée avec la variable explicative mais non corrélée avec la variable endogène (Wooldridge, 2001).

Le recensement ne fournissant aucune information sur le niveau de revenu du chef de famille, nous utilisons la CSP du père, également utilisée par Befly et al. (2009) comme proxy du revenu. Cette méthode ne permet cependant pas un découpage fin de la population (il est par exemple difficile de savoir si un chef de famille « profession intermédiaire » gagne plus qu'un chef de famille « employés). Pour éviter des découpages trop arbitraires, nous définissons donc simplement un variable indicatrice « CSP Supérieure », qui prend la valeur 1 si le chef de famille appartient aux catégories suivantes : chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus, professions libérales, cadres administratifs et commerciaux d'entreprise, ingénieurs et cadres techniques d'entreprise. Ainsi, toute chose égale par ailleurs, nous pouvons supposer qu'un enfant dont le père appartient à cette CSP Supérieure aura moins souvent besoin de travailler pour financer ses études ou ses dépenses courantes¹⁰. Néanmoins, même si le fait d'appartenir à une famille plus aisée diminue les incitations à travailler, cette appartenance peut faciliter l'obtention d'un travail grâce au réseau social dont dispose les parents¹¹. Etant mieux connecté au monde du travail, les enfants de CSP supérieure ne vivent pas la contrainte du taux de chômage départemental de la même façon que les enfants n'ayant pas la chance de pouvoir bénéficier du réseau social et professionnel familial. C'est pourquoi nous intégrons également dans l'équation d'emploi l'interaction entre la variable CSP Supérieure et le taux de

8. Les chômeurs peu ou pas qualifiés sont les chômeurs ayant au mieux le baccalauréat.

9. : Cette stratégie est d'ailleurs également utilisée par Montmarquette et al. (2007) pour identifier les paramètres de leur modèle.

10. Le fait d'avoir un parent appartenant à la CSP supérieure pourrait augmenter la probabilité d'obtenir un diplôme, limitant l'utilisation de cette variable comme instrument. Néanmoins, Befly et al (2009) mettent en avant le fait que l'hypothèse d'absence d'effet ne peut être rejetée.

11. Ioannides et Loury (2004) fournissent un excellent survey de la littérature empirique et théorique démontrant l'importance du réseau social dans l'obtention d'un emploi. Cet effet a été récemment confirmé à nouveau par Kramarz and Nordström Skans (2007) à partir de données Suédoises sur la période 1985-2002.

chômage départemental.

2.2 Statistiques descriptives

Lors des recensements 1975 et 1982, un cinquième et un quart de la population française ont été sondées respectivement. En 1999, le recensement de la population n'a été réalisé qu'au 20ème de la population française. Sur la population des 18-29 ans on compte 203.860 étudiants en 1975, 298.020 en 1982 et 291.596 en 1999. Soit respectivement 16%, 19% et 38% de cette classe d'âge. 25.812 personnes ont cumulé un emploi salarié avec leurs études en 1975, 13.980 en 1982 et 15.661 1999. Le pourcentage d'étudiants travaillant représentait ainsi respectivement 8%, 3% et 5% de la population étudiante. Le pourcentage d'étudiants diplômés a par ailleurs chuté entre 1975 et 1982, passant de 19% à 14%, puis est demeuré stable entre 1982 et 1999. On constate par ailleurs que les étudiants ayant également un emploi salarié ont en général plus souvent un diplôme que les étudiants ne travaillant pas (respectivement 49% contre 12% en 1999).

Tableau 1
Répartition des diplômés et des étudiants ayant un emploi salarié (18-29 ans)

	Recensement 1975		Recensement 1982		Recensement 1999	
	Observations	Pourcentage	Observations	Pourcentage	Observations	Pourcentage
Etudiants	329 081	16%	482 085	19%	291 596	38%
Diplômés	62 203	19%	69 620	14%	40 578	14%
Etudiants ayant un emploi	25 812	8%	13 980	3%	15 661	5%
Employés diplômés (*)	15 490	61%	8 388	60%	7 674	49%
Non employés diplômés (*)	45 490	15%	53 620	13%	33 112	12%

(*) : Les pourcentages indiquent la part des étudiants employés (resp. non employés) ayant un diplôme sur le total des étudiants employés (resp. non employés)

Les 18-29 ans constituant une population très hétérogène, nous réduisons également l'échantillon aux 19-24 ans. En effet, 19 ans correspond aux premiers étudiants pouvant obtenir un diplôme et 24 ans permet d'intégrer les étudiants n'ayant pas pris de retard et allant jusqu'au master 2. Sur cette population, nous comptons 203.860 étudiants en 1975 (20% de cette classe d'âge), 298.020 étudiants en 1982 (24%) et 121.604 en 1999 (54%). Le nombre d'étudiants décidant de cumuler un emploi salarié avec leurs études est de 13.298 (7%), 7.528 (3%) et 8.259 (7%) respectivement. Là encore, on constate que les étudiants ayant un emploi ont en moyenne plus souvent un diplôme que les étudiants n'en ayant pas, puisqu'ils sont respectivement 48% en 1975, 46% en 1982 et 32% en 1999, contre seulement 18%, 15% et 20% pour les étudiants n'ayant pas en parallèle un emploi salarié.

Tableau 2
Répartition des diplômés et des étudiants ayant un emploi salarié (19-24 ans)

	Recensement 1975		Recensement 1982		Recensement 1999	
	Observations	Pourcentage	Observations	Pourcentage	Observations	Pourcentage
Etudiants	203 860	20%	298 020	24%	121 604	54%
Diplômés	40 007	20%	46 847	16%	25 766	21%
Etudiants ayant un emploi	13 298	7%	7 528	3%	8 259	7%
Employés diplômés (*)	6 383	48%	3 463	46%	10 902	32%
Non employés diplômés (*)	34 301	18%	43 574	15%	22 669	20%

(*) : Les pourcentages indiquent la part des étudiants employés (resp. non employés) ayant un diplôme sur le total des étudiants employés (resp. non employés)

A première vue donc, le fait de cumuler emploi salarié et études semblent ne pas être handicap pour les étudiants dans l'obtention de leur diplôme. Au contraire, un premier constat naïf pourrait faire conclure à un effet positif du travail salarié étudiant sur la réussite dans les études de l'enseignement supérieur.

3 Le modèle

3.1 Un modèle probit simple

Le premier modèle que nous estimons est le modèle probit simple :

$$Pr \{Dipl_i\} = \alpha + \beta Salarié_i + \eta X_i + \gamma Age_i + \theta Département_i + \varepsilon$$

où $Dipl_i$ est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si l'étudiant a un diplôme et 0 si non, " $Salarié_i$ " est une indicatrice qui prend la valeur 1 si l'étudiant cumule un emploi salarié avec ses études et qui est potentiellement une variable endogène. X regroupent les variables de contrôle suivantes : le sexe, la nationalité, le statut maritale, la CSP des parents¹², le nombre d'enfants de moins de 18 ans dans la famille (de un à neuf enfants et plus), le nombre de personnes dans le ménage (de une à six personnes), le statut maritale du chef de famille (célibataire ou non), le sexe du chef de famille, le statut professionnel (être ou non au chômage), l'interaction du statut maritale avec le sexe et avec le statut professionnel, et enfin le diplôme du chef de famille (aucun, brevet, diplôme du baccalauréat, diplômé de l'enseignement supérieur). A cela s'ajoute

12. : Rappelons le, il s'agit ici d'une variable dichotomique prenant la valeur 1 si le chef de famille appartient à la catégorie "CSP-Supérieure" regroupant les CSP suivantes : chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus, professions libérales, cadres administratifs et commerciaux d'entreprise, ingénieurs et cadres techniques d'entreprise

les indicatrices pour l'âge et le département¹³. La variable $Dipl_i$ dépend ainsi d'une variable latente $Dipl_i^*$ définie par l'équation suivante :

$$Dipl_i^* = \alpha + \beta Salarié_i + \eta X_i + \gamma Age_i + \theta Département_i + \varepsilon$$

qui permet de définir le lien suivant :
$$\begin{cases} Dipl = 1 & \text{si } Dipl^* > 0 \\ Dipl = 0 & \text{si non} \end{cases}$$

Nous supposons que les observations sont i.i.d et que ε suit une loi normale centrée réduite $N(0, 1)$. En réécrivant l'équation précédente sous format réduit, nous avons : $P(Dipl_i) = \lambda X_i + \varepsilon$ où $X(i)$ est l'ensemble des variables explicatives et i est la i ème observation individuelle de l'échantillon de taille $n(i = 1, \dots, n)$. Soit $F(\lambda X(i))$ la fonction de répartition de la loi normale, le logarithme de la fonction de vraisemblance s'écrit donc :

$$\ln L = \sum_{i=1, \dots, n} \{Dipl_i \ln F(X_i \beta) + (1 - Dipl_i) \ln [1 - F(X_i \beta)]\}$$

Les coefficients bruts dans un modèle probit ne pouvant être interprétés directement, nous reportons dans les tableaux présentés les effets marginaux. En supposant qu'il y ait linéarité entre les variables, les coefficients nous indiquent donc la modification en point de pourcentage pour un changement d'une unité de la variable explicative, c'est-à-dire l'effet marginal en probabilité que $Dipl_i = 1$ pour la variation d'une unité de la variable explicative. Dans la mesure où la plupart de nos variables sont des variables indicatrices, nous avons dans notre cas la variation en point de pourcentage lorsque la variable explicative passe de 0 à 1.

