

Travail salarié étudiant et réussite académique : le cas des étudiants de première année de Licence

Kady Marie-Danielle Body ^{*3}, Liliane Bonnal^{†1} et Pascal Favard^{‡2}

^{1,3}Crief-Teir, Université de Poitiers

²Université François-Rabelais de Tours

¹Toulouse School of Economics

29 mars 2015

Résumé

Très peu d'études françaises se sont intéressées à l'impact du travail salarié des étudiants sur leur réussite universitaire et à notre connaissance aucun sur les étudiants inscrits en première année. Dans cet article, nous essayons de mesurer cet impact. Les résultats obtenus pour la première année de licence montrent que l'emploi salarié va de pair avec une plus forte probabilité d'abandonner les études en cours d'année et une plus faible probabilité de valider l'année. Ce dernier résultat est identique à celui obtenu pour les années d'études universitaires supérieures. Ces effets sont d'autant plus forts que l'intensité de l'emploi occupé est forte. Ces résultats ont été affinés en fonction des différentes caractéristiques de l'étudiant ce qui nous permet de tempérer le résultat général.

Mots clés : Travail salarié étudiant, décrochage, réussite universitaire.

Codes JEL : I20, J22, J24

*UFR Sciences Économiques, Bâtiment A1, 2 Rue Jean Carbonnier, TSA 81100, 86073 Poitiers Cedex 9, France. kady.body@univ-poitiers.fr

†UFR Sciences Économiques, Bâtiment A1, 2 Rue Jean Carbonnier, TSA 81100, 86073 Poitiers Cedex 9, France. liliane.bonnal@univ-poitiers.fr

‡UFR de Droit, d'Économie et des Sciences Sociales, 50 avenue Jean-Portalis - B.P. 0607, 37206 Tours Cedex 3, France. pascal.favard@univ-tours.fr

1 Introduction

L'enseignement supérieur en France peut être divisé en trois grandes catégories. Deux sont sélectives : les grandes écoles, les écoles d'ingénieurs, avec ou sans écoles préparatoires et les formations courtes professionnelles en deux ou trois années d'études (Brevet Technicien Supérieur, Diplôme Universitaire Technologique et écoles spécialisées). La troisième est l'université qui accueille les étudiants ayant réellement choisi leur filière de formation ainsi que ceux qui auraient souhaité intégrer des filières sélectives et qui n'ont pas été retenus. En effet, comme dans la plupart des pays de l'Union Européenne, l'accès à l'université se fait sans aucune barrière. Il suffit de disposer du diplôme ou du certificat de fin d'études secondaires (e.g. le baccalauréat pour la France) et que les possibilités d'accueil ne soient pas dépassées, pour choisir librement sa filière (Romainville (1997)). L'absence de barrière à l'entrée est associée à un taux d'échec observé relativement important à l'issue de la première année. En France par exemple, le faible rendement, en termes de taux de réussite, de la première année universitaire a été dénoncé à maintes reprises (Bireaud (1990), Bédarida (1994), Romainville (1997))¹. Malgré les différentes politiques mises en place (réorientation en cours d'année, tutorat, Plan Réussite en Licence, etc.) pour lutter contre l'échec et les inégalités de réussite, la baisse de ce taux d'échec ne semble pas s'amorcer. Ce résultat est confirmé par un certain nombre d'études qui ne mettent pas en évidence un effet positif significatif de ces différentes mesures (Borras (2011), Bonnal (2012), Lambert-Le Mener (2012), Morlaix et Perret (2013) et MESR (2014)). Par conséquent, l'objectif d'accès de la moitié d'une classe d'âge à un diplôme de l'enseignement supérieur est loin d'être atteint (environ 40% en 2010)².

Un des éléments évoqué pour expliquer le taux d'échec ou d'abandon à l'université, est l'emploi salarié étudiant durant l'année universitaire. Selon le rapport du Conseil Economique et Social (Berail (2007)) environ 20% des étudiants occupent un emploi salarié régulier. Ce taux a fortement augmenté entre 1990 et 2002 mais est relativement stable depuis.

Très peu d'études en France se sont intéressées à l'impact du travail salarié des étudiants sur leur réussite universitaire. On peut noter seulement les travaux de Beffy *et al.* (2009, 2013) qui s'intéressent aux étudiants inscrits en deug, licence et maîtrise (données de l'enquête emploi pour la période 1992-2002) ou celui de Body *et al.* (2014b) qui portent sur les étudiants de

¹Sur les 150 780 bacheliers 2010 inscrits dans une université française en L1 au cours de l'année universitaire 2010-2011 :

- 43% poursuivent en L2 ou une formation de niveau équivalent,
- 25,5% redoublent leur L1 (quel que soit le diplôme de L1 et l'établissement d'inscription),
- 3,1% changent d'orientation,
- 28,4% quittent le système LMD de l'université.

Ces étudiants peuvent avoir arrêté leurs études ou entrepris des études courtes de type BTS ou DUT.

Source : MESR - DGESIP - DGRI - SIES.

²Cet objectif est le troisième de la loi d'orientation et de programme pour l'avenir de l'école (mars 2005). C'est aussi un objectif européen puisqu'il est inscrit dans le traité de Lisbonne (2000).

deuxième, troisième année de licence et de première année de master (étudiants inscrits dans une université française, Poitiers en l'occurrence, en 2012). Toutefois, ces travaux ne traitent pas, pour des raisons de disponibilités des données, des étudiants inscrits à l'université en première année. Nous allons, dans ce travail, essayer de mesurer le lien entre l'emploi salarié et les résultats universitaires. Pour ce faire, nous allons utiliser l'enquête Panel 1995 du ministère de l'éducation nationale qui concernent les élèves entrés en classe de sixième en 1995. Cette enquête permet de repérer, pour les étudiants s'inscrivant en première année de licence entre 2002 et 2004, le cumul emploi-études. En termes d'emploi nous ne considérons que les activités salariées, hors cursus, occupées durant l'année universitaire. Les emplois de vacances ne sont pas retenus n'étant pas, a priori, en concurrence avec le temps studieux. Concernant les résultats universitaires, trois situations sont possibles : abandon des études en cours d'année (arrêt déclaré ou absence aux examens), année universitaire non validée, année universitaire validée. Nous allons, comme dans [Beffy et al. \(2009, 2013\)](#) ou dans [Body et al. \(2014b\)](#), tenir compte du caractère éventuellement endogène de l'emploi salarié et estimer un modèle probit bivarié avec variables instrumentales. La première équation explique l'emploi salarié des étudiants et la seconde les résultats universitaires. Différentes définitions de l'activité salariée ont été considérées en fonction de l'intensité de l'emploi occupé (emploi occasionnel, emploi régulier de plus ou moins de 15 heures par semaine). Les résultats obtenus pour la première année de licence sont identiques à ceux obtenus pour les années d'études universitaires supérieures à savoir que l'emploi salarié va de pair avec une plus faible probabilité de valider l'année et une plus forte probabilité d'abandonner les études en cours d'année. Ces effets sont d'autant plus forts que l'intensité de l'emploi occupé est forte. Ces résultats ont été affinés en fonction des différentes caractéristiques de l'étudiant.

Le papier s'organise de la façon suivante. Dans la section 2 nous rappelons quelques résultats empiriques liés au travail salarié étudiant, à l'échec et l'abandon en première année de licence. La section 3 présente les données que nous avons utilisées. Les sections 4 et 5 présentent respectivement les modélisations retenues et les résultats. Enfin, la section 6 conclut.

2 La littérature existante

De nombreux travaux en sciences de l'éducation se sont intéressés à l'abandon et à la réussite en première année de licence (L1). Le fort taux d'échec en L1 peut s'expliquer à l'aide de déterminants sociaux, scolaires ou encore cognitifs mais pas seulement. Les études menées mettent en évidence un effet de la série du baccalauréat, de la mention et du retard scolaire : être titulaire d'un baccalauréat professionnel ou technologique, ne pas avoir obtenu son baccalauréat avec mention ou encore s'inscrire à l'université avec un retard scolaire augmentent la probabilité d'échec (voir par exemple [Beaupère et Boudesseul \(2009\)](#), [Morlaix et Suchaut \(2015\)](#)). [Morlaix et Suchaut \(2015\)](#) montrent que des indicateurs spécifiques de compétences

mesurant l'aptitude cognitive (mémoire de l'étudiant, vitesse de traitement de l'information et raisonnement logique) et les performances académiques (niveau de compréhension à l'écrit à travers le score au Diplôme Approfondi de Langues Française, DALF) des étudiants jouent un rôle positif limité sur la note moyenne obtenue à chaque semestre.

La motivation pour les études peut jouer un rôle important sur ce taux d'échec. D'une part, l'université ne constitue pas pour certains étudiants le premier choix d'études supérieures. Ceux-ci s'y retrouvent, n'ayant pas été sélectionnés dans la formation désirée (classe préparatoire aux grandes écoles, BTS, DUT). Ils sont donc moins motivés et s'investissent moins dans les programmes universitaires. D'autre part, le manque de motivation peut être associé à un manque de vocation. Les étudiants n'ayant pas de projet d'avenir précis vont sélectionner leur orientation par tâtonnement. [Morlaix et Suchaut \(2015\)](#) mettent en évidence un effet négatif sur la probabilité d'échec lorsque les étudiants ont un projet professionnel. De manière générale, la motivation des étudiants semble avoir un effet direct mais aussi un effet indirect sur la réussite. A l'aide de régressions par quartiles, [Lambert-Le Mener \(2012\)](#) montre que la motivation est très favorable à la réussite pour les « bons » étudiants (les étudiants qui obtiennent une mention à leur année de L1), joue un rôle plus modéré pour les étudiants moyens (validant leur année sans mention) et ne joue pas de rôle pour les étudiants les plus faibles. De plus, cette étude met en évidence un effet indirect de l'origine sociale et du passé scolaire sur la réussite via la motivation. Cette dernière variable a été mesurée à partir d'une échelle de motivation situationnelle ([Guay et al. \(2000\)](#)). Cette échelle s'appuie sur la théorie développée par [Deci et Ryan \(1985\)](#) et se décline en 16 questions qui présentent les raisons pour lesquelles des personnes sont en activité. Elle est communément utilisée en sciences de l'éducation.

Certains étudiants s'inscrivent à l'université dans l'intention d'améliorer leurs connaissances dans des matières spécifiques nécessaires à l'obtention de leur concours ou plus simplement, comme c'est le cas pour les écoles de travailleurs sociaux, en attendant de vieillir de quelques années pour paraître plus « matures » ([Bodin \(2009\)](#)). L'université constitue pour eux un tremplin à des formations futures car pour beaucoup d'écoles spécialisées, il n'existe pas ou peu de classes préparatoires. C'est généralement le cas de nombreux étudiants inscrits le plus souvent en sciences du vivant, psychologie, sociologie ou en sport dans le but d'accéder aux écoles du domaine social ou paramédical ([Bodin et Millet \(2012\)](#)). Les étudiants peuvent ne pas avoir correctement perçu les exigences de leur « métier » d'étudiant et connaissent un problème d'adaptation. Pour ces étudiants la compréhension et l'incorporation des codes de la culture universitaire ne se font pas ou se font mal ([Coulon \(1997\)](#)). Il apparaît que ces indicateurs d'adaptation sont étroitement liés aux caractéristiques socio-économiques de l'étudiant et à sa trajectoire scolaire passée.

