

# L'impact du travail salarié des étudiants sur la réussite et la poursuite des études universitaires

Magali Beffy\*, Denis Fougère\*\* et Arnaud Maurel\*\*\*

Cet article est consacré à l'estimation des effets du travail salarié des étudiants sur leur réussite universitaire et leur décision de poursuite d'études. L'analyse repose sur des échantillons extraits des enquêtes *Emploi* conduites par l'Insee de 1992 à 2002. Ces échantillons sont restreints aux personnes en cours d'études initiales à l'université et préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise). Sont exclus de l'analyse les étudiants dont l'emploi va de pair avec les études, en particulier les apprentis sous contrat et les stagiaires en formation. Les modèles estimés sont des modèles de type *Probit* à deux équations simultanées, la première expliquant l'occupation d'un emploi salarié par l'étudiant, la seconde sa réussite à l'examen de fin d'année, conjointement avec sa décision de poursuite des études pour l'un des modèles. Le temps de travail salarié est pris en compte en distinguant, dans un des modèles, les emplois de moins ou plus de 16 heures par semaine. Les résultats montrent que l'occupation d'un emploi régulier réduit significativement la probabilité de réussite à l'examen de fin d'année universitaire. S'ils ne travaillaient pas, les étudiants salariés auraient une probabilité plus élevée de 43 points de réussir leur année. Une analyse complémentaire montre que le cumul emploi-études n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de poursuivre les études l'année suivante, quels que soient la filière et le niveau des études.

\* Crest-Insee. E-mail : magali.beffy@polytechnique.org

\*\* CNRS, Crest-Insee et DEPP, Paris, CEPR, London, IZA, Bonn. E-mail : fougere@ensae.fr

\*\*\* Ensae, Crest-Insee et PSE, Paris, IZA, Bonn. E-mail : maurel@ensae.fr

Nous remercions, pour leurs conseils et remarques avisés, Sylvère Chirache, Elise Coudin, Xavier d'Haultfœuille, Marc Gurgand, Jean-Baptiste Pomarède, Fabienne Rosenwald, Chloé Tavan, les trois rapporteurs anonymes d'Économie et Statistique ainsi que, tout particulièrement, Laurent Bérail, qui a rédigé le rapport du Conseil économique et social consacré au travail des étudiants (Conseil économique et social, 2007), et qui a bien voulu reprendre dans son rapport certains des éléments et résultats contenus dans notre étude. Nous restons toutefois entièrement responsables des insuffisances et erreurs qui pourraient subsister dans cet article.

La situation de l'enseignement supérieur en France est l'objet de nombreux débats. Ceux-ci portent souvent sur les effets de la double coupure entre grandes écoles et universités d'une part, et enseignement et recherche de l'autre, ou encore sur les faibles moyens consacrés à cet enseignement. Mais une des caractéristiques les plus préoccupantes du système français d'enseignement supérieur est sans nul doute le taux d'abandon particulièrement élevé dans les filières universitaires. La progression du nombre d'étudiants qui travaillent pour financer leurs études est souvent invoquée comme une des causes possibles de ces fréquents échecs (1). Selon le rapport du Conseil économique et social sur le travail étudiant (2007), 15 à 20 % des étudiants travaillent de façon régulière pendant leurs études. Cette proportion d'étudiants salariés a assez fortement augmenté pendant les années 1990, avec une augmentation de 4,4 points entre 1990 et 2002, mais stagne depuis (2).

À notre connaissance, aucune étude empirique rigoureuse n'a été conduite en France sur ce thème (3). Notre article essaie d'apporter des premiers éléments de réponse. Pour ce faire, nous analysons des échantillons extraits des enquêtes sur l'emploi conduites par l'Insee de 1992 à 2002. Ces échantillons sont restreints aux personnes en cours d'études initiales à l'université et préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise). Nous excluons de l'analyse les étudiants dont l'emploi va de pair avec les études. Afin de limiter les biais engendrés par une éventuelle endogénéité de la situation de cumul emploi-études, nous utilisons une technique de variables instrumentales (4). Les modèles estimés sont des modèles de type *Probit* à deux équations simultanées, la première expliquant l'occupation d'un emploi salarié par l'étudiant, la seconde sa réussite à l'examen de fin d'année, conjointement avec sa décision de poursuite des études pour l'un des modèles. Nous prenons en compte le temps de travail en distinguant, dans un des modèles, les emplois de moins ou plus de 16 heures par semaine. À l'aide des modèles estimés, nous pouvons calculer les effets moyens de l'activité salariée sur les résultats par filière et par niveau d'étude. Nous insistons également sur l'effet de l'origine sociale des étudiants sur la réussite et sur la poursuite des études (5).

## Des résultats d'études antérieures divergents

De nombreuses recherches, tant en économie qu'en sociologie, ont été consacrées

au cumul des situations d'emploi salarié et d'études, et en particulier aux effets de l'activité salariée sur la réussite scolaire et la poursuite des études. Toutefois, les résultats de ces recherches divergent.

Une première génération de travaux examinant la relation entre activité salariée et résultats scolaires s'appuie essentiellement sur des analyses de corrélation ainsi que sur des estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires. Certains de ces articles trouvent un effet non significatif du travail salarié sur les résultats aux examens (Gade et Peterson, 1980 ; Meyer et Wise, 1982 ; Steinberg *et al.*, 1982 ; D'Amico, 1984 ; Hotchkiss, 1986). D'autres, au contraire, concluent à une relation négative entre travail salarié et réussite scolaire (Greenberger et Steinberg, 1980 ; Mortimer et Finch, 1986 ; Marsh, 1991). Enfin, plusieurs travaux montrent que seul est déterminant le nombre d'heures de travail salarié, accomplies en plus du temps consacré aux études. Ces papiers concluent à une relation non-linéaire entre le nombre d'heures travaillées et la réussite scolaire. Lorsque le nombre d'heures de travail par semaine est faible, l'activité salariée est associée non significativement, voire positivement, à la réussite (D'Amico, 1984 ; Schill *et al.*, 1985 ; Steel, 1991), alors qu'occuper un emploi régulier et intensif diminue significativement les chances de réussite (Schill *et al.*, 1985 ; Steel, 1991).

Cependant, le choix de travailler pendant les études pouvant être endogène (puisque la décision de travailler dépend de plusieurs facteurs, dont la motivation, qui affectent également la réussite à l'examen de fin d'année), l'effet du cumul emploi-études sur la réussite universitaire estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires est vraisemblablement biaisé. Ehrenberg et Sherman (1987) ont été les premiers à tenir

1. En France, selon les données du Ministère de l'Éducation Nationale portant sur l'année 2006-2007, plus d'un quart des étudiants inscrits en première année d'université ne s'y réinscrivent pas l'année suivante.

2. Sur la question du travail étudiant salarié, des premiers éléments de cadrage sont contenus dans les études de Gruel et Thiphaine (2004) et Coudin et Tavan (2008) ainsi que dans le rapport du Conseil économique et social consacré au travail des étudiants (2007).

3. La seule étude existante est celle de Bédoué et Giret (2004), qui ne concerne pas directement l'effet du travail en cours d'étude sur la réussite aux examens universitaires. Elle porte sur le sujet connexe de son lien avec la qualité de l'insertion professionnelle.

4. La décision de cumuler emploi et études est en effet potentiellement liée, positivement ou négativement, à la motivation pour les études, qui peut affecter à son tour la réussite scolaire.

5. En effet, en l'absence de données sur les revenus et transferts parentaux, la catégorie socioprofessionnelle du père reste le meilleur indicateur des ressources de l'étudiant.

compte de ce problème d'endogénéité. En estimant un modèle de sélection de type *Tobit*, ils trouvent que le travail salarié étudiant n'a pas d'effet significatif sur les notes obtenues. Ils obtiennent en revanche un effet significatif et de signe négatif sur la probabilité de poursuivre les études. Lillydahl (1990) tient également compte de l'endogénéité potentielle du travail salarié, la méthode de correction du biais étant ici celle des variables instrumentales. L'auteur conclut à un effet non linéaire du nombre d'heures travaillées sur les résultats à des tests standardisés (tests SAT) : alors que le fait de travailler moins de 13 heures et demie par semaine a un effet positif sur la réussite à ces tests, travailler plus de 13 heures et demie a un effet négatif (6).

Plus récemment, Ruhm (1997) montre que l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) tend à sous-estimer l'effet causal du travail étudiant salarié sur la réussite scolaire : l'estimation par la méthode de sélection ainsi que la méthode des variables instrumentales conduisent toutes deux à un effet nettement plus négatif du cumul emploi-études. L'article d'Oettinger (1999) conclut de même à la nécessité de prendre en compte l'endogénéité du travail étudiant. Il exploite la dimension longitudinale des données américaines du NLSY-79 (*National Longitudinal Survey of Youth*) en estimant des modèles à effets fixes, et aboutit à des effets très faibles du travail à temps partiel sur la réussite scolaire des lycéens. Stinebrickner et Stinebrickner (2003) montrent que l'estimation de l'impact du cumul emploi-études sur la réussite scolaire par différentes méthodes (MCO, doubles moindres carrés et panels à effets fixes) conduisent à des résultats sensiblement différents, et mettent ainsi en évidence la nécessité de tenir compte de l'endogénéité du travail étudiant (7). Enfin, Tyler (2003) utilise une stratégie instrumentale originale afin d'identifier l'effet causal du cumul emploi-études sur la réussite scolaire au sein des lycées américains (*high schools*). Tirant avantage des différences entre les lois relatives au travail des mineurs dans les États américains, Tyler trouve que le travail salarié diminue significativement la réussite scolaire au niveau de la dernière année de *high school*. Très récemment, Rothstein (2007) et Buscha *et al.* (2008) exploitent la dimension panel des données américaines du NLSY-97 et du NELS :88 (*National Education Longitudinal Study*) en estimant respectivement des modèles à effets fixes et des modèles combinant différence de différences et méthode d'estimation par appariement (*propensity score matching*). Ces deux travaux concluent à un effet non signi-

ficatif du cumul emploi-études sur la réussite scolaire au lycée.

D'autres études relèvent d'une approche plus structurelle. Ainsi, Eckstein et Wolpin (1999) estiment à l'aide des données américaines du panel NLSY-79 (*National Longitudinal Survey of Youth*) un modèle dynamique structurel de décision jointe de scolarisation et de participation au marché du travail. Le modèle repose sur l'hypothèse selon laquelle l'effort fourni par les élèves durant leurs études varie en sens inverse de leur offre de travail. En simulant l'impact de politiques publiques limitant les possibilités de cumul, Eckstein et Wolpin concluent à un effet négatif, bien que quantitativement faible, du travail en cours d'études sur la réussite scolaire (8).

Enfin, quelques articles étudient l'impact de l'activité salariée à la fois sur la réussite scolaire et sur la poursuite des études. C'est le cas notamment de l'étude d'Eckstein et Wolpin (1999) qui estiment l'impact du travail salarié sur le taux de poursuite des études, toujours en simulant des restrictions des possibilités de cumul emploi-études. Montmarquette *et al.* (2007) estiment également l'effet du travail à temps partiel sur la réussite scolaire ainsi que sur la probabilité d'arrêt des études. Ils montrent que, pour les lycéens canadiens, un emploi régulier intensif (de plus de 30 heures par semaine) diminue significativement les probabilités de réussite scolaire et de poursuite des études. En revanche, occuper un emploi à temps très partiel a un impact faible, voire non significatif, pour des emplois de moins de 15 heures par semaine, sur la réussite comme sur la probabilité d'abandonner les études. Cet impact non linéaire des heures travaillées constitue un résultat central de la littérature empirique. Selon les données et les méthodologies économétriques utilisées, les études examinant cette non-linéarité concluent à un seuil critique se situant entre 10 et 20 heures de travail hebdomadaire. Dustmann et van Soest (2007) estiment sur données britanniques un modèle à trois équations simultanées représentant l'offre de travail à temps partiel, la réus-

6. L'auteur rend compte de cette non-linéarité en incluant le carré des heures travaillées dans l'équation de résultat aux tests.