3.2 Le modèle probit bivarié

Le problème de l'équation précédente est qu'elle suppose une parfaite exogénéité entre la variable *Salarié* et la variable *Dipl*. Or, il est fort probable que les étudiants qui décident de cumuler un emploi salarié avec leurs études soient également les plus motivés. Soit en raison de caractéristiques spécifiques à ces individus, soit simplement parce que cette situation de cumul étant plus fatigante et difficile, ces personnes sont plus motivées pour réussir leurs examens du premier coup, afin qu'elle ne se prolonge pas plus que nécessaire.

En plus de l'équation d'obtention d'un diplôme, nous définissons donc une "équation d'emploi" qui va déterminer la propension d'un étudiant à prendre un emploi salarié tout en continuant ses études. Nous utilisons là encore un modèle probit, défini par l'équation suivante :

$$Pr \{Salarié_i\} = \alpha + \beta Chômage_i + \eta X_i + \gamma Age_i + \theta Département_i + \varepsilon_1$$

En plus des variables de contrôle que nous utilisons dans l'équation initiale, nous ajoutons trois variables qui servent de variables instrumentales et assurent

13. : Il nous paraît important de contrôler par le département afin que la variable taux de chômage départemental ne capture pas des effets fixes propres au département et susceptible de biaiser les résultats.

l'identification des coefficients d'intérêt. Il s'agit du taux de chômage départemental des 18-29 ans, de la variable "CSP – Supérieure" et de l'interaction de ces deux variables. Comme pour l'équation (1), le fait de cumuler emploi-études ($Salarié_i = 1$) dépend d'une variable latente $Salarié_i^*$ définie par l'équation :

$$Salarié_i^* = \alpha + \beta Ch\hat{o}mage_i + \eta X_i + \gamma Age_i + \theta D\acute{e}partement_i + \varepsilon_1$$

avec ε_1 supposé suivre comme toujours une loi normale centrée réduite $N(0, 1)$. On a donc :

$$\begin{cases} Salarié = 1 \text{ si } Salarié^* > 0 \\ Salarié = 0 \text{ si non} \end{cases}$$

En écrivant l'équation d'emploi sous forme réduite on a : $Pr\{Salarié_i\} = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_1$ Cette équation est utilisée dans l'équation d'obtention d'un diplôme $Pr\{Dipl_i\} = \alpha + \beta_{20} Salarié_i + \beta_{21} X_{2i} + \varepsilon_2$.

Bien que $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ suivent tous deux une loi normale centrée réduite $N(0, 1)$, ils peuvent être corrélés entre eux. Nous cherchons à estimer le vecteur $\beta_2 = (\beta_{20}, \beta_{21})$ associé aux variables $Salarié_i$ et X_2 . Pour cela, il nous faut estimer la probabilité jointe des variables $Salarié_i$ et $Dipl_i$. Si l'on suppose que $cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \neq 0$ on ne peut plus utiliser le fait que la probabilité jointe de deux variables aléatoires est simplement le produit de leurs probabilités marginales, puisqu'elles ne sont plus indépendantes. En écrivant ρ le coefficient de corrélation entre les résidus $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$, on obtient que ce couple $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ suit une loi normale bivariée $N(0, \Sigma)$, où Σ est la matrice de variance-covariance égale à $\begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$ avec $\rho \neq 0$. Dans ce cadre, Maddala (1983, p.122-123) montre que les paramètres de ce type de modèle probit bivarié sont identifiables à la condition que l'équation d'emploi comprenne une variable qui ne soit pas incluse dans l'équation d'obtention du diplôme. Pour corriger le biais d'endogénéité, il faut donc estimer les deux équations simultanément par un modèle probit bivarié, mais en incluant dans l'équation d'emploi un instrument, qui est dans notre cas constitué des trois variables taux de chômage départemental des 18-29 ans, CSP-Supérieure et l'interaction des deux.

Chaque étudiant i de l'échantillon de taille $n(i = 1, \dots, n)$ peut se retrouver dans un des quatre sous-ensembles suivants : I_1 l'étudiant ne travaille pas et n'a pas de diplôme ($Salarié_i = 0, Dipl_i = 0$), I_2 l'étudiant ne travaille pas et a un diplôme ($Salarié_i = 0, Dipl_i = 1$), I_3 l'étudiant travaille et n'a pas de diplôme ($Salarié_i = 1, Dipl_i = 0$) et enfin I_4 l'étudiant travaille et a un diplôme ($Salarié_i = 1, Dipl_i = 1$). En notant ϕ_2 la fonction de répartition de la loi normale bivariée $N(0, \Sigma)$, il nous faut donc calculer les quatre probabilités jointes suivantes :

$$\begin{aligned} P_{1i} &= Pr(Salarié_i = 0, Dipl_i = 0) = \phi_2(-X_{1i}\beta_1, -X_{2i}\beta_{21}) \\ P_{2i} &= Pr(Salarié_i = 0, Dipl_i = 1) = \phi_2(-X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_{21}, \rho) \\ P_{3i} &= Pr(Salarié_i = 1, Dipl_i = 0) = \phi_2(X_{1i}\beta_1, -\beta_{20} - X_{2i}\beta_{21}, -\rho) \\ P_{4i} &= Pr(Salarié_i = 1, Dipl_i = 1) = \phi_2(X_{1i}\beta_1, \beta_{20} + X_{2i}\beta_{21}, \rho) \end{aligned}$$

Le logarithme de vraisemblance de notre modèle probit bivarié s'écrit alors

$$\ln L = \sum_{i \in I_1} P_{1i} + \sum_{i \in I_2} P_{2i} + \sum_{i \in I_3} P_{3i} + \sum_{i \in I_4} P_{4i}$$

Une fois encore, les coefficients ne sont pas interprétables directement. Le calcul de l'effet marginal est plus complexe que dans le cas du modèle probit simple, notamment parce qu'il est nécessaire de prendre en compte le fait que les variables explicatives qui interviennent dans la première équation (l'équation d'emploi ici) ont un effet indirect sur la variable endogène de la deuxième équation (l'équation d'obtention d'un diplôme) via leur effet sur la variable endogène de la première équation, en plus de leur effet direct (puisqu'elles sont également présentes dans la seconde équation comme variables explicatives). Greene (1998, 2003) fournit les formules pour calculer les effets marginaux, y compris dans le cas de variables dichotomique¹⁴.

3.3 Le calcul de l'impact du cumul emploi-études

Afin de nous assurer que les coefficients marginaux calculés dans le cadre du modèle probit bivarié mesurent bien l'impact marginal de la variable dichotomique "*Salarié_i*" nous procédons également à un calcul en utilisant la méthode du contrefactuel souvent utilisée dans la littérature de l'évaluation des politiques publiques (Imbens et Wooldridge, 2008). Nous notons $Dipl_i^k$ la présence potentielle d'un diplôme si $Salarié_i = k$, avec toujours X le vecteur de variables exogènes définies précédemment. $Dipl_i^1 = 1$ correspond ainsi au cas où l'étudiant a un emploi salarié et un diplôme ($Salarié_i = 1, Dipl_i = 1$) et $Dipl_i^0 = 0$ au cas où l'étudiant n'a pas d'emploi en parallèle de ses études et n'a pas non plus de diplôme ($Salarié = 0, Dipl = 0$).

Pour connaître l'impact du travail salarié sur l'obtention d'un diplôme compte tenu des caractéristiques X de chaque étudiant, il nous faut estimer :

$$E(Dipl_i^1 | Salarié_i = 1, X) - E(Dipl_i^0 | Salarié_i = 1, X)$$

Ce que la littérature sur l'évaluation appelle traditionnellement "l'effet du traitement sur les traités" (le traitement étant ici le fait de cumuler un emploi avec ses études) est donc égal à :

$$\Delta_{TT}(X) = \frac{Pr(Dipl^1, Salarié = 1 | X)}{Pr(Salarié = 1 | X)} - \frac{Pr(Dipl^0, Salarié = 1 | X)}{Pr(Salarié = 1 | X)}$$

Cet effet est calculé à partir de l'estimation des coefficients du modèle probit bivarié défini ci-dessus. On calcule donc pour les étudiants qui travaillent, à car-

14. : Dans le cas des modèles probit bivarié, deux types d'effets marginaux peuvent être calculés. La probabilité marginale $Pr(Y_2 = 1)$ et la probabilité conditionnelle $Pr(Y_2 = 1 | Y_1 = 1)$. Nous utilisons cette dernière pour le calcul des effets marginaux de l'équation de possession d'un diplôme.

actéristiques observables constantes, la moyenne empirique de l'effet du travail salarié sur la possession d'un diplôme¹⁵.