En plus des raisons évoquées ci-dessus, l'obligation, pour des raisons financières, de travailler durant les études universitaires est souvent désignée comme une cause d'échec et de décrochage progressif ([Ehrenberg et Sherman \(1987\)](#), [McNeal Jr \(1997\)](#), [Montmarquette et al. \(2007\)](#), [Brint et Cantwell \(2010\)](#), [Beffy et al. \(2009, 2013\)](#)). Ces activités concurrentes au temps

d'études réduiraient l'effort studieux et donc la réussite étudiante. Dans cet article, nous allons étudier le lien entre travail salarié durant les études et réussite universitaire. Selon les données Eurostudent³, la France avec 50% d'étudiants qui travaillent, se caractérise par un nombre important d'emplois occasionnels peu ou pas liés aux études. Aux Etats-Unis, plus de 80% des étudiants du premier cycle exercent un emploi salarié hors cursus (Baum (2010), Scott-Clayton (2012)). Bien que la principale raison de cette pratique soit financière, on pourrait faire l'hypothèse qu'elle soit aussi stratégique. L'emploi salarié pourrait être associé à de l'expérience professionnelle et donc avoir un effet positif sur l'insertion et les revenus professionnels futurs (Lévy-Garboua (1976), Light (1998), Molitor et Leigh (2005)). Ces résultats se vérifient empiriquement sur données françaises (Béduwé et Giret (2004), Body *et al.* (2014a)) mais seulement pour certains types d'emplois (réguliers et ayant plutôt un lien avec la formation suivie).

D'un point de vue théorique, les étudiants doivent faire des arbitrages dans l'allocation de leur temps disponible. Ces arbitrages dépendent d'éléments tels que la valeur que les étudiants accordent aux études, des leurs caractéristiques observables (niveau scolaire passé) ou non observables (motivation, niveau d'effort, etc.) et vont avoir une influence sur leur productivité universitaire et donc sur leur résultat (Becker (1982), Levin et Tsang (1987)). En particulier, ils sont susceptibles de diminuer l'effort studieux, ce qui peut accroître les risques de redoublement et de décrochage (Eckstein et Wolpin (1999)). Concernant l'allocation du temps, il semblerait que les étudiants substituent plutôt du temps d'activité salarié à du temps de loisir, les temps d'études et de repos étant peu affectés (Ruhm (1997), Oosterbeek et van den Broek (2009), Kalenkoski et Pabilonia (2009, 2012)). Lévy-Garboua (1976) montre qu'en France cette substituabilité n'est vérifiée que pour les étudiants de milieux favorisés.

De nombreuses recherches, tant en économie qu'en sociologie, se sont intéressées à la relation entre l'emploi salarié et la réussite. Les résultats de ces recherches sont parfois divergents, ces divergences étant essentiellement liées à la prise en compte ou non de l'endogénéité de l'activité salarié. Or, la décision de cumuler emploi et études peut par exemple être liée à des préférences ou une motivation plus ou moins forte pour les études. Ces éléments, difficiles à mesurer, peuvent impacter les chances de réussite ou d'abandon. La non prise en compte de cette endogénéité pourrait alors biaiser les résultats. Cette endogénéité peut être corrigée par des méthodes de score de propension et de différences en différences (voir par exemple Rothstein (2007), Buscha *et al.* (2012)). Une autre façon de corriger ce biais est d'utiliser des modélisations avec variables instrumentales (voir par exemple Lillydahl (1990), Montmarquette *et al.* (2007), Kalenkoski et Pabilonia (2010, 2012)). Il apparaît que les activités concurrentes aux études sont souvent associées à un risque d'échec scolaire ou uni-

³Les données d'Eurostudent permettent de recueillir des données comparables, entre les pays européens participants, concernant la situation sociale des étudiants et leurs conditions de vie. Elles montrent par exemple la diversité des situations de cumul emploi-études en Europe : près de deux étudiants danois sur trois travaillent mais seulement un étudiant sur trois dans les pays du sud de l'Europe comme l'Espagne et l'Italie (belghith2011).

versitaire élevé (voir par exemple [Stinebrickner et Stinebrickner \(2003, 2004, 2007\)](#), [Brint et Cantwell \(2010\)](#), [Kalenkoski et Pabilonia \(2010, 2012\)](#)).

Toutefois, ces résultats doivent être nuancés car les caractéristiques de l'emploi occupé peuvent impacter la réussite ou l'abandon. [McNeal Jr \(1997\)](#) montre par exemple que les emplois étudiants dans l'industrie sont associés à des taux de réussite plus faibles. [Ehrenberg et Sherman \(1987\)](#) ou [Brint et Cantwell \(2010\)](#) mettent en évidence un effet plutôt positif des activités rémunérées sur la réussite lorsque qu'elles sont réalisées au sein du campus.

L'intensité du travail salarié joue aussi un rôle important sur les résultats scolaires. Plus le temps consacré à l'activité salarié est fort, plus les chances d'échouer ou d'abandonner sont fortes. Autrement dit, travailler un faible nombre d'heures par semaine a un impact négatif faible, voire non significatif, sur la probabilité de réussite ([Ehrenberg et Sherman \(1987\)](#), [Montmarquette et al. \(2007\)](#), [Buscha et al. \(2012\)](#)). Le seuil varie selon les études entre 15 et 25 heures. Enfin, [Lillydahl \(1990\)](#) met en évidence un effet positif de l'emploi salarié pour une durée hebdomadaire d'activité salarié inférieure à 15 heures par semaine.

Seuls deux de travaux sur données françaises proposés par [Body et al. \(2014b\)](#) et [Beffy et al. \(2009, 2013\)](#) tiennent compte de la nature endogène de l'emploi salarié en cours d'études. [Beffy et al. \(2009, 2013\)](#) soulignent l'effet négatif d'une activité salariée sur les chances de succès à l'université pour des étudiants inscrits dans l'enseignement supérieur entre 1992 et 2002. Ils montrent de plus que travailler plus de 16 heures par semaine handicape très fortement la probabilité d'obtenir son diplôme dans l'enseignement supérieur, l'effet est réduit de moitié lorsque la durée hebdomadaire du travail est inférieure à 16 heures. Le travail de [Body et al. \(2014b\)](#) est réalisé à partir de données sur des étudiants inscrits dans une université française particulière en 2012. Il souligne l'importance de l'intensité du travail étudiant et met en évidence des effets négatifs notamment pour les jeunes qui travaillent plus de 16 heures alors que ceux travaillant moins de 8 heures ne semblent pas touchés par l'échec. Le type d'emploi exercé a également un effet sur les chances de réussite : les jeunes ayant un emploi dans le secteur public paraissent moins touchés par l'échec.

Il est important de noter que, parmi toutes études nord-américaines et anglaises seuls les travaux de [Stinebrickner et Stinebrickner \(2003, 2004, 2007\)](#) et [Kalenkoski et Pabilonia \(2010, 2012\)](#) portent sur des étudiants inscrits à l'université, les autres études traitant de lycéens. Les études françaises portent, quant à elles, sur des étudiants inscrits à l'université mais pas en première année de licence.

3 Données

A notre connaissance, à ce jour, la seule base de données permettant de mesurer simultanément les résultats universitaires et le travail salarié durant l'année pour des étudiants de première année de licence est la base « Panel 1995 » du ministère de l'éducation nationale. Cette base de données comprend initialement 17830 élèves entrés pour la première fois au collège, année scolaire 1995-1996, dans un établissement public ou privé de France métro-

politaine⁴. Ces élèves ont été suivis jusqu'en 2007. Parmi les 17830 élèves, 11681 élèves ont suivi une classe de seconde, 10779 élèves ont atteint une classe de terminale, 10085 ont passé les épreuves du baccalauréat et 9245 ont validé leur baccalauréat. Le taux de bacheliers pour la génération 95 est de 52%⁵. Une fois le baccalauréat obtenu, 1773 élèves déclarent arrêter leurs études. 7472 élèves sont susceptibles de se rendre à l'université. Nous allons travailler sur un échantillon de 2199 étudiants⁶.

Plusieurs grands types d'informations concernant les étudiants sont disponibles. Nous observons, pour chaque étudiant, ses caractéristiques individuelles et familiales (sexe, âge, logement occupé durant l'année universitaire, pays de naissance des parents), ses caractéristiques scolaires passées (redoublement et/ou retard scolaire, type de baccalauréat obtenu, mention au baccalauréat), ses caractéristiques universitaires (premier choix ou pas, filière suivie, localisation de l'université). De plus, des caractéristiques plus subjectives sont disponibles (diplôme de plus haut niveau souhaité, vision de l'avenir, difficultés rencontrées) ont été construites. Deux variables ont été créées à partir d'un indice composite calculé à l'aide d'une analyse en composantes multiples. La première variable caractérise la confiance en soi de l'étudiant (notée confiance). Elle a été construite à partir des réponses à un certain nombre de questions portant sur l'estime de soi et sur la sociabilisation⁷. A partir de cet indice, les 10% des étudiants ayant le moins confiance en eux et les 10% des étudiants ayant le plus confiance en eux, ont été considérés dans la modélisation. La seconde variable créée est liée à l'apparence physique (notée physique). Comme pour la variable précédente un indice synthétique a été construit à partir des réponses aux quatre questions traitant du physique⁸. Ici encore, les 10% les plus satisfaits de leur physique et les 10% les moins satisfaits ont été

⁴Cette base est composée d'un panel d'élèves scolarisés en classe de sixième ou entrant en Section d'Education Spécialisée ou en Section d'Enseignement Général et Professionnel Adapté (SES-SEGPA) pendant l'année scolaire 1995-1996 et qui sont nés le 17 d'un mois. L'échantillon a été constitué en demandant à l'ensemble des collèges publics et privés de France métropolitaine comportant des classes de 6ème de sélectionner les élèves de leur établissement correspondant aux critères de sondage. Pour obtenir un taux de sondage proche de 1/40e, les élèves nés les mois de mars, juillet et octobre n'ont pas été retenus dans l'échantillon.

⁵Ce taux est environ de 10 point de pourcentage plus faible que le taux national. Cette différence s'explique par le fait que, au cours du temps, l'attrition est relativement grande. Les données étant fournies soit par les familles, soit par les établissements, il est très difficile de suivre les élèves dont les parents ont déménagé durant la scolarité de leurs enfants.

⁶Parmi les 7472 étudiants qui poursuivent leurs études après le baccalauréat, 807 sont inscrits en classe préparatoire aux grandes écoles (CPGE), 3050 en première année d'université, 1814 en BTS, 887 en IUT et 914 dans une autre formation. Pour les étudiants inscrits à l'université, ceux suivant des études de santé, un diplôme universitaire (DU) ou un diplôme d'études universitaires scientifiques et techniques (DEUST) ainsi que ceux n'ayant pas répondu aux questions clés de notre analyse (par exemple sur leurs résultats académiques ou l'occupation d'une activité professionnelle) ont été exclus, soit 851 étudiants.