7. La grande majorité des travaux existants étudie l'effet du cumul emploi-études sur la réussite au niveau du lycée (*high school*). Parmi les articles présentés dans cette revue de littérature, seuls Ehrenberg et Sherman (1987) et Stinebrickner et Stinebrickner (2003) estiment l'effet du travail étudiant salarié sur la réussite universitaire.

8. Selon les estimations de leur modèle, si les lycéens étaient contraints de ne pas participer au marché du travail, le taux de réussite au diplôme terminal du second cycle (l'équivalent du baccalauréat) passerait seulement de 82 % à 84,1 %.

site scolaire et la décision de quitter les études à partir de 16 ans. Les auteurs concluent à un effet négatif mais faible du travail salarié sur la réussite scolaire ainsi que sur la décision de poursuivre les études au-delà de l'âge minimum de sortie du système scolaire. Ces deux derniers articles exploitent les variations du taux de chômage local ainsi que celle du niveau d'éducation des parents afin d'identifier l'effet du travail salarié respectivement sur la réussite scolaire et la décision de poursuivre les études (9).

## Les données

Les données que nous utilisons sont celles des enquêtes annuelles sur l'emploi réalisées par l'Insee de 1992 à 2002. Notre échantillon a été construit de la façon suivante : pour toute année  $t$  comprise entre 1992 et 2001, sont retenues les personnes en première interrogation, en cours d'études initiales à l'université, et préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise). Seules les personnes réinterrogées et présentes l'année  $t+1$  sont conservées. Les autres critères que ces personnes vérifient sont les suivants : elles sont au plus âgées de 29 ans l'année de l'enquête, et nées en France métropolitaine. Sont par ailleurs exclus les étudiants dont l'emploi va de pair avec les études : cette catégorie comprend les apprentis sous contrat ainsi que les stagiaires en formation. Les déterminants de ce type de travail en cours d'études ne sont en effet pas les mêmes. L'échantillon ainsi constitué comprend 1 603 étudiants (10).

La variable d'emploi retenue correspond à la notion d'actif occupé (au moment de l'enquête, *i.e.* au mois de mars) au sens du Bureau International du Travail. Les variables permettant d'expliquer l'occupation d'un emploi salarié par les étudiants sont le niveau d'études actuellement suivi, la spécialité de la filière, deux indicatrices de retard scolaire prenant la valeur un (zéro sinon) lorsque l'âge de la personne est supérieur respectivement d'une année ou d'au moins deux années à l'âge habituel dans le niveau considéré (20 ans ou moins en Deug, 21 ans ou moins en licence, 22 ans ou moins en maîtrise), le sexe, le statut matrimonial, une indicatrice de résidence dans l'agglomération parisienne, le nombre de personnes et la présence d'enfants de 18 ans ou moins dans le ménage (11).

Nous utilisons également des variables instrumentales qui sont supposées agir sur la décision

de cumuler emploi salarié et études, mais pas directement sur la réussite à l'examen de fin d'année. Ces variables assurent l'identification non-paramétrique des modèles à équations simultanées que nous estimons. Elles incluent la catégorie socioprofessionnelle du père (12), le taux de chômage départemental des 15-24 ans peu ou pas qualifiés (13), ainsi qu'une interaction entre la CSP du père et ce taux de chômage. La CSP du père est vraisemblablement corrélée avec le revenu des parents, qui est non mesuré par l'enquête. Toutes choses égales par ailleurs, les étudiants dont le père appartient à une CSP supérieure devraient moins souvent recourir au travail salarié pour financer leurs études, en raison de l'aide financière familiale plus élevée dont ils peuvent bénéficier. On pourrait toutefois penser que la CSP du père a aussi un effet direct sur la réussite scolaire, ce qui invaliderait son exclusion de l'équation de réussite. Cependant, les données rejettent cette hypothèse et semblent conforter ainsi la validité de cet instrument : lorsque nous estimons nos modèles sans exclure la CSP du père de l'équation de réussite, l'hypothèse d'absence d'effet de la CSP du père sur la réussite ne peut être rejetée (au seuil de 1 %). Le taux de chômage départemental des jeunes peu qualifiés est un indicateur des difficultés d'accès aux emplois offerts aux étudiants qui souhaitent travailler. En effet, on sait que les étudiants salariés occupent très souvent des emplois peu qualifiés, notamment dans le secteur du commerce de détail et de

9. Plus précisément, Montmarquette et al. (2007) exploitent les variations des interactions entre le niveau d'éducation des parents et le taux de chômage local afin d'identifier l'effet du travail à temps partiel sur la réussite et la poursuite des études.

10. En particulier cet échantillon ne permet pas d'obtenir de résultats sur les étudiants mobiles étant donné que l'enquête Emploi suit des logements et non des individus. De même, nos résultats ne sont pas généralisables aux étudiants hors cursus universitaire. Il est à noter cependant que l'échec scolaire au niveau de l'enseignement supérieur en France est particulièrement marqué au niveau de l'université, et il est à ce titre pertinent de se restreindre au champ des étudiants inscrits à l'université.

11. Il s'agit ici du ménage de rattachement de l'étudiant interrogé. De fait, l'indicatrice de résidence dans l'agglomération parisienne, le nombre de personnes dans le ménage, et la présence d'enfants de 18 ans ou moins dans le ménage, n'ont pas d'effet significatif sur la probabilité de réussite à l'examen de fin d'année, mais elles en ont un sur la propension à occuper un emploi salarié. Ces variables sont donc exclues de l'équation de réussite à l'examen, mais sont introduites dans celle d'emploi. Elles contribuent donc à la sur-identification de nos modèles.

12. Pour construire cette variable, nous avons retenu deux modalités. La première modalité correspond aux catégories socioprofessionnelles supérieures, qui incluent les chefs d'entreprises de 10 salariés ou plus, les professions libérales, les cadres administratifs et commerciaux d'entreprise, ainsi que les ingénieurs et les cadres techniques d'entreprises. La seconde modalité regroupe l'ensemble des autres catégories socioprofessionnelles, notamment les professions intermédiaires, les ouvriers et les employés.

13. Les jeunes peu qualifiés sont ceux dont le niveau d'éducation est inférieur ou égal au baccalauréat.

l'hôtellerie-restauration (14). 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. En revanche, il est peu probable que le taux de chômage des peu qualifiés ait un effet direct sur les probabilités individuelles de réussite aux examens universitaires (15). Par ailleurs, plusieurs travaux ont montré que la CSP des parents, mesure indirecte de leur revenu mais aussi de l'ampleur de leur réseau de relations sociales, facilite l'accès des jeunes aux emplois, en particulier lorsque le chômage est élevé (cf. notamment, Kramarz et Nordström Skans, 2007). C'est pourquoi nous introduisons une interaction entre la CSP du père de l'étudiant et le taux de chômage départemental des jeunes peu qualifiés, l'effet négatif du taux de chômage sur la probabilité d'accès à l'emploi salarié étant supposé être moindre pour les étudiants dont le père appartient à une CSP supérieure.

Les variables exogènes retenues pour expliquer la réussite universitaire, au sens de l'obtention de l'examen de fin d'année, sont constituées de l'ensemble des variables précédentes, à l'exception des variables instrumentales, auxquelles viennent s'ajouter des variables indicatrices de l'année d'enquête (de 1992 à 1996 et de 1996 à 2001) (16).

Dans l'analyse complémentaire de l'effet du cumul emploi-études sur la poursuite des études universitaires l'année suivante, les variables exclues de l'équation de réussite et de poursuite des études sont le taux de chômage départemental des 15-24 ans peu ou pas qualifiés, ainsi que l'interaction entre la catégorie socioprofessionnelle du père et ce taux de chômage. Les variables indicatrices de l'année d'enquête (de 1992 à 1996 et de 1996 à 2001) et le taux de chômage départemental sont par ailleurs utilisées pour expliquer la réussite et la poursuite des études, mais sont exclues de l'équation d'emploi.

L'échantillon comporte 1 603 étudiants, parmi lesquels 202 travaillent pendant leurs études (17) (cf. tableau 1). Dans cet échantillon, composé d'étudiants observés entre 1992 et 2002, le taux d'obtention de l'examen préparé est de 63,4 % dans l'échantillon global, il est de 66 % pour les étudiants qui ne travaillent pas et de 45,5 % pour ceux qui travaillent. Parmi les 202 étudiants qui occupent un emploi, 86 étudiants travaillent moins de 16 heures par semaine et 116 plus de 16 heures. Le taux brut de réussite à l'examen est respectivement de 55,8 % pour les étudiants qui travaillent moins de 16 heures par semaine, et de 37,9 % pour ceux qui travaillent plus de 16 heures (18). Par ailleurs, dans l'échantillon global, 88,5 % des étudiants décident de poursuivre les études l'année suivante (19). Le taux de poursuite des études est de 89,9 % pour les étudiants qui ne travaillent pas et de 79,2 % pour ceux qui travaillent. En particulier, 86,1 % des étudiants qui travaillent moins de 16 heures, mais seulement 74,1 % des étudiants qui travaillent plus de 16 heures par semaine, poursuivent leurs études.

14. Sur ce point en particulier, on pourra consulter le rapport du Conseil économique et social consacré au travail des étudiants (Conseil économique et social, 2007).

15. Cette hypothèse, et la restriction d'exclusion qui en résulte, sont également retenues par Dustmann et Van Soest (2007) et Montmarquette et al. (2007). Ces derniers exploitent aussi les variations du niveau du salaire minimum réel pour identifier l'effet du cumul emploi-études sur la réussite. Probablement du fait de sa relativement faible variation en France au cours de la période d'intérêt (9 %), le niveau du Smic horaire réel n'a pas ici d'effet significatif sur la probabilité de cumuler emploi et études.

16. Nous avons distingué ces deux sous-périodes afin de tenir compte dans les estimations du changement de nomenclature des filières universitaires. Cette modification a pris effet en 1996 dans l'enquête Emploi.

17. Bien qu'il soit possible de travailler tout en étant boursier, il est probable que bénéficier d'une bourse diminue l'offre de travail étudiante. L'enquête Emploi ne permet toutefois pas de repérer les étudiants boursiers.

18. Le nombre d'heures travaillées correspond au nombre d'heures de travail habituel par semaine. Pour les étudiants déclarant ne pas avoir de durée habituelle de travail, on utilise le nombre d'heures de travail la semaine précédant l'enquête.

19. Parmi les individus qui poursuivent leurs études, 34,6 % le font après un échec à l'examen de fin d'année et redoublent, alors que 65,4 % poursuivent leur scolarité dans un niveau supérieur.

Tableau 1  
Statistiques descriptives de l'échantillon des 1 603 étudiants

	Activité salariée des étudiants	Taux de réussite à l'examen	Taux de poursuite des études
Étudiants salariés (plus de 16 heures)	7,2	37,9	74,1
Étudiants salariés (moins de 16 heures)	5,4	55,8	86,1
Étudiants non salariés	87,4	66,0	89,9
Total	100,0	63,4	88,5

Lecture : 7,2 % des étudiants de l'échantillon sont salariés et travaillent plus de 16 heures.

Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.

Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee.

Étant donné que la notion de cumul emploi-études sur laquelle repose l'article exclut les emplois intégrés aux études, par essence moins perturbateurs de la scolarité, il est important de noter que les estimations obtenues constituent *a priori* des bornes supérieures de l'effet moyen du travail étudiant sur la réussite et la poursuite des études universitaires.

## Le travail salarié des étudiants diminue fortement leur chance de réussite à l'examen de fin d'année

Dans un premier temps, nous évaluons l'impact du travail étudiant salarié sur la réussite à l'examen de fin d'année universitaire, tout d'abord à l'aide d'un modèle *Probit* bivarié, puis d'un modèle qui tient compte du nombre d'heures hebdomadaires de travail salarié.

### Un modèle *Probit* bivarié

Le premier modèle économétrique qui sera estimé est un modèle *Probit* à deux équations. La première permet d'expliquer le travail salarié étudiant, la seconde équation du modèle détermine la réussite à l'examen de fin d'année. À ce stade, la décision de poursuivre ou d'abandonner les études, comme celle de redoubler en cas d'échec à l'examen, ne sont pas modélisées.

L'occupation éventuelle d'un travail salarié est représentée par la variable dichotomique  $Y_1$  qui prend la valeur 1 si l'étudiant cumule les deux situations, 0 sinon. Plus précisément, l'étudiant décide d'occuper un travail salarié tout en continuant ses études (auquel cas  $Y_1 = 1$ ) si la variable latente  $Y_1^*$  définie par l'équation  $Y_1^* = X_1\beta + \varepsilon_1$  est positive. Cette variable latente s'interprète comme la propension individuelle au cumul emploi-études. Elle dépend tout à la fois de caractéristiques individuelles exogènes  $X_1$  (associées aux coefficients  $\beta_1$ , qui doivent être estimés) et d'une perturbation aléatoire  $\varepsilon_1$ , supposée suivre une loi normale centrée réduite  $N(0,1)$ .

Le résultat à l'examen universitaire de fin d'année est représenté par une variable dichotomique  $Y_2$ , qui prend la valeur 1 si l'étudiant obtient son diplôme dans l'année, 0 sinon. Ce résultat est déterminé par une variable latente  $Y_2^*$  qui est positive si l'étudiant obtient son diplôme (en ce cas,  $Y_2 = 1$ ), négative sinon (auquel cas  $Y_2 = 0$ ). Cette propension individuelle à la réussite, qui

peut s'interpréter comme la différence entre le score individuel et le score correspondant à la moyenne des notes assurant la réussite finale à l'examen, est définie par une équation linéaire  $Y_2^* = Y_1\beta_{20} + X_2\beta_{21} + \varepsilon_2$ . Cette propension est donc supposée dépendre tout à la fois de l'occupation simultanée d'un emploi salarié, qui est une variable potentiellement endogène, mais aussi d'un vecteur  $X_2$  de variables exogènes qui inclut des caractéristiques individuelles telles que la filière de formation, le sexe, etc. Le vecteur de paramètres  $\beta_2 = (\beta_{20}, \beta_{21})'$  associé aux variables explicatives de la réussite à l'examen,  $Y_1$  et  $X_2$  doit être estimé. La perturbation aléatoire  $\varepsilon_2$  est une fois encore supposée suivre une loi normale standard  $N(0,1)$ . Elle peut être corrélée au résidu  $\varepsilon_1$  de la première équation. La fonction de vraisemblance de ce modèle est donnée dans l'encadré 1.

### Un modèle avec temps de travail salarié

Le second modèle prolonge le premier en tenant compte du nombre d'heures hebdomadaires de travail salarié. En conséquence, la première équation du modèle est modifiée. Elle détermine maintenant une variable  $Y_1$  qui prend trois modalités, selon que l'étudiant ne travaille pas ( $Y_1 = 0$ ), qu'il occupe un emploi moins de 16 heures par semaine ( $Y_1 = 1$ ), ou bien qu'il travaille plus de 16 heures par semaine ( $Y_1 = 2$ ). La seconde équation est inchangée, elle explique encore la réussite ou l'échec à l'examen de fin d'année. Mais le temps de travail salarié  $Y_1$  intervient maintenant dans la liste des variables explicatives de la réussite à l'examen sous la forme de deux variables indicatrices, selon que le temps de travail salarié est positif, mais inférieur ou supérieur à 16 heures par semaine. Les résidus des deux équations sont à nouveau potentiellement corrélés, de manière à rendre compte de l'éventuelle endogénéité de la décision de travailler.

L'occupation d'un emploi salarié est maintenant modélisée à l'aide d'un modèle *Probit* ordonné de la forme :

$$\forall k \in (0,1,2), Y_1 = k \Leftrightarrow s_k < Y_1^* = X_1\beta + \varepsilon_1 \leq s_{k+1}$$

où  $Y_1^*$  désigne la propension individuelle à travailler et  $Y_1$  est la variable catégorielle à trois modalités qui décrit le temps de travail salarié des étudiants. On note dans la suite  $Y_1^1$  et  $Y_1^2$  les variables indicatrices du fait de travailler moins de 16 heures et plus de 16 heures. Le

résidu  $\varepsilon_1$ , supposé suivre une loi normale centrée réduite  $N(0,1)$ , s'interprète comme la composante inobservable de la propension individuelle à travailler à temps partiel. Lorsque cette propension est faible, c'est-à-dire lorsqu'elle est formellement inférieure au seuil  $s_1$  (soit  $s_0 = -\infty < Y_1^* \leq s_1$ ), l'étudiant décide de se consacrer uniquement aux études, et en ce cas  $Y_1 = 0$ . Lorsque cette propension atteint un niveau intermédiaire, c'est-à-dire lorsque sa valeur est comprise entre les deux seuils  $s_1$  et  $s_2$  (soit  $s_1 < Y_1^* \leq s_2$ ), l'étudiant accepte de travailler moins de 16 heures par semaine, et en ce cas  $Y_1 = 1$ . Lorsque enfin la propension individuelle à travailler est forte, *i.e.* lorsqu'elle est supérieure au seuil  $s_2$  (soit  $s_2 < Y_1^* \leq s_3 = +\infty$ ), l'étudiant accepte de travailler plus de 16 heures par semaine, et en ce cas  $Y_1 = 2$ . Les deux seuils  $s_1$  et  $s_2$  sont inconnus et doivent être estimés. Afin d'identifier le modèle, il est nécessaire de normaliser la constante du terme déterministe  $X_1\beta$  à zéro et la variance du résidu  $\varepsilon_1$  à un.

Comme précédemment, la réussite à l'examen de fin d'année est représentée par la variable dichotomique  $Y_2$ , dont la réalisation (0 si échec, 1 si réussite) est gouvernée par la propension latente  $Y_2^* = Y_1^1\beta_{20}^1 + Y_1^2\beta_{20}^2 + X_2\beta_{21} + \varepsilon_2$ . La fonction de vraisemblance de ce modèle est donnée dans l'encadré 2.

### Comment mesurer l'effet moyen de l'activité salariée sur la réussite à l'examen ?

Les estimations du modèle *Probit* bivarié permettent d'estimer l'effet moyen du cumul emploi études sur la réussite à l'examen, alors que celles du modèle avec temps de travail variable permettent de faire dépendre la valeur de cet effet du nombre d'heures de travail. Rappelons que nous notons  $Y_2$  la variable de réussite à l'examen et  $Y_1$  la variable de travail salarié, avec  $Y_2^k$  la réussite potentielle à l'examen lorsque  $Y_1 = k$ , et  $X$  le vecteur des variables exogènes. Pour les étudiants de caractéristiques  $X$  qui occupent un emploi à temps partiel, l'effet moyen du cumul emploi-études sur la réussite est égal à :

$$\Delta_{TT}^1(X) = E\left(Y_2^1 \mid Y_1 = 1, X\right) - E\left(Y_2^0 \mid Y_1 = 1, X\right) \\ = \frac{\Pr\left(Y_2^1 = 1, Y_1 = 1 \mid X\right)}{\Pr\left(Y_1 = 1 \mid X\right)} - \frac{\Pr\left(Y_2^0 = 1, Y_1 = 1 \mid X\right)}{\Pr\left(Y_1 = 1 \mid X\right)} \quad (1)$$

Cet effet correspond à ce que l'on appelle l'effet du traitement sur les traités dans la littérature sur l'évaluation (cf. Brodaty *et al.*, 2007), le traitement correspondant ici au cumul emploi-études. Il est calculé à l'aide de l'estimation  $\hat{\beta}$  du vecteur de paramètres  $\beta$ , mais aussi des tabulations de la loi normale bivariée  $\Phi_2(\dots, \hat{\sigma}_{12})$ , où  $\hat{\sigma}_{12}$  désigne la covariance estimée entre  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$ . Dans le modèle avec temps de travail variable, l'effet sur la réussite d'une activité salariée de moins de 16 heures par semaine, conditionnellement aux caractéristiques  $X$  et au fait de travailler moins de 16 heures par semaine, s'écrit :

$$\Delta_{TT}^2(X) = E\left(Y_2^1 \mid Y_1 = 1, X\right) - E\left(Y_2^0 \mid Y_1 = 1, X\right) \\ = \frac{\Pr\left(Y_2^1 = 1, Y_1 = 1 \mid X\right)}{\Pr\left(Y_1 = 1 \mid X\right)} - \frac{\Pr\left(Y_2^0 = 1, Y_1 = 1 \mid X\right)}{\Pr\left(Y_1 = 1 \mid X\right)} \quad (2)$$

Enfin, l'effet moyen sur la réussite à l'examen d'une activité salariée de plus de 16 heures par semaine s'écrit de même :

$$\Delta_{TT}^3(X) = E\left(Y_2^2 \mid Y_1 = 2, X\right) - E\left(Y_2^0 \mid Y_1 = 2, X\right) \\ = \frac{\Pr\left(Y_2^2 = 1, Y_1 = 2 \mid X\right)}{\Pr\left(Y_1 = 2 \mid X\right)} - \frac{\Pr\left(Y_2^0 = 1, Y_1 = 2 \mid X\right)}{\Pr\left(Y_1 = 2 \mid X\right)} \quad (3)$$

Afin d'obtenir l'estimation de ces effets moyens pour les étudiants qui travaillent, quelles que soient leurs caractéristiques  $X$ , on calcule la moyenne empirique de tous les effets conditionnels estimés, notés  $\hat{\Delta}_{TT}^j(X_i)$  pour  $j = 1, 2, 3$  et  $i = 1, \dots, n$ . On peut également affiner l'analyse en estimant l'effet moyen d'une activité salariée sur la réussite à l'examen en considérant différents sous-groupes d'étudiants, par exemple en se restreignant à une filière ou à un niveau d'études particulier (20).

### Comment mesurer l'effet de l'origine sociale sur la réussite à l'examen ?

L'origine sociale de l'étudiant (ici, la catégorie socioprofessionnelle, ou CSP, de son père)

20. On estime aussi l'effet du cumul emploi-études sur la réussite universitaire pour les étudiants qui ne travaillent pas à temps partiel. Ces effets moyens s'obtiennent à partir des effets moyens sur le sous-groupe des étudiants qui travaillent, en remplaçant dans le conditionnement  $\{Y_i = k\}$ ,  $k \in \{1, 2\}$ , par  $\{Y_i = 0\}$ . Ils correspondent aux effets moyens du traitement sur les non-traités.

influence de deux façons la probabilité d'occuper un emploi salarié en cours d'études : d'une part, parce que celle-ci est en relation étroite avec le revenu des parents et donc avec leur capacité à financer les études supérieures de leur enfant, d'autre part, parce que le réseau social et professionnel des parents peut aider l'étudiant à trouver plus facilement un emploi salarié pendant les études.