4 Les résultats

4.1 Estimation de l'impact du temps de travail salarié sur la probabilité d'avoir un diplôme : un modèle probit simple

Le tableau 3 détaille l'impact des différentes variables sur la probabilité d'avoir un diplôme pour chaque recensement (1975, 1982, 1999) dans le cas d'un modèle probit simple. On constate que de façon assez contre-intuitive, le fait de cumuler emploi salarié et études a un impact positif et très significatif¹⁶ sur la probabilité d'avoir un diplôme. Si cet effet demeure quelque soit les contrôles utilisés, il est important de noter qu'il diminue très fortement une fois que l'âge est pris en compte. L'âge est d'ailleurs le contrôle qui fait le plus diminuer l'effet marginal du travail quelque soit le recensement choisi¹⁷. Cumuler emploi salarié et études augmentait ainsi les chances d'avoir un diplôme de 5 points de pourcentage en 1975, de 2 points en 1982 mais seulement de 0,4 point en 1999.

Les résultats pour les autres variables sont globalement très proches pour les trois recensements. On retrouve par exemple le phénomène connu d'un plus faible succès des garçons, puisque le coefficient de la variable "*Homme*" est toujours négatif et très significatif. De même, le fait d'avoir un chef de famille diplômé de l'enseignement supérieur augmente très fortement les chances d'avoir un diplôme (6,5 points en 1975, près de 9 points en 1999). Il y a en revanche (et étonnamment) peu de différences entre avoir un chef de famille diplômé simplement du brevet ou diplômé du baccalauréat. Dans les deux cas cette variable fait augmenter la probabilité d'avoir un diplôme environ de 1 point de pourcentage (0,5 pour le bac en 1975 et 1,6 en 1999). Les trois variables de diplômes sont significatives au seuil de 1%. Sans surprise également en 1999, le fait d'être avec un parent isolé rend les effets du chômage plus important. En effet, bien que très faible, le fait d'être un parent célibataire au chômage a un impact négatif pratiquement quatre fois plus important sur les chances d'avoir un diplôme que le fait d'avoir un parent "simplement" au chômage¹⁸.

Il est en revanche plus surprenant de constater que le fait d'être de parents français ne joue absolument jamais sur la probabilité d'avoir un diplôme. Le

15. : Nous ne reportons pas les résultats mais les effets calculés de cette façon correspondent bien aux effets marginaux calculer avec les formules de Green (1998, 2003)

16. : Le coefficient de la variable « Etudiant-travailleur » est en effet toujours significatif à 1%

17. : A titre d'exemple nous reproduisons dans l'annexe 1 le détail des effets selon les différentes variables de contrôle incluses pour le recensement de 1999. Le simple fait de contrôler par l'âge entraîne une division du coefficient "Etudiant-travailleur" par plus de 17 (comparaison des colonnes 1 et 2).

18. : Soulignons cependant que l'ampleur de l'effet des coefficients est faible puisque le fait d'être dans une famille où le chef de famille est célibataire et au chômage entraîne une diminution de 1,1 points de pourcentage de la probabilité d'avoir un diplôme.

Tableau 3
Impact du cumul emploi - études sur la possession d'un diplôme

	Recensement 1975	Recensement 1982	Recensement 1999
Salarié	0.051 (0.003)***	0.019 (0.001)***	0.004 (0.001)***
Homme	-0.016 (0.001)***	-0.004 (0.000)***	-0.007 (0.000)***
Nationalité française	0.011 (0.002)***	0.008 (0.000)***	0.006 (0.001)***
Célibataire	0.006 (0.002)**	0.001 (0.001)	-0.016 (0.002)***
Chef de famille français	-0.003 (0.002)	0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)
Chef de famille femme	-0.004 (0.002)*	-0.002 (0.000)***	-0.002 (0.001)***
Chef de famille chômeur	-0.005 (0.003)	-0.002 (0.001)**	-0.003 (0.001)***
Chef de famille célibataire	-0.011 (0.003)***	-0.001 (0.001)	0.004 (0.001)***
Chef de famille célibataire femme	0.005 (0.006)	-0.002 (0.002)	-0.028 (0.001)***
Chef de famille chômeur- célibataire	-0.004 (0.011)	-0.001 (0.002)	-0.011 (0.003)**
Chef de famille a le brevet	0.014 (0.002)***	.	0.009 (0.001)***
Chef de famille a le bac	0.005 (0.001)***	.	0.016 (0.001)***
Chef de famille diplômé de l'enseignement supérieur	0.065 (0.002)***	.	0.088 (0.002)***
Nombre d'enfants de moins de 18 ans	Oui	Oui	Oui
Nombre de personnes dans la famille	Oui	18 Oui	Oui
Age	Oui	Oui	Oui
Département	Oui	Oui	Oui
Observations	221 526	326 248	238 711
Pseudo R2	0.41	0.43	0.54

coefficient de cette variable n'est dans aucun des trois recensements significatif (même au seuil de 10%) et même son ampleur est anodine puisque ce coefficient est toujours pratiquement égal à 0.

Cet impact très légèrement positif peut-il masquer de fortes disparités entre les âges ? Le fait de cumuler emploi salarié et études est-il toujours bénéfique ou bien à certains moments cruciaux (comme par exemple au moment d'obtenir une licence ou une maîtrise) ne peut-il pas avoir un effet néfaste ? Nous réduisons l'échantillon aux 19-24 ans, période à laquelle le travail salarié est le plus susceptible d'avoir un effet négatif sur le fait d'avoir un diplôme. Les résultats sont robustes pour les recensements de 1975 et 1982 mais pas 1999. Dans ce cas là, le coefficient de la variable "*Salarié*" devient négatif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Cumuler emploi et études entraîne une diminution de la probabilité d'avoir un diplôme de près de 5 points de pourcentage¹⁹. Une nouvelle fois, seul le fait de contrôler par l'âge fait passer le coefficient de positif à négatif. Par ailleurs, le coefficient de la variable "*Chef de famille a un diplôme de l'enseignement supérieur*" augmente très fortement puisqu'il fait par exemple augmenter la probabilité d'avoir un diplôme de 24 points en 1999.

La limite de cette analyse est le risque d'endogénéité existant entre la décision d'avoir un travail salarié tout en poursuivant des études et la réussite aux divers examens dans l'enseignement supérieur. En effet, il est probable que les étudiants qui décident de cumuler un emploi salarié avec leurs études soient également les plus motivés pour réussir, biaisant les résultats à la hausse. On risque ainsi de surestimer l'impact positif du cumul emploi-études, les étudiants qui décident de travailler étant également ceux qui ont la plus grande probabilité de réussir à obtenir leurs diplômes. C'est pour corriger ce biais que nous instrumentons la décision de prendre un emploi salarié.

4.2 Estimation de l'impact du temps de travail salarié sur la probabilité d'avoir un diplôme : un modèle probit bivarié avec variable instrumentale

Afin de mesurer correctement l'impact du travail salarié sur les chances d'avoir un diplôme, nous utilisons des variables instrumentales qui assurent l'identification des paramètres de notre modèle. Nous testons trois candidats possibles : le taux de chômage des 15-24 ans peu qualifiés²⁰, le taux de chômage des 18-29 ans peu qualifiés et le taux de chômage des 18-29 ans. Il ressort que seul le dernier a véritablement un impact (négatif) sur la probabilité d'avoir un emploi salarié en parallèle de ses études. C'est pourquoi dans le reste de l'analyse nous nous concentrons sur le taux de chômage des 18-29 ans.

Le tableau 4 indique les principaux coefficients de l'équation d'emploi pour les trois recensements. Afin de ne pas surcharger la présentation, nous ne met-

19. Pour des raisons de présentation, nous ne reproduisons pas ici les tableaux de résultats des régressions qu'en annexes. Cf. Annexe 2

20. : Rappelons que Befy et al. (2009) utilisent le taux de chômage des 15-24 ans peu qualifiés

tons que les principales variables²¹. Le taux de chômage départemental des 18-29 ans a bien un impact statistiquement significatif en 1975 et 1999 (bien qu’au seuil de 5% pour 1999) sur la probabilité de prendre un travail salarié en plus de ses études. Ce coefficient devient positif dès lors que l’on interagit cette variable avec la variable “*Chef de Famille – CSP – Supérieure*”, ce qui confirme l’idée selon laquelle le “capital social” des parents peut faciliter l’obtention d’un travail et desserrer la contrainte que fait peser un taux de chômage élevé. Par ailleurs, le fait d’avoir un chef de famille appartenant à la catégorie “CSP-Supérieure” entraîne bien une diminution de la probabilité d’avoir un emploi salarié en parallèle de ses études pour les trois recensements. Il est en revanche étonnant de constater qu’avoir un chef de famille au chômage et encore plus, avoir un chef de famille au chômage *et* célibataire (ce qui implique qu’il n’y a pas de revenu additionnel provenant du conjoint) fait *diminuer* la probabilité d’avoir un emploi salarié, alors que l’on pourrait s’attendre plutôt à l’inverse. La contrainte budgétaire étant *a priori* plus forte pour ces ménages, on pourrait supposer que les étudiants sont alors plus fortement incités à prendre un travail salarié en plus de leurs études.

Comme nous pouvons le constater, le taux de chômage départemental n’est pas un bon instrument pour 1982, sans doute en raison du manque de variations qui existe entre les départements cette année là. Pour cette raison, nous ne reportons dans la suite de l’analyse que les résultats pour 1975 et 1999.