⁷Les élèves devaient répondre à huit affirmations du type « je suis très apprécié(e) de mes copains », « je suis souvent content(e) de moi », « j'ai beaucoup de copains ». Quatre réponses étaient possibles : pas du tout d'accord, pas vraiment d'accord, plutôt d'accord, tout à fait d'accord.

⁸« Je voudrais avoir une apparence différente », je suis globalement satisfait(e) de mon physique », « j'aimerais bien que mon visage soit différent », « je suis satisfait(e) de ma taille et de mon poids ». Les réponses possibles à ces questions sont les mêmes que précédemment.

prix en considération dans la modélisation.

Dans cet échantillon, 849 étudiants (soit 38,6%) occupent un emploi salarié au cours de la L1 (cf. [Tableau I](#)). Parmi les étudiants qui travaillent, deux étudiants sur trois travaillent de façon occasionnelle et près d'un étudiant sur cinq travaille de façon régulière au plus quinze heures par semaine (cf. [Tableau II](#)). La variable associée aux résultats universitaires est présentée dans le [Tableau I](#). La proportion d'étudiants n'ayant pas passé leurs examens dans la filière ou ils étaient inscrits en octobre de l'année d'obtention du baccalauréat est d'environ 16%. Ces étudiants sont pour nous des décrocheurs. Nous parlerons de façon équivalente d'une situation d'abandon ou de décrochage. Notons qu'avec plus de 21%, cette proportion est plus élevée pour les étudiants occupant un emploi salarié durant l'année universitaire. La prise en compte de la fréquence de l'emploi occupé montre que ce sont les étudiants qui travaillent plus de 15 heures par semaine qui décrochent le plus (cf. [Tableau II](#)). Que les étudiants occupent ou non un emploi, la proportion de ne pas valider leur année universitaire est stable (autour de 30%). 53,4% des étudiants valident leur année (cf. [Tableau I](#)). Ce taux de réussite est de 56,4% pour les étudiants non salariés et de 48,7% pour les étudiants salariés. Les statistiques descriptives présentées en annexe mettent en évidence des différences entre les caractéristiques des étudiants selon qu'ils occupent un emploi salarié durant les études (cf. [Tableau XI](#)) ou selon leur résultat universitaire (cf. [Tableau XII](#)). Pour l'échantillon total on peut noter que les proportions de boursiers et d'élèves en retard scolaire sont de l'ordre de 40%. 60% des étudiants vivent chez leurs parents. Près de 30% ont obtenu une mention au baccalauréat. 14% entrent en première année de licence avec un baccalauréat technologique ou professionnel. Pour plus de 80%, l'inscription en L1 était leur premier choix (10% auraient souhaité intégrer un BTS ou un IUT). Concernant la perception qu'ils ont d'eux mêmes ou de leur avenir, 45% se déclarent à l'aise pour prendre la parole en public, 60% souhaitent valider un master, 47% voient favorablement leur avenir, 41% déclarent ne pas avoir de difficulté dans le cadre de leurs études, 62% déclarent ne pas avoir de difficultés matérielles et 21,4% déclarent avoir des difficultés d'ordre privé (autre que matérielle).

TABLEAU I : Travail salarié et réussite

		ensemble	salariés	non salariés
	Effectif	2199	849	1350
	%	100	38,6	61,4
Résultat universitaire (%)	abandon	15,9	21,3	12,5
	échec	30,7	30,0	31,1
	année validée	53,4	48,7	56,4

Source : Panel 1995 ministère de l'éducation nationale.

TABLEAU II : Intensité du travail salarié et réussite (%)

	Aucun	Occasionnel	Régulier <15h/s	Régulier >15h/s
Abandon	48,3	24,3	8,6	18,8
Non abandon	63,9	26,1	7,3	2,7
- échec	62,2	24,4	9,2	4,2
- année validée	64,8	27,0	6,2	2,0
Ensemble	61,4	25,8	7,5	5,3

Source : Panel 1995 ministère de l'éducation nationale.

4 Modélisations

La revue de la littérature présentée dans la section 2 insiste sur la nécessité de prendre en compte l'endogénéité de l'emploi salarié. Le fait d'occuper un emploi salarié durant l'année universitaire résulte de différentes variables observées ou non observées qui peuvent affecter aussi la probabilité d'abandon ou de réussite de l'année. On peut penser à la trajectoire scolaire passée, à l'environnement social de l'étudiant qui sont généralement des caractéristiques observables. Mais des variables non observables telles que la motivation ou encore les compétences ou les aptitudes de l'étudiant ne sont pas toujours connues. Ces éléments peuvent affecter de la même manière ou de manière opposée la décision de travailler et les résultats académiques. L'existence de variables explicatives non observées pertinentes ne nous permet pas d'utiliser les méthodes d'estimation de type matching et score de propension. Les modèles économétriques qui vont être estimés sont des modèles Probit à deux équations simultanées. La première équation va permettre d'expliquer le travail salarié ou l'intensité du travail occupé et la seconde les résultats universitaires qui tiennent compte du décrochage. L'identification de ces modèles suppose la présence de variables instrumentales. Ces instruments doivent influencer la décision d'occuper un emploi salarié durant les études (ou la durée hebdomadaire de travail) mais pas les résultats académiques. Dans ce travail, les variables qui servent d'instruments sont les variables liées au logement occupé par l'étudiant et les variables de ressources. Les variables explicatives introduites dans les deux équations sont associées aux caractéristiques socio-économiques, scolaires, universitaires et subjectives de l'étudiant.

4.1 Travail salarié étudiant et résultat universitaire

Dans un premier temps l'occupation d'un emploi salarié hors cursus est caractérisée par une variable dichotomique E qui prend la valeur 1 si l'étudiant occupe un emploi salarié et 0 sinon⁹. Plus précisément, le travail salarié ($E = 1$) est déterminé par la variable latente $E^* = X_E \beta_E + u_E$, positive. Cette variable dépend des caractéristiques observées et exogènes

⁹L'indice i de l'étudiant est omis pour simplifier les notations.

X_E (β_E est le vecteur de paramètres à estimer associés à ces caractéristiques) et d'une erreur de mesure aléatoire u_E supposée suivre une loi normale centrée réduite.

Les résultats universitaires sont quant à eux caractérisés par une variable polytomique Y qui prend trois modalités. Le modèle considéré est donc un Probit ordonné.

$$Y = \begin{cases} 0 & \text{si l'étudiant a abandonné ses études,} \\ 1 & \text{si l'étudiant n'a pas validé son année,} \\ 2 & \text{si l'étudiant a validé son année,} \end{cases} \quad (1)$$

avec :

$$Y = l \Leftrightarrow s_l < Y^* = \gamma E + X_Y \beta_Y + u_Y \leq s_{l+1} \text{ avec } l = 0, 1, 2.$$

Cette variable latente dépend du fait d'être un étudiant occupant un emploi salarié (E), variable potentiellement endogène (γ est le paramètre à estimer associé à l'emploi), d'un ensemble de caractéristiques individuelles exogènes X_Y (β_Y est le vecteur de paramètres à estimer) et d'un terme d'erreur aléatoire u_Y supposé suivre une loi normale centrée réduite. Pour un problème d'identification des seuils s_l , nous posons $s_0 = -\infty$, $s_3 = +\infty$ et $s_1 = 0$; X_Y contenant un terme constant. L'ensemble des paramètres à estimer pour cette équation est (γ, β_Y, s_2) . Les erreurs sont supposées suivre une loi normale bivariée :

$$\begin{pmatrix} u_E \\ u_Y \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{EY} \\ \sigma_{EY} & 1 \end{pmatrix} \right]. \quad (2)$$

Nous avons deux types de contributions à la vraisemblance selon que l'étudiant occupe ou non un emploi salarié hors cursus. Ce sont :

- l'étudiant ne travaille pas ($E = 0$) :

$E^* = X_E \beta_E + u_E < 0$ et $s_l < Y^* = X_Y \beta_Y + u_Y \leq s_{l+1}$, la contribution à la vraisemblance est définie par :

$$\Phi_2(-X_E \beta_E, s_{l+1} - X_Y \beta_Y, \sigma_{EY}) - \Phi_2(-X_E \beta_E, s_l - X_Y \beta_Y, \sigma_{EY}),$$

- l'étudiant travaille ($E = 1$) :

$E^* = X_E \beta_E + u_E \geq 0$ et $s_l < Y^* = \gamma + X_Y \beta_Y + u_Y \leq s_{l+1}$. la contribution à la vraisemblance est définie par :

$$\Phi_2(-X_E \beta_E, s_{l+1} - \gamma - X_Y \beta_Y, -\sigma_{EY}) - \Phi_2(-X_E \beta_E, s_l - \gamma - X_Y \beta_Y, -\sigma_{EY}).$$

$\Phi_2(\cdot, \cdot, \sigma)$ est la fonction de répartition de la loi normale bivariée de moyenne 0, de variance 1 et de covariance σ . Pour chaque type de contributions, nous avons trois cas différents ($l = 0, 1, 2$), selon la valeur prise par la variable caractérisant la réussite universitaire.

4.2 Type d'emploi salarié et réussite universitaire

Dans le souci de mieux appréhender l'impact de l'activité salarié, nous décidons de rendre plus hétérogène le travail salarié étudiant en tenant compte du type d'emploi occupé en termes de fréquence et de durée. Deux découpages ont été retenus afin de mieux tester la robustesse de nos résultats.

4.2.1 Distinction entre emploi occasionnel et emploi régulier

Nous estimons un modèle de type Probit à deux équations simultanées dans lesquelles les deux variables endogènes sont des variables polytomiques ordonnées. La première équation du modèle est l'équation d'emploi. La variable E , caractérisant le type d'emploi occupé durant l'année universitaire prend maintenant trois modalités :

$$E = \begin{cases} 0 & \text{si l'étudiant n'occupe pas d'emploi,} \\ 1 & \text{si l'étudiant occupe occasionnellement un emploi,} \\ 2 & \text{si l'étudiant occupe régulièrement un emploi.} \end{cases}$$

L'occupation d'un emploi salarié est modélisée grâce à un modèle Probit ordonné :

$$E = k \Leftrightarrow t_k < E^* = X_E \beta_E + u_E \leq t_{k+1} \text{ avec } k = 0, 1, 2.$$

Notons E^1 et E^2 les indicatrices associées aux deux modalités caractérisant la régularité de l'emploi. u_E , le terme d'erreur est toujours supposé suivre une loi normale de moyenne 0 et de variance 1. Par convention, $t_0 = -\infty$, $t_3 = +\infty$ et $t_1 = 0$ pour un problème d'identification. Nous supposons donc que le vecteur X_E inclut un terme constant. Pour cette relation, les paramètres à estimer sont donc : β_E et t_2 .