L'origine sociale d'un étudiant peut affecter sa propension à accepter un emploi salarié en cours d'études, et de ce fait ses chances de réussite à l'examen. Afin de quantifier cet effet potentiel, nous procédons à une simulation consistant à faire varier la catégorie socioprofessionnelle du père, par exemple en faisant croître celle-ci de manière arbitraire, et nous en déduisons ce que deviendrait alors la probabilité de réussite à l'examen. Cet exercice est conduit dans le cadre de chacun des deux modèles estimés.

Imaginons que la CSP du père, initialement de type  $j$  (correspondant ici à une profession intermédiaire, d'ouvrier ou d'employé), devienne une CSP de type  $k$  (par exemple, une profession de catégorie supérieure). Notons  $Y_1^j$  la situation de l'étudiant vis-à-vis de l'activité salariée, et  $Y_2^j$  son résultat à l'examen de fin d'année lorsque la CSP initiale de son père est de type  $j$ . Notons ensuite  $X_0$  le vecteur des variables explicatives privé de la variable indicatrice de CSP du père. L'effet du changement de CSP du père sur la réussite à l'examen d'un étudiant de caractéristiques individuelles  $X_0$  est alors égal à :

$$\Delta_{CSP}(X_0) = E\left(Y_2 \mid X_0, CSP = k, Y_1^j, Y_2^j\right) - E\left(Y_2 \mid X_0, CSP = j, Y_1^j, Y_2^j\right)$$

Ce paramètre d'intérêt est uniquement estimé sur le sous échantillon des individus dont la CSP du père appartient initialement à la catégorie  $j$ , et qui travaillent. Le deuxième terme du paramètre d'intérêt  $\Delta_{CSP}(X_0)$  s'écrit alors simplement :

$$E\left(Y_2 \mid X_0, CSP = j, Y_1^j = 1, Y_2^j\right) = Y_2^j$$

Seul le premier terme de cette différence (*i.e.* le "contrefactuel") doit être estimé. Ces deux termes ne sont potentiellement différents que pour l'ensemble des étudiants qui occupent un emploi ( $Y_1^j \neq 0$ ) et échouent à l'examen (21). Pour ces étudiants, en notant  $\tilde{Y}_1^k$  l'indicatrice de cumul

emploi-études (ou le vecteur des indicatrices de temps de travail salarié), ce terme est égal à :

$$E\left(Y_2 \mid X_0, CSP = k, Y_1^j, Y_2^j = 0\right) = \Pr\left(\tilde{Y}_1^k \beta_{20} + X_2^k \beta_{21} + \varepsilon_2 > 0 \mid X_0, s_{Y_1^j} - X_1^j \beta_1 < \varepsilon_1 \leq s_{Y_1^{j+1}} - X_1^j \beta_1, \varepsilon_2 \leq -\tilde{Y}_1^j \beta_{20} - X_2^j \beta_{21}\right)$$

Les indices  $j$  et  $k$  représentant respectivement la CSP initiale et la CSP modifiée du père (22). Ce terme contrefactuel est estimé en utilisant une méthode de simulation de type GHK (Geweke, 1991 ; Keane, 1994 ; Hajivassiliou et Mac Fadden, 1998), qui consiste à tirer les aléas  $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$  dans la loi normale bivariée restreinte aux intervalles  $\left[\hat{s}_{Y_1^j} - X_1^j \hat{\beta}_1; \hat{s}_{Y_1^{j+1}} - X_1^j \hat{\beta}_1\right]$  et  $\left[-\infty; -\tilde{Y}_1^j \hat{\beta}_{20} - X_2^j \hat{\beta}_{21}\right]$ .

Afin d'obtenir une estimation de l'effet moyen de la variation de la CSP du père sur la réussite universitaire, on calcule la moyenne empirique des effets conditionnels estimés  $\Delta_{CSP}(X_{0i})$  au sein du sous-échantillon des étudiants dont la CSP du père est de type  $j$ . On affine ensuite cette analyse en estimant l'effet moyen de la variation de la CSP du père pour différents sous-groupes, en se limitant, par exemple, à une filière ou à un niveau d'études particulier. Ces effets par filière ou par niveau d'étude sont les moyennes empiriques des effets conditionnels estimés dans chacun des sous-groupes correspondants.

## Les résultats des estimations de ces modèles

Nous reproduisons en premier lieu les estimations de l'équation de réussite à l'examen réalisées séparément de celle de l'équation d'emploi (ce qui correspond à un coefficient de corrélation  $\sigma_{12}$  égal à zéro). Nous prenons tout d'abord en compte le seul fait de travailler (cf. tableau 2), puis nous distinguons le fait de travailler plus ou moins de 16 heures par semaine (cf. tableau 3). Comme attendu, le fait de travailler diminue significativement la probabilité de réussite à l'examen (cf. tableau 2). Toutefois, c'est sur-

21. La raison en est que la variation de CSP du père ne peut avoir un effet positif sur la réussite qu'au travers de son effet direct sur la probabilité d'emploi, réajustée à la baisse après la variation simulée.

22. Cette expression est valable pour les deux modèles estimés, en posant pour le premier modèle Probit bivarié :  $s_0 = -\infty$ ,  $s_1 = 0$  et  $s_2 = +\infty$ .

tout une activité salariée importante, de plus de 16 heures par semaine, qui réduit cette probabilité (cf. tableau 3). Mais l'absence de prise en compte de l'endogénéité potentielle de la situation de cumul risque de biaiser ces premières estimations. C'est pourquoi, dans la suite de notre article, nous insistons sur l'estimation *simultanée* des équations d'emploi et de réussite à l'examen.

Les estimations simultanées des paramètres de ces deux équations sont reportées dans les tableaux 4 (équation d'emploi) et 5 (équation de réussite à l'examen). Celles des paramètres des deux équations du modèle avec temps de travail variable sont contenues dans les tableaux 6 (équation d'emploi) et 7 (équation de réussite à l'examen).

Une fois pris en compte et estimé le coefficient de corrélation entre les résidus des deux équations d'emploi et de réussite à l'examen, il apparaît que le travail salarié en cours d'études a un effet négatif et statistiquement significatif sur la probabilité de réussite à l'examen de fin d'année (cf. tableau 5). Cet effet très significatif est en fait nettement plus fort pour les étudiants

qui travaillent plus de 16 heures par semaine que pour ceux qui travaillent moins de 16 heures par semaine (cf. tableau 7). Le coefficient de corrélation entre les résidus des deux équations est positif et statistiquement significatif dans les deux modèles.

Ce résultat signifie premièrement que le travail en cours d'études est bien une variable endogène (23), et deuxièmement que toutes choses observables égales par ailleurs, les étudiants qui occupent un emploi salarié ont en moyenne des probabilités plus élevées de réussite aux examens : ils ne sont pas les moins capables, et travailler constitue pour eux le moyen de poursuivre des études qui leur apparaissent comme profitables. Cette corrélation positive pourrait s'expliquer par le fait que les étudiants qui cumulent emploi et études sont en moyenne,

23. De ce fait, les estimations séparées de l'équation de réussite à l'examen, reportées dans les tableaux 2 et 3, sont biaisées.

Tableau 2  
L'effet du travail étudiant sur la réussite à l'examen (Régression Probit simple)

	Estimation	Écart-type
<b>Constante</b>	0,89***	0,09
<b>Travail Salarié</b>	- 0,34***	0,11
<b>Niveau d'études</b>		
En 2 <sup>e</sup> année de Deug	- 0,73***	0,21
En Licence	Réf.	Réf.
En Maîtrise	- 0,18***	0,07
<b>Spécialité</b>		
Sciences	- 0,07	0,09
Sciences humaines, Droit et Lettres	Réf.	Réf.
Commerce et Gestion	- 0,35***	0,08
Autres spécialités	- 0,18	0,16
<b>Retard scolaire</b>		
Pas de retard	Réf.	Réf.
Une année de retard	- 0,23***	0,08
Deux années ou plus de retard	- 0,38***	0,08
Homme	0,04	0,07
Femme	Réf.	Réf.
Marié	- 0,22	0,22
<b>Indicatrice d'année</b>		
Avant 1996	Réf.	Réf.
1996 et après	- 0,23***	0,08

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

Tableau 3  
L'effet du nombre d'heures travaillées sur la réussite à l'examen (Régression Probit simple)

	Estimation	Écart-type
<b>Constante</b>	0,89***	0,09
<b>Travail Salarié</b>		
Travaille moins de 16 heures par semaine	- 0,14	0,15
Travaille plus de 16 heures par semaine	- 0,53***	0,14
<b>Niveau d'études</b>		
En 2 <sup>e</sup> année de Deug	- 0,74***	0,21
En Licence	Réf.	Réf.
En Maîtrise	- 0,18***	0,07
<b>Spécialité</b>		
Sciences	- 0,07	0,09
Sciences humaines, Droit et Lettres	Réf.	Réf.
Commerce et Gestion	- 0,35***	0,08
Autres spécialités	- 0,12	0,16
<b>Retard scolaire</b>		
Pas de retard	Réf.	Réf.
Une année de retard	- 0,23***	0,08
Deux années ou plus de retard	- 0,37***	0,08
Homme	0,04	0,07
Femme	Réf.	Réf.
Marié	- 0,21	0,22
<b>Indicatrice d'année</b>		
Avant 1996	Réf.	Réf.
1996 et après	- 0,24***	0,08

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

toutes choses égales par ailleurs, plus motivés que les autres par leurs études.

Il apparaît par ailleurs que la probabilité de travailler en cours d'études est significativement plus faible pour les étudiants dont le père appartient à une catégorie socioprofessionnelle supérieure. Comme attendu, cette probabilité est plus faible (mais seulement avec une significativité statistique de 10 %) lorsque le taux de chômage départemental des jeunes peu qualifiés est plus élevé. En ce cas toutefois, ceux dont le père est d'une CSP supérieure ont une probabilité d'accès à l'emploi plus élevée (le coefficient associé à l'interaction entre l'indicatrice de CSP du père et le taux de chômage départemental des jeunes peu qualifiés n'est néanmoins significatif

Tableau 4  
Estimation de l'équation d'emploi du modèle *Probit* bivarié

	Estimation	Écart-type
<b>Constante</b>	- 1,16***	0,19
<b>CSP du père</b>		
CSP supérieure	- 1,27***	0,47
CSP intermédiaire, ouvrier ou employé	Réf.	Réf.
Taux de chômage départemental des 15-24 ans peu ou pas qualifiés	- 0,09*	0,05
CSP supérieure croisée avec le taux de chômage départemental des jeunes peu ou pas qualifiés	0,28*	0,15
<b>Niveau d'études</b>		
En 2 <sup>e</sup> année de Deug	- 0,10	0,33
En Licence	Réf.	Réf.
En Maîtrise	0,34***	0,09
<b>Spécialité</b>		
Sciences	- 0,18	0,13
Sciences humaines, Droit et Lettres	Réf.	Réf.
Commerce et Gestion	0,10	0,12
Autres spécialités	1,66***	0,15
<b>Retard scolaire</b>		
Pas de retard	Réf.	Réf.
Une année de retard	0,06	0,13
Deux années ou plus de retard	0,53***	0,10
Homme	0,07	0,10
Femme	Réf.	Réf.
Présence d'enfants de 18 ans ou moins dans le ménage	- 0,04	0,15
Marié	0,40	0,26
Nombre de personnes dans le ménage		
Deux personnes ou moins	Réf.	Réf.
Trois personnes ou plus	- 0,47***	0,10
Agglomération parisienne	0,21*	0,11

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

qu'au niveau de 10 %). En outre, la probabilité de détenir un emploi salarié est plus élevée pour les étudiants qui sont en maîtrise, qui ont accumulé un retard scolaire de plus de deux années, qui résident en agglomération parisienne, ou qui vivent dans des ménages constitués d'une ou deux personnes (cf. tableau 4). Elle est aussi plus élevée pour les spécialités autres que sciences, sciences humaines, droit et lettres, et gestion (24). Ces résultats sont à peu près les mêmes lorsque l'on considère le modèle avec temps de travail variable (cf. tableau 6). Pour le reste, les taux de réussite à l'examen sont significativement plus faibles en deuxième année de Deug, ainsi que dans la filière « commerce et gestion », et pour les étudiants ayant accumulé un retard scolaire (cf. tableaux 5 et 7). Il est à noter que l'effet négatif de la poursuite d'études en deuxième année de Deug, relativement à la Licence, est quantitativement assez fort. Ce dernier résultat est cohérent avec le taux d'échec

24. Ces spécialités concernent 5,93 % de notre échantillon et regroupent des filières pluritechnologiques (génie civil, mécanique et électricité).