Le tableau 5 fournit les résultats principaux de notre étude. Il apparaît que le fait de cumuler un emploi salarié avec ses études a (conformément au résultat que l’on pourrait attendre) un impact négatif sur la probabilité de posséder un diplôme. Cet effet est par ailleurs significatif au seuil de 1%. Il semble donc bien que les résultats obtenus avec le modèle probit simple soient biaisés, ce qui est confirmé par le coefficient de corrélation des résidus ($\varepsilon_1, \varepsilon_2$) qui est positif et statistiquement significatif en 1975 et 1999. La variable “*Salarié*” est donc bien endogène avec la variable “*Diplôme*”. Ce résultat valide par ailleurs l’hypothèse d’une plus grande motivation des étudiants qui prennent la décision de cumuler emploi et études, ce qui a deux implications.

D’une part, les étudiants ayant un travail salarié réussiraient mieux leurs études s’ils ne cumulaient pas emploi et études et réussiraient même mieux que ceux qui n’ont pas de travail salarié en parallèle. D’autre part, les étudiants qui décident de prendre emploi en plus de leurs études ne le font pas car ils ont une préférence plus grande pour un travail rémunéré immédiat sur les études, ou parce qu’ils sont en période de transition entre le statut d’étudiant et celui de travailleur salarié. Nous pouvons au contraire faire l’hypothèse qu’avoir un emploi constitue pour eux le moyen de poursuivre des études qui leurs apparaissent profitables et pour lesquelles ils sont motivés. L’emploi salarié est donc bien une contrainte qui pèse sur la réussite des étudiants et qui est supportée faute d’alternatives à leurs besoins de financements²². Les étudiants ayant un

21. : L’annexe 3 donne le détail de l’équation d’emploi en fonction des différentes variables pour le recensement de 1999

22. : Ce résultat rend d’autant plus surprenant le faible impact de la variable “*CSP – Supérieure*” dans l’équation d’emploi et surtout l’impact négatif d’avoir un chef de famille au

Tableau 4
 Détail de l'équation d'emploi : recensement 1975-1982-1999

	Recensement 1975	Recensement 1982	Recensement 1999
Taux de chômage départemental	-0.192 (0.028)***	-0.002 (0.003)	-0.020 (0.008)**
CdF	-0.008 (0.001)***	-0.003 (0.000)***	-0.003 (0.002)*
CSP-Supérieure			
Intéraction CSP- Supérieure*Taux de chômage	0.065 (0.026)*	0.007 (0.005)	0.023 (0.010)**
Homme	0.012 (0.001)***	-0.002 (0.003)	0.001 (0.000)**
Français	0.010 (0.001)***	-0.003 (0.000)***	0.007 (0.001)***
Célibataire	-0.165 (0.006)***	0.007 (0.005)	-0.125 (0.006)***
CdF au chômage	-0.007 (0.001)***	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)*
CdF célibataire	0.120 (0.008)***	0.039 (0.003)***	0.033 (0.002)***
CdF célibataire femme	-0.012 (0.001)***	-0.004 (0.000)***	-0.011 (0.001)***
CdF célibataire chômeur	-0.012 (0.002)***	-0.003 (0.000)***	-0.007 (0.001)***
Autres caractéristiques du chef de famille	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants de moins de 18 ans	Oui	Oui	Oui
Nombre de personnes dans la famille	Oui	Oui	Oui
Age	Oui	Oui	Oui
Département	Oui	Oui	Oui
Observations	221 526	326 248	238 711

Note : l'abréviation "CdF" désigne le Chef de Famille. Afin d'alléger la présentation, nous utiliserons systématiquement cette abréviation pour les résultats suivants

travail salarié verraient ainsi leurs chances d’avoir un diplôme augmenter de 69 points de pourcentage en 1975 et de 36 points en 1999, s’ils avaient pu se passer d’avoir à cumuler cet emploi avec leurs études. Les autres variables sont conformes aux résultats trouvés précédemment. Les hommes réussissent légèrement moins bien que les femmes et le fait d’avoir un chef de famille ayant fait des études augmentent les chances de réussite dans ses propres études supérieures. Notons par ailleurs que l’ampleur des coefficients des variables de diplôme du chef de famille augmente fortement. A titre d’exemple, le fait d’avoir un chef de famille diplômé du supérieur augmente de 44 points de pourcentage les chances d’avoir un diplôme.

Nous trouvons ainsi en 1999 un effet tout de même plus faible que celui trouvé par Beffy et al. (2009) (près de 8 points d’écart). Ce résultat s’explique par le fait que nous disposons des variables de diplôme du chef de famille en 1975 et 1999. En effet, nous avons recalculé nos modèles pour 1975 et 1999 en enlevant ces variables de nos contrôles et nous trouvons qu’avoir un travail salarié fait diminuer les chances d’avoir un diplôme de 60 points de pourcentage en 1975 et de 44 points en 1999. Notons au passage que le résultat en 1999 est alors quasiment similaire à celui de Beffy et al. (2009). Cela laisse supposer que ces auteurs, ne pouvant contrôler par le diplôme du chef de famille²³, tendent à surestimer de près de 8 points l’effet négatif du travail salarié étudiant.

L’annexe 4 donne le détail du rôle des différents contrôles pour le recensement de 1999. Ne mettre aucun contrôle rend le coefficient de la variable “*Salarié*” positif et le simple fait de contrôler par l’âge fait devenir le coefficient négatif. Par ailleurs, une fois que l’on contrôle pour les caractéristiques familiales et l’âge, l’inclusion du département ne change pas radicalement les résultats, puisque le coefficient de la variable “*Salarié*” n’augmente que de deux points de pourcentage. L’hétérogénéité des départements n’a donc qu’un effet limité sur l’impact du cumul emploi - études.

Pour finir, nous empilons les trois recensements et calculons à nouveau nos modèles en incluant une variable indicatrice pour l’année. Nous trouvons que le fait d’avoir un travail salarié a un impact négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% sur les chances d’avoir un diplôme mais l’effet est faible. En effet, cumuler emploi et études ne fait diminuer la probabilité d’avoir un diplôme que de 3 points de pourcentage. Compte tenu de la spécificité de 1982 par rapport à 1975 et 1999, ce résultat doit toutefois être considéré avec prudence.

Tests de robustesse

4.2.1 Une décomposition par type de diplôme et par classe d’âge

Nous recalculons pour commencer tous nos résultats en restreignant l’échantillon aux 19-24 ans²⁴, période à laquelle le travail salarié est supposé

chômage et d’avoir un chef de famille célibataire au chômage.

23. : Beffy et al. (2009) utilisent en effet l’Enquête Emploi qui ne dispose malheureusement pas de ces variables.

24. : Tous les résultats sont reproduits en annexe 5

Tableau 5
Equation de possession d'un diplôme : recensement 1975-1999

	Recensement 1975		Recensement 1999	
	(1)		(3)	
Salarié	-1.194	-0.696	-1.207	-0.364
	(0.027)***		(0.032)***	
Homme	-0.036	-0.122	-0.173	-0.099
	(0.009)***		(0.010)***	
Français	0.260	-0.002	0.280	0.069
	(0.027)***		(0.031)***	
Célibataire	-0.570	0.230	-0.689	-0.001
	(0.025)***		(0.031)***	
CdF au chômage	-0.119	-0.018	-0.095	-0.034
	(0.037)**		(0.025)***	
CdF célibataire	0.387	-0.239	0.260	-0.045
	(0.037)***		(0.020)***	
CdF célibataire femme	-0.176	0.065	-0.294	-0.004
	(0.052)***		(0.046)***	
CdF célibataire chômeur	-0.316	0.013	-0.227	-0.039
	(0.121)**		(0.058)***	
CdF avec le brevet	0.084	0.078	0.111	0.080
	(0.015)***		(0.016)***	
CdF avec le bac	0.039	0.037	0.117	0.112
	(0.013)**		(0.017)***	
CdF diplômé de l'enseignement supérieur	0.427	0.209	0.616	0.443
	(0.012)***		(0.018)***	
Autres caractéristiques de la famille	Oui		Oui	
Age	Oui		Oui	
Département	Oui		Oui	
Coefficient de corrélation entre les résidus	1.290		0.933	
	(0.055)***		(0.039)***	
Observations	221 526		238 711	

Note : Les colonnes (1) (2) et (3) rapportent l'effet marginal qui correspond ici à la probabilité conditionnelle $Pr(Dipl_i = 1 | Salarié_i = 1)$. Il donne les mêmes résultats que le calcul de l'effet moyen du traitement sur les traités.

avoir l'effet négatif le plus important. Le cumul emploi-études a toujours un effet négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% en 1975 et 1999 et l'ampleur des coefficients est relativement proche des valeurs trouvées précédemment. La restriction aux 19-24 ans augmente tout de même de 8 points de pourcentage l'effet négatif du travail salarié en 1999.

Nous pouvons également décomposer nos résultats par grandes catégories de diplômes. Le recensement de 1975 ne nous permet de distinguer qu'entre diplômes professionnels et diplômes généralistes. L'écart est frappant. Le cumul emploi-études n'a ainsi plus d'impact statistiquement significatif si l'on se restreint aux diplômes professionnels (et le signe devient positif, bien que l'ampleur du coefficient marginal soit très faible). Il est en revanche significatif au seuil de 1% et fortement négatif, puisque le fait de travailler réduit de 60 points de pourcentage la probabilité d'avoir un diplôme. En 1999, nous ne pouvons distinguer qu'entre diplôme de premier cycle (donc mélangeant les diplômes professionnels et les diplômes généralistes) et diplôme de second cycle. L'effet de la variable "*Salarié*" est significatif et l'ampleur du coefficient demeure relativement identique dans les deux cas (de l'ordre de 40 points de pourcentage).