La seconde équation reste inchangée par rapport à la section précédente. Seule l'information concernant l'emploi salarié est modifiée, l'indicatrice E est remplacée par E^1 et E^2 , les indicatrices définies pour qualifier le type d'emploi occupé par l'étudiant. La variable Y définie par (1), s'écrit :

$$Y = l \Leftrightarrow s_l < Y^* = f(e) + X_Y \beta_Y + u_Y \leq s_{l+1} \text{ avec } l = 0, 1, 2.$$

Où $f(e) = \gamma_1 E^1 + \gamma_2 E^2$ (on s'intéresse au type d'emploi occupé) et u_Y suit toujours une loi normale centrée réduite. Pour un problème d'identification nous posons $s_0 = -\infty$, $s_3 = +\infty$ et $s_1 = 0$; X_Y contenant un terme constant. Le vecteur des paramètres à estimer pour cette équation est $(\gamma_1, \gamma_2, \beta_Y, s_2)$. La distribution des erreurs est donnée par (2). La contribution à la vraisemblance pour un étudiant, associée au couple (k, l) , est :

$$\begin{aligned} & \Phi_2(t_{k+1} - X_E \beta_E, s_{l+1} - f(e) - X_Y \beta_Y, \sigma_{EY}) - \Phi_2(t_{k+1} - X_E \beta_E, s_l - f(e) - X_Y \beta_Y, \sigma_{EY}) \\ & - \Phi_2(t_k - X_E \beta_E, s_{l+1} - f(e) - X_Y \beta_Y, \sigma_{EY}) + \Phi_2(t_k - X_E \beta_E, s_l - f(e) - X_Y \beta_Y, \sigma_{EY}). \end{aligned} \quad (3)$$

Cette modélisation compte neuf contributions différentes à la vraisemblance.

4.2.2 Distinction selon le nombre d'heures affecté au travail salarié

Toujours afin de mesurer au mieux l'effet du travail salarié étudiant sur les résultats universitaires nous avons tenu compte du temps hebdomadaire passé dans les emplois réguliers. En effet, selon son intensité, le travail salarié empiète sur le temps de loisir de l'étudiant et/ou sur son temps de révision et pourrait donc avoir des conséquences différentes sur ses

résultats universitaires. Pour tenir compte de l'intensité du travail régulier salarié, la première équation du modèle sera légèrement modifiée. La variable E , caractérisant le temps de travail de l'étudiant, reste polytomique et prend trois modalités en plus de la situation de non emploi durant l'année universitaire :

$$E = \begin{cases} 0 & \text{s'il ne travaille pas,} \\ 1 & \text{s'il travaille occasionnellement,} \\ 2 & \text{s'il travaille régulièrement -moins de 15 heures hebdomadaires-,} \\ 3 & \text{s'il travaille régulièrement -plus de 15 heures hebdomadaires-.} \end{cases}$$

L'occupation d'un emploi salarié est modélisée grâce à un modèle Probit ordonné :

$$E = k \Leftrightarrow t_k < E^* = X_E \beta_E + u_E \leq t_{k+1} \text{ avec } k = 0, 1, 2, 3.$$

Notons E^1, E^2 et E^3 les indicatrices associées aux trois modalités caractérisant le temps occupé par l'emploi. u_E , le terme d'erreur est toujours supposé suivre une loi normale centrée réduite. Par convention, $t_0 = -\infty$, $t_4 = +\infty$ et $t_1 = 0$ pour un problème d'identification. Nous supposons donc que le vecteur X_E inclut un terme constant. Pour cette relation, les paramètres à estimer sont donc : β_E, t_2 et t_3 . La seconde équation reste inchangée. Seule l'indicatrice E est remplacée par E^1, E^2 et E^3 , les indicatrices définies pour qualifier les différents types d'emploi. Les résultats universitaires sont caractérisées par la variable polytomique Y définie en (1) et donc :

$$Y = l \Leftrightarrow s_l < Y^* = f(e) + X_Y \beta_Y + u_Y \leq s_{l+1} \text{ avec } l = 0, 1, 2.$$

Avec $f(e) = \gamma_1 E^1 + \gamma_2 E^2 + \gamma_3 E^3$ et u_Y qui suit toujours une loi normale centrée réduite. Pour un problème d'identification nous posons $s_0 = -\infty, s_3 = +\infty$ et $s_1 = 0$; X_Y contenant un terme constant. Le vecteur des paramètres à estimer pour cette équation est : $(\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \beta_Y, s_2)$. Les erreurs sont données par (2). La contribution à la vraisemblance pour un étudiant ayant un temps de travail, k , et un niveau de réussite, l , est donnée par (3) avec $f(e) = \gamma_1 E^1 + \gamma_2 E^2 + \gamma_3 E^3$. Cette modélisation compte douze contributions différentes à la vraisemblance.

4.3 Effet moyen du travail salarié sur les résultats universitaires

À partir des différents modèles estimés, il est possible de calculer les effets de l'emploi salarié ou de l'intensité de cet emploi sur les résultats académiques (abandon ou validation de l'année). L'idée est ici de comparer la probabilité qu'un étudiant abandonne ou valide son année lorsqu'il occupe un emploi salarié à la probabilité qu'aurait eu cet étudiant d'abandonner ou de valider sa L1 s'il n'avait pas travaillé durant l'année. Cela revient à calculer l'effet du traitement (l'emploi salarié ou son intensité) sur les traités (les étudiants qui occupent un emploi). Notons Y_j les résultats académiques potentiels de l'étudiant, j indiquant l'emploi salarié ou son intensité. La situation contrefactuelle est le non-emploi. L'effet moyen

du travail salarié sur les résultats académiques des étudiants qui travaillent, si ces derniers avaient décidé de ne pas travailler, est mesuré par :

$$ATT_{j0}(X) = \frac{\mathbf{P}(E = j, Y_0 = k|X)}{\mathbf{P}(P = j|X)} - \frac{\mathbf{P}(E = j, Y_j = k|X)}{\mathbf{P}(E = j|X)}, \quad (4)$$

De manière équivalente, on peut calculer l'effet potentiel des différentes situations d'emploi pour les étudiants non salariés. Cela revient à calculer l'effet du traitement (l'emploi salarié) sur les non traités (les étudiants non salariés). La situation contrefactuelle est l'emploi. L'effet moyen du travail salarié sur les résultats académiques des étudiants qui ne travaillent pas, si ces derniers avaient décidé de travailler, est mesuré par :

$$ATNT_{0j}(X) = \frac{\mathbf{P}(E = 0, Y_j = k|X)}{\mathbf{P}(E = 0|X)} - \frac{\mathbf{P}(E = 0, Y_0 = k|X)}{\mathbf{P}(E = 0|X)}, \quad (5)$$

Pour les relations (4) et (5), j est associé à l'activité salariée et k aux résultats académiques. $j = 1$ lorsque l'on considère l'emploi de façon homogène, $j = 1, 2$ lorsque l'on fait la distinction entre emploi occasionnel et régulier et $j = 1, 2, 3$ lorsque l'on distingue selon le nombre d'heures affectées au travail salarié. $k = 0$ est associé à l'abandon et $k = 2$ est associé à la validation de l'année.

Afin d'obtenir l'estimation de ces effets moyens pour les étudiants salariés, ATT définis en (4), ou pour les étudiants non-salariés, ATNT définis en (5), on calcule la moyenne empirique de tous les effets conditionnels estimés. Les écart-types de ces effets sont obtenus par bootstrap à partir de 500 répliquions.

5 Résultats

Les commentaires des résultats se font toutes choses égales par ailleurs. La prise en compte de l'endogénéité de l'emploi salarié ou de la fréquence des emplois occupés semble, pour l'ensemble de l'échantillon, pertinente puisque les coefficients de corrélation entre les termes d'erreurs associés à l'emploi salarié ou à la fréquence de l'emploi occupé et les résultats universitaires sont positifs et significatifs. Cela signifie que les variables explicatives non observées dans les équations affectent dans le même sens les deux probabilités étudiées.

TABLEAU III : Estimations des probabilités d'occuper un emploi étudiant et de réussir son année universitaire

		Coef. Travail	Coef. Résultat
Constante		-0,392** (0,16)	1,971*** (0,13)
Sexe	homme	-0,247*** (0,07)	-0,223 (0,06)
Âge	avance normal (ref)	-0,262* (0,14)	-0,115 (0,14)
	retard (sans redoub.)	0,130 (0,16)	0,134 (0,14)
	retard (avec redoub.)	0,060 (0,07)	
	redoub. primaire		-0,076 (0,12)
	redoub. lycée		-0,337*** (0,07)
	autre redoub.		-0,212** (0,09)

suite sur la prochaine page

Tableau III : suite

		Coef. Travail	Coef. Résultat
Origine	parents nés en France (ref)		
	parents nés en Europe	-0,155 (0,13)	-0,018 (0,12)
	un parent né hors d'Europe	-0,082 (0,10)	-0,050 (0,10)
	parents nés hors d'Europe	-0,148 (0,11)	-0,042 (0,10)
Études supérieures	au moins un des parents	0,071 (0,07)	0,149** (0,06)
Logement occupé	parents-famille	0,460*** (0,09)	
	individuel	0,179* (0,09)	
	résidence universitaire (ref)		
Bourse	oui	-0,379*** (0,07)	
Aide financière	oui	-0,106* (0,06)	
Mention au bac	oui	-0,023 (0,07)	0,597*** (0,07)
Baccalauréat	scientifique (ref)		
	économie	0,121 (0,09)	-0,192** (0,09)
	littéraire	0,060 (0,10)	-0,445*** (0,10)
	technologique	0,109 (0,12)	-0,593*** (0,11)
	professionnel	0,071 (0,21)	-0,720*** (0,18)
Aisance à l'oral	oui	0,160*** (0,06)	-0,002 (0,06)
Localisation	région parisienne	0,264*** (0,08)	0,142* (0,08)
	Toulouse	0,093 (0,15)	0,073 (0,14)
	Marseille	-0,110 (0,18)	-0,173 (0,16)
	Lyon	0,417*** (0,14)	0,207 (0,13)
	Rennes	0,177 (0,15)	0,172 (0,14)
	Lille	-0,259* (0,15)	-0,382*** (0,13)
	Bordeaux	0,245* (0,15)	0,002 (0,13)
	autres (ref)		
Premier choix	licence 1 suivie (ref)		
	BTS-IUT	0,231** (0,11)	-0,192** (0,10)
	classe préparatoire	0,220 (0,31)	0,055 (0,29)
	autre L1 que celle suivie	0,030 (0,19)	-0,607*** (0,17)
	autre choix	-0,023 (0,13)	-0,504*** (0,12)
Discipline	sciences humaines-lettres (ref)		
	droit-économie-gestion	-0,150** (0,07)	-0,172*** (0,07)
	sciences fondamentales	-0,334*** (0,11)	-0,376*** (0,10)
	autres spécialités	-0,091 (0,12)	-0,184* (0,11)
Diplôme souhaité	bac+2	-0,035 (0,11)	-0,600*** (0,10)
	licence	-0,060 (0,08)	-0,213*** (0,07)
	master (ref)		
	thèse	0,031 (0,09)	0,049 (0,09)
Vision de l'avenir	bonne (ref)		
	mauvaise	-0,006 (0,07)	0,065 (0,06)
	ne sait pas	-0,201** (0,09)	0,039 (0,08)
Difficulté des études	très difficile	0,044 (0,08)	-0,362*** (0,07)
	moyennement difficile (ref)		
	pas de difficulté	-0,170*** (0,07)	0,432*** (0,07)
Problème personnel	oui	0,106 (0,07)	-0,223*** (0,07)
Difficulté matérielle	très difficile	0,211** (0,10)	0,019 (0,09)
	moyennement difficile (ref)		
	pas de difficulté	-0,045 (0,07)	0,049 (0,06)
Confiance	très bonne	0,165* (0,10)	-0,121 (0,09)
	normale (ref)		
	très mauvaise	-0,032 (0,10)	0,245** (0,10)
Physique	très bon	-0,028 (0,09)	0,024 (0,08)
	normal (ref)		
	mauvais	-0,204** (0,10)	-0,126 (0,09)
Travail salarié	oui		-0,953*** (0,20)
s_2			1,119*** (0,06)
σ_{EY}			0,672*** (0,13)

Source : Panel 1995 ministère de l'éducation nationale. Légende : pour chaque colonne le premier chiffre est le paramètre estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%) et celui entre parenthèse est l'écart-type de ce paramètre.

