

Mesurer l'effet du travail salarié sur la réussite : une analyse statistique sur les étudiants d'une université française

Kady Marie-Danielle Body, Liliane Bonnal et Jean-François Giret

Volume 40, numéro 3, 2017

Réception : 5 janvier 2016

Version finale : 24 mai 2017

Acceptation : 25 octobre 2017

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1048911ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1048911ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (imprimé)

2368-2000 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Body, K. M., Bonnal, L. & Giret, J.-F. (2017). Mesurer l'effet du travail salarié sur la réussite : une analyse statistique sur les étudiants d'une université française. *Mesure et évaluation en éducation*, 40(3), 69–103.
<https://doi.org/10.7202/1048911ar>

Résumé de l'article

L'emploi étudiant est généralement considéré comme un frein à la réussite scolaire et universitaire. Nos travaux portant sur une enquête réalisée dans une université française en 2012 visent à mesurer les effets des caractéristiques de l'emploi et, notamment, de son intensité. À partir d'une modélisation statistique prenant en compte la probabilité d'accès au travail salarié, nous montrons un effet négatif de l'emploi salarié pour les étudiants qui travaillent plus de 8 heures par semaine. Le type d'emploi exercé a également un effet sur les chances de réussite : les jeunes ayant un emploi dans le secteur public et ceux qui ont la possibilité d'aménager leur emploi du temps paraissent moins touchés par l'échec.

Mesurer l'effet du travail salarié sur la réussite : une analyse statistique sur les étudiants d'une université française

Kady Marie-Danielle Body

*Centre de recherche sur l'intégration économique et financière de
l'Université de Poitiers et Université Felix Houphouët-Boigny*

Liliane Bonnal

*Centre de recherche sur l'intégration économique et financière de
l'Université de Poitiers et Toulouse School of Economics*

Jean-François Giret

*Institut de recherche sur l'éducation de l'Université de
Bourgogne-Franche Comté,
Centre associé au Céreq*

Mots clés : emploi durant les études, réussite universitaire, temps de travail par semaine

L'emploi étudiant est généralement considéré comme un frein à la réussite scolaire et universitaire. Nos travaux portant sur une enquête réalisée dans une université française en 2012 visent à mesurer les effets des caractéristiques de l'emploi et, notamment, de son intensité. À partir d'une modélisation statistique prenant en compte la probabilité d'accès au travail salarié, nous montrons un effet négatif de l'emploi salarié pour les étudiants qui travaillent plus de 8 heures par semaine. Le type d'emploi exercé a également un effet sur les chances de réussite : les jeunes ayant un emploi dans le secteur public et ceux qui ont la possibilité d'aménager leur emploi du temps paraissent moins touchés par l'échec.

Key words : student employment, academic achievement, weekly working time

Student employment is usually thought to curb academic achievement. Our research relating to a survey at a French university in 2012 aims to assess the effects of the employment characteristics and, specifically, the student working hours. Using a statistical model which take into account the probability to find a job during the study, we show a negative effect of student wage-earning employ-

ment, particularly for young people working more than 8 hours a week. The type of employment also affects the chances of success: students with public sector jobs and those which have the possibility to arrange their schedule appear to be less prone to failure.

Palavras-chave: emprego durante os estudos, sucesso universitário, tempo de trabalho por semana

O emprego estudantil é geralmente considerado como uma barreira ao sucesso escolar e universitário. Os nossos trabalhos tratam de uma investigação realizada numa universidade francesa em 2012 que visa medir os efeitos das características do emprego e, em particular, a sua intensidade. A partir de uma modelização estatística que tem em conta a probabilidade de acesso ao trabalho remunerado, mostramos um efeito negativo do emprego assalariado para os estudantes que trabalham mais de 8 horas por semana. O tipo de emprego também tem efeito sobre as hipóteses de sucesso: os jovens com emprego no setor público e aqueles que têm a oportunidade de ajustar seus horários parecem menos afetados pelo insucesso.

Note des auteurs: La correspondance liée à cet article peut être envoyée à [kmd.body@gmail.com], à [liliane.bonnal@univ-poitiers.fr] et à [jean-francois.giret@u-bourgogne.fr]. Cette recherche a bénéficié du soutien financier d'un contrat de plan État-Région (CPER) de Nouvelle-Aquitaine ainsi que du Fonds européen de développement économique et régional (FEDER).

Introduction

Environ un étudiant sur deux en France déclare avoir exercé une activité professionnelle durant ses études (Coudin & Tavan, 2008). Ces emplois permettent un complément de revenu non négligeable dans la vie d'un étudiant, comme le soulignent les enquêtes sur les conditions de vie des étudiants de l'Observatoire national de la vie étudiante (OVE) (Belghith, 2015). Cette source de revenu devient même plus importante en période de crise économique et permet de compenser une baisse des transferts parentaux (Galland, 2016). Un emploi de plus de 15 heures se révèle en général associé à des difficultés financières des étudiants qui doivent faire face à des dépenses de logement ou de transport (Laib, 2014). Or, un emploi salarié peut également changer le rapport aux études et le rapport au travail des jeunes tout au long de leur parcours (Pinto, 2010). Si l'emploi salarié occupe fréquemment, en début de parcours, une place mineure dans la vie de l'étudiant, il peut pour certains devenir de plus en plus important et relayer au second plan les études. Les effets du travail salarié sur les trajectoires universitaires puis professionnelles des étudiants sont donc en général contrastés et complexes à démêler. Une recherche indique que, sous certaines conditions, exercer une activité professionnelle durant les études peut favoriser l'insertion professionnelle future (Béduwé & Giret, 2004). En revanche, alors qu'il ne semble pas exister de lien entre les ambitions scolaires initiales et l'exercice d'un emploi salarié (Verley & Zilloniz, 2010), celui-ci risque de pénaliser les étudiants dans leur réussite universitaire, notamment lorsque l'activité exercée est trop lourde (Gruel, 2002; Beffy, Fougère & Maurel, 2009, 2013).

Ce dernier résultat peut paraître a priori assez intuitif : un étudiant salarié consacre moins de temps à son activité studieuse, ce qui le pénalise durant ses études. De nombreuses recherches, menées notamment en économie de l'éducation, se sont interrogées sur la pertinence de cette relation causale. Certains facteurs, observables ou non, peuvent conduire l'étudiant à l'exercice d'une activité rémunérée et à l'échec aux examens, sans qu'il y ait forcément une relation de causalité directe entre les deux. C'est par exemple le cas si un étudiant ne trouvant pas d'intérêt pour ses études décide de prendre une activité salariée. Cette dernière n'est alors peut-être pas la cause directe de son échec à l'examen. Stinebrickner et Stinebrickner

(2003) soulignent la nécessité de corriger le mieux possible les biais résultant de la décision de travailler de l'étudiant lors de la mesure de son impact sur la réussite. En France, en utilisant des équations simultanées pour corriger le biais, Beffy et ses collaborateurs (2009, 2013) montrent que travailler plus de 16 heures par semaine handicape très fortement la probabilité d'obtenir son diplôme dans l'enseignement supérieur. Cependant, lorsque ce travail est inférieur à 16 heures, l'effet est réduit de moitié et n'est significatif qu'à 10%. D'autres travaux concluent à un effet non significatif d'un faible nombre d'heures travaillées sur la réussite, comme le montrent par exemple Buscha et ses collaborateurs (2012) dans les lycées aux États-Unis à partir d'une méthode combinant les scores de propension et des différences de différences. Montmarquette et ses collaborateurs (2007) indiquent que l'effet du travail étudiant pour les étudiants canadiens de niveau d'études équivalant au lycée français n'est pratiquement plus négatif en deçà de 15 heures par semaine. Ces résultats sont confirmés par les travaux sur données françaises de Body, Bonnal et Giret (2014), qui mettent en évidence un effet non significatif des emplois dont la durée hebdomadaire est inférieure à 8 heures et un effet négatif croissant avec le nombre d'heures travaillées par semaine (entre 8 et 16 heures ainsi que plus de 16 heures). Les résultats d'Ehrenberg et Sherman (1987) portant sur l'enseignement supérieur aux États-Unis conduisent à des résultats assez similaires, mais pour un seuil un peu plus élevé : en deçà de 25 heures hebdomadaires, le temps de travail ne semble pas avoir un effet négatif sur les notes des étudiants. Enfin, certains travaux concluent même à un effet positif d'un nombre d'heures réduit sur la réussite, alors que dépasser le seuil d'environ 15 heures a toujours un effet négatif (D'Amico, 1984 ; Lillydahl, 1990). L'absence d'effet négatif se justifierait principalement par le fait que le temps réservé à une activité salariée, s'il est réduit, se substituerait principalement au temps de loisir, et non à l'effort studieux.