4.2.2 Le risque de sous estimer l'impact négatif du cumul emploi-étude

Le principal biais de l'analyse provient du décalage temporel entre l'observation de l'obtention d'un diplôme et la décision de cumuler un emploi salarié avec ses études. En effet, il est possible qu'après avoir obtenu un diplôme, l'étudiant décide de prendre un emploi salarié tout en poursuivant ses études. Une telle décision conduirait alors à sous-estimer très fortement l'impact négatif du travail salarié et pourrait expliquer pourquoi nous trouvons un impact parfois positif du travail salarié sur la probabilité d'avoir un diplôme.

Ce choix pourrait s'expliquer de deux façons. Dans une approche « classique », la personne qui a obtenu un diplôme et décide de travailler peut souhaiter conserver son statut d'étudiant en raison des nombreux avantages monétaires que ce statut procure²⁵. Dès lors que les coûts de cette décision (frais d'inscription) sont inférieurs aux bénéfices (réductions, transferts sociaux, *etc.*), ce choix est parfaitement rationnel. La faiblesse des frais d'inscription à l'université en France rend par ailleurs cette décision d'autant plus probable. Une autre explication possible, plus comportementale (*behavioral*), consiste à mettre en avant la possibilité pour une personne fraîchement diplômée de surestimer sa capacité à mener de front études et emploi salarié. La littérature en économie et finance comportementale a ainsi montré que les gens tendaient à avoir des croyances biaisées (*biased belief*). Ils sont notamment trop confiants quant à leur capacité à réussir une tâche (Alpert and Raiffa, 1982 ; Fischhoff, Slovic and Lichtenstein, 1977) et pensent être plus capables que les autres (Buehler, Griffin and Ross, 1994). Par ailleurs, ils tendent à ignorer les

25. Aide au logement (APL) plus élevée, réduction voire gratuité pour les transports et les pratiques culturelles, possibilité d'effectuer des stages, *etc.*

informations qui infirment leurs croyances initiales (Lord et al., 1979 ; Zaller, 1992 ; Rabin and Schrag, 1999). Dans cette perspective, le jeune diplômé pourrait être trop confiant dans ses chances de pouvoir obtenir le diplôme suivant tout en ayant une activité salariée, cette croyance serait renforcée par le succès à son examen et il tendrait à ne pas tenir compte d'exemples d'étudiants n'ayant pas réussi leur examen à cause du cumul emploi -études ou pourrait s'imaginer plus capable qu'eux.

Que l'on préfère l'explication rationnelle ou comportementale, la possibilité pour un étudiant de cumuler un emploi salarié avec ses études après l'obtention d'un diplôme est une éventualité crédible qu'il nous faut prendre en compte.

Nous pouvons tout d'abord noter que le pourcentage d'étudiants ayant un emploi salarié augmente de façon progressive avec l'âge. Sauf à faire l'hypothèse peu réaliste d'un renouvellement complet chaque année des étudiants qui décident d'avoir une activité salariée, nous pouvons considérer qu'il y a une certaine persistance dans le choix de cumuler emploi et études. Autrement dit, lorsque nous observons un étudiant de 23 ans (âge où l'on a généralement obtenu sa licence) qui a un emploi, il est fort probable qu'il avait également un emploi lorsqu'il avait 22 ans (âge où généralement on *prépare* sa licence). Cette hypothèse de persistance réduit donc le risque de sous estimer l'impact négatif du travail salarié.

4.2.3 Une vérification à partir de l'enquête emploi

Afin de vérifier l'existence ou non du biais potentiel identifié, nous exploitons la dimension longitudinale de l'Enquête Emploi entre 1990 et 2002, afin de mesurer la probabilité pour un étudiant venant d'avoir un diplôme de prendre un travail salarié tout en poursuivant ses études. L'échantillon est construit de la façon suivante. A chaque année t , nous intégrons toute personne entre 18 et 29 ans inscrite comme étudiant et que nous pouvons retrouver en $t + 1$. Ce suivi sur deux ans nous permet de savoir si entre l'année t et $t + 1$ l'étudiant a obtenu un nouveau diplôme et si en $t + 1$ cet étudiant décide ou non de prendre un travail salarié alors qu'il n'en avait pas auparavant.

Les deux variables principales sont donc la variable indicatrice « *NouveauDiplome_i* », qui prend la valeur 1 si la personne a obtenu un nouveau diplôme entre t et $t + 1$ et 0 si non et la variable indicatrice « *Travailleur_i* » qui est égale à 1 si la personne a pris un emploi salarié en $t + 1$ alors qu'elle n'en avait pas en t et 0 si non²⁶. Les similitudes entre les variables de l'Enquête Emploi et celles du recensement nous permettent d'utiliser par ailleurs les mêmes variables de contrôle que celles décrites précédemment, que par conséquent, nous ne détaillons pas à nouveau. Afin de calculer la probabilité pour un étudiant fraîchement diplômé de prendre un emploi, nous utilisons le modèle probit suivant :

26. Comme pour l'analyse précédente, nous excluons de l'échantillon les étudiants en apprentissage et en stage compte tenu de la spécificité de ce travail par rapport à leur obtention d'un diplôme.

$$Pr \{Travailleur_i\} = \alpha + \beta NouveauDiplome_i + \gamma X_i + \varepsilon$$

Comme précédemment, cette analyse souffre d'un biais d'endogénéité. En effet, comme nous l'avons identifié avec le modèle probit bivarié, les étudiants qui cumulent emploi salarié et études sont également les étudiants les plus motivés. Ces derniers ont donc plus de chance, une fois avoir obtenu un diplôme de prendre un travail salarié. Nous risquons dans ce cas de surestimer la probabilité d'occuper un emploi une fois un diplôme obtenu. Les estimations calculées doivent donc être perçues comme la borne supérieure de l'effet d'un nouveau diplôme sur la possibilité de cumuler emploi et études.

Pour les étudiants que nous pouvons suivre 3 ans, nous regardons également la probabilité pour un étudiant qui vient d'obtenir un diplôme de travailler deux ans plus tard à partir du modèle probit défini ci-dessus. Nous nous intéressons alors à la variable indicatrice "*Travailleur - an2_i*" qui prend la valeur 1 si la personne n'a pas d'emploi en t et $t + 1$ mais en occupe un en $t + 2$.

Le tableau 6 fournit les résultats pour les étudiants suivis sur deux ans. Nous trouvons bien que le fait d'avoir obtenu un diplôme a un impact positif et statistiquement significatif (au seuil de 1%) sur la probabilité de prendre un travail salarié. Néanmoins l'ampleur de l'effet est très faible, puisque le fait d'avoir obtenu un diplôme n'augmente que de 0,9 points de pourcentage la probabilité d'occuper un emploi l'année suivante, même lorsque nous ne mettons aucune variable de contrôle. Il diminue à 0,3 points si l'on introduit les contrôles définis précédemment et reste stable si par ailleurs on pondère les observations. Une fois encore, le fait de contrôler par l'âge joue un rôle important. A noter également, le fait d'avoir obtenu un diplôme n'explique pratiquement pas les différences dans le choix de prendre un emploi puisque le « pseudo R2 » est pratiquement nul (0, 01). Une surprise, le fait que le chef de famille appartienne à la CSP "supérieure" (c'est-à-dire soit chef d'une entreprise de plus de 10 salariés ou "cadres et professions intellectuelles supérieures") n'a pas d'impact statistiquement significatif une fois que l'on contrôle par l'âge de l'étudiant. Par ailleurs, lorsque nous détaillons les différentes CSP²⁷ et que nous omettons dans la régression la variable indicatrice "*CSP - Supérieure*", nous constatons que seuls les CSP "profession intermédiaire" et "Artisans commerçants et chef d'entreprise" (dont on a pourtant exclu la sous catégorie "chef d'entreprise de plus de 10 salariés) ont des coefficients statistiquement significatifs au seuil de 1%. Le fait d'être enfant de CSP intermédiaire augmente très légèrement (0,2 point) la probabilité de prendre un travail salarié par rapport aux enfants dont le chef de famille appartient à la "CSP-Supérieur" et le fait d'être enfant de CSP "artisans, commerçants et chef d'entreprise de moins de 10 salariés" diminue très légèrement (à peine 0,2 point) cette probabilité. De la même façon, le fait que le chef de famille soit au chômage n'influe pas les chances de cumuler un emploi salarié avec ses études l'année suivant l'obtention d'un diplôme. Ces résultats confirment ainsi ceux obtenus dans l'équation d'emploi des trois recensements (cf. tableau 4). Bien qu'il soit difficile de rejeter l'idée que la décision de cumuler

27. Les résultats ne sont pas reproduits ici mais sont disponibles dans l'annexe 6

emploi salarié - études ne dépendent pas fortement de questions financières, il semble que des mesures “frustrées” des conditions matérielles comme la CSP du chef du famille, son sexe, son statut marital ou le fait d’être au chômage ne permettent pas de mesurer dans quelle proportion la situation financière de la famille impacte la décision de prendre un emploi salarié.