5.1 Les déterminants de l'emploi salarié ou de la fréquence de l'emploi occupé

Seuls les résultats associés à l'équation d'emploi sont présentés dans le [Tableau III](#)¹⁰. Comme dans les études sur le sujet, les hommes ont une probabilité plus faible d'occuper un emploi salarié durant les études que les femmes. L'explication peut être liée à l'importance des emplois de service proposés aux étudiants, plus fréquemment exercés par des femmes, que ce soit durant ou après les études.

Certaines caractéristiques socio-économiques de la famille semblent avoir un impact sur l'activité salarié. [Body \(2014\)](#), [Body et al. \(2014b\)](#) ou encore [Befly et al. \(2009, 2013\)](#) mettent en évidence un effet de la CSP des parents : les enfants de cadres supérieurs et dans une moindre mesure, de cadres moyens ont un accès plus fréquent à un emploi durant les études. L'information sur la CSP des parents n'étant pas observée au moment d'entrer à l'université nous avons décidé d'approximer la CSP par le fait que l'un des parents au moins ait fait des études supérieures. Cette variable n'impacte pas la probabilité d'occuper un emploi salarié¹¹. L'octroi d'une bourse diminue la probabilité d'occuper un emploi salarié. Ce résultat n'est pas surprenant car les bourses de l'Etat limitent ou même parfois interdisent la possibilité de cumuler emploi et études. De plus, recevoir une aide financière des parents diminue la probabilité de travailler durant les études. Autrement dit, à origine sociale équivalente, occuper un emploi durant les études répond à un besoin de revenu qui permet de compenser l'absence d'aide financière venant de la famille. Le lieu de naissance des parents (et donc de manière indirecte l'origine des étudiants) ne semble pas impacter significativement la probabilité de travailler. Enfin, vivre seul en appartement ou plus encore vivre chez ses parents augmente la probabilité d'occuper un emploi salarié durant les études. Ces résultats sont conformes à la littérature. Il semblerait que les étudiants vivants seuls en appartement travaillent pour financer leur indépendance tandis que ceux vivant toujours chez leurs parents travailleraient plus pour financer leurs loisirs.

Les caractéristiques du parcours scolaire passé, résumées le baccalauréat préparé ou l'obtention d'une mention et le retard scolaire, n'impactent pas la probabilité de travailler. Le résultat concernant le retard scolaire diffère de celui obtenu pour les étudiants inscrits en Licence 2 ou 3 ou en Master (cf. [Body \(2014\)](#) ou encore [Body et al. \(2014b\)](#)). Cette différence peut être associée à un effet d'âge : plus les étudiants vieillissent plus ils recherchent une indépendance financière et donc plus leur probabilité d'occuper un emploi salarié étudiant

¹⁰Les résultats associés à l'équation de la fréquence des emplois occupés sont comparables à ceux obtenus pour l'équation simple d'emploi. Nous n'avons donc pas inclus les résultats dans ce travail mais pouvons les fournir sur demande.

¹¹La CSP des parents est observée lors d'une enquête menée auprès des familles en 1998. Etant donné leur date d'entrée au collège (1995) la première vague d'élèves entrés à l'université est en 2002. La CSP observée en 1998 est donc un peu ancienne. Cette information a été testée mais les coefficients n'étaient pas significatifs.

augmente. L'indépendance financière est peut-être moins importante pour les étudiants de première année de licence. En revanche, les caractéristiques liées à l'université, au choix de la filière et à la filière suivie sont discriminantes. Les étudiants dont le premier choix était de s'orienter en BTS ou en IUT ont une probabilité plus forte de travailler. Ces derniers sont peut-être moins motivés par leurs études. De plus, les étudiants inscrits en sciences humaines ou en sport travaillent plus durant les études comparés aux étudiants des filières juridiques et économiques et des filières scientifiques. Les étudiants localisés à Paris ou à Lyon ont plus de chances d'occuper un emploi salarié. Cette variable peut-être associée à la situation du marché du travail local. Les offres d'emploi salariés étudiantes doivent être plus fortes sur Paris.

Enfin les caractéristiques subjectives structurent également les chances d'exercer une activité : être à l'aise à l'oral, avoir une grande confiance en soi et être en grande difficulté matérielle augmentent la probabilité d'occuper un emploi salarié. Inversement, n'avoir aucune idée quand à son avenir (professionnel ou pas), être très complexé physiquement et ne pas avoir de difficulté dans le cadre des études diminuent la probabilité d'occuper un emploi salarié durant l'année universitaire.

TABLEAU IV : Effet de l'intensité du travail étudiant sur la réussite

Type de travail	Coefficient	σ_{EY}
ensemble	-0,95*** (0,20)	0,48*** (0,12)
occasionnel	-0,45** (0,18)	
régulier	-1,15*** (0,28)	0,29*** (0,12)
occasionnel	-0,39** (0,18)	
régulier. moins 15H/S	-0,75*** (0,26)	0,25** (0,12)
régulier. plus de 15H/S	-1,51*** (0,33)	

Source : Panel 1995 ministère de l'éducation nationale. Légende : pour chaque colonne le premier chiffre est le paramètre estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%) et celui entre parenthèse est l'écart-type de ce paramètre.

5.2 Les résultats universitaires et l'effet de l'emploi salarié étudiant

La seconde équation estimée mesure la probabilité de réussite en première année de Licence. Dans un premier temps nous nous intéressons seulement à l'effet de l'emploi salarié, quelle que soit la fréquence de l'emploi occupé. Les résultats de ces estimations sont données dans le [Tableau III](#). Comme pour l'équation d'emploi, nous n'observons aucun effet du lieu de naissance des parents. De manière équivalente, il ne semble pas y avoir un effet du sexe. Le fait qu'un des parents ait réalisé des études supérieures augmente la probabilité de valider son année. Cette information est pour nous une proxy des origines sociales de l'étudiant.

Ces dernières exerceraient une influence sur la motivation à poursuivre un cursus universitaire.

Les résultats associés à la trajectoire scolaire passée sont comparables à ceux obtenus dans la littérature : avoir un baccalauréat avec mention et être titulaire d'un baccalauréat général augmentent la probabilité de valider son année et diminuent la probabilité d'abandonner en cours d'année. La distinction entre les différents types de baccalauréats généraux montre que la probabilité de réussite la plus élevée est observée pour les titulaires d'un baccalauréat scientifique, suivent ensuite les titulaires d'un baccalauréat économique et social et enfin les titulaires d'un baccalauréat littéraire. Avoir redoublé au lycée et/ou au collège diminue les chances de valider l'année. Il se pourrait que les étudiants déjà confrontés à l'échec scolaire portent moins d'espoir sur leur parcours scolaire et sont peut-être moins motivés. L'absence de motivation pourrait être aussi liée avec les variables de choix de la formation. D'une part, si la licence suivie n'est pas le premier choix et, d'autre part, si l'étudiant souhaite entrer sur le marché du travail à l'issue d'une formation courte (bac+3 et plus encore bac+2) la probabilité de valider l'année est plus faible et donc la probabilité d'abandonner la formation est plus élevée. La filière suivie impacte les chances de valider l'année, les étudiants inscrits en sciences humaines et en lettres ont les plus fortes chances de réussir et ceux inscrits en sciences fondamentales ont les chances les plus faibles de valider l'année.

Les caractéristiques subjectives impactent partiellement les chances de réussite ou d'abandon. En effet, l'aisance à l'oral, la perception de l'avenir, les difficultés matérielles et l'apparence physique n'ont aucun effet sur la probabilité étudiée. Avoir des problèmes personnels et avoir beaucoup des difficultés à suivre la formation augmentent la probabilité d'abandonner les études. Inversement, n'avoir aucune difficulté pour suivre la formation ou ne pas avoir confiance en soi augmentent la probabilité de valider l'année. Pour rappel, la confiance est un indice synthétique mesurant l'estime de soi et la sociabilité. Il apparaît que les dix pour cent d'étudiants ayant une valeur de l'indice faible réussite plus. Ces derniers ont peut-être une vie sociale plus limitée et consacrent plus de temps que les autres aux études.

Enfin, l'effet associé à l'emploi salarié étudiant est conforme à celui obtenu dans la littérature : l'emploi étudiant impacte négativement la réussite et favorise le décrochage. La prise en compte de la fréquence de l'emploi occupé (cf. [Tableau IV](#)) met en évidence un effet différencié qui plaide pour l'importance du nombre d'heures travaillées par semaine, comme on peut l'observer dans la littérature. Travailler régulièrement au cours de l'année universitaire a un impact négatif plus fort sur la réussite. La distinction de l'emploi régulier en fonction du nombre d'heures travaillées par semaine montre que travailler plus de quinze heures par semaine pénalise très fortement les chances de réussite et donc augmente la probabilité de décrochage. Dans ce derniers cas, les contraintes sur la vie studieuse semblent donc plus

importantes, les étudiants ayant moins la possibilité d'aménager leur temps d'études.