L'intensité du travail étudiant n'est cependant pas la seule caractéristique de l'emploi susceptible d'influencer la réussite scolaire et universitaire. Par exemple, des activités exercées durant certaines tranches horaires ou un travail de nuit pourraient être plus dommageables. Ainsi, pour un même nombre d'heures travaillées, McNeal (1997) montre que certains types d'emplois étudiants, par exemple dans l'industrie, peuvent avoir des effets beaucoup plus négatifs sur la réussite. D'autres travaux distinguent les activités rémunérées réalisées au sein du campus des activités réalisées

en dehors du campus. Alors que les dernières ont un effet systématiquement négatif, l'effet des premières sur la réussite est plutôt positif ou neutre (Ehrenberg & Sherman, 1987 ; Brint & Cantwell, 2010). D'une part, les activités réalisées sont un moyen pour faciliter l'intégration sociale et culturelle de l'étudiant dans le milieu universitaire, ce qui peut faciliter sa réussite. D'autre part, même lorsqu'il s'agit d'activités sur les campus sans lien avec les études, les étudiants ont la possibilité de négocier avec leur employeur pour faciliter l'aménagement de leur temps de travail en fonction des contraintes liées à leur scolarité. Enfin, comme le soulignent Meng et Heijke (2005), les emplois liés aux études permettent d'acquérir des compétences spécifiques ou même générales, ce qui peut faciliter la réussite scolaire, si la contrainte de temps n'est pas trop lourde. Ils peuvent également apporter un avantage lors de l'insertion professionnelle lorsque ces compétences sont valorisées sur le marché du travail.

Dans cette recherche, nous proposons de compléter ces analyses en tentant de repérer les effets des caractéristiques de l'emploi occupé sur la réussite universitaire, tout en tenant compte de la nature endogène de la décision de travailler durant les études. La suite de cet article se divise en quatre sections. La première section présente l'enquête utilisée dans cette recherche ainsi que quelques statistiques descriptives associées à l'emploi salarié occupé. La deuxième section détaille la modélisation statistique utilisée pour tenir compte de l'endogénéité. La troisième section expose les principaux résultats et une quatrième section conclut ce travail en revenant sur ses implications, notamment en matière de politique de la vie étudiante.

Méthodologie

Plusieurs enquêtes et bases de données permettent d'appréhender en France le lien entre le travail salarié étudiant et les résultats universitaires. La plupart des travaux réalisés sur données françaises utilisent les enquêtes *Conditions de vie* (CdV) de l'OVE (voir Gruel, 2002 ; Gruel & Tiphaine, 2004 ; Giret, 2011 ; Body, 2014). Un des intérêts de ces enquêtes est de collecter des informations très riches sur les conditions d'études dans l'enseignement supérieur français auprès d'un échantillon d'étudiants important et représentatif à l'échelle nationale. L'emploi salarié étudiant et les résultats universitaires étant observés pour l'année qui précède l'enquête, ces travaux étudient ce lien de manière rétrospective. Les caractéristiques

individuelles, familiales et budgétaires sont, quant à elles, observées pour l'année de l'enquête. Par conséquent, l'inconvénient principal de ces enquêtes est qu'elles obligent à faire implicitement l'hypothèse que ces caractéristiques sont inchangées entre les deux années universitaires.

Afin de lever cette difficulté, une enquête a été menée auprès des étudiants de l'Université de Poitiers (UP) durant le dernier trimestre de 2012. Le questionnaire a été soumis par voie électronique aux étudiants des filières scientifiques (Sciences fondamentales appliquées [SFA]), littéraires (Lettres et langues [L&L] et Sciences humaines et arts [SHA]), et sociales au sens large (Sciences économiques, Droit et Administrations économiques et sociales [AES]). Seuls les étudiants déjà inscrits à l'université en 2^e ou 3^e année du 1^{er} cycle universitaire (la licence) durant l'année 2011-2012 ont été retenus dans notre analyse¹.

Le principal intérêt de cette enquête est de collecter des informations, de manière rétrospective, sur l'ensemble des variables clés (résultats universitaires, manière d'étudier, ressources, emploi occupé et caractéristiques de l'emploi) afin de mesurer le lien entre l'emploi salarié hors cursus et la réussite scolaire. Les volets caractéristiques personnelles (logement, bourse, aides financières), universitaires (volume de l'horaire, année d'études, filière) et travail rémunéré (activité exercée et durée hebdomadaire du travail) sont comparables à ceux posés par les enquêtes de l'OVE, mais ils portent sur l'année universitaire précédente (2011-2012), et non sur l'année universitaire en cours au moment de l'enquête (2012-2013). Cela présente l'avantage de mieux déterminer les facteurs susceptibles d'expliquer le fait d'occuper un emploi salarié hors cursus et les conséquences de cet emploi sur la réussite.

Au total, 823 étudiants de l'Université de Poitiers, contactés par courriel personnel, ont pu remplir un questionnaire en ligne sur leurs conditions d'études. Parmi cet échantillon, 26,4% des répondants déclarent avoir exercé un emploi durant les études au cours de l'année universitaire considérée (voir Tableau A1 en Annexe 1). Au total, 89,4% des étudiants ont validé leur année universitaire, dont un peu plus de 90% pour les étudiants non salariés contre 85,7% pour les étudiants ayant occupé un emploi durant les études², ce qui plaiderait pour un effet négatif du travail étudiant pris dans sa globalité. Le tableau 1 permet de comparer ces différents taux à ceux obtenus à partir des enquêtes de l'OVE pour les étudiants de 2^e année de licence (L2) et de 3^e année de licence (L3) issus de

l'ensemble des universités françaises ainsi que de la seule université de Poitiers³. Pour l'ensemble des universités, le taux d'étudiants en emploi est systématiquement supérieur à celui observé pour l'Université de Poitiers (qui est relativement constant, quelle que soit l'enquête considérée). Cette différence s'explique par des taux d'activité élevés pour les étudiants localisés en Île-de-France (plus de 40%, selon les données de l'OVE) et dans ses régions limitrophes (autour de 40%, selon les données de l'OVE).

Tableau 1
Comparaison des taux d'activité salariée (en %) des étudiants de L2 et L3

	OVE (2003, 2006, 2010)		OVE (2010)		Base de données de l'UP
	Ensemble	UP	Ensemble	UP	
Occupe un emploi salarié hors cursus	35,5	27,0	34,8	24,6	26,4

Note. L2 = 2^e année de licence; L3 = 3^e année de licence; UP = Université de Poitiers.

La dernière colonne correspond au taux observé avec la base de données utilisée de manière spécifique dans ce travail. Les autres colonnes correspondent à des résultats portant sur les enquêtes CdV de l'OVE. Sont alors séparés les résultats portant sur l'ensemble des universités des résultats portant sur l'Université de Poitiers.

Comme pour les enquêtes nationales, les résultats portant sur l'échantillon de l'Université de Poitiers montrent que les différences entre les étudiants qui travaillent et les autres sont assez marquées. Ils sont plus fréquemment en 3^e année universitaire et suivent des formations en Sciences humaines et arts ou en Lettres et langues. De plus, ils dépendent moins souvent financièrement de leurs parents, bien qu'ils soient un peu plus fréquemment enfants de cadres (voir Tableau A1 en Annexe 1).

Les principales caractéristiques des emplois occupés sont données dans le tableau 2. Un des intérêts de l'enquête est d'obtenir des informations sur le nombre d'heures travaillées par semaine ainsi que sur le type d'emploi. Près de la moitié des étudiants qui exercent un emploi travaillent entre 8 et 16 heures par semaine, un peu moins d'un tiers dépasse 16 heures par semaine, alors qu'un jeune sur cinq travaille moins de 8 heures hebdomadaires. La majorité des emplois occupés se trouvent dans le secteur privé (54,8%), principalement des emplois en entreprises (p. ex., dans le commerce ou dans la restauration), puis des emplois chez les particuliers

(baby-sitting, aide aux devoirs, travaux de jardinage). En revanche, les emplois dans le secteur public ne représentent que 12,4% des emplois. Il s'agit souvent d'emplois de surveillants de collège ou de lycée et d'animateurs de centre de loisirs. Plus de la moitié des étudiants qui travaillent déclarent avoir bénéficié d'un aménagement de leur emploi du temps.