Tableau 5  
Estimation de l'équation de réussite à l'examen du modèle *Probit* bivarié

	Estimation	Écart-type
<b>Constante</b>	0,88***	0,09
<b>Travail Salarié</b>	- 1,39***	0,27
<b>Niveau d'études</b>		
En 2 <sup>e</sup> année de Deug	- 0,71***	0,24
En Licence	Réf.	Réf.
En Maîtrise	- 0,11	0,07
<b>Spécialité</b>		
Sciences	- 0,09	0,09
Sciences humaines, Droit et Lettres	Réf.	Réf.
Commerce et Gestion	- 0,31***	0,09
Autres spécialités	0,44**	0,22
<b>Retard scolaire</b>		
Pas de retard	Réf.	Réf.
Une année de retard	- 0,20***	0,08
Deux années ou plus de retard	- 0,25***	0,08
Homme	0,04	0,07
Femme	Réf.	Réf.
Marié	- 0,09	0,21
<b>Indicatrice d'année</b>		
Avant 1996	Réf.	Réf.
1996 et après	- 0,22***	0,07
<b>Coefficient de corrélation entre les résidus</b>	0,60***	0,13

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

particulièrement élevé existant en France dans les premières années du cursus universitaire.

- Une activité salariée diminue de plus de 40 points la probabilité de réussite

Les estimations des coefficients du modèle *Probit* bivarié permettent de calculer, pour chacun des 202 étudiants qui travaillent, la probabilité d'obtenir le diplôme dans le cas où ils ne travailleraient pas. Les deux probabilités prédites par le modèle pour ce sous-échantillon, c'est à dire la probabilité effective de réussite dans le

cas d'un cumul emploi-études et la probabilité contrefactuelle qui prévaudrait en l'absence de travail salarié, sont alors comparées. Les différences entre ces deux probabilités sont reportées dans le tableau 8, tout d'abord pour l'ensemble de l'échantillon, puis ensuite pour chaque grande filière de formation et chaque niveau de diplôme (25).

Dans le cadre du premier modèle *Probit* bivarié, le travail salarié a un effet significatif sur la probabilité de réussir l'examen préparé, quels que soient la filière et le niveau des études considérés (26). S'ils ne travaillaient pas, les étudiants

Tableau 6  
Estimation de l'équation d'emploi du modèle avec temps de travail variable

	Estimation	Écart-type
<b>Seuils du Probit ordonné</b>		
$s_2$	1,14***	0,20
$s_3$	1,56***	0,20
<b>CSP du père</b> CSP supérieure CSP intermédiaire, ouvrier ou employé	- 1,24*** <i>Réf.</i>	0,48 <i>Réf.</i>
Taux de chômage départemental des 15-24 ans peu ou pas qualifiés	- 0,09	0,06
CSP supérieure croisée avec le taux de chômage départemental des jeunes peu ou pas qualifiés	0,28*	0,16
<b>Niveau d'études</b> En 2 <sup>e</sup> année de Deug En Licence En Maîtrise	- 0,09 <i>Réf.</i> 0,34***	0,35 <i>Réf.</i> 0,09
<b>Spécialité</b> Sciences Sciences humaines, Droit et Lettres Commerce et Gestion Autres spécialités	- 0,21 <i>Réf.</i> 0,10 1,57***	0,13 <i>Réf.</i> 0,11 0,14
<b>Retard scolaire</b> Pas de retard Une année de retard Deux années ou plus de retard	<i>Réf.</i> 0,07 0,55***	<i>Réf.</i> 0,12 0,10
Homme Femme	0,08 <i>Réf.</i>	0,10 <i>Réf.</i>
Présence d'enfants de 18 ans ou moins dans le ménage Marié	- 0,01 0,33	0,12 0,23
Nombre de personnes dans le ménage Deux personnes ou moins Trois personnes ou plus	<i>Réf.</i> - 0,49***	<i>Réf.</i> 0,09
Agglomération parisienne	0,19*	0,11

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

25. L'effet moyen du cumul emploi-étude dépend des caractéristiques individuelles via les non-linéarités des modèles estimés. Ainsi, l'hétérogénéité des effets moyens selon les filières traduit à la fois un effet de composition et un effet fixe de chaque filière en termes de réussite.

26. Les écarts-types sont calculés par bootstrap, avec 500 répliquions.

Tableau 7  
Estimation de l'équation de réussite à l'examen du modèle avec temps de travail variable

	Estimation	Écart-type
<b>Constante</b>	0,89***	0,09
<b>Travail Salarié</b> Travaille moins de 16 heures par semaine Travaille plus de 16 heures par semaine	- 0,84*** - 1,50***	0,26 0,32
<b>Niveau d'études</b> En 2 <sup>e</sup> année de Deug En Licence En Maîtrise	- 0,73*** <i>Réf.</i> - 0,12*	0,21 <i>Réf.</i> 0,07
<b>Spécialité</b> Sciences Sciences humaines, Droit et Lettres Commerce et Gestion Autres spécialités	- 0,09 <i>Réf.</i> - 0,32*** 0,41*	0,08 <i>Réf.</i> 0,08 0,23
<b>Retard scolaire</b> Pas de retard Une année de retard Deux années ou plus de retard	<i>Réf.</i> - 0,21*** - 0,26***	<i>Réf.</i> 0,08 0,09
Homme Femme	0,04 <i>Réf.</i>	0,07 <i>Réf.</i>
Marié	- 0,11	0,22
<b>Indicatrice d'année</b> Avant 1996 1996 et après	<i>Réf.</i> - 0,23***	<i>Réf.</i> 0,07
<b>Coefficient de corrélation entre les résidus</b>	0,46***	0,15

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

salariés auraient une probabilité plus élevée de 43 points de réussir leur année (cf. tableau 8). Compte-tenu de l'endogénéité du cumul emploi-études, l'effet du cumul n'est *a priori* pas le même lorsqu'il est estimé pour les étudiants qui cumulent et pour ceux qui ne cumulent pas. De ce fait, nous estimons aussi l'effet du cumul emploi-études pour les étudiants qui n'occupent pas d'emploi (cf. tableau 9). Nous retrouvons des effets symétriques : occuper un emploi étudiant diminuerait de 48 points (soit de près des trois-quarts) leur probabilité de réussir l'examen.

Tableau 8  
**Effet moyen du travail salarié sur la réussite universitaire, sous-échantillon des étudiants qui travaillent (Modèle *Probit* bivarié)**

Écart de probabilité, en points de pourcentage

	Estimation	Écart-type
<b>Ensemble des étudiants qui travaillent</b>	- 42,9***	13,7
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 36,3***	16,4
Sciences humaines,		
Droit et Lettres	- 39,0***	15,9
Gestion	- 46,9***	12,5
Autres spécialités	- 46,6***	12,1
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 47,9***	11,6
Licence	- 41,1***	13,8
Maîtrise	- 44,9***	13,9

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

Tableau 9  
**Effet moyen du travail salarié sur la réussite universitaire, sous-échantillon des étudiants qui ne travaillent pas (Modèle *Probit* bivarié)**

Écart de probabilité, en points de pourcentage

	Estimation	Écart-type
<b>Ensemble des étudiants qui ne travaillent pas</b>	- 47,6***	8,0
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 48,5***	8,5
Sciences humaines,		
Droit et Lettres	- 48,9***	8,3
Gestion	- 43,6***	7,2
Autres spécialités	- 46,1***	9,6
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 34,8***	7,3
Licence	- 48,7***	8,3
Maîtrise	- 46,3***	7,8

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

À l'aide des coefficients estimés du second modèle avec temps de travail variable, nous avons calculé, pour les étudiants travaillant plus ou moins de 16 heures par semaine, les probabilités contrefactuelles de réussite dans le cas où ils ne travailleraient pas.

Le tableau 10 montre que l'effet estimé du travail salarié est très sensible au nombre d'heures hebdomadaires de travail, ce résultat venant confirmer ceux préalablement obtenus dans la littérature internationale (essentiellement nord-américaine). Travailler plus de 16 heures par semaine a un effet très significativement négatif (en moyenne de près de - 49 points) sur la probabilité d'obtenir son diplôme. En revanche l'effet du travail salarié est réduit de moitié et peu significatif lorsque l'étudiant travaille moins de 16 heures par semaine (- 28 points, mais cette estimation n'est significative qu'au seuil de 10 %).

Tableau 10  
**Effet moyen sur la réussite scolaire du temps de travail salarié, sous-échantillon des étudiants qui travaillent**

Écart de probabilité, en points de pourcentage

	Estimation	Écart-type
<b>Moins de 16 heures de travail par semaine</b>		
<b>Ensemble des étudiants qui travaillent</b>	- 27,6*	15,3
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 25,7*	15,6
Sciences humaines,		
Droit et Lettres	- 25,3*	15,6
Gestion	- 30,4**	14,9
Autres spécialités	- 30,2**	15,4
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 29,3**	14,1
Licence	- 26,3*	15,2
Maîtrise	- 29,2*	15,5
<b>Plus de 16 heures de travail par semaine</b>		
<b>Ensemble des étudiants qui travaillent</b>	- 48,7***	9,2
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 38,3***	12,6
Sciences humaines,		
Droit et Lettres	- 45,7***	11,0
Gestion	- 50,5***	8,6
Autres spécialités	- 51,7***	8,2
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 50,0***	9,2
Licence	- 47,5***	9,4
Maîtrise	- 50,1***	9,3

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

Les estimations de ce second modèle montrent à nouveau que la réussite à l'examen de fin d'année dépend fortement du nombre d'heures de travail salarié. Un volume important d'heures de travail hebdomadaires (ici plus de 16 heures) réduit nettement le temps consacré aux études ainsi que, potentiellement, l'assiduité des étudiants, et a de ce fait un effet négatif sur la réussite universitaire. En revanche, occuper un emploi à temps très partiel (ici moins de 16 heures hebdomadaires) limite ces effets négatifs.