TABLEAU V : Conséquences du travail salarié sur la 1^{ère} année de licence

		Étudiants salariés			Étudiants non-salariés		
Travail	Effet sur la probabilité	ATT			ATNT		
	de valider la L1	28,6***	(6,1)	[48,7]	-30,3***	(6,7)	[56,4]
	de décrocher	-14,1***	(2,4)	[21,3]	24,1***	(7,1)	[12,5]
Type							
occasionnel	de valider la L1	13,6**	(5,6)	[55,6]	-14,3**	(6,0)	[57,3]
	de décrocher	-6,2***	(2,3)	[13,8]	9,3**	(4,6)	[13,3]
régulier	de valider la L1	34,0***	(8,6)	[33,1]	-34,0***	(7,6)	[57,3]
	de décrocher	-22,8***	(4,5)	[31,9]	29,0**	(9,5)	[13,3]
Intensité							
occasionnel	de valider la L1	11,8**	(5,7)	[55,6]	-12,4**	(6,1)	[57,3]
	de décrocher	-5,5**	(2,4)	[13,7]	7,9*	(4,4)	[13,1]
moins de 15h/s	de valider la L1	22,5***	(8,3)	[46,9]	-23,2***	(8,2)	[57,3]
	de décrocher	-11,8***	(3,9)	[19,3]	17,2**	(8,0)	[13,1]
plus de 15h/s	de valider la L1	42,0***	(11,2)	[15,9]	-41,7***	(7,3)	[57,3]
	de décrocher	-20,7***	(6,2)	[29,0]	40,2***	(11,5)	[13,1]

Source : Auteurs. Légende : pour chaque colonne le premier chiffre est l'écart moyen estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%), celui entre parenthèses est l'écart-type de ce paramètre et celui entre crochets est la probabilité estimée de valider son année pour le sous-échantillon considéré.

Les effets moyens estimés sont donnés dans le [Tableau V](#). Ces effets confirment le caractère endogène de l'emploi salarié. Si les étudiants qui travaillent décidaient de ne pas occuper un emploi leur probabilité de valider l'année serait supérieure à la probabilité de réussite des étudiants qui ne travaillent pas. De façon équivalente, si les étudiants qui ne travaillent pas occupaient un emploi leur probabilité de valider l'année serait inférieure à celle de ceux qui travaillent. Ces résultats confirment les résultats obtenus par [Body et al. \(2014b\)](#) : les étudiants de L1 qui décident de travailler sont ceux qui auraient des aptitudes et/ou une motivation plus grande que les autres. Ce résultat doit toutefois être nuancé car lorsque l'on distingue les types d'emplois occupés les écarts entre les probabilités sont plus faibles pour les emplois réguliers et sont nuls lorsque l'on ne considère que les emplois réguliers de plus de 15 heures par semaine.

5.3 Robustesse des résultats

Afin de tester la robustesse des résultats nous avons repris ces modélisations pour différents sous groupes : sexe, série de baccalauréat, mention au baccalauréat, choix de la filière,

bourse. L'emploi salarié ne semble pas impacter la réussite pour les étudiants ayant validé leur baccalauréat avec mention (cf. [Tableau VI](#)). Le travail salarié a un effet négatif significatif sur la probabilité de réussite plus important que l'effet moyen observé sur l'ensemble de la population pour les hommes, les étudiants titulaires d'un baccalauréat technique ou professionnel, les boursiers et les étudiants n'ayant pas choisi la filière suivie (cf. [Tableau VI](#)). La prise en compte de la régularité de l'emploi suivi permet de préciser ces résultats (cf. [Tableau VII](#)). Comme pour le modèle précédent, l'emploi salarié (occasionnel ou régulier) n'impacte pas les résultats universitaires pour les récipiendaires d'une mention au baccalauréat. Occuper occasionnellement un emploi n'a pas d'effet sur la réussite pour les femmes, les titulaires d'un baccalauréat général, les étudiants ayant choisie la filière suivie et, dans une moindre mesure, les étudiants non boursiers. Enfin, l'effet de l'emploi salarié occasionnel et plus encore de l'emploi régulier diminue fortement la probabilité de valider son année (et donc augmente la probabilité d'abandonner) pour les hommes, les titulaires d'un baccalauréat technique ou professionnel, les boursiers et les étudiants n'ayant pas choisi leur filière d'études. La prise en compte de l'intensité des emplois occupés de façon régulière (cf. [Tableau VIII](#)) valide les résultats du modèle précédent. Lorsque l'effet de l'emploi est significatif, plus le temps passé dans l'emploi régulier par semaine est important, plus la probabilité de ne pas valider l'année est élevée.

TABLEAU VI : Effet du travail étudiant sur la réussite

	Coefficient	σ_{EY}	Effectif
ensemble	-0,95*** (0,20)	0,48*** (0,12)	2199
femme	-0,80*** (0,24)	0,40*** (0,15)	1458
homme	-1,37*** (0,25)	0,71*** (0,16)	741
bachelier (général)	-0,79*** (0,25)	0,38** (0,15)	1883
bachelier (technique, professionnel)	-1,63*** (0,19)	0,90*** (0,12)	316
bac avec mention	-0,54 (0,60)	0,27 (0,36)	584
bac sans mention	-1,05*** (0,21)	0,53*** (0,14)	1615
boursier	-1,35*** (0,19)	0,76*** (0,11)	863
non boursier	-0,85*** (0,29)	0,37** (0,19)	1336
filière choisie	-0,75*** (0,26)	0,35** (0,16)	1809
filière non choisie	-1,51*** (0,34)	0,87*** (0,23)	390

Source : Panel 1995 ministère de l'éducation nationale. Légende : pour chaque colonne le premier chiffre est le paramètre estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%) et celui entre parenthèse est l'écart-type de ce paramètre.

TABLEAU VII : Effet des types d'emplois occupés sur la réussite

Type de travail	occasionnel	régulier	σ_{EY}
ensemble	-0,45** (0,18)	-1,15*** (0,28)	0,29*** (0,12)
femme	-0,34 (0,21)	-0,99*** (0,34)	0,23* (0,14)
homme	-0,92*** (0,27)	-1,76*** (0,40)	0,59*** (0,18)
bachelier (général)	-0,29 (0,21)	-0,98*** (0,33)	0,19 (0,14)

suite sur la prochaine page

Tableau VII : suite

Type de travail	occasionnel	régulier	σ_{EY}
bachelier (technique, professionnel)	-1,09*** (0,17)	-1,97*** (0,23)	0,78*** (0,10)
bac avec mention	0,22 (0,69)	-0,32 (1,21)	-0,10 (0,49)
bac sans mention	-0,53*** (0,19)	-1,24*** (0,29)	0,35*** (0,13)
boursier	-0,88*** (0,27)	-1,63*** (0,42)	0,60*** (0,17)
non boursier	-0,43* (0,24)	-1,14*** (0,39)	0,25 (0,17)
filière choisie	-0,28 (0,22)	-0,94*** (0,35)	0,18 (0,15)
filière non choisie	-0,82*** (0,28)	-1,63*** (0,41)	0,60*** (0,20)

Source : Panel 1995 ministère de l'éducation nationale. Légende : pour chaque colonne le premier chiffre est le paramètre estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%) et celui entre parenthèse est l'écart-type de ce paramètre.

TABLEAU VIII : Effet de l'intensité des emplois occupés sur la réussite

Type de travail	occasionnel	régulier < 15h/s	régulier > 15h/s	σ_{EY}
ensemble	-0,39** (0,18)	-0,75*** (0,26)	-1,51*** (0,33)	0,25** (0,12)
femme	-0,28 (0,21)	-0,57* (0,31)	-1,42*** (0,41)	0,19 (0,15)
homme	-0,83*** (0,31)	-1,31*** (0,43)	-2,00*** (0,53)	0,52** (0,21)
bachelier (général)	-0,27 (0,20)	-0,69** (0,30)	-1,32*** (0,39)	0,17 (0,14)
bachelier (technique, professionnel)	-1,09*** (0,18)	-1,44*** (0,25)	-2,70*** (0,32)	0,76*** (0,11)
bac avec mention	0,20 (0,65)	0,01 (1,05)	-1,39 (1,52)	-0,09 (0,46)
bac sans mention	-0,49*** (0,19)	-0,87*** (0,27)	-1,57*** (0,34)	0,32** (0,13)
boursier	-0,89*** (0,26)	-1,52*** (0,38)	-1,94*** (0,49)	0,60*** (0,16)
non boursier	-0,33 (0,23)	-0,59* (0,35)	-1,48*** (0,45)	0,17 (0,17)
filière choisie	-0,23 (0,21)	-0,60* (0,32)	-1,36*** (0,43)	0,14 (0,15)
filière non choisie	-0,83*** (0,27)	-1,12*** (0,40)	-2,03*** (0,44)	0,61*** (0,19)

Source : Panel 1995 ministère de l'éducation nationale. Légende : pour chaque colonne le premier chiffre est le paramètre estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%) et celui entre parenthèse est l'écart-type de ce paramètre.

Les effets moyens estimés associés à la probabilité de valider son année et de décrocher, pour les différents sous échantillons, sont donnés respectivement dans le [Tableau IX](#) et le [Tableau X](#). L'emploi salarié ne pénalise pas les étudiants titulaires d'un baccalauréat avec mention. La distinction entre emploi occasionnel et emploi régulier ne modifie pas ce résultat. Par conséquent, pour un « bon » étudiant, le travail salarié, quelle que soit son intensité, n'impacte pas significativement ses résultats académiques.

Des résultats comparables s'observent pour les sous échantillons des femmes, des étudiants titulaires d'un baccalauréat général et de ceux ayant choisi leur filière mais seulement pour les emplois occasionnels.

L'impact de l'emploi salarié (quelle que soit la régularité) est particulièrement important pour les titulaires d'un baccalauréat technique ou professionnel et pour ceux n'ayant pas choisi leur filière. On retrouve pour ces sous populations l'effet d'auto-sélection évoqué pour l'ensemble de la population.

Enfin, pour les sous échantillons des hommes et des boursiers les résultats sont un peu sur-

prenant : les estimations mettent en évidence un effet négatif de l'emploi salarié mais les effets moyens estimés ne sont pas significatifs. Autrement dit, si les étudiants salariés décidaient de ne pas travailler durant leur année universitaire cela ne changerait rien à leur probabilité de valider l'année (ou de décrocher). De façon similaire, si les étudiants qui n'occupent pas un emploi salarié durant l'année décidaient de travailler cela ne modifierait pas significativement les probabilités de valider l'année ou de décrocher. Par conséquent, pour ces deux groupes d'étudiants, ce n'est pas directement le fait d'être salarié durant les études qui impacte les résultats académiques.