Tableau 2
*Statistiques descriptives associées à la réussite
et à l'emploi salarié étudiant (en %)*

Variable	Ensemble des étudiants interrogés	Étudiants sans emploi durant leur dernière année d'études	Étudiants en emploi durant leur dernière année d'études
Effectifs	823	606	217
Réussite universitaire			
L'année universitaire a été validée	89,4	90,8	85,7
Un seul semestre a été validé	6,3	5,5	8,8
Aucun semestre n'a été validé	4,2	4,0	5,5
Occupe un emploi salarié	26,4	0	100
chez des particuliers	8,6		32,7
dans le secteur public	3,3		12,4
dans le secteur privé	14,5		54,8
moins de 8 h/sem.	5,2		19,8
entre 8 et 16 h/sem.	12,9		48,8
plus de 16 h/sem.	8,3		31,3
L'étudiant			
travaille en journée	13,9		52,5
travaille la semaine seulement	7,1		26,7
a ses horaires aménagés	16,2		57,6

Source : Données collectées par les auteurs.

Modélisation

La littérature empirique, développée notamment dans les approches économétriques dans le domaine de l'éducation, insiste sur la nécessité de prendre en compte l'endogénéité du travail étudiant pour tenter de mesurer son effet sur la réussite. Dans un modèle économétrique, déterminer le lien de causalité entre une variable indépendante et une variable dépendante nécessite une indépendance entre le terme d'erreur et la variable indépendante. Dans le cas contraire, un biais d'endogénéité peut être suspecté, c'est-à-dire que l'effet causal peut être surestimé ou sous-estimé. Ce biais peut être inhérent à des variables qui ne sont pas introduites dans l'estimation, souvent parce qu'elles ne sont pas présentes dans la base de données. Dans l'examen de la décision de travailler durant les études, le goût pour les études, le projet professionnel ou la capacité de l'étudiant à organiser son temps de travail peuvent à la fois affecter la décision d'exercer une activité salariée et la réussite à l'université. Pensons par exemple aux étudiants qui travaillent durant les études ; ils peuvent avoir moins d'intérêt et d'ambition pour les études ou souhaiter plus rapidement connaître le marché de l'emploi (Beaupère & Boudesseul, 2009), ce qui peut expliquer des chances de succès plus faibles, sans que cela soit dû à l'effet du travail salarié.

Sur le plan de l'estimation économétrique, l'absence d'une ou de plusieurs de ces variables risque d'être captée par le terme d'erreur, ce qui peut alors affecter l'intensité et la significativité de l'effet causal (le travail salarié). Pour répondre à ce problème, une solution est d'utiliser la technique des variables instrumentales. L'objectif est alors d'estimer également la variable soupçonnée d'être endogène (le travail salarié) à partir d'un ensemble de variables incluant un ou plusieurs instruments. Un instrument est une variable qui explique la variable suspectée d'être endogène (le travail salarié), mais qui n'explique pas directement la variable dépendante (la réussite). Ces deux variables étant discrètes (l'étudiant travaille ou non, valide ou non son année universitaire), nous retenons des modèles de type probit qu'il est possible d'estimer de manière simultanée, conformément à d'autres travaux réalisés sur ce thème (Beffy et al., 2009, 2013 ; Body et al., 2014). Les paramètres des deux équations et le coefficient de corrélation entre les deux équations sont estimés en même temps, à partir d'une fonction de vraisemblance. Il y a quatre contributions à la vraisemblance selon que l'étudiant travaille ou non et selon qu'il réussisse ou non.

Nous allons considérer deux modèles. Le premier modèle estimera simultanément la probabilité d'occuper un emploi salarié et celle associée aux résultats universitaires. Cette modélisation permettra de mesurer un effet causal net de l'emploi salarié sur les résultats universitaires. La seconde modélisation proposée est légèrement différente, bien que l'objectif soit toujours l'endogénéité de l'emploi salarié. Nous allons supposer que l'équation de réussite peut ne pas être la même selon que l'étudiant occupe ou non un emploi salarié. Cette hypothèse permet de tenir compte des différentes caractéristiques de l'emploi occupé (p. ex., durée hebdomadaire du travail, type d'emploi occupé, calendrier, emploi du temps) qui sont susceptibles d'avoir un effet sur la réussite universitaire. La durée hebdomadaire du travail ou le type d'emploi occupé pourraient être eux aussi endogènes (Beffy et al., 2009, 2013 ; Body, 2014). Toutefois, pour cette modélisation, la taille de l'échantillon ne nous permet pas de considérer simultanément une équation de sélection multidimensionnelle et une mesure de l'effet de l'ensemble des caractéristiques de l'emploi occupé en tenant compte de l'endogénéité de la durée hebdomadaire du travail.

L'équation associée à l'emploi salarié peut être caractérisée de la même façon dans les deux modèles. L'occupation d'un emploi salarié hors cursus et hors vacances universitaires est caractérisée par une variable dichotomique E , qui prend la valeur 1 si l'étudiant occupe un emploi salarié et 0 dans le cas contraire⁴. Plus précisément, la décision de travailler ($E=1$) est déterminée par la variable latente $E^* = X_E \beta_E + u_E$ positive. Cette variable dépend des caractéristiques individuelles observées et exogènes X_E tandis que β_E est le vecteur de paramètres à estimer associés à ces caractéristiques et d'une erreur de mesure aléatoire u_E distribuée selon une loi normale centrée réduite. Parmi les variables exogènes introduites, nous nous intéresserons notamment au temps théorique de présence en cours dans chaque cursus, au temps de trajet université-domicile, aux anticipations des étudiants concernant le niveau de diplôme qu'ils souhaitent obtenir et aux informations sur leurs ressources.

Selon que l'étudiant occupe un emploi hors cursus ($E=1$) ou, au contraire, qu'il ne travaille pas ($E=0$), nous nous sommes intéressés aux résultats universitaires. Pour les modélisations retenues, deux variables caractérisant les résultats ont été considérées : une réussite totale de l'étudiant à la fin de l'année universitaire ou une réussite qui est éventuellement partielle. Dans ce dernier cas, l'étudiant peut n'obtenir qu'un des deux semestres.

L'effet du travail étudiant sur la réussite universitaire (obtention des deux semestres)

Dans un premier temps, nous nous concentrerons sur la réussite totale de l'année universitaire. Celle-ci est caractérisée par une variable dichotomique Y , qui prend la valeur 1 si l'étudiant a validé son année et la valeur 0 dans le cas contraire. Deux estimations sont proposées. La première estimation (modèle 1) permet de tester l'effet net du travail étudiant en tenant compte de sa potentielle endogénéité. La seconde estimation (modèle 2) permet d'introduire l'effet des caractéristiques associées à ce travail, tout en contrôlant également l'endogénéité.

Modèle 1

Pour le modèle 1, l'étudiant réussit son année si la variable latente associée $Y^* = E\gamma + X_Y\beta_Y + u_Y$ est positive, tandis qu'elle est négative s'il ne valide pas entièrement son année. Cette variable latente dépend du fait d'être un étudiant occupant ou non un emploi salarié (E), variable potentiellement endogène (γ est le paramètre à estimer associé à l'emploi); d'un ensemble de caractéristiques individuelles exogènes X_Y (β_Y est le vecteur de paramètres à estimer); et d'un terme d'erreur aléatoire u_Y distribué selon une loi normale centrée réduite. Les deux termes d'erreur de mesure sont corrélés (σ_{EY}). Les quatre contributions à la vraisemblance sont présentées dans l'annexe 2.

Modèle 2

La seconde modélisation nous conduit à considérer deux cas, selon que l'étudiant occupe ou non un emploi hors cursus.

Dans le premier cas, l'étudiant occupant un emploi hors cursus ($E=1$) valide son année universitaire ($Y=1$) si la variable latente associée Y^* est positive avec $Y^* = X_w'\beta_w + u_w$. Cette variable latente dépend d'un ensemble de variables explicatives X_w ; du vecteur de paramètres associés β_w et, notamment, des caractéristiques associées au travail salarié; ainsi que d'un terme d'erreur u_w , distribué selon une loi normale standard. Le vecteur (u_E, u_w) suit alors une distribution normale bivariée

$N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{EW} \\ \sigma_{EW} & 1 \end{pmatrix}\right)$, où σ_{EW} est la covariance entre les termes d'erreur associés à l'activité salariée et à la réussite universitaire.