Le tableau 11 reporte les résultats de l'exercice symétrique, réalisé pour les étudiants qui ne travaillent pas. Tous ces étudiants verraient diminuer significativement leurs chances de réussite à l'examen de fin d'année s'ils devaient travailler régulièrement plus de 16 heures par semaine.

Tableau 11  
**Effet moyen sur la réussite scolaire du temps de travail salarié, sous-échantillon des étudiants qui ne travaillent pas**

Écarts de probabilité, en points de pourcentage

	Estimation	Écart-type
<b>Moins de 16 heures de travail par semaine</b>		
<b>Ensemble des étudiants qui ne travaillent pas</b>	- 31,1**	13,7
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 31,3**	14,0
Sciences humaines, Droit et Lettres	- 31,5**	14,2
Gestion	- 29,8**	12,4
Autres spécialités	- 31,0**	14,1
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 24,9**	10,1
Licence	- 31,4**	14,1
Maîtrise	- 30,9**	13,3
<b>Plus de 16 heures de travail par semaine</b>		
<b>Ensemble des étudiants qui travaillent</b>	- 50,9***	4,5
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 51,5***	4,6
Sciences humaines, Droit et Lettres	- 52,2***	4,7
Gestion	- 46,5***	4,4
Autres spécialités	- 51,4***	6,0
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 36,9***	6,2
Licence	- 51,8***	4,7
Maîtrise	- 49,8***	4,5

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

- Un effet important de la CSP du père sur la réussite universitaire

L'exercice concerne les 1 309 étudiants dont le père appartient à une catégorie socioprofessionnelle intermédiaire, est ouvrier ou employé ; il consiste à imaginer que la CSP du père est modifiée et que celui-ci appartient maintenant à une catégorie socioprofessionnelle supérieure (chef d'une entreprise de 10 salariés ou plus, membre d'une profession libérale, cadre administratif ou commercial, ingénieur, cadres techniques d'entreprise).

Les simulations (cf. tableau 12) montrent qu'en l'absence de prise en compte du nombre d'heures travaillées, le changement de catégorie socioprofessionnelle du père a un effet significativement positif (au seuil de 10 %) sur la probabilité de réussite à l'examen de fin d'année pour les étudiants qui travaillent et échouent à l'examen. Cette amélioration du statut social du père pour les étudiants qui travaillent et échouent (et le probable accroissement de revenu qui lui

Tableau 12  
**Simulation de l'effet d'un changement de CSP du père sur la réussite universitaire, sous-échantillon des étudiants qui travaillent et qui échouent à l'examen de fin d'année**

Écarts de probabilité, en points de pourcentage

	Estimation	Écart-type
<b>Probit bivarié</b>		
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	53,3*	31,3
Sciences humaines, Droit et Lettres	50,7*	28,7
Gestion	42,7	26,6
<b>Niveau du diplôme préparé (1)</b>		
Licence	41,6*	25,4
Maîtrise	37,7	24,0
<b>Modèle avec temps de travail variable</b>		
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	60,4***	16,4
Sciences humaines, Droit et Lettres	44,7***	7,8
Gestion	35,9***	8,1
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug		
Licence	35,9***	6,7
Maîtrise	33,2***	6,7

1. Les valeurs estimées pour les étudiants en Deug ne sont pas robustes en raison du faible nombre observé d'élèves en Deug, qui travaillent et échouent à l'examen.

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

correspond) permet d'augmenter d'au moins 33 points leur probabilité de réussite à l'examen de fin d'année, et ce parce qu'en ce cas l'étudiant est moins contraint de travailler pour financer ses études. L'effet estimé est sensiblement équivalent en licence et en maîtrise (27), et ne diffère pas statistiquement d'une filière à l'autre. Lorsque l'on tient compte du nombre d'heures travaillées, les résultats diffèrent peu en niveau, mais sont significatifs au seuil de 1 %.

## Le travail salarié n'affecte pas significativement la poursuite des études

L'insuffisance des ressources, personnelles ou familiales, peut contraindre les étudiants à occuper des emplois salariés pour financer leurs études. Nous l'avons vu, le cumul des deux situations, études et emploi, peut pénaliser la réussite aux examens universitaires, principalement lorsque le nombre d'heures de travail salarié est élevé. Pour autant, ce cumul limite-t-il les chances de poursuivre ses études ? Somme toute, il est tout à fait possible que le cumul n'ait aucun effet de ce point de vue. Au contraire même, on pourrait imaginer que l'étudiant qui travaille aujourd'hui constitue une épargne qui lui permettra de financer plus facilement ses études l'année suivante. De ce point de vue, et en l'absence d'un effet trop pénalisant sur la réussite universitaire immédiate, le travail salarié faciliterait la poursuite des études, dans le cas où les aides familiales ou le montant des bourses d'études seraient insuffisants.

Afin d'évaluer la pertinence de ces arguments, nous considérons maintenant un modèle élargi, dont la seconde équation rend compte tout à la fois de la réussite à l'examen de fin d'année et de la poursuite des études supérieures l'année suivante. Ce modèle est une fois encore un modèle à deux équations de la forme *Probit*.

### Modéliser la décision de poursuite des études

La première équation permet d'expliquer le travail salarié étudiant ; comme précédemment, cette situation correspond à une variable dichotomique  $Y_1$  prenant la valeur 1 lorsque l'étudiant occupe un emploi salarié, 0 sinon. La seconde équation du modèle détermine conjointement la réussite à l'examen de fin d'année et la décision de poursuivre ou d'abandonner les

études (28) ; elle correspond à une variable  $Y_2$  qui prend quatre valeurs, selon que l'étudiant échoue à l'examen de fin d'année et abandonne les études ( $Y_2 = 0$ ), qu'il échoue et accepte de redoubler ( $Y_2 = 1$ ), qu'il réussit et abandonne les études ( $Y_2 = 2$ ), ou bien qu'il réussit et poursuit ses études ( $Y_2 = 3$ ) (29). Cette spécification produit un modèle à deux équations, estimées simultanément, la première étant une équation *Probit* simple, la seconde une équation *Probit* ordonnée (30).

Comme dans les modèles de la section précédente, l'étudiant décide d'occuper un travail salarié tout en continuant ses études (auquel cas  $Y_1 = 1$ ) si la variable latente  $Y_1^*$  définie par l'équation  $Y_1^* = X_1 \beta_1 + \varepsilon_1$  est positive. Le résultat à l'examen universitaire de fin d'année et la décision de poursuite des études sont conjointement représentés par une variable  $Y_2$  dont les quatre modalités viennent d'être décrites. Plus précisément, le résultat et la poursuite des études sont supposés être engendrés par un modèle *Probit* ordonné de la forme :

$$\forall k \in (0,1,2,3), Y_2 = k \Leftrightarrow \alpha_k < Y_2^* = Y_1 \beta_{20} + X_2 \beta_{21} + \varepsilon_2 \leq \alpha_{k+1}$$

où  $Y_2^*$  désigne la propension individuelle à réussir et à poursuivre les études. Cette propension est supposée dépendre tout à la fois de l'occupation d'un emploi salarié, qui est une variable potentiellement endogène, mais aussi d'un vecteur  $X_2$  de variables exogènes qui inclut des caractéristiques individuelles telles que la filière de formation, le sexe, etc. Le vecteur de paramètres  $\beta_2 = (\beta_{20}, \beta_{21})'$  associé aux variables explicatives  $Y_1$  et  $X_2$  doit être estimé en même temps que les seuils  $\alpha_1, \alpha_2$  et  $\alpha_3$  (31). La perturbation aléatoire  $\varepsilon_2$  est une fois encore supposée suivre une loi normale centrée réduite  $N(0,1)$ .

27. Les valeurs estimées pour les étudiants en Deug ne sont pas robustes en raison du faible nombre observé d'élèves en Deug, qui travaillent et échouent à l'examen.

28. En cas d'échec à l'examen de fin d'année, la décision de poursuivre les études correspond à celle de redoubler.

29. Nous avons testé la robustesse de nos estimations à l'ordre retenu pour les quatre modalités de poursuite et de réussite, en estimant un modèle tel que la modalité associée au redoublement domine la modalité associée à l'abandon des études après l'obtention de l'examen de fin d'année. Nos résultats sont robustes à cette spécification alternative.

30. L'estimation d'un modèle plus complexe, caractérisé notamment par la prise en compte du nombre d'heures de travail, mais aussi par l'introduction d'une équation séparée pour la décision de poursuite des études, se heurte à la faiblesse des effectifs et à l'absence de variables instrumentales pertinentes qui agiraient a priori sur la réussite à l'examen mais pas sur la décision de poursuivre ses études.

31. On pose  $\alpha_0 = -\infty$  et  $\alpha_4 = +\infty$ .

La même méthodologie que celle décrite dans l'encadré 2 s'applique.

### Comment calculer l'effet moyen de l'activité salariée sur la poursuite des études ?

Les estimations des paramètres de ce modèle permettent de calculer l'effet moyen du cumul emploi-études sur la poursuite des études, après réussite ou non de l'examen de fin d'année. Si l'on note  $Y_2^2$  la variable de poursuite des études,  $Y_2^2(k)$  la poursuite potentielle des études lorsque  $Y_1 = k$ ,  $Y_1$  la variable indicatrice de travail salarié et  $X$  le vecteur des variables exogènes, l'effet moyen du cumul emploi-études sur la décision de poursuivre les études, pour les étudiants de caractéristiques  $X$  qui occupent un emploi à temps partiel, est égal à :

$$\Delta_{TT2}^1(X) = E\left(Y_2^2(k) \mid Y_1 = 1, X\right) - E\left(Y_2^2(0) \mid Y_1 = 1, X\right)$$

soit encore :

$$\begin{aligned} \Delta_{TT2}^1(X) = & \Pr\left(Y_2^2(1) = 3 \mid X, Y_1 = 1\right) \\ & - \Pr\left(Y_2^2(0) = 3 \mid X, Y_1 = 1\right) \\ & + \Pr\left(Y_2^2(1) = 1 \mid X, Y_1 = 1\right) \\ & - \Pr\left(Y_2^2(0) = 1 \mid X, Y_1 = 1\right) \end{aligned} \quad (4)$$

avec

$$\Pr\left(Y_2^2(k) = y_2 \mid X, Y_1 = 1\right) = \frac{\Pr\left(Y_2^1(k) = 1, Y_1 = 1 \mid X\right)}{\Pr\left(Y_1 = 1 \mid X\right)} \quad (5)$$

Cet effet est calculé à partir de l'estimation  $\hat{\beta}$  du vecteur de paramètres  $\beta$ , ainsi que des tabulations de la loi normale bivariée  $\Phi_2(\cdot, \cdot, \hat{\sigma}_{12})$  (32).

### Comment calculer l'effet de l'origine sociale sur la poursuite des études ?

Afin de quantifier l'effet de l'origine sociale des parents sur la poursuite des études, nous procédons à la même simulation que précédemment, et nous en déduisons ce que deviendrait alors la probabilité de poursuite d'études.

Avec les mêmes notations que précédemment, l'effet du changement de CSP du père sur la décision de poursuite des études s'écrit :

$$\Delta_{CSP}^2(X_0) = E\left(Y_2^2 \mid Y_1^j, Y_2^j, X_0, CSP = k\right) - E\left(Y_2^2 \mid Y_1^j, Y_2^j, X_0, CSP = j\right)$$

Cet effet est une fois encore estimé à l'aide d'une simulation de type GHK.