TABLEAU IX : Effet moyen du travail salarié sur la réussite en 1^{ère} année de licence

Effet sur la probabilité de valider la L1	Étudiants salariés		Étudiants non-salariés	
	ATT		ATNT	
Travail				
ensemble	28,6***	(6,1) [48,7]	-30,3***	(6,7) [56,4]
femme	22,9***	(5,6) [52,3]	-25,6***	(6,7) [60,4]
homme	30,3	(24,5) [37,1]	-27,3	(25,0) [52,2]
bachelier (général)	21,9***	(6,4) [54,3]	-24,7***	(7,9) [63,4]
bachelier (technique, professionnel)	55,5***	(8,0) [13,2]	-17,8***	(2,2) [18,3]
bac avec mention	8,4	(15,1) [75,9]	-18,5	(18,8) [79,1]
bac sans mention	34,6***	(7,7) [38,5]	-24,7***	(7,9) [63,4]
boursier	39,7**	(17,2) [44,9]	-37,1**	(16,0) [52,1]
non-boursier	23,3***	(8,4) [49,3]	-25,5**	(9,8) [61,5]
filière choisie	22,0***	(7,3) [54,1]	-24,1***	(8,7) [61,8]
filière non-choisie	40,0**	(15,5) [24,4]	-25,9***	(7,9) [34,8]
Travail occasionnel				
ensemble	13,6**	(5,6) [55,6]	-14,3**	(6,0) [57,3]
femme	9,3	(6,2) [60,9]	-10,2	(7,2) [60,1]
homme	24,5	(20,5) [42,7]	-21,7	(17,9) [52,5]
bachelier (général)	0,4	(6,1) [61,5]	-0,7	(6,0) [63,2]
bachelier (technique, professionnel)	38,0***	(12,3) [14,5]	-15,8***	(3,3) [19,0]
bac avec mention	0,5	(19,4) [80,1]	-8,8	(19,2) [79,0]
bac sans mention	18,3***	(6,9) [46,1]	-17,6***	(6,3) [49,0]
boursier	20,3	(20,8) [49,1]	-19,4	(19,6) [52,0]
non-boursier	12,7*	(6,7) [59,0]	-13,7*	(7,6) [61,2]
filière choisie	8,2	(6,5) [61,0]	-8,9	(7,1) [61,6]
filière non-choisie	31,1**	(16,3) [30,8]	-20,5**	(8,6) [35,2]
Travail régulier				
ensemble	34,0***	(8,6) [33,1]	-34,0***	(7,6) [57,3]
femme	27,8***	(10,3) [36,3]	-29,3***	(10,2) [60,1]
homme	41,6	(26,3) [26,5]	-34,1	(22,2) [52,5]

suite sur la prochaine page

Tableau IX : suite

	Étudiants salariés			Étudiants non-salariés		
bachelier (général)	15,8*	(9,6)	[38,7]	-16,6*	(10,1)	[63,2]
bachelier (technique, professionnel)	63,8***	(14,1)	[10,1]	-18,6***	(2,8)	[19,0]
bac avec mention	12,7	(26,5)	[62,7]	-28,1	(30,6)	[79,0]
bac sans mention	39,1***	(10,2)	[26,1]	-34,8***	(6,6)	[49,0]
boursier	32,5	(27,9)	[32,5]	-30,0	(25,4)	[52,0]
non-boursier	35,7***	(11,6)	[37,2]	-33,7***	(11,3)	[61,2]
filière choisie	28,3***	(10,6)	[39,4]	-29,1***	(10,7)	[61,6]
filière non-choisie	50,4**	(19,5)	[15,9]	-29,3***	(7,9)	[35,2]

Source : Auteurs. Légende : pour chaque colonne le premier chiffre est l'écart moyen estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%), celui entre parenthèses est l'écart-type de ce paramètre et celui entre crochets est la probabilité estimée de valider son année pour le sous-échantillon considéré.

TABLEAU X : Effet moyen du travail salarié sur le décrochage en 1^{ère} année de licence

	Étudiants salariés			Étudiants non-salariés		
Effet sur la probabilité de décrochage	ATT			ATNT		
Travail						
ensemble	-14,1***	(2,4)	[21,3]	24,1***	(7,1)	[12,5]
femme	-11,4***	(2,3)	[17,7]	18,5***	(6,2)	[12,3]
homme	-12,7	(16,3)	[24,3]	31,3	(23,9)	[15,7]
bachelier (général)	-10,7***	(2,6)	[16,8]	17,1**	(6,9)	[11,3]
bachelier (technique, professionnel)	-34,4***	(4,4)	[36,3]	57,5***	(6,1)	[27,2]
bac avec mention	-2,5	(8,9)	[8,6]	11,6	(12,6)	[6,8]
bac sans mention	-17,6***	(2,8)	[23,1]	17,1**	(6,9)	[11,3]
boursier	-11,2*	(7,0)	[13,9]	38,7**	(16,7)	[12,3]
non-boursier	-13,3***	(4,3)	[22,4]	19,4**	(9,1)	[14,3]
filière choisie	-9,0***	(2,5)	[13,8]	15,8**	(7,4)	[10,2]
filière non-choisie	-30,7***	(9,4)	[41,9]	39,7***	(14,2)	[30,6]
Travail occasionnel						
ensemble	-6,2***	(2,3)	[13,8]	9,3**	(4,6)	[13,3]
femme	-4,0	(2,6)	[11,7]	6,4	(4,8)	[18,5]
homme	-9,4	(11,5)	[18,5]	20,1	(16,1)	[15,3]
bachelier (général)	-0,0	(3,1)	[12,1]	0,0	(3,1)	[11,1]
bachelier (technique, professionnel)	-24,0***	(6,1)	[29,4]	38,1***	(9,6)	[28,0]
bac avec mention	-2,1	(11,7)	[6,1]	6,2	(11,8)	[6,7]
bac sans mention	-8,8***	(2,8)	[16,9]	13,5**	(5,9)	[15,7]
boursier	-5,1	(9,4)	[12,1]	17,3	(15,0)	[12,2]
non-boursier	-6,2**	(3,0)	[14,6]	9,2**	(5,6)	[14,0]
filière choisie	-3,1	(2,4)	[9,6]	4,8	(4,1)	[9,9]

suite sur la prochaine page

Tableau X : suite

	Étudiants salariés		Étudiants non-salariés	
filière non-choisie	-21,2**	(8,6) [33,1]	28,1**	(13,5) [31,0]
Travail régulier				
ensemble	-22,8***	(4,5) [31,9]	29,0**	(9,5) [13,3]
femme	-19,2***	(5,8) [30,6]	22,9**	(10,9) [12,1]
homme	-23,8	(19,4) [36,2]	41,7	(26,4) [15,3]
bachelier (général)	-11,3*	(6,5) [28,9]	10,8	(7,7) [11,1]
bachelier (technique, professionnel)	-40,7***	(6,6) [42,6]	61,5***	(8,2) [28,0]
bac avec mention	-3,3	(21,6) [17,1]	23,4	(27,0) [6,7]
bac sans mention	-26,6***	(4,9) [35,1]	36,1***	(11,0) [15,7]
boursier	-11,6	(16,5) [20,7]	36,8	(26,8) [12,2]
non-boursier	-23,9***	(7,2) [37,3]	28,5**	(12,6) [14,0]
filière choisie	-16,0***	(5,1) [24,2]	20,8**	(10,3) [9,9]
filière non-choisie	-42,2***	(11,8) [53,4]	48,0***	(14,7) [31,0]

Source : Auteurs. Légende : pour chaque colonne le premier chiffre est l'écart moyen estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%), celui entre parenthèses est l'écart-type de ce paramètre et celui entre crochets est la probabilité estimée de valider son année pour le sous-échantillon considéré.

6 Conclusion

A compléter

Références

- BAUM, S. (2010). *Understanding the Working College Student : New Research and Its Implications for Policy and Practice*, chapitre Undergraduate Work and the Student Aid System. Stylus.
- BEAUPÈRE, N. et BOUDESSEUL, G. (2009). *Sortir sans diplôme de l'université : comprendre les parcours d'étudiants décrocheurs*. Documentation française.
- BECKER, William E., J. (1982). The educational process and student achievement given uncertainty in measurement. *The American Economic Review*, 72(1):pp. 229–236.
- BÉDARIDA, C. (1994). *SOS université*. Seuil.
- BÉDUWÉ, C. et GIRET, J.-F. (2004). Le travail en cours d'études a-t-il une valeur professionnelle ? *Économie et statistique*, 378(1):55–83.
- BEFFY, M., FOUGÈRE, D. et MAUREL, A. (2009). L'impact du travail salarié des étudiants sur la réussite et la poursuite des études universitaires. *Economie et statistique*, 422(1):31–50.

- BEFFY, M., FOUGERE, D. et MAUREL, A. (2013). The effect of college employment on graduation : Evidence from France. CEPR Discussion Papers 9565.
- BELGHITH, F. et VOUREC'H, R. (2011). Eurostudent iv : une comparaison européenne des conditions de vie des étudiants. Rapport technique, OVE.
- BERAIL, L. (2007). *Le travail des étudiants*. La documentation française.
- BIREAUD, A. (1990). *Les méthodes pédagogiques dans l'enseignement supérieur*.
- BODIN, R. (2009). Les signes de l'élection. *Actes de la recherche en sciences sociales*, (3):80–87.
- BODIN, R. et MILLET, M. (2012). L'université, un espace de régulation. *Sociologie*, 2(3):225–242.
- BODY, K. M.-D. (2014). *Étude micro-économétrique de l'impact du travail salarié étudiant sur la réussite à l'université*. Thèse de doctorat, Université de Poitiers.
- BODY, K. M.-D., BONNAL, L., BOUMAHDI, R., FAVARD, P. et GIRET, J.-F. (2014a). Travail étudiant, réussite scolaire et insertion professionnelle. Rapport technique, pour la Région Poitou-Charente.
- BODY, K. M.-D., BONNAL, L. et GIRET, J.-F. (2014b). Does student employment really impact academic achievement ? the case of France. *Applied Economics*, 46(25):3061–3073.
- BONNAL, L. (2012). Accompagnement des étudiants décrocheurs, rapport final pour le fonds d'expérimentation pour la jeunesse. Rapport technique 1 AP1–N 462, FEJ.
- BORRAS, I. (2011). Le tutorat à l'université : peut-on forcer les étudiants à la réussite ? *Bref du CEREQ*, (290).
- BRINT, S. et CANTWELL, A. M. (2010). Undergraduate time use and academic outcomes : Results from the university of California undergraduate experience survey 2006. *Teachers College Record*, 112(9):2441–2470.
- BUSCHA, F., MAUREL, A., PAGE, L. et SPECKESSER, S. (2012). The effect of employment while in high school on educational attainment : A conditional difference-in-differences approach*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(3):380–396.
- COULON, A. (1997). Le métier d'étudiant. l'entrée dans la vie universitaire. *Economica-Anthropos*.
- DECI, E. L. et RYAN, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. Springer Science & Business Media.
- DUGUET, A. et MORLAIX, S. (2012). Les pratiques pédagogiques des enseignants universitaires : Quelle variété pour quelle efficacité ? *Questions Vives. Recherches en éducation*, 6(18):93–110.