Dans le second cas, l'étudiant qui ne travaille pas ($E=0$) valide son année universitaire ($Y=1$) si la variable latente associée Y^* est positive avec $Y^* = X_{nw}'\beta_{nw} + u_{nw}$. Cette variable latente dépend d'un ensemble de variables explicatives X_{nw} ; du vecteur de paramètres associés β_{nw} ; et d'un terme d'erreur u_{nw} , qui est distribué selon une loi normale standard. Le vecteur (u_E, u_{nw}) suit alors une distribution normale bivariée

$$N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{EnW} \\ \sigma_{EnW} & 1 \end{pmatrix}\right), \text{ où}$$

σ_{EnW} est la covariance entre les termes d'erreur associés à l'activité salariée et à la réussite universitaire. Les quatre contributions à la vraisemblance sont données dans l'annexe 2.

L'effet du travail étudiant sur une réussite partielle ou totale de l'année universitaire

Dans ce cas, la variable Y caractérisant les résultats universitaires peut prendre trois valeurs :

- 0 : L'étudiant n'a validé aucun semestre (échec total);
- 1 : L'étudiant a validé un seul semestre (réussite partielle);
- 2 : L'étudiant a validé les deux semestres (réussite totale).

La réussite est maintenant modélisée par un modèle probit ordonné pour tenir compte des deux niveaux de réussite, soit partielle ou totale. Comme précédemment, deux modélisations peuvent être proposées. Les détails de ces modélisations sont donnés dans l'annexe 2.

Afin d'estimer l'effet de l'emploi salarié, des conditions d'exclusion doivent être posées. Cela suppose la présence de variables instrumentales dans les modèles. Ces instruments doivent influencer la décision de travailler durant les études, mais pas la réussite universitaire. Deux variables nous serviront d'instruments : la dépendance financière vis-à-vis des parents et le logement occupé. Ces deux variables, qui relèvent de l'autonomie de l'étudiant, sont liées à l'exercice d'un emploi salarié, mais ne semblent pas avoir d'effet direct sur la réussite universitaire, comme l'indiquent notamment, à partir de données américaines, Kalenkoski et Pabilonia (2008). D'autres résultats obtenus sur des données françaises tendent à montrer également l'absence de lien entre le mode d'habitation et la réussite. Ainsi, à partir des données de l'OVE, Gruel (2002) a montré qu'il n'y avait pas de lien entre un mode d'habitation chez les parents

ou dans une résidence universitaire et la réussite, ce que soulignent également Morlaix et Suchaut (2012) à partir d'une enquête sur les étudiants de l'Université de Bourgogne.

Résultats

Les déterminants de l'accès à emploi rémunéré durant les études

Le tableau 3 montre l'effet des différentes caractéristiques individuelles des étudiants sur l'exercice d'un travail en cours d'études⁵. Les résultats confirment l'importance du mode d'allocation du temps : la contrainte des heures de présence en cours s'exerce sur les étudiants. Ceux qui doivent, au moins théoriquement, assister à plus de 20 heures de cours magistraux et de travaux dirigés dans la semaine ont plus rarement une activité rémunérée. En revanche, le temps de trajet entre l'université et le lieu d'habitation de l'étudiant ne semble pas influencer la décision d'exercer un emploi. Les caractéristiques socioéconomiques de la famille ont également un impact important. Ainsi, les enfants de cadres supérieurs et, dans une moindre mesure, de cadres moyens ont un accès plus fréquent à un emploi durant les études. Cela s'explique par un effet de réseaux et d'information sur les offres d'emplois étudiants, les parents cadres pouvant mobiliser leurs relations sociales pour trouver un emploi d'appoint à leurs enfants durant les études. Les bourses de l'État limitent ou même parfois interdisent la possibilité de cumuler emploi et études, ce qui explique que la probabilité d'occuper un emploi salarié soit plus faible pour les boursiers. En revanche, recevoir une aide financière des parents diminue sensiblement la probabilité de travailler durant les études. Autrement dit, à origine sociale équivalente, occuper un emploi durant les études répond à un besoin de revenu qui permet de compenser l'absence d'aide financière provenant de la famille. De plus, avoir un nombre élevé de frères ou de sœurs augmente légèrement la probabilité d'exercer une activité rémunérée. En revanche, les étudiants étrangers ont plus de difficultés à travailler durant leurs études du fait de contraintes juridiques qui leur rend difficile l'accès à un emploi salarié. Les caractéristiques du parcours scolaire passé sont également discriminantes : les jeunes en retard dans leur parcours ou ayant redoublé avant l'accès à l'université ont une probabilité plus forte de travailler durant les études. Si leur parcours passé les conduit à anticiper des chances de réussite moins élevées, les étudiants privilégieraient plus

Tableau 3
Estimation de la probabilité d'occuper un emploi étudiant

Variable	Coefficient	Significativité	Écart-type
Constante	0,151		0,31
Niveau d'études: 3 ^e année universitaire (réf.)			
2 ^e année universitaire	-0,286	***	0,11
Spécialité de formation: Sciences humaines (réf.)			
Droit – Économie – Administrations économ. et sociales	-0,336	**	0,13
Sciences fondamentales et appliquées	-0,004		0,13
Autres spécialités	-0,661	**	0,32
L'étudiant: a l'âge « normal » ou est en avance (réf.)			
A redoublé avant son entrée à l'université	0,105	**	0,13
Est en retard, mais n'a pas redoublé avant son entrée à l'université	0,538	***	0,14
Titulaire d'une bourse: non (réf.)			
Du gouvernement français	-0,198	**	0,10
Autre type de bourse	-0,656	*	0,40
Aide financière: non (réf.)			
Publique: Oui	0,118		0,10
Familiale: Oui	-0,498	***	0,12
L'étudiant a plus de 20 h théoriques d'enseignement par semaine	-0,221	**	0,09
Niveau de fin d'études souhaité: bac + 3 (réf.)			
Au moins un master	-0,067		0,17
Ne sait pas encore	-0,157		0,22
Temps de trajet université-domicile supérieur à 1h	-0,528		0,52
L'étudiant est un homme	-0,235	**	0,11
L'étudiant est de nationalité étrangère	-0,652	***	0,21
L'étudiant a au moins un enfant	0,364		0,45
N ^{bre} de frères et sœurs	0,064	*	0,03
Catégorie socioprofessionnelle du chef de famille: ouvrier (réf.)			
Cadre	0,492	**	0,19
Cadre moyen	0,465	**	0,22
Agriculteur, artisan, commerçant	0,327		0,25
Chef d'entreprise	-0,319		0,34
Employé	0,256		0,19
Sans activité	0,280		0,20
L'étudiant vit: chez ses parents (réf.)			
Seul	-0,416	***	0,15
En colocation	-0,279	*	0,16
Autre	-0,436		0,42

Note. * = seuil de 10%; ** = seuil de 5%; *** = seuil de 1%.

facilement la prise d'un emploi durant les études. Les différences de filières et de niveau d'études structurent également les chances d'exercer une activité : les diplômés de sciences humaines travaillent plus durant les études, comparés aux autres étudiants des filières juridiques, économiques et scientifiques. De même, les étudiants de 2^e année travaillent moins que les étudiants de 3^e année, dont les besoins d'autonomie sont plus importants. Enfin, les femmes ont une probabilité d'accès plus élevée que les hommes à un emploi durant leurs études, ce que les données de l'OVE démontrent également, lorsque les activités sont concurrentes aux études (Giret, 2011 ; Body, 2014). L'explication peut être liée à l'importance des emplois de service proposés aux étudiants, plus fréquemment exercés par des femmes, que ce soit durant ou après les études.

L'effet sur la réussite

Deux mesures de la réussite sont proposées dans les différentes estimations. La première correspond à une réussite totale de l'année universitaire (obtention des deux semestres). La seconde intègre la possibilité d'une validation seulement partielle de l'année universitaire (obtention d'un seul semestre). L'enjeu est d'essayer de saisir d'éventuelles stratégies d'étudiants salariés qui privilégieraient seulement la réussite à certaines épreuves ou seulement à un semestre.

Le tableau 4 présente les effets des caractéristiques individuelles sur la réussite pour l'ensemble des étudiants, pour le sous-échantillon des étudiants sans activité professionnelle et pour le sous-échantillon des étudiants qui occupent un emploi hors cursus. La distinction des étudiants en fonction de l'activité salariée permet d'intégrer les caractéristiques de l'emploi. L'idée est ici de repérer les caractéristiques susceptibles de s'avérer plus ou moins pénalisantes en matière de réussite.