Les résultats pour les étudiants suivis sur trois ans sont fournis dans le tableau 7. Dans ce cas, l’obtention d’un diplôme n’a statistiquement pas d’impact (même au seuil de 10%) sur la probabilité de prendre un emploi deux ans plus tard même si nous n’incluons aucun contrôle. En revanche, de nombreuses variables de contrôle deviennent plus significatives quand dans le tableau précédent. Nous pouvons noter qu’à nouveau (sauf si l’on ne contrôle pas par l’âge), le fait d’être un enfant dont le chef famille appartient à la catégorie “CSP-Supérieure” n’a pas d’effet statistiquement significatif sur les chances de prendre un emploi salarié deux ans après avoir obtenu un diplôme. Comme précédemment, nous avons recalculé notre modèle en incluant les différentes CSP. Nous ne trouvons alors aucune CSP ayant un impact significatif. De la même façon, il est surprenant de constater que la variable “*Chef de famille au chômage*” a un impact significatif négatif (bien qu’extrêmement faible puisque d’à peine plus d’1%) sur la probabilité de cumuler emploi salarié - études deux ans après avoir obtenu un diplôme.

Que l’on suive les étudiants deux ou trois ans, l’obtention d’un diplôme n’a donc un impact que très faible sur le fait de prendre un emploi ensuite (systématiquement moins de 1 point de pourcentage). Par ailleurs, les estimations calculées constituent la borne supérieure de l’effet réel en raison du biais d’endogénéité lié à la motivation intrinsèque des étudiants. Nous pouvons donc considérer que les estimations de l’impact du travail étudiant sur la probabilité d’avoir un diplôme calculée précédemment sont relativement robustes.

5 Conclusion

Nous avons donc trouvé que le fait d’avoir un travail salarié en parallèle de ses études avait un impact très négatif sur les chances d’avoir un diplôme de l’enseignement supérieur en 1975 et 1999. Le cas de 1982 demeure à expliquer. Faute de pouvoir analyser les effets en 1990, il nous est difficile d’identifier une hypothèse précise. Une chose est sûre, sur la période la plus récente (1999), les étudiants qui cumulent emploi et études auraient une probabilité bien plus grande d’avoir un diplôme s’ils ne travaillaient pas (de l’ordre de 36 points de plus).

Cela a donc deux implications. D’une part, des politiques fiscales impliquant une hausse des incitations à prendre un emploi tout en poursuivant des études risquent d’avoir des conséquences néfastes importantes pour les personnes bénéficiant de telles mesures. D’autre part, la question du financement des études se pose de façon aiguë. Si les étudiants qui ont en parallèle un emploi sont les plus motivés, cela implique que le travail salarié est un “mal nécessaire” pour permettre à ces étudiants de poursuivre des études qu’ils considèrent comme

Tableau 6
 Probabilité de cumuler emploi salarié - études l'année suivant l'obtention d'un diplôme

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nouveau Diplôme	0.009 (0.001)***	0.004 (0.001)***	0.006 (0.001)***	0.004 (0.001)***	0.005 (0.001)***	0.003 (0.001)***
Homme			-0.003 (0.001)***	-0.002 (0.000)***	-0.003 (0.001)***	-0.002 (0.000)***
Français			0.005 (0.001)***	0.003 (0.001)***	0.004 (0.001)***	0.002 (0.001)***
Célibataire			-0.011 (0.003)***	0.001 (0.001)	-0.014 (0.001)	-0.000 (0.003)***
CdF français			-0.004 (0.002)*	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
CdF homme			-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
CdF célibataire			0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
CdF au chômage			0.003 (0.002)	0.003 (0.001)*	0.002 (0.002)	0.002 (0.001)
CdF Profession Supérieur			0.002 (0.001)**	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)
Nombre de personnes			Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants de moins de 18 ans			Oui	Oui	Oui	Oui
Age		Oui		Oui		Oui
Region					Oui	Oui
Observations	64 764	64 764	63 235	63 235	64 763	64 763
Pseudo R2	0.01	0.20	0.14	0.22	0.15	0.23

Tableau 7

Probabilité de cumuler emploi salarié - études deux ans après l'obtention d'un diplôme

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nouveau Diplôme	0.000 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
Homme			-0.007 (0.001)***	-0.004 (0.001)***	-0.006 (0.001)***	-0.004 (0.001)***
Français			0.004 (0.003)	0.005 (0.002)**	0.004 (0.003)	0.005 (0.002)**
Célibataire			-0.066 (0.012)***	-0.012 (0.005)*	-0.066 (0.012)***	-0.012 (0.005)*
CdF français			-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
CdF homme			-0.007 (0.001)***	-0.004 (0.001)***	-0.006 (0.001)***	-0.004 (0.001)***
CdF célibataire			0.004 (0.003)	0.005 (0.002)**	0.004 (0.003)	0.005 (0.002)**
CdF au chômage			-0.066 (0.012)***	-0.012 (0.005)*	-0.066 (0.012)***	-0.012 (0.005)*
CdF Profession Supérieur			0.004 (0.002)*	0.000 (0.001)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)
Nombre de personnes			Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants de moins de 18 ans			Oui	Oui	Oui	Oui
Age		Oui		Oui		Oui
Region					Oui	Oui
Observations	31 155	31 155	30 227	30 227	30 227	30 227
Pseudo R2	0.00	0.21	0.12	0.22	0.13	0.22

rentables. Une politique publique capable d'alléger cette contrainte de financement aurait donc des effets très importants sur la réussite dans l'enseignement supérieur.

Les questions des moyens de cibler ces étudiants et des instruments les plus efficaces restent néanmoins ouvertes. Comme nous l'avons constaté, les variables que nous utilisons expliquent peu la décision de prendre un emploi en parallèle de ses études. Il serait par ailleurs intéressant d'étudier l'effet de la mise en place récente des prêts étudiants à taux 0% sur la décision de prendre un travail salarié et sur la réussite dans l'enseignement supérieur.

Par ailleurs l'analyse des données du recensement nous a également permis de quantifier un effet connu de longue date : l'impact très positif du diplôme du chef de famille sur la réussite des enfants. En 1999, le fait d'avoir un chef de famille diplômé de l'enseignement supérieur avait un effet pratiquement équivalent à celui de cumuler emploi et études.

6 Bibliographie

- Alpert, M., and H. Raiffa (1982) : “A progress report on the training of probability assessors”, in: D. Kahneman, P. Slovic et A. Tversky, ed., *Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases* (Cambridge University Press, Cambridge) pp. 294–305
- Beffy M., D. Fougère et A. Maurel (2009): "L'impact du travail salarié des étudiants sur la réussite et la poursuite des études universitaires", *Economie et Statistique*, 422, 31-50
- Bertrand Marianne et Sendhil Mullainathan (2001) : “Do People Mean What They Say? Implications for Subjective Survey Data”, *The American Economic Review*, 2001, 91(2), 67-72.
- Buehler, R., D. Griffin et M. Ross (1994) : “Exploring the planning fallacy: why people underestimate their task completion times”, *Journal of Personality and Social Psychology* 67:366–381.
- Buscha, F., Maurel, A., Page, L. et Speckesser S. (2007) : “The Effect of High School Employment on Educational Attainment: a Conditional Difference in-Differences Approach”, *Document de travail CREST-INSEE* 2007-40.
- Conseil économique et social (2007), Les éditions des Journaux Officiels, Paris.
- D’Amico, R. (1984) : “Does Employment during High School Impair Academic Progress?”, *Sociology of Education*, vol. 57, pp. 152-164.
- DeSimone, J. (2006) : “Academic performance and part-time employment among high school seniors”, *Topics in Economic Analysis and Policy*, 6(1). Article 10
- Dustmann, C. et van Soest A. (2007) : “Part-time Work, School Success and School Leaving”, *Empirical Economics*, vol. 32, pp. 277-299.
- Eckstein, Z. et Wolpin, K.I. (1999) : “Why Youth Drop out of High School: The Impact of Preferences, Opportunities and Abilities”, *Econometrica*, vol. 67, pp. 1295-1339.
- Ehrenberg, R. G et Sherman, D. R. (1987) : “Employment While in College, Academic Achievement, and Post-College Outcomes: A Summary of Results”, *The Journal of Human Resources*, vol. 22, pp. 1-23.
- Fischhoff, B., P. Slovic et S. Lichtenstein (1977) : “Knowing with Certainty: the Appropriateness of extreme confidence”, *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance* 3: 552–564.