- ECKSTEIN, Z. et WOLPIN, K. I. (1999). Why youths drop out of high school : The impact of preferences, opportunities, and abilities. *Econometrica*, 67(6):1295–1339.
- EHRENBERG, R. G. et SHERMAN, D. R. (1987). Employment while in college, academic achievement and postcollege outcomes. *Journal of Human Resources*, 22(1):1–24.
- GUAY, F., VALLERAND, R. et BLANCHARD, C. (2000). On the assessment of situational intrinsic and extrinsic motivation : The situational motivation scale (sims). *Motivation and Emotion*, 24(3):175–213.
- KALENKOSKI, C. M. et PABILONIA, S. W. (2009). Does working while in high school reduce us study time? *Social Indicators Research*, 93(1):117–121.
- KALENKOSKI, C. M. et PABILONIA, S. W. (2010). Parental transfers, student achievement, and the labor supply of college students. *Journal of Population Economics*, 23(2):469–496.
- KALENKOSKI, C. M. et PABILONIA, S. W. (2012). Time to work or time to play : The effect of student employment on homework, sleep, and screen time. *Labour Economics*, 19(2):211–221.
- LAMBERT-LE MENER, M. (2012). *La performance académique des étudiants en première année universitaire : influence des capacités cognitives et de la motivation*. Thèse de doctorat, Université de Bourgogne.
- LEVIN, H. M. et TSANG, M. C. (1987). The economics of student time. *Economics of education review*, 6(4):357–364.
- LÉVY-GARBOUA, L. (1976). Les demandes de l'étudiant ou les contradictions de l'université de masse. *Revue française de sociologie*, pages 53–80.
- LIGHT, A. (1998). Estimating returns to schooling : When does the career begin? *Economics of education review*, 17(1):31–45.
- LILLYDAHL, J. H. (1990). Academic achievement and part-time employment of high school students. *The Journal of Economic Education*, 21(3):307–316.
- MCNEAL JR, R. B. (1997). Are students being pulled out of high school? the effect of adolescent employment on dropping out. *Sociology of Education*, pages 206–220.
- MESR (2014). Repères et références statistiques sur les enseignements la formation et la recherche. Rapport technique.
- MOLITOR, C. J. et LEIGH, D. E. (2005). In-school work experience and the returns to two-year and four-year colleges. *Economics of Education Review*, 24(4):459 – 468.
- MONTMARQUETTE, C., VIENNOT-BRIOT, N. et DAGENAIS, M. (2007). Dropout, school performance, and working while in school. *The Review of Economics and Statistics*, 89(4):752–760.

- MORLAIX, S. et PERRET, C. (2013). L'évaluation du plan réussite en licence : quelles actions pour quels effets ? analyse sur les résultats des étudiants en première année universitaire. *Recherches en éducation*, 15:137–150.
- MORLAIX, S. et SUCHAUT, B. (2015). The social, educational and cognitive factors of success in the first year of university : A case study. *International Review of Education*, pages 1–22.
- OOSTERBEEK, H. et van den BROEK, A. (2009). An empirical analysis of borrowing behaviour of higher education students in the netherlands. *Economics of education review*, 28(2):170–177.
- PERNA, L. W. (2010). *Understanding the Working College Student : New Research and Its Implications for Policy and Practice*. ERIC.
- ROMAINVILLE, M. (1997). Peut-on prédire la réussite d'une première année universitaire ? *Revue française de pédagogie*, 119(1):81–90.
- ROTHSTEIN, D. S. (2007). High school employment and youths' academic achievement. *The Journal of Human Resources*, 42(1):pp. 194–213.
- RUHM, C. J. (1997). Is high school employment consumption or investment ? *Journal of Labor Economics*, 15(4):pp. 735–776.
- SCOTT-CLAYTON, J. (2012). What explains trends in labor supply among u.s. undergraduates, 1970-2009 ? Working Paper 17744, National Bureau of Economic Research.
- STINEBRICKNER, R. et STINEBRICKNER, T. R. (2003). Working during school and academic performance. *Journal of Labor Economics*, 21(2):473–491.
- STINEBRICKNER, R. et STINEBRICKNER, T. R. (2004). Time-use and college outcomes. *Journal of Econometrics*, 121(1):243–269.
- STINEBRICKNER, R. et STINEBRICKNER, T. R. (2007). The causal effect of studying on academic performance. (13341).

Annexes

TABLEAU XI : Statistiques descriptives et travail salarié

		ensemble	non salariés	salariés
Caractéristiques individuelles et familiales				
Sexe	homme	33,7	36,8	28,7
Âge	avance	4,5	5,3	3,2
	normal	57,5	58,6	55,7
	retard (sans redoub.)	3,4	3,0	3,9
	retard (avec redoub.)	34,7	33,0	37,2
	redoub. primaire seulement	4,8	5,0	4,4
	redoub. lycée seulement	24,6	23,7	26,1
Origine	autres redoub.	10,0	9,0	11,5
	parents nés en France	77,4	76,7	78,4
	parents nés en Europe	5,0	5,3	4,6
	un parent né hors d'Europe	8,4	8,6	8,1
Aisance à l'oral	parents nés hors d'Europe	9,1	9,3	8,8
	oui	45,3	42,4	49,9
Etudes supérieures	suivies par au moins un des parents	33,9	31,8	37,2
Logement occupé	parents-famille	60,3	54,8	69,0
	individuel	24,4	26,2	21,6
	résidence universitaire	15,3	19,0	9,4
Caractéristiques financières				
Bourse	oui	39,2	44,8	30,4
Aide financière	oui	59,2	59,8	58,2
Caractéristiques scolaires ou universitaires				
Mention au bac	oui	26,6	27,6	24,9
Baccalauréat	scientifique	28,9	32,5	23,2
	économie	33,1	31,3	35,9
	littéraire	23,6	22,4	25,4
	technologique	11,8	11,2	12,8
	professionnel	2,5	2,5	2,6
Localisation	région parisienne	21,1	17,0	27,6
	Toulouse	4,2	4,3	4,1
	Marseille	2,9	3,1	2,5
	Lyon	4,5	3,6	5,9
	Rennes	4,0	3,9	4,0
	Lille	4,4	5,4	2,8
	Bordeaux	3,9	3,4	4,6
	autres	55,2	59,3	48,5
Premier choix	licence 1 suivie	82,3	84,1	79,4
	BTS-IUT	9,5	8,0	11,8
	classe préparatoire	0,9	0,9	0,8
	autre L1 que celle suivie	2,4	2,2	2,6
	autre choix	5,0	4,8	5,4
Discipline	sciences humaines-lettres	47,5	44,2	52,8
	droit-économie-gestion	27,3	26,7	28,4
	sciences fondamentales	17,4	20,8	12,0
	autres spécialités	7,7	8,3	6,8
Caractéristiques subjectives de l'étudiant				
Diplôme souhaité	bac+2	9,8	9,0	11,1
	licence	18,2	18,6	17,7
	master	60,3	60,7	59,6
	thèse	11,7	11,8	11,7
Vision de l'avenir	bonne	46,9	46,1	48,3
	mauvaise	37,9	37,0	39,3
	ne sait pas	15,2	17,0	12,4
Difficulté des études	très difficile	24,3	23,0	26,3
	moyennement difficile	34,5	33,6	35,9
	pas de difficulté	41,2	43,4	37,8
Problème personnel	oui	21,4	20,1	23,6
Difficulté matérielle	très difficile	12,7	11,0	15,4
	moyennement difficile	25,6	25,3	25,9
	pas de difficulté	61,7	63,6	58,7

suite sur la prochaine page

Tableau XI : suite

		ensemble	non salariés	salariés
Confiance	très bonne	9,0	7,9	11,0
	normale	81,8	82,8	80,2
	très mauvaise	9,1	9,3	8,8
Physique	très bon	12,2	12,1	12,4
	normal	78,4	78,0	79,0
	mauvais	9,4	9,9	8,6

Source : panel 1995 ministère de l'éducation nationale.

TABLEAU XII : Statistiques descriptives et résultats universitaires

		ensemble	décrochage	échec	réussite
Caractéristiques individuelles et familiales					
Sexe	homme	33,7	38,6	38,2	29,6
Âge	avance	4,5	2,3	3,4	5,8
	normal	57,5	39,7	47,4	68,6
	retard (sans redoub.)	3,4	2,0	5,2	2,7
	retard (avec redoub.)	34,7	56,0	44,0	22,9
	redoub. primaire seulement	4,8	3,4	4,7	5,2
	redoub. lycée seulement	24,6	38,3	28,7	18,2
Origine	autres redoub.	10,0	17,4	15,1	4,9
	parents nés en France	77,4	75,7	72,6	80,7
	parents nés en Europe	5,0	4,0	5,6	5,0
	un parent né hors d'Europe	8,4	9,7	8,1	8,2
Aisance à l'oral	parents nés hors d'Europe	9,1	10,6	13,6	6,1
	oui	45,3	46,6	47,3	43,8
Etudes supérieures	suivies par au moins un des parents	33,9	28,3	26,7	39,7
Logement occupé	parents-famille	60,3	70,9	61,0	56,7
	individuel	24,4	20,9	22,1	26,8
	résidence universitaire	15,3	8,3	16,9	16,4
Caractéristiques financières					
Bourse	oui	39,2	31,4	48,0	36,5
Aide financière	oui	59,2	55,1	56,0	62,2
Caractéristiques scolaires ou universitaires					
Mention au bac	oui	26,6	12,6	12,7	38,7
Baccalauréat	scientifique	28,9	19,1	24,6	34,3
	économie	33,1	28,6	27,9	37,5
	littéraire	23,6	24,6	22,8	23,8
	technologique	11,8	21,7	19,9	4,3
	professionnel	2,5	6,0	4,9	0,2
Localisation	région parisienne	21,1	23,4	19,3	21,4
	Toulouse	4,2	3,7	3,6	4,8
	Marseille	2,9	3,4	2,5	2,9
	Lyon	4,5	3,7	4,9	4,4
	Rennes	4,0	3,4	3,1	4,6
	Lille	4,4	5,1	4,7	4,0
	Bordeaux	3,9	4,3	4,7	3,2
	autres	55,2	52,9	57,2	54,7
Premier choix	licence 1 suivie	82,3	59,7	80,3	90,1
	BTS-IUT	9,5	20,9	12,0	4,6
	classe préparatoire	0,9	0,3	0,9	1,0
	autre L1 que celle suivie	2,4	6,3	2,1	1,4
	autre choix	5,0	12,9	4,7	2,9
Discipline	sciences humaines-lettres	47,5	52,3	40,6	50,1
	droit-économie-gestion	27,3	27,4	31,9	24,7
	sciences fondamentales	17,4	14,3	18,5	17,7
	autres spécialités	7,7	6,0	9,0	7,5
Caractéristiques subjectives de l'étudiant					
Diplôme souhaité	bac+2	9,8	26,6	12,4	3,2
	licence	18,2	26,9	21,5	13,8
	master	60,3	40,0	56,3	68,6
	thèse	11,7	6,6	9,8	14,4
Vision de l'avenir	bonne	46,9	49,1	43,0	48,6
	mauvaise	37,9	37,4	42,2	35,5
	ne sait pas	15,2	13,4	14,8	15,9
Difficulté des études	très difficile	24,3	41,7	37,3	11,6
	moyennement difficile	34,5	38,6	37,3	31,6
	pas de difficulté	41,2	19,7	25,3	56,8

suite sur la prochaine page

Tableau XII : suite

		ensemble	décrochage	échec	réussite
Problème personnel	oui	21,4	30,0	24,0	17,4
Difficulté matérielle	très difficile	12,7	17,4	13,2	11,1
	moyennement difficile	25,6	28,9	25,9	24,4
	pas de difficulté	61,7	53,7	60,9	64,6
Confiance	très bonne	9,0	10,0	10,1	8,2
	normale	81,8	82,9	82,4	81,2
	très mauvaise	9,1	7,1	7,6	10,6
Physique	très bon	12,2	13,7	11,6	12,1
	normal	78,4	76,3	77,9	79,3
	mauvais	9,4	10,0	10,5	8,6

Source : panel 1995 ministère de l'éducation nationale.