Les résultats des estimations réalisées sur l'ensemble des étudiants montrent l'influence du travail étudiant sur la réussite après avoir endogénéisé ce dernier. L'effet est fortement négatif pour une réussite totale (voir Tableau 4, colonne 2) ou partielle (voir Tableau 4, colonne 3). L'effet des caractéristiques individuelles sur la réussite est beaucoup plus modéré, à l'exception de quelques caractéristiques associées au parcours scolaire passé ou actuel des étudiants et du genre. Les redoublements dans l'enseignement secondaire, indicateur du niveau scolaire de l'étudiant, ont une influence négative sur la réussite. De même, comme il a été fréquemment observé (p. ex., Maetz, 2016), les garçons éprouvent plus de difficultés que

Tableau 4
Estimation de la probabilité de réussite universitaire

Variable	Réussite des étudiants			Réussite partielle des étudiants		
	Ensemble	Non-salariés	Salariés	Ensemble	Non-salariés	Salariés
Constante	2,252*** (0,26)	2,473*** (0,36)	-0,441 (0,44)	2,744*** (0,27)	2,935*** (0,37)	0,202 (0,51)
Emploi salarié : Non (réf.)						
Oui	-1,467*** (0,31)			-1,342*** (0,31)		
Niveau d'études : 3 ^e année universitaire (réf.)						
2 ^e année universitaire	-0,380*** (0,13)	-0,377** (0,16)	-0,196 (0,19)	-0,334*** (0,12)	-0,358** (0,16)	-0,087 (0,20)
Spécialité de formation : Sc. hum. et arts (réf.)						
Droit – Économie – Admin. écon. et sociales	-0,266* (0,14)	-0,169 (0,17)	-0,363* (0,20)	-0,233* (0,14)	-0,175 (0,17)	-0,257 (0,24)
Sc. fondamentales et appliquées	-0,108 (0,15)	0,068 (0,19)	-0,161 (0,24)	-0,096 (0,15)	0,024 (0,19)	-0,048 (0,25)
Autres spécialités	-0,425 (0,28)	-0,320 (0,31)	-0,546 (0,61)	-0,505* (0,27)	-0,411 (0,30)	-0,644 (0,61)
L'étudiant a : l'âge « normal » ou est en avance (réf.)						
redoublé avant son entrée à l'université	-0,448*** (0,14)	-0,367*** (0,17)	-0,391* (0,22)	-0,463*** (0,14)	-0,336** (0,16)	-0,408* (0,22)
un retard, mais n'a pas redoublé avant son entrée à l'université	-0,239 (0,18)	-0,259 (0,17)	0,082 (0,21)	-0,291* (0,17)	-0,272* (0,17)	-0,009 (0,22)
L'étudiant est un homme	-0,324*** (0,12)	-0,299** (0,14)	-0,289 (0,21)	-0,293** (0,12)	-0,262* (0,14)	-0,249 (0,21)
L'étudiant est de nationalité étrangère	-0,050 (0,21)	-0,256 (0,23)	–	0,009 (0,21)	-0,175 (0,23)	–
L'étudiant est titulaire d'un bac général	-0,065 (0,21)	-0,351 (0,31)	0,243 (0,30)	-0,167 (0,21)	-0,399 (0,31)	0,046 (0,30)

Caractéristiques de l'emploi salarié occupé						
Moment de la journée : en soirée ou la nuit (réf.)						
En journée				-0,020 (0,17)		-0,016 (0,18)
Jours de travail : le week-end seulement (réf.)						
Les jours de semaine (lundi au vendredi)				-0,005 (0,24)		-0,082 (0,25)
Durée du travail : plus de 16 h (réf.)						
Moins de 8 h/sem.				0,903** (0,41)		1,027** (0,44)
Entre 8 et 16 h/sem.				0,307 (0,21)		0,324 (0,21)
Dans le secteur privé (réf.)						
Chez des particuliers				-0,077 (0,19)		-0,038 (0,20)
Dans le secteur public				0,718* (0,41)		0,896** (0,45)
Aménagement de l'emploi du temps : non (réf.)						
Oui				0,523*** (0,21)		0,574** (0,22)
Seuil						
					0,442*** (0,07)	0,487** (0,27)
Covariance						
	0,725*** (0,15)	0,893*** (0,31)	0,834*** (0,14)	0,665*** (0,15)	0,851*** (0,27)	0,771*** (0,17)

Note. * = seuil de 10% ; ** = seuil de 5% ; *** = seuil de 1%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

les filles à valider leur année universitaire. Enfin, la réussite varie selon les différentes disciplines et le niveau d'études : elle est plus difficile en 2^e année de cursus et dans les filières économiques et juridiques. Les résultats portant sur les enquêtes CdV de l'OVE, qui sont présentés dans les tableaux A4 et A5 en annexe 1, vont dans le même sens : le travail salarié a un effet négatif sur la réussite lorsqu'il est endogénéisé, que les enquêtes portent sur la France entière ou sur la région qui fait l'objet de notre recherche. Ce premier résultat indique donc qu'il existe un effet causal négatif de l'emploi salarié sur la réussite. Cet effet ne se réduit pas aux raisons qui incitent les étudiants à prendre un emploi salarié et qui pourraient affecter simultanément la réussite universitaire (le désintérêt des études), mais concerne également les contraintes qu'impose l'emploi salarié sur l'activité étudiante.

Un des intérêts de l'enquête sur l'Université de Poitiers est également d'obtenir des informations plus précises sur l'emploi étudiant et sur les caractéristiques de l'étudiant au moment où il travaille. Comme nous l'avions attendu, les résultats montrent que l'effet du travail durant les études sur la réussite dépend principalement du nombre d'heures réservées à l'activité salariée, de la possibilité d'aménager son emploi du temps (des heures de travaux dirigés au sein de l'université et des heures travaillées) et du type d'emploi occupé. En premier lieu, un faible nombre d'heures travaillées est beaucoup moins handicapant : ceux qui travaillent très peu (moins de 8 heures) se différencient des autres avec, toutes choses égales par ailleurs, un meilleur taux de réussite. Au-delà de ce seuil, nous n'observons pas de différences significatives entre travailler de 8 heures à un mi-temps⁶ ou travailler plus d'un mi-temps. Le résultat est important, dans la mesure où de nombreux travaux retiennent souvent un seuil d'environ 15 heures comme étant relativement neutre pour le travail étudiant, alors que la première moitié de ce seuil, qui correspond à une journée de travail, ne semble pas handicapante. Les seuils retenus dans cette modélisation ont été choisis selon la littérature. Le seuil de 15 heures est très souvent retenu (p. ex., Montmarquette et al., 2007). Le seuil de 8 heures est, quant à lui, utilisé par Froment (2012). Nous pouvons toutefois nous interroger sur la pertinence de ces seuils. Les résultats présentés dans le tableau A2 (voir Annexe 1) montrent que ce découpage est plutôt robuste. Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de réussite décroît avec le nombre d'heures de travail par semaine (prise de façon continue, cf. les statistiques descriptives dans le tableau A3). Selon d'autres découpages (quartiles et

arbre de régression), le seuil minimal est légèrement modifié et passe à 10 heures hebdomadaires de travail. Autrement dit, comme le suggérait Lévy-Garboua (1976), la contrainte de temps et les arbitrages que font les étudiants entre le temps d'études, le temps de loisir et le temps réservé à une activité salariée sont déterminants dans l'explication de la réussite. Au-delà d'un seuil relativement faible, le travail salarié paraît réduire l'effort studieux et, donc, pénaliser les chances de succès à l'examen. Nos résultats permettent d'affiner ce seuil par rapport à différents travaux français réalisés à partir des enquêtes CdV de l'OVE (Gruel, 2002 ; Belghith, 2015) ou de l'enquête emploi (Beffy et al., 2009, 2013). Ces derniers se réfèrent souvent au seuil d'un emploi à temps partiel par rapport à la durée légale du travail en France (qui est de 35 heures par semaine). Or, une activité salariée proche d'un mi-temps commence à être difficilement compatible avec les exigences universitaires, contrairement à un quart-temps, qui semble laisser plus de souplesse à l'étudiant pour s'organiser.

Le deuxième résultat important concerne les commodités qui peuvent être accordées aux étudiants pour aménager leur emploi du temps. En effet, lorsque les facultés proposent aux étudiants qui travaillent des commodités pour obtenir des emplois du temps adaptés à leur travail salarié ou lorsque l'employeur accepte d'adapter les heures de travail à l'emploi du temps universitaire, la réussite de ces derniers s'en trouve sensiblement améliorée. Enfin, un emploi dans le secteur public améliore les chances de réussite, ce qui peut s'expliquer encore là par des commodités concernant les contraintes de l'emploi du temps. Les activités dans ce secteur sont souvent liées à l'éducation nationale ou à l'animation, les emplois de surveillants étant largement surreprésentés. Les étudiants ayant ce type d'emploi peuvent parfois plus facilement aménager ou échanger certains créneaux entre étudiants salariés pour s'adapter à certaines contraintes universitaires.