- Gade, Eldon, et Peterson, Lois (1980) : "A Comparison of Working and Non-working High School Students on School Performance, Socioeconomic Status, and Self-Esteem." *Vocational Guidance Quarterly* 29 (September 1980) : 65-69.
- Green, G. et Jacques, S. (1987) : "The Effect of Part-Time Employment on Academic Achievement", *Journal of Educational Research*, vol. 80, pp. 325-329.
- Greene, William H. (1996) : "Marginal Effects in the Bivariate Probit Model". Stern School of Business, New York University.
- Greene, William H. (2003) : *Econometric Analysis*, 5th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Greenberger, E. et Steinberg, L. D. (1980) : "Part-Time Employment of In-School Youths: A Preliminary Assessment of Costs and Benefits", in *A Review of Youth Problems, Programs and Policies*, ed. I. S. Vice President's Task Force on Youth Employment, Washington, DC: U.S. Department of Labor, Employment and Training Administration, pp. 1-15.
- Greenberger, E., Steinberg, L. D., Vaux, A. et McAuliffe, S. (1980) : "Adolescents Who Work: Effects of Part-Time Employment on Family and Peer Relations", *Journal of Youth and Adolescence*, vol. 9, pp. 189-202.
- Heckman J. (1978): "Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system", *Econometrica*, vol 46, 931-959
- Ioannides, Y. M., et L. D. Loury (2004) : "Job Information Networks, Neighborhood Effects and Inequality," *Journal of Economic Literature*, 42 (4), 1056.1093.
- Lillydahl, Jane H. (1990) : "Academic Achievement and Part-Time Employment of High School Students", *Journal of Economic Education* 21 (Summer 1990): 307-16.
- Lord, Charles G.; Ross, Lee et Lepper, Mark R. (1979) : "Biased Assimilation and Attitude Polarization: The Effect of Theories on Subsequently Considered Evidence." *Journal of Personality and Social Psychology*, 1979, 37(11), pp. 2098-109.
- Maddala G.S. (1983) : *Limited-dependent and Quantitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press
- Marsh, H. W. (1991) : "Employment during high school: Character building or a subversion of academic goals?", *Sociology of Education*, 64(3), 172-189.
- Marsh, H.W., & Kleitman, S. (2005) : "Consequences of employment during high school: Character building, subversion of academic goals, or a threshold?" *American Educational Research Journal*, 42(2), 331-369.

Meyer, Robert H., et Wise, David A. (1982) : "High School Preparation and Early Labor Force Experience.", in *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*, edited by Richard B. Freeman and David A. Wise, pp. 277 – 341. Chicago : University of Chicago Press, 1982

Montmarquette, C., Viennot-Briot N. et Dagenais, M. (2007) : “Dropout, School Performance and Working while in School”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 89, pp. 752-760.

Mortimer, J. T. et Finch, M. D. (1986) : “The Effects of Part-time Work on Adolescent Self-Conception and Achievement”, in *Becoming a Worker*, ed. K. Borman et J. Reisman, Norwood, NJ: Ablex, pp. 66-89.

Mortimer, J. T., Finch, M. D., Shanahan, M. et Ryu, S. (1992) : “Work Experience, Mental Health, and Behavioural Adjustment in Adolescence”, *Journal of Research on Adolescence*, vol. 2, pp. 25-57.

Park, Hun Myoung. (2009) : “Regression Models for Ordinal and Nominal Dependent Variables Using SAS, Stata, LIMDEP, and SPSS”. *Working Paper*. The University Information Technology Services (UITS) Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University

Oettinger, S. G. (1999) : “Does High School Employment Affect High School Academic Performance?”, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 53, pp. 136-151.

Rabin, Matthew et Schrag, Joel L. (1999) : "First Impressions Matter: A Model of Confirmatory Bias." *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(1), pp. 37-82.

Rothstein, D.S. (2007) : “High School Employment and Youths Academic Achievement”, *The Journal of Human Resources*, vol. 42, pp. 194-213.

Ruhm, C. J. (1997) : “Is High School Employment Consumption or Investment?”, *Journal of Labor Economics*, vol. 15, pp. 725-776.

Sabia Joseph J. (2009) : “School-year employment and academic performance of Young adolescents”, *Economics of Education Review*, Volume 28, Issue 2, April 2009, pp. 268-276

Schill, W. J., McCartin, R., et Meyer, K. (1985) : “Youth Employment: Its Relationship to Academic and Family Variables”, *Journal of Vocational Behaviour*, vol. 26, pp. 155-163.

Singh, K., & Mehmet, O. (2000) : “Effect of part-time work on High school mathematics and science course taking”, *Journal of Educational Research*, 94, 67–74.

- Steel, Lauri. (1991) : "Early Work Experience among White and Non-White Youths: Implications for Subsequent Enrollment and Employment", *Youth and Society* 22 (June 1991): 419-47.
- Steinberg, L. et Greenberger, E. (1980): "The Part-Time Employment of High School Students: A Research Agenda", *Children and Youth Services Review*, vol. 2, pp. 161-185.
- Steinberg, Laurence D.; Greenberger, Ellen; Garduque, Laurie; and McAuliffe, Sharon. (1982) : "High School Students and the Labor Force: Some Costs and Benefits to Schooling and Learning." *Education, Evaluation, and Policy Analysis* 4 (Fall 1982): 373-82.
- Stinebrickner, R. et Stinebrickner, T. R. (2003) : "Working during School and Academic Performance", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, pp. 473-491.
- Tyler, J. H. (2003): "Using State Child Labor Laws to Identify the Effect of School-Year Work on High School Achievement", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, pp. 381-408.
- Warren, J. R., LePore, P. C. et Mare, R. D. (2000) : "Employment During High School: Consequences for Students' Grades in Academic Courses", *American Educational Research Journal*, vol. 37, pp. 943-969.
- Wooldridge, Jeffrey. (2001) : *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press
- Zaller, John R. (1992) : *The nature and origins of mass opinion*. Cambridge: Cambridge University Press.

7 Annexes

Annexe 1 : Détail du cumul emploi salarié - études pour le recensement de 1999

Tableau 8

Impact du cumul emploi salarié - étude sur la possession d'un diplôme, détail recensement 1999

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Salarié	0.367	0.021	0.090	0.004	0.086	0.004
	(0.004)***	(0.002)***	(0.003)***	(0.001)***	(0.003)***	(0.001)***
Homme			-0.012	-0.007	-0.012	-0.007
			(0.001)***	(0.000)***	(0.001)***	(0.000)***
Nationalité française			0.007	0.006	0.008	0.006
			(0.002)**	(0.001)***	(0.002)***	(0.001)***
Célibataire			-0.177	-0.016	-0.176	-0.016
			(0.008)***	(0.002)***	(0.008)***	(0.002)***
Chef de famille français			-0.008	-0.001	-0.005	-0.001
			(0.002)***	(0.001)	(0.002)**	(0.001)
Chef de famille chômeur			-0.004	-0.003	-0.005	-0.003
			(0.002)**	(0.001)***	(0.002)**	(0.001)***
Chef de famille célibataire			0.056	0.004	0.056	0.004
			(0.003)***	(0.001)***	(0.003)***	(0.001)***
Chef de famille chômeur-célibataire			-0.029	-0.011	-0.005	-0.011
			(0.005)***	(0.003)***	(0.001)***	(0.003)**
Chef de famille a le brevet				0.009	0.006	0.009
				(0.001)***	(0.001)***	(0.001)***
Chef de famille a le bac				0.016	0.008	0.016
				(0.001)***	(0.001)***	(0.001)***
Chef de famille a un diplôme de l'enseignement supérieur				0.093	0.050	0.088
				(0.002)***	(0.002)***	(0.002)***
Autres caractéristiques de la famille			Oui	Oui	Oui	Oui
Age		Oui		Oui		Oui
Département					Oui	Oui
Observations	291596	291596	238711	238711	238711	238711
Pseudo R2	0.05	0.46	0.31	0.54	0.32	0.54

Annexe 2 : Impact du cumul emploi salarié - étude sur la possession d'un diplôme, étudiants de 19 à 24 ans

Tableau 9
Impact du cumul emploi salarié - étude sur la possession d'un diplôme ; étudiants de 19 à 24 ans

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Salarié	0.101 (0.005)***	-0.048 (0.005)***	0.070 (0.006)***	-0.046 (0.005)***	0.065 (0.006)***	-0.048 (0.005)***
Homme			-0.066 (0.004)***	-0.077 (0.003)***	-0.065 (0.004)***	-0.076 (0.003)***
Nationalité française			0.072 (0.010)***	0.088 (0.008)***	0.076 (0.010)***	0.089 (0.008)***
Célibataire			-0.065 (0.017)***	0.097 (0.009)***	-0.065 (0.016)***	0.096 (0.009)***
Chef de famille français			-0.022 (0.008)**	-0.002 (0.007)	-0.010 (0.008)	0.004 (0.007)
CdF chômeur			-0.029 (0.009)***	-0.029 (0.008)***	-0.031 (0.008)***	-0.030 (0.008)***
CdF célibataire chômeur			-0.039 (0.021)	-0.044 (0.018)*	-0.038 (0.021)	-0.043 (0.018)*
CdF a le brevet			0.041 (0.006)***	0.049 (0.006)***	0.041 (0.006)***	0.049 (0.006)***
CdF a le bac			0.064 (0.006)***	0.073 (0.006)***	0.061 (0.006)***	0.071 (0.006)***
CdF diplômé de l'enseignement supérieur			0.272 (0.006)***	0.246 (0.007)***	0.261 (0.006)***	0.238 (0.007)***
Autres caractéristiques de la famille			Oui	Oui	Oui	Oui
Age		Oui		Oui		Oui
Département					Oui	Oui
Observations	96 466	96 466	61 136	61 136	61 136	61 136
Pseudo R2	0.00	36 0.22	0.09	0.29	0.10	0.29