Enfin, afin d'obtenir une estimation de l'effet moyen de la variation de la CSP du père sur la poursuite des études, on calcule la moyenne empirique des effets conditionnels estimés  $\hat{\Delta}_{CSP}(X_{0i})$  dans le sous-échantillon des étudiants dont la CSP du père est de type  $j$ . On affine ensuite cette analyse en estimant l'effet moyen de la variation de la CSP du père pour différents sous-groupes, en se limitant par exemple à une filière ou à un niveau d'études particulier. Ces effets par filière ou par niveau d'étude sont les moyennes empiriques des effets conditionnels estimés dans chacun des sous-groupes correspondants.

### Les estimations des paramètres du modèle

Les estimations des paramètres du modèle qui vient d'être présenté sont reportées dans le tableau 13 (équation de réussite à l'examen et de poursuite des études). L'équation d'emploi n'est pas reproduite ici car les estimations sont identiques à celle de l'équation d'emploi précédemment estimée. Remarquons tout d'abord que les restrictions d'exclusion qui permettent l'identification de ce modèle ne sont pas exactement les mêmes que celles introduites dans la section précédente, pour le modèle avec effet sur la réussite à l'examen. En effet, l'origine sociale de l'étudiant (ici, la catégorie socio-professionnelle de son père) peut influencer directement sa décision de poursuivre ses études tout en continuant d'affecter sa décision de travailler, vraisemblablement parce qu'elle est en relation étroite avec le revenu de ses parents et donc avec leur capacité à financer les études supérieures de leur enfant. Pour cette raison, la CSP du père n'est pas *a priori* exclue de l'équation de poursuite des études (croisée avec la réussite à l'examen). Seule l'interaction de cette indicatrice de CSP avec le taux départemental de chômage des jeunes non qualifiés est utilisée comme instrument dans l'équation d'emploi salarié.

32. Pour les étudiants qui ne travaillent pas, l'expression de l'effet moyen du cumul emploi-études sur la poursuite d'études s'écrit comme précédemment, en remplaçant dans le conditionnement  $\{Y_1 = 1\}$  par  $\{Y_1 = 0\}$ .

Contrairement aux estimations précédentes qui ne tenaient pas compte de la décision de poursuivre les études, le coefficient de corrélation entre les résidus des deux équations n'est plus significativement différent de zéro : le biais de sélection lié à la décision d'occuper un emploi salarié pendant les études peut donc être ignoré. Par ailleurs, le coefficient associé au fait de travailler en cours d'étude (- 0,66) est non significatif dans l'équation de réussite à l'examen et de poursuite des études (cf. tableau 13).

Tableau 13  
**Estimation du modèle avec décision de poursuivre les études**  
**Équation de réussite à l'examen et de poursuite des études**

	Estimation	Écart-type
<b>Seuils du modèle Probit ordonné</b>		
s <sub>2</sub>	- 2,36***	0,17
s <sub>3</sub>	- 1,05***	0,17
s <sub>4</sub>	- 0,90***	0,17
<b>Travail salarié</b>		
Travaille	- 0,66	0,44
Ne travaille pas	Réf.	Réf.
<b>Taux de chômage départemental CSP supérieure</b>		
	- 0,08	0,11
	0,06	0,09
<b>Niveau d'études</b>		
En 2 <sup>e</sup> année de Deug	- 0,66***	0,19
En Licence	Réf.	Réf.
En Maîtrise	- 0,26***	0,07
<b>Spécialité</b>		
Sciences	- 0,04	0,08
Sciences humaines, Droit et Lettres	Réf.	Réf.
Commerce et Gestion	- 0,28**	0,08
Autres spécialités	0,10	0,28
<b>Retard scolaire</b>		
Pas de retard	Réf.	Réf.
Une année de retard	- 0,26***	0,08
Deux années ou plus de retard	- 0,51***	0,09
<b>Sexe</b>		
Homme	- 0,07	0,06
Femme	Réf.	Réf.
<b>Présence d'enfants de 18 ans ou moins dans le ménage</b>		
Marié	- 0,04	0,09
	- 0,32*	0,20
<b>Nombre de personnes dans le ménage</b>		
Deux personnes ou moins	Réf.	Réf.
Trois personnes ou plus	0,11	0,08
Agglomération parisienne	- 0,19**	0,08
<b>Indicatrice d'année</b>		
Avant 1996	Réf.	Réf.
1996 et après	- 0,22***	0,07
<b>Coefficient de corrélation entre les résidus</b>		
	0,20	0,23

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

## En moyenne, une activité salariée n'affecte pas la poursuite des études

Les estimations des coefficients de ce modèle permettent de calculer, pour chacun des 202 étudiants qui travaillent, la probabilité de poursuivre les études dans le cas où ils ne travailleraient pas. Les deux probabilités prédites par le modèle, c'est-à-dire la probabilité effective de poursuivre dans le cas d'un cumul emploi-études et la probabilité contrefactuelle qui prévaudrait en l'absence de travail salarié, sont donc comparées. Les différences entre ces deux probabilités sont reportées dans le tableau 14, en distinguant les principales filières de formation et les niveaux de diplôme.

L'occupation d'un emploi salarié (cf. tableau 14) a un effet non significatif sur la probabilité de poursuivre des études l'année suivante, quels que soient la filière et le niveau des études. Si les étudiants non salariés, qui sont beaucoup plus nombreux, devaient travailler, leur probabilité de poursuite des études n'en serait pas significativement modifiée (cf. tableau 15).

Tableau 14  
**Effet d'une activité salariée sur la poursuite des études universitaires, sous-échantillon des étudiants qui travaillent**

Écarts de probabilité, en points de pourcentage

	Estimation	Écart-type
<b>Réussite et poursuite des études</b>		
<b>Ensemble des étudiants qui travaillent</b>		
	- 21,6	18,1
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 21,7	18,7
Sciences humaines, Droit et Lettres	- 22,2	18,7
Gestion	- 20,8	17,4
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 16,5	14,4
Licence	- 22,0	18,5
Maîtrise	- 21,3	17,8
<b>Échec et poursuite des études</b>		
<b>Ensemble des étudiants qui travaillent</b>		
	10,1	9,2
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	12,4	10,7
Sciences humaines, Droit et Lettres	12,2	10,2
Gestion	7,8	8,7
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 1,3	10,1
Licence	11,6	9,8
Maîtrise	8,6	9,0

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

## La CSP du père agit très fortement sur la poursuite des études

Les résultats des simulations montrent que, pour les étudiants qui travaillent le changement de catégorie socioprofessionnelle du père aurait un effet très significativement positif, et quantitativement fort, sur la probabilité jointe de réussir l'examen de fin d'année et de poursuivre les études l'année suivante (cf. tableau 16). L'effet du changement de catégorie socioprofessionnelle du père sur la probabilité jointe d'échouer

et de poursuivre est en revanche non significatif. Cette amélioration du statut social du père permet d'augmenter de près de 52 points en moyenne la probabilité de poursuivre les études universitaires après réussite à l'examen de fin d'année. Il est à noter que la très forte amplitude de cet effet est en partie due au fait que, contrairement aux précédents modèles estimés, la spécification retenue autorise la catégorie socioprofessionnelle du père à avoir un effet indirect (*via* l'offre de travail des étudiants) mais aussi direct sur la probabilité de poursuivre les études. □

Tableau 15  
Effet d'une activité salariée sur la poursuite des études universitaires, sous-échantillon des étudiants qui ne travaillent pas

Écarts de probabilité, en points de pourcentage

	Estimation	Écart-type
<b>Réussite et poursuite des études</b>		
<b>Ensemble des étudiants qui ne travaillent pas</b>	23,7	16,5
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	24,1	16,9
Sciences humaines, Droit et Lettres	24,1	16,7
Gestion	22,4	15,5
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	19,0	13,7
Licence	24,2	16,9
Maîtrise	22,8	15,8
<b>Échec et poursuite des études</b>		
<b>Ensemble des étudiants qui ne travaillent pas</b>	- 10,2	8,4
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 0,0	0,0
Sciences humaines, Droit et Lettres	- 11,1	8,5
Gestion	- 6,8	8,3
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug	- 0,2	9,3
Licence	- 11,6	8,7
Maîtrise	- 7,7	8,5

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

Tableau 16  
Effet sur la poursuite des études universitaires d'un changement de CSP du père, sous-échantillon des étudiants qui travaillent

Écarts de probabilité, en points de pourcentage

	Estimation	Écart-type
<b>Réussite et poursuite des études</b>		
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	43,4***	1,8
Sciences humaines, Droit et Lettres	49,9***	4,4
Gestion	48,9***	6,1
<b>Niveau du diplôme préparé (1)</b>		
Licence	45,8***	4,1
Maîtrise	61,4***	4,6
<b>Échec et poursuite des études</b>		
<b>Spécialité du diplôme préparé</b>		
Sciences	- 19,3	13,3
Sciences humaines, Droit et Lettres	- 14,8	10,5
Gestion	- 6,6	7,1
<b>Niveau du diplôme préparé</b>		
Deug		
Licence	- 10,2	8,2
Maîtrise	- 14,0	10,5

1. Les valeurs estimées pour les étudiants en Deug ne sont pas robustes en raison du faible nombre observé d'élèves en Deug, qui travaillent et échouent à l'examen.

Lecture : degré de significativité : \* : 10 %, \*\* : 5 %, \*\*\* : 1 %.  
Champ : étudiants préparant un diplôme universitaire de premier ou de second cycle (Deug, licence ou maîtrise), âgés au plus de 29 ans l'année de l'enquête, et nés en France métropolitaine, à l'exclusion de ceux dont les études vont de pair avec un emploi.  
Source : enquêtes Emploi, 1992 à 2002, Insee, calcul des auteurs.

Encadré 1

**VRAISEMBLANCE DU MODÈLE *PROBIT* À DEUX ÉQUATIONS**

Pour estimer le modèle *Probit* à deux équations, nous notons  $\sigma_{12}$  la covariance (ici égale au coefficient de corrélation) entre les deux perturbations  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$ . En d'autres termes, ce couple de résidus  $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$  suit une loi normale bivariée  $N(0, \Sigma)$  dont la matrice  $\Sigma$  de variances et covariances est égale à :

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & 1 \end{pmatrix} \quad (1)$$

Les modèles *Probit* sont identifiés à un facteur d'échelle près, d'où la normalisation à l'unité de la variance des résidus.

Si la covariance  $\sigma_{12}$  entre les résidus est nulle, la variable indicatrice de la situation de cumul emploi-études  $Y_1$  est exogène dans l'équation de réussite à l'examen de fin d'année  $Y_2 = Y_1\beta_{20} + X_2\beta_{21} + \varepsilon_2$ , et l'estimation séparée par maximum de vraisemblance de cette seule équation donne des estimations non biaisées des paramètres  $\beta_2$ . Sinon, si la covariance  $\sigma_{12}$  n'est pas nulle, la variable  $Y_1$  est endogène et l'estimation séparée de l'équation de réussite produit des estimateurs biaisés des paramètres  $\beta_2$ . Les deux équations du système doivent alors être estimées simultanément.

L'échantillon est partitionné en quatre sous-groupes :  $I_1$  désigne l'ensemble des individus qui ne sont pas salariés et qui échouent à l'examen ( $Y_1 = 0$  et  $Y_2 = 0$ ),  $I_2$  est l'ensemble des individus qui ne sont pas salariés et qui obtiennent l'examen ( $Y_1 = 0$  et  $Y_2 = 1$ ),  $I_3$

est l'ensemble des individus qui sont salariés et qui échouent à l'examen ( $Y_1 = 1$  et  $Y_2 = 0$ ), et enfin,  $I_4$  désigne l'ensemble des individus qui sont salariés et qui obtiennent l'examen ( $Y_1 = 1$  et  $Y_2 = 1$ ).