En revanche, nos résultats ne montrent pas d'effet spécifique de la répartition du temps de travail entre la semaine et le week-end sur la réussite. Le tableau 5 présente quelques probabilités de réussite conditionnelles à certains types d'emplois et les écarts-types associés. Ces calculs indiquent notamment que les étudiants salariés ayant bénéficié d'un aménagement de leurs études ont un taux de réussite relativement comparable aux étudiants non salariés. Par contre, les étudiants salariés n'en ayant pas bénéficié ont des taux de succès nettement inférieurs (plus de 14 points pour la réussite totale). Ce résultat souligne l'importance pour les

établissements universitaires de s'adapter également au profil et aux contraintes des étudiants qui travaillent, mais également de communiquer sur ces aménagements (Béduwé, Berthaud, Giret & Solaux, 2016). Certaines composantes de l'université proposent des dispenses d'assiduité, une priorité dans le choix des emplois du temps et des horaires décalés de cours, sans que les étudiants salariés en soient au courant. Or, plus l'activité salariée est régulière, plus ces aménagements semblent déterminants pour la conciliation des activités studieuses et salariées (Béduwé et al., 2016).

Tableau 5
Calcul des probabilités conditionnelles en fonction des caractéristiques des emplois étudiants

Conditionnellement à	Probabilité estimée de la			
	Réussite totale		Réussite partielle	
	%	Écart-type	%	Écart-type
Étudiant non salarié	90,8	5,8	5,4	2,3
Étudiant salarié	85,7	16,9	8,6	7,9
Étudiant salarié avec				
aménagement du temps universitaire	91,7	11,7	5,7	5,9
sans aménagement du temps universitaire	77,5	19,8	12,5	8,5
Étudiant salarié dont le temps hebdomadaire				
du travail est				
inférieur à 8 h	97,9	3,2	1,8	2,6
compris entre 8 et 16 h	85,4	15,9	9,1	7,7
plus de 16 h	78,4	19,1	12,0	7,8
Étudiant salarié dans				
le secteur public	95,3	8,7	3,3	5,6
chez des particuliers	88,0	15,8	7,4	7,9
dans le secteur privé	82,1	17,8	10,4	7,6
chez des particuliers ou dans le secteur privé	84,3	17,3	9,3	7,9

Note. La probabilité moyenne estimée de valider complètement son année universitaire sachant qu'on n'a pas occupé d'emploi durant l'année universitaire est de 90,8 %.

À quelques exceptions près, les effets des caractéristiques individuelles entre les étudiants salariés et non salariés sur la probabilité de valider leur année universitaire sont comparables. En particulier, nous n'observons aucun effet significatif de la nationalité, du type de baccalauréat et de l'âge. Nous pouvons toutefois noter que les étudiants ayant redoublé ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité plus faible que les autres

de valider leur année. Des divergences sont observées pour trois caractéristiques : le niveau d'études, le sexe et la spécialité. La probabilité de réussite est plus faible pour les hommes et pour les étudiants inscrits en 2^e année de cursus, mais seulement pour les étudiants non salariés. Les étudiants salariés inscrits dans une spécialité en sciences sociales ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité plus faible de réussir leur année. La catégorie socioprofessionnelle du chef de famille, qui s'est révélée toujours non significative, n'a pas été introduite dans les équations de réussite présentées dans le tableau 4. Cela rejoint notamment les résultats présentés par Beffy et ses collaborateurs (2009, 2013) : pour les étudiants ayant été sélectionnés socialement pour accéder à ce niveau d'études, l'effet de la catégorie socioprofessionnelle du chef de famille semble moins important pour expliquer la réussite d'étudiants ayant au moins obtenu une première année universitaire.

Conclusion

Ce travail avait pour objectif d'étudier les conséquences des emplois occupés durant les études et de leurs caractéristiques sur la réussite à l'université en prenant en compte la nature endogène du travail étudiant. La contrainte de temps semble déterminante pour expliquer l'accès à l'emploi salarié, mais également pour expliquer l'effet du travail salarié sur la réussite. Nos résultats soulignent l'effet négatif de ces activités salariées, notamment lorsque le nombre d'heures travaillées dépasse 8 heures par semaine. En revanche, il semble que les possibilités d'aménager l'emploi du temps réduisent sensiblement les risques d'échec. D'une part, les étudiants se trouvant dans des formations qui bénéficient d'aménagement de l'emploi du temps réussissent mieux que les autres. D'autre part, les emplois dans le secteur public, principalement des emplois de surveillant dans les collèges et lycées, semblent moins handicapants, car ils permettraient, au moins partiellement, de concilier les emplois du temps professionnel et universitaire, par rapport à d'autres emplois du secteur privé.

Ces résultats demandent cependant à être approfondis. Un recueil plus précis de l'emploi du temps des étudiants permettrait de mieux comprendre comment certains étudiants arrivent à concilier le travail étudiant et l'effort studieux. Réduisent-ils le temps réservé aux loisirs ? Concentrent-ils leur effort studieux durant les mois qui précèdent l'examen ? Privilégient-ils l'assiduité aux cours ? La question des ressources finan-

cières des étudiants demande également à être précisée : des informations sur le revenu exact des étudiants permettraient de mieux comprendre à partir de quel niveau de ressources les étudiants sont contraints d'exercer une activité rémunérée. L'effet est complexe, dans la mesure où l'exercice d'un emploi étudiant semble facilité par le capital social des parents, alors que les bénéficiaires de bourses publiques selon des critères sociaux doivent peu ou pas travailler durant leurs études. Nos résultats plaident néanmoins pour l'importance de la contrainte de temps dans la réussite universitaire. Enfin, la mesure de la réussite universitaire utilisée dans notre recherche peut paraître réductrice, dans la mesure où elle implique que le parcours d'un étudiant dans l'enseignement supérieur doit être linéaire et le plus rapide possible. Comme le soulignent les travaux comparatifs de Charles (2015), cette conception de la réussite correspond à une vision française assez différente de celle adoptée dans de nombreux pays européens, où diverses expériences peuvent allonger les parcours d'études sans que cela soit associé à un échec. Une approche plus qualitative de la réussite (Leclercq & Parmentier, 2011), qui pourrait par exemple inclure des éléments sur les savoirs et sur les compétences acquis par les étudiants tout au long de leur cursus, permettrait certainement de relativiser les effets négatifs du travail salarié durant les études.

Malgré ses limites, notre recherche souligne la nécessité de prendre en compte cette dimension du salariat étudiant dans les politiques d'aide à la réussite à l'université. Un premier objectif pourrait être d'inciter les étudiants à réduire le nombre d'heures travaillées en leur versant par exemple de l'aide financière supplémentaire, mais le contexte budgétaire paraît peu propice à ce type de solution. Ensuite, une autre solution serait de tenir compte du travail salarié en facilitant un aménagement du temps scolaire et de la pédagogie pour permettre des environnements d'apprentissage plus favorables (Paivandi, 2012). Cela peut se faire par exemple en créant des emplois du temps un peu plus adaptés aux étudiants qui travaillent et en proposant des cours ou des travaux dirigés le soir ou le samedi, ce qui est encore peu fréquent dans les universités françaises. Une autre réflexion peut également être engagée sur la façon d'aider les étudiants à trouver des emplois moins concurrents à l'activité d'études, en centralisant par exemple les offres d'emploi les plus adaptées, comme cela a été expérimenté récemment dans une université française (Dmitrijeva, L'Horty, Du Parquet & Petit, 2013).

Enfin, une politique complémentaire viserait à valoriser davantage le travail salarié dans les études. Dans certains pays où la professionnalisation de l'enseignement supérieur est moins développée, le salariat étudiant apparaît comme une forme de professionnalisation informelle des parcours d'études et une solution de rechange aux stages (Navarro-Cendejas & Planas Coll, 2016). Même si la prise d'un emploi salarié répond à une logique économique pour l'étudiant, cette expérience de travail améliore l'insertion professionnelle, notamment lorsqu'elle est liée aux études (Béduwé & Giret, 2004). Les compétences acquises dans ces expériences peuvent être valorisées scolairement et professionnellement (Curtis & Shani, 2002). La question peut alors se poser de reconnaître certaines de ces expériences dans les cursus universitaires. Certaines universités en France proposent, dans ce cadre, des unités d'enseignement professionnalisantes, transversales et délivrant des ECTS⁷ qui permettent de valoriser des activités salariées courtes dans une réflexion sur la constitution d'un portefeuille de compétences et dans un travail écrit sur la connaissance du milieu professionnel. Ces unités d'enseignement sont complétées par des cours à distance et du suivi personnalisé.