Annexe 3 : Détail de l'équation d'emploi, recensement de 1999

Tableau 10
Détail de l'équation d'emploi : recensement 1999

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Taux de chômage départemental des 18- 29 ans	-0.061 (0.008)***	-0.055 (0.005)***	-0.051 (0.005)***	-0.024 (0.009)**	-0.020 (0.008)**
Chef de famille CSP-Supérieure	0.024 (0.004)***	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.002)*	-0.003 (0.002)*
Intéraction CSP-Supérieure*Taux de chômage	-0.023 (0.015)	0.020 (0.012)	0.015 (0.010)	0.023 (0.012)	0.023 (0.010)**
Homme		0.001 (0.001)	0.001 (0.000)*	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)**
Français		0.006 (0.001)***	0.007 (0.001)***	0.007 (0.001)***	0.007 (0.001)***
Célibataire		-0.331 (0.010)***	-0.127 (0.007)***	-0.325 (0.010)***	-0.125 (0.006)***
CdF au chômage		-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)*
CdF célibataire		0.080 (0.003)***	0.034 (0.002)***	0.079 (0.003)***	0.033 (0.002)***
CdF célibataire femme		-0.020 (0.001)***	-0.011 (0.001)***	-0.019 (0.001)***	-0.011 (0.001)***
Chef de famille célibataire chômeur		-0.011 (0.002)***	-0.007 (0.001)***	-0.010 (0.002)***	-0.007 (0.001)***
Autres caractéristiques du chef de famille		Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants de moins de 18 ans		Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre de personnes dans la famille		Oui	Oui	Oui	Oui
Age			Oui		Oui
Département				Oui	Oui
Observations	238 711	238 711	238 711	238 711	238 711

Note : Nous reportons ici les effets marginaux de la probabilité de prendre un emploi salarié, c'est-à-dire $Pr(Salarié_i = 1)$. Pour l'équation de possession d'un diplôme, nous calculons la probabilité *conditionnelle*, à savoir $Pr(Dipl_i = 1 | Salarié_i = 1)$.

Annexe 4 : détail de l'équation de possession d'un diplôme, recensement de 1999

Tableau 11
Equation de possession d'un diplôme : détail recensement 1999

	(1)	(2)	(3)
Salarié	-1.068 (0.023)***	-0.677 (0.033)***	-1.179 (0.019)***
Homme	-0.108 (0.008)***	-0.065 (0.010)***	-0.096 (0.008)***
Français	0.127 (0.025)***	0.012 (0.031)***	0.266 (0.025)***
Célibataire	-1.541 (0.026)***	-0.101 (0.031)***	-0.003 (0.026)***
CdF français	-0.108 (0.017)***	-0.025 (0.021)*	-0.014 (0.017)**
CdF au chômage	-0.062 (0.019)**	-0.021 (0.025)***	-0.032 (0.019)***
CdF célibataire	0.678 (0.015)***	0.023 (0.020)***	-0.045 (0.015)***
CdF célibataire femme	-0.649 (0.036)***	-0.065 (0.047)***	0.000 (0.036)***
CdF célibataire chômeur	-0.217 (0.047)***	-0.006 (0.058)***	-0.040 (0.046)***
CdF avec le brevet	0.054 (0.012)***	0.051 (0.016)***	0.078 (0.012)***
CdF avec le bac	0.101 (0.013)***	0.084 (0.017)***	0.113 (0.013)***
CdF diplômé de l'enseignement supérieur	0.559 (0.015)***	0.257 (0.018)***	0.445 (0.014)***
Autres caractéristiques de la famille	Oui	Oui	Oui
Age		Oui	
Département			Oui
Coefficient de corrélation entre les résidus	1.414 (0.062)***	0.904 (0.038)***	1.520 (0.060)***
Observations	238 711	238 711	238 711

Note : Les colonnes (1), (2) et (3) reportent l'effet marginal de la variable "Salarié". Dans le cas où aucun contrôle n'est inclus, ce coefficient est de 0.42 (donc le fait de ne pas travailler augmenterait les chances des étudiants qui ont un emploi d'avoir un diplôme de 42 points de pourcentage) et de -0.51 dans le cas où nous contrôlons uniquement par l'âge. Dans les deux cas, le coefficient est significatif au seuil de 1%.

Annexe 5 Vérification de la robustesse des résultats du modèle probit bivarié

Tableau 11
Vérification de la robustesse des résultats : Recensement 1975

	19-24 ans		Diplôme supérieur professionnel		Diplôme supérieur généraliste	
Salarié	-1.171 (0.044)***	-0.646	0.106 (0.110)	0.005	-1.174 (0.030)***	-0.618
Homme	-0.119 (0.010)***	-0.066	-0.065 (0.016)***	-0.003	-0.029 (0.010)**	-0.142
Nationalité française	0.200 (0.031)***	0.025	0.044 (0.042)	0.001	0.268 (0.028)***	0.004
Célibataire	-0.587 (0.032)***	0.146	-0.088 (0.056)	0.000	-0.529 (0.027)***	0.241
CdF français	-0.038 (0.020)	-0.004	-0.066 (0.030)*	-0.003	-0.057 (0.019)**	0.000
CdF chômeur	-0.132 (0.041)**	-0.011	-0.097 (0.066)	-0.003	-0.101 (0.039)**	0.032
CdF célibataire	0.386 (0.044)***	-0.162	-0.101 (0.070)	-0.006	0.387 (0.038)***	-0.229
CdF chômeur-célibataire	-0.201 (0.147)	0.016	0.242 (0.186)	0.014	-0.293 (0.123)*	0.025
CdF a le brevet	0.106 (0.016)***	0.057	-0.005 (0.026)	0.000	0.109 (0.016)***	0.113
CdF a le bac	0.102 (0.014)***	0.043	-0.092 (0.022)***	-0.003	0.074 (0.013)***	0.064
CdF diplômé de l'enseignement supérieur	0.325 (0.013)***	0.130	-0.124 (0.019)***	-0.004	0.504 (0.013)***	0.303
Autres caractéristiques du chef de famille	Oui		Oui		Oui	
Age	Oui		Oui		Oui	
Département	Oui		Oui		Oui	
Coefficient de corrélation	1.191 (0.077)***		0.088 39(0.058)		1.206 (0.055)***	
Observations	132 318		221 526		221 526	

Annexe 6 : Impact des différentes CSP sur la probabilité de prendre un emploi salarié un an après l'obtention d'un diplôme, détail des CSP

Tableau 13
Vérification de la robustesse des résultats : Recensement 1999

	19-24 ans		Diplôme supérieur cycle 1		Diplôme supérieur cycle 2	
Salarié	-1.280 (0.082)***	-0.449	-0.953 (0.089)***	-0.156	-1.236 (0.035)***	-0.427
Homme	-0.258 (0.013)***	-0.034	-0.049 (0.011)***	-0.001	-0.213 (0.013)***	-0.004
Nationalité française	0.360 (0.043)***	0.037	0.174 (0.035)***	0.004	0.270 (0.035)***	0.004
Célibataire	0.203 (0.059)***	0.023	-0.449 (0.049)***	-0.020	-0.718 (0.032)***	-0.032
CdF français	0.043 (0.027)	0.005	-0.031 (0.023)	-0.001	0.019 (0.025)	0.000
CdF chômeur	-0.096 (0.031)**	-0.012	-0.075 (0.028)**	-0.002	-0.081 (0.030)**	-0.001
CdF célibataire femme	-0.211 (0.065)**	-0.024	-0.152 (0.055)**	-0.003	-0.287 (0.054)***	-0.004
CdF chômeur-célibataire	-0.164 (0.080)*	-0.019	-0.103 (0.066)	-0.002	-0.166 (0.063)**	-0.002
CdF a le brevet	0.135 (0.020)***	0.019	0.064 (0.018)***	0.002	0.096 (0.019)***	0.002
Chef de famille a le bac	0.188 (0.022)***	0.027	0.113 (0.020)***	0.003	0.067 (0.020)***	0.001
CdF diplômé de l'enseignement supérieur	0.589 (0.027)***	0.098	0.313 (0.023)***	0.010	0.484 (0.023)***	0.013
Autres caractéristiques familiales	Oui		Oui		Oui	
Age	Oui		Oui		Oui	
Département	Oui		Oui		Oui	
Coefficient de corrélation	0.725 (0.082)***		0.684 (0.086)***		1.032 (0.057)***	
Observations	83 673		238711		238711	

Tableau 14
 Probabilité de cumuler emploi salarié - étude l'année suivant l'obtention d'un diplôme

Nouveau Diplôme	0.003 (0.001)***
Homme	-0.002 (0.000)***
Français	0.002 (0.001)***
Célibataire	0.000 (0.001)
Chef de famille français	-0.000 (0.001)
Chef de famille homme	-0.001 (0.001)
Chef de famille marié	-0.001 (0.001)
Chef de famille au chômage	0.002 (0.001)
CSP Agriculteurs	0.000 (0.001)
CSP Artisans, commerçants, chef d'entreprises de moins de 10 salariés	-0.002 (0.000)***
CSP Professions intermédiaires	0.003 (0.001)***
CSP Employés	-0.000 (0.001)
CSP Ouvriers	0.000 (0.001)
Nombre de personnes	Oui
Nombre d'enfants de moins de 18 ans	Oui
Age	Oui
Département	Oui
Observations	64 764
Pseudo R2	0.01