Notons  $\Phi_2(\dots, \sigma_{12})$  la fonction de répartition de la loi normale bivariée  $N(0, \Sigma)$ . La contribution à la fonction de vraisemblance de l'observation individuelle  $i$  de l'échantillon de taille  $n$  ( $i = 1, \dots, n$ ) dépend des réalisations des variables  $Y_{1i}$  et  $Y_{2i}$  pour cet individu, c'est-à-dire en fait de son appartenance à l'un des quatre groupes précédemment définis. Cette contribution, notée  $P_{ki}$  peut donc prendre quatre valeurs :

$$\begin{aligned} i \in I_1 &\Rightarrow P_{1i} = \Phi_2(-X_{1i}\beta_1, -X_{2i}\beta_{21}, \sigma_{12}) \\ i \in I_2 &\Rightarrow P_{2i} = \Phi_2(-X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_{21}, -\sigma_{12}) \\ i \in I_3 &\Rightarrow P_{3i} = \Phi_2(X_{1i}\beta_1, -\beta_{20} - X_{2i}\beta_{21}, -\sigma_{12}) \\ i \in I_4 &\Rightarrow P_{4i} = \Phi_2(X_{1i}\beta_1, \beta_{20} + X_{2i}\beta_{21}, \sigma_{12}) \end{aligned} \quad (2)$$

Le logarithme de la vraisemblance du modèle *Probit* bivarié s'écrit alors en sommant les contributions de chacun des quatre sous-échantillons :

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

Le modèle est alors estimé par maximisation de la log vraisemblance.

Encadré 2

**VRAISEMBLANCE DU MODÈLE JOINT *PROBIT* ORDONNÉ - *PROBIT***

Pour estimer le modèle avec temps de travail salarié, nous supposons à nouveau que les résidus  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$  suivent une loi normale bivariée standard  $N(0, \Sigma)$ .

Notons  $I_1$  le sous-échantillon des étudiants qui échouent à l'examen de fin d'année et  $I_2$  celui des étudiants qui réussissent. Pour toute observation dans  $I_1$ , la contribution individuelle à la vraisemblance  $P_1$  s'écrit, en notant  $\Phi_2(\dots, \sigma_{12})$  la fonction de répartition de la loi normale bivariée  $N(0, \Sigma)$ , l'indice individuel  $i$  étant omis ci-après afin d'alléger les notations :

$$\begin{aligned} P_1 &= \Phi_2(s_{Y_{i+1}} - X_1\beta_1, -Y_1^1\beta_{20}^1 - Y_1^2\beta_{20}^2 - X_2\beta_{21}, \sigma_{12}) \\ &- \Phi_2(s_{Y_i} - X_1\beta_1, -Y_1^1\beta_{20}^1 - Y_1^2\beta_{20}^2 - X_2\beta_{21}, \sigma_{12}) \end{aligned}$$

De même, par symétrie, la contribution individuelle à la vraisemblance d'une observation du sous-échantillon  $I_2$  s'écrit :

$$\begin{aligned} P_2 &= \Phi_2(s_{Y_{i+1}} - X_1\beta_1, Y_1^1\beta_{20}^1 + Y_1^2\beta_{20}^2 + X_2\beta_{21}, -\sigma_{12}) \\ &- \Phi_2(s_{Y_i} - X_1\beta_1, Y_1^1\beta_{20}^1 + Y_1^2\beta_{20}^2 + X_2\beta_{21}, -\sigma_{12}) \end{aligned}$$

Le logarithme de la vraisemblance de l'échantillon total s'écrit alors :

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

Le modèle est alors estimé par maximisation de la log vraisemblance.

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Barone F.J. (1993)**, « The Effect of Part-Time Employment on Academic Performance », *NASSP Bulletin*, vol. 77, n° 549, pp. 67-73.
- Béduwé C. et Giret J.-F. (2004)**, « Le travail en cours d'études a-t-il une valeur professionnelle ? », *Économie et Statistique*, n° 378-379, pp. 55-83.
- Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2007)**, « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et Prévision*, n° 177, pp. 91-118.
- Buscha F., Maurel A., Page L. et Speckesser S. (2008)**, « The Effect of High School Employment on Educational Attainment : a Conditional Difference-in-Differences Approach », *IZA Discussion Paper*, n° 3696.
- Cheng Y. (1995)**, « Staying on in Full-Time Education after 16 : Do Schools Make a Difference ? », Moorfoot, Sheffield : Research Strategy Branch, Department for Education and Employment Research Studies, Youth Cohort Report 37.
- Conseil économique et social (2007)**, *Le travail des étudiants*, Rapport présenté par M. Laurent Bérail, Les éditions des Journaux Officiels, Paris.
- Coudin É. et Tavan C. (2008)**, « Deux étudiants sur dix ont un emploi Le premier en lien avec ses études et l'autre pas », *Insee Première*, n° 1204.
- D'Amico R. (1984)**, « Does Employment during High School Impair Academic Progress ? », *Sociology of Education*, vol. 57, n° 3, pp. 152-164.
- Dustmann C. et van Soest A. (2007)**, « Part-time Work, School Success and School Leaving », *Empirical Economics*, vol. 32, n° 2-3, pp. 277-299.
- Eckstein Z. et Wolpin K.I. (1999)**, « Why Youths Drop out of High School : The Impact of Preferences, Opportunities, and Abilities », *Econometrica*, vol. 67, n° 6, pp. 1295-1339.
- Ehrenberg R.G. et Sherman D.R. (1987)**, « Employment While in College, Academic Achievement, and PostCollege Outcomes : A Summary of Results », *The Journal of Human Resources*, vol. 22, n° 1, pp. 1-23.
- Gade E. et Peterson L. (1980)**, « A Comparison of Working and Nonworking High School Students on School Performance, Socioeconomic Status, and Self-Esteem », *The Vocational Guidance Quarterly*, vol. 29, n° 1, pp. 65-69.
- Geweke J. (1991)**, « Efficient Simulation from the Multivariate Normal and Student t Distributions Subject to Linear Constraints », *Computer Science and Statistics : Proceedings of the Twenty-Third Symposium on the Interface* (Alexandria, VA : American Statistical Association), pp. 571-578.
- Green G. et Jacques S. (1987)**, « The Effect of Part-Time Employment on Academic Achievement », *Journal of Educational Research*, vol. 80, n° 6, pp. 325-329.
- 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*, édité par 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, n° 3, pp. 189-202.
- Gruel L. et Thiphaine B. (2004)**, « Formes, conditions et effets de l'activité rémunérée des étudiants », *Éducation et formations*, n° 67, pp. 51-60.
- Hajivassiliou V. et McFadden D.L. (1998)**, « The Method of Simulated Scores for the Estimation of LDV Models », *Econometrica*, vol. 66, n° 4, pp. 863-896.
- Hotchkiss L. (1986)**, « Work and Schools : Complements and Competitors ? », in *Becoming a Worker*, K. Borman et J. Reisman édés., Norwood, NJ : Ablex, pp. 90-115.
- Keane M.P. (1994)**, « A Computationally Practical Simulation Estimator for Panel Data », *Econometrica*, vol. 62, n° 1, pp. 95-116.
- Kramarz F. et Nordström Skans O. (2007)**, « With a Little Help from my...Parents ? Family Networks and Youth Labor Market Entry », *mimeo*, Crest-Insee, Paris.

- Lillydahl J.H. (1990)**, « Academic Achievement and Part-Time Employment of High-School Students », *Journal of Economic Education*, vol. 21, n° 3, pp. 307-316.
- Marsh H.W. (1991)**, « Employment During High School : Character Building or a Subversion of Academic Goals ? », *Sociology of Education*, vol. 64, n° 3, pp. 172-189.
- Meyer R.H. et Wise D.A. (1982)**, « High School Preparation and Early Labor Force Experience », dans *Youth Labor Market Problem : Its Nature, Causes and Consequences*, édité par R. G. Freeman et D. A. Wise, Chicago : University of Chicago Press, pp. 277-341.
- 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, n° 4, pp. 752-760.
- Mortimer J.T. et Finch M.D. (1986)**, « The Effects of Part-time Work on Adolescent Self-Concept and Achievement », in *Becoming a Worker*, K. Borman et J. Reisman édés., Norwood, NJ : Ablex, pp. 66-89.
- Mortimer J.T., Finch M.D., Shanahan M. et Ryu S. (1992)**, « Work Experience, Mental Health, and Behavioral Adjustment in Adolescence », *Journal of Research on Adolescence*, vol. 2, n° 1, pp. 25-57.
- Oettinger S.G. (1999)**, « Does High School Employment Affect High School Academic Performance ? », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 53, n° 1, pp. 136-151.
- Rothstein D.S. (2007)**, « High School Employment and Youths' Academic Achievement », *The Journal of Human Resources*, vol. 42, n° 1, pp. 194-213.
- Ruscoe G., Morgan J.C. et Peebles C. (1996)**, « Students Who Work », *Adolescence*, vol. 31, n° 2, pp. 625-632.
- Ruhm C.J. (1997)**, « Is High School Employment Consumption or Investment ? », *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n° 4, pp. 735-776.
- Schill W.J., McCartin R. et Meyer K. (1985)**, « Youth Employment : Its Relationship to Academic and Family Variables », *Journal of Vocational Behavior*, vol. 26, n° 2, pp. 155-163.
- Singh K. (1998)**, « Part-Time Employment in High School and its Effect on Academic Achievement », *Journal of Educational Research*, vol. 91, n° 1, pp. 131-139.
- Steel L. (1991)**, « Early Work Experience Among White and Non-White Youths : Implications for Subsequent Enrollment and Employment », *Youth and Society*, vol. 22, n° 4, pp. 419-447.
- Steinberg L. et Dornbusch S.M. (1991)**, « Negative Correlates of Part-Time Employment during Adolescence : Replication and Elaboration », *Developmental Psychology*, vol. 27, n° 2, pp. 304-313.
- Steinberg L., Fegley S. et Dornbusch S.M. (1993)**, « Negative Impact of Part-Time Work on Adolescent Adjustment : Evidence from a Longitudinal Study », *Developmental Psychology*, vol. 29, n° 2, pp. 171-180.
- Steinberg L. et Greenberger E. (1980)**, « The Part-Time Employment of High School Students : A Research Agenda », *Children and Youth Services Review*, vol. 1-2, pp. 159-183.
- Steinberg L.D., Greenberger E., Ruggerio M., Garduque L. et Vaux A. (1982)**, « Effects of Working on Adolescent Development », *Developmental Psychology*, vol. 18, n° 3, pp. 385-395.
- Stinebrickner R. et Stinebrickner T.R. (2003)**, « Working During School and Academic Performance », *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n° 2, pp. 473-491.
- Turner M.D. (1994)**, « The Effects of Part-Time Work on High School Students' Academic Achievement », unpublished paper, College Park : University of Maryland.
- 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, n° 2, 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, n° 4, pp. 943-969.
- Winkler D., Dewalt C., Rhyne-Winkler M. et Dewalt M. (1993)**, « Working Status and Student Performance », communication à l'Annual Meeting of the American Educational Research Association (Atlanta, GA, April 11-16, 1993).
- Wirtz P.W., Rohrbeck C.A., Charner I. et Fraser B. S. (1987)**, « Intense Employment while in High School : Are Teachers, Guidance Counselors, and Parents Misleading Academically-Oriented Adolescents ? », *Graduate Institute for Policy Education and Research Working Paper*, Washington, DC : George Washington University.