Réception : 5 janvier 2016

Version finale : 24 mai 2017

Acceptation : 25 octobre 2017

NOTES

1. Les étudiants de 1^{re} année universitaire n'ont pas été retenus du fait de leur profil très spécifique (abandons très élevés en cours d'année et réorientations importantes en fin d'année).
2. Ces proportions sont significativement différentes (rejet de l'égalité des proportions pour un seuil de tolérance de 5%). Le taux de validation est cependant assez comparable à celui de l'enquête de l'Observatoire national de la vie étudiante, notamment pour le même territoire. En effet, selon l'OVE, le taux de validation en 2010 pour les étudiants salariés est de 78,9% contre 81,8% pour les étudiants non salariés pour l'ensemble de la France. Il est de 92% contre 80% pour les étudiants dans la région de Poitiers (Universités de Poitiers et de La Rochelle). Le taux de réponse pour l'enquête que nous avons effectuée sur l'Université de Poitiers est de 30% contre 25,6% pour l'enquête nationale de l'OVE. Il est difficile de savoir si les étudiants salariés répondent moins que les autres, car les données administratives recensent mal le travail étudiant et ne peuvent pas donner de point de comparaison.
3. Pour l'enquête de l'OVE portant sur la région de Poitiers, nous avons cumulé plusieurs enquêtes nationales afin de nous assurer de la stabilité des résultats.
4. L'indice i de l'étudiant est omis pour simplifier les notations.
5. Les résultats obtenus pour cette équation sont très proches, quel que soit le modèle estimé.
6. La durée hebdomadaire légale du travail est de 35 heures. Un mi-temps correspond donc théoriquement à 17 heures et demie de travail par semaine.
7. ECTS pour *European Credits Transfer Scale* du Système européen de transfert et d'accumulation de crédits dans l'enseignement supérieur.

RÉFÉRENCES

- Beaupère, N. & Boudesseul G. (2009). Quitter l'université sans diplôme : quatre figures du décrochage étudiant. *Céreq Bref*, 265. Repéré à www.cereq.fr/publications/Cereq-Bref/Quitter-l-universite-sans-diplome-Quatre-figures-du-decrochage-etudiant
- Bédoué, C., Berthaud, J., Giret, J.-F. & Solaux G., (2016, décembre). Travailler tout au long de ses études : comment l'activité salariée structure-t-elle les parcours d'études dans l'enseignement supérieur? Dans M. Baslé et al. (dir.), *Les transitions professionnelles tout au long de la vie. Nouveaux regards, nouveaux sens, nouvelles temporalités?* XXIII^{es} Journées d'étude sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail, Rennes, France.
- Bédoué, C. & Giret, J.-F. (2004). Le travail en cours d'études a-t-il une valeur professionnelle? *Économie et statistique*, 378(1), 55-83. doi: 10.3406/estat.2004.7225
- Beffy, M., Fougère, D. & Maurel, A. (2009). L'impact du travail salarié des étudiants sur la réussite et la poursuite des études universitaires. *Économie et statistique*, 422(1), 31-50. doi: 10.3406/estat.2009.8017
- Beffy, M., Fougère, D., & Maurel, A. (2013). The effect of college employment on graduation : Evidence from France. *CEPR Discussion Papers*, 9565. Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/9565.html>
- Belghith, F. (2015). L'activité rémunérée des étudiants : une diversité de situations aux effets contrastés. *OVE Infos*, 30. Repéré à www.ove-national.education.fr/medias/OVE_Infos_30_activite_remuneree_042015.pdf
- Body, K. M.-D. (2014). *Étude micro-économétrique de l'impact du travail salarié étudiant sur la réussite à l'université* (Thèse en sciences économiques, Université de Poitiers, Poitiers, France). Repéré à <http://nuxeo.edel.univ-poitiers.fr/nuxeo/site/esupversions/c7f6ba50-f6a4-4267-bb59-787b4a32711a>
- Body, K. M.-D., Bonnal, L., & Giret, J.-F. (2014). Does student employment really impact academic achievement? The case of France. *Applied Economics*, 46(25), 3061-3073. doi: 10.1080/00036846.2014.920483
- Brint, S., & Cantwell, A. M. (2010). Undergraduate time use and academic outcomes: Results from the University of California Undergraduate Experiences Survey 2006. *Teachers College Record*, 112(9), 2441-2470. Retrieved from <https://cshe.berkeley.edu/sites/default/files/publications/rops-brint-timeuse-9-24-08.pdf>
- Buscha, F., Maurel, A., Page, L., & Speckesser, S. (2012). The effect of employment while in high school on educational attainment: A conditional difference-in-differences approach. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(3), 380-396. doi: 10.1111/j.1468-0084.2011.00650.x
- Charles, N. (2015). *Enseignement supérieur et justice sociale : sociologie des expériences étudiantes en Europe*. Paris : La Documentation française.
- Coudin, É. & Tavan, C. (2008). Deux étudiants du supérieur sur dix ont un emploi : le premier en lien avec ses études et l'autre pas. *INSEE Première*, 1204. Repéré à www.insee.fr/fr/statistiques/1280810#consulter
- Curtis S., & Shani N (2002). The effect of taking paid employment during term-time on students' academic studies. *Journal of Further and Higher Education*, 26(2), 129-138. doi: 10.1080/03098770220129406

- D'Amico, R. (1984). Does employment during high school impair academic progress? *Sociology of Education*, 57(3), 152-64. doi: 10.1177/001979399905300108
- Dmitrijeva, J., L'Horty, Y., Du Parquet, L. & Petit, P. (2013). *Comment améliorer la qualité des emplois salariés exercés par les étudiants? Les enseignements d'une expérience contrôlée*. Rapport de recherche n° 2013-05, Travail, Emploi et Politiques publiques (TEPP). Paris: CNRS. Repéré à <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00848539>
- Ehrenberg, R. G., & Sherman, D. R. (1987). Employment while in college, academic achievement, and postcollege outcomes: A summary of results. *Journal of Human Resources*, 22(1), 1-23. doi: 10.2307/145864
- Froment, B. (2012). Les effets du travail salarié en première année universitaire. *SociologieS*. Repéré à <https://sociologies.revues.org/4006>
- Galland, O. (2016), Le budget étudiant. Dans J.-F. Giret, C. Van de Velde & É. Verley (dir.) *Les vies étudiantes: tendances et inégalités* (pp. 17-31), Paris: La Documentation française.
- Giret, J.-F. (2011). L'activité rémunérée des étudiants. Dans O. Galland, É. Verley & R. Vourc'h (dir.). *Les mondes étudiants: enquête Conditions de vie 2012* (pp. 207-216). Paris: La Documentation française.
- Gruel, L. (2002). Les conditions de réussite dans l'enseignement supérieur. *OVE Infos*, 2, 1-10. Repéré à www.ove-national.education.fr/medias/files/ove-infos/oi2_oi2.pdf
- Gruel, L. & Thiphaine, B. (2004). Formes, conditions et effets de l'activité rémunérée des étudiants. *Éducation et formations*, 67, 51-60. Repéré à <http://media.education.gouv.fr/file/86/1/4861.pdf>
- Kalenkoski, C. M., & Pabilonia, S. W. (2008). Parental transfers, student achievement, and the labor supply of college students. *Journal of Population Economics*, 23(2), 469-496. doi: 10.1007/s00148-008-0221-8
- Laïb, N. (2014). *La réussite des étudiants selon les difficultés financières et la perception d'une allocation d'études*, Note d'information du MENSUR n° 14.05, Paris: MENSUR. Repéré à http://cache.media.enseignementsup-recherche.gouv.fr/file/2014/91/3/NI_ESR_14_05_340913.pdf
- Leclercq, D. & Parmentier, P. (2011). *Qu'est-ce que la réussite à l'université d'un étudiant? Recherches et actions en faveur de la réussite universitaire. Vingt ans de collaboration dans la Commission «réussite» du Conseil interuniversitaire de la Communauté française*. Bruxelles: CIUF. Repéré à www.researchgate.net/publication/277175698_Qu'est-ce_que_la_reussite_a_l_universite_d_un_etudiant
- Lévy-Garboua, L. (1976). Les demandes de l'étudiant ou les contradictions de l'université de masse. *Revue française de sociologie*, 17(1), 53. doi: 10.2307/3321303
- Lillydahl, J. H. (1990). Academic achievement and part-time employment of high school students. *The Journal of Economic Education*, 21(3), 307-316.
- Maetz, I. (2016). Parcours et réussite aux diplômes universitaires. *Note Flash – Enseignement supérieur & Recherche*, 15. Répéré à https://cache.media.enseignementsup-recherche.gouv.fr/file/2016/17/3/NF_16.15_-_Reussite_diplomes_univ_2015_668173.pdf
- McNeal, R. B. (1997). Are students being pulled out of high school? The effect of adolescent employment on dropping out. *Sociology of Education*, 70(3), 206. doi: 10.2307/2673209

- Meng, C., & Heijke, H. (2005). *Student time allocation, the learning environment and the acquisition of competencies*, Report No. ROA-RM-2005/1E. Maastricht: Maastricht University. Retrieved from <http://pub.maastrichtuniversity.nl/4f42fe03-9ee7-4d58-96c6-f04fee1cc4f1>
- Montmarquette, C., Viennot-Briot, N., & Dagenais, M. (2007). Dropout, school performance, and working while in school. *The Review of Economics and Statistics*, 89(4), 752-760. doi: 10.1162/rest.89.4.752
- Morlaix, S. & Suchaut, B. (2012). Les déterminants sociaux, scolaires et cognitifs de la réussite en première année universitaire. *Revue française de pédagogie*, 180(3), 77-94. doi: 10.4000/rfp.3809
- Navarro-Cendejas, J. & Planas Coll, J. (2016). Quelle influence du travail en cours d'études sur l'insertion professionnelle de diplômés universitaires catalans? *Formation emploi*, 134, 47-65. Repéré à <http://journals.openedition.org/formationemploi/4764>
- Paivandi, S. (2012). L'appréciation de l'environnement d'études et la manière d'étudier des étudiants. *Mesure et évaluation en éducation*, 35(3), 145. doi: 10.7202/1024673ar
- Pinto, V. (2010). L'emploi étudiant et les inégalités sociales dans l'enseignement supérieur. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 183(3), 58-71. doi: 10.3917/arss.183.0058
- Stinebrickner, R., & Stinebrickner, T. R. (2003). Working during school and academic performance. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 473-491. doi: 10.1086/345565
- Verley, E. & Zilloniz, S. (2010). L'enseignement supérieur en France : un espace segmenté qui limite l'égalisation des chances. *Formation emploi*, 2, 5-18. Repéré à <http://formationemploi.revues.org/2914>

Tableau A1
Statistiques descriptives sur l'ensemble de l'échantillon

	Ensemble des étudiants interrogés	Étudiants sans emploi durant leur dernière année d'études	Étudiants en emploi durant leur dernière année d'études
Effectifs	823	606	217
L'année universitaire a été validée	89,4	90,8	85,7
Occupe un emploi salarié	26,4	0	100
Niveau d'études :			
2 ^e année universitaire	66,3	69,0	59,0
3 ^e année universitaire	33,7	31,0	41,0
Spécialité de formation			
Droit – Économie – Administrations écon. et sociales	31,8	34,8	23,5
Sc. humaines et arts – Lettres et langues	38,4	35,5	46,5
Sciences fondamentales et appliquées	25,4	24,4	28,1
Autres spécialités	4,4	5,3	1,8
A redoublé une classe avant son inscription à l'université	21,5	21,0	23,0
L'étudiant a			
l'âge « normal » ou est en avance	64,9	68,3	55,3
redoublé avant son entrée à l'université	21,5	21,0	23,0
un retard, mais n'a pas redoublé avant son entrée à l'université	13,6	10,7	21,7
Titulaire d'une bourse			
Non	52,6	51,8	54,8
Du gouvernement français	44,4	44,4	44,2
Autre type de bourse	3,0	3,8	0,9
Dépendance financière			
Faible	16,2	12,2	27,2
Moyenne	43,3	39,4	53,9
Élevée	40,6	48,4	18,9

Temps consacré aux études			
Inférieur à 25 h/sem.	20,9	20,5	22,1
Compris entre 25 et 35 h/sem.	63,2	61,7	67,3
Supérieur à 35 h/sem.	15,9	17,8	10,6
Niveau de fin d'études souhaité			
Un bac + 3	7,7	7,3	8,8
Au moins un master	78,6	77,4	82,0
Ne sait pas encore	13,7	15,4	9,2
Temps de trajet université-domicile supérieur à 1 h			
Homme	34,6	36,5	29,5
Nationalité étrangère			
L'étudiant	9,5	10,9	5,5
est en avance	7,3	8,8	3,2
a l'âge « normal »	66,7	69,3	59,5
est en retard	26,0	22,0	37,3
L'étudiant a un enfant			
	1,5	1,0	2,8
N ^{bre} de frères et sœurs			
	1,8	1,7	2,0
Catégorie socioprofessionnelle du chef de famille			
Cadre	25,2	24,1	28,1
Cadre moyen	10,2	9,4	12,4
Agriculteur, artisan, commerçant	7,2	7,6	6,0
Chef d'entreprise	5,0	6,1	1,8
Employé	24,5	24,6	24,4
Ouvrier	10,3	11,4	7,4
Sans activité	17,6	16,8	19,8
L'étudiant vit			
chez ses parents	16,8	15,0	21,7
seul	53,7	56,9	44,7
en colocation	28,0	26,7	31,3
autre	1,6	1,3	2,3

Tableau A2
Durée hebdomadaire du travail: tests de robustesse

Variable	Réussite totale			Réussite partielle		
	Coefficient	Significativité	Écart-type	Coefficient	Significativité	Écart-type
Durée hebdomadaire du travail						
N ^{bre} d'heures de travail/sem.	-0,023	**	0,01	-0,022	**	0,01
N ^{bre} d'heures de travail/sem.	-0,103	*	0,06	-0,111	*	0,06
N ^{bre} d'heures de travail/sem. au carré	0,002		0,002	0,002		0,002
L'étudiant travaille :						
moins de 10 h/sem. (Q1)	0,527	**	0,27	0,530	**	0,27
entre 10 et 15 h/sem. (Q2)	0,273		0,39	0,258		0,39
entre 15 et 25 h/sem. (Q3)	0,026		0,37	-0,021		0,37
plus de 25 h/sem. (réf.)						
L'étudiant travaille :						
moins de 10 h/sem.	0,493	**	0,25	0,516	**	0,26
entre 10 et 15 h/sem.	0,129		0,32	0,131		0,33
entre 15 et 20 h/sem.	-0,204		0,31	-0,237		0,32
plus de 20 h/sem. (réf.)						

Note. * = seuil de 10 % ; ** = seuil de 5 %.

Ce tableau synthétise le résultat d'estimations séparées où seuls les résultats concernant la variable durée, introduite sous différentes formes, est présentée. Les autres variables explicatives ont été introduites dans ces estimations, mais ne sont pas présentées. Ainsi, pour la deuxième estimation (lignes 2 et 3), elle est introduite sous forme quadratique en ajoutant, conjointement à la durée, le carré de la durée (ainsi que toutes les autres variables).

Tableau A3
*Principales statistiques associées au nombre d'heures de travail
par semaine*

Durée hebdomadaire du travail	h
Minimum	1
Maximum	40
Moyenne	17,8
Écart-type	11,5
Premier quartile	10
Deuxième quartile	15
Troisième quartile	25

Tableau A4

Estimation de la probabilité d'occuper un emploi salarié durant les études selon les enquêtes CdV de l'OVE

Variables explicatives		Région Poitou-Charentes	Ensemble (France entière)
Année d'enquête	2003	Réf.	Réf.
	2006	-0,11* (0,150)	-0,03 (0,022)
	2010	-0,20 (0,165)	-0,07*** (0,023)
Campus	Poitou-Charentes [§]		-0,23*** (0,069)
	Covariance	0,43** (0,205)	0,43*** (0,077)

Source : Enquêtes *Conditions de vie* de l'OVE.

Note. * = seuil à 10 % ; ** = seuil à 5 % ; *** = seuil à 1 %.

Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types.

§: Toutes les régions ont été introduites dans les estimations, mais les résultats n'ont pas été reportés pour l'ensemble des campus dans un souci de clarté des tableaux.

Les résultats sont toutefois disponibles.

Variables de contrôle : genre, âge, nationalité, filière suivie, niveau d'études, situation matrimoniale, enfant, catégorie socio professionnelle du chef de famille, nombre de frères et de sœurs, type de logement étudiant, dépendance financière vis-à-vis des parents, titulaire d'une bourse d'études et temps de trajet domicile-université.

Tableau A5

Impact du travail salarié sur la réussite totale aux examens (2^e équation)

Variables explicatives		Région Poitou-Charentes	Ensemble (France entière)
Emploi salarié	N'a pas exercé d'activité professionnelle	Réf.	Réf.
	A travaillé pendant ses études	-0,80** (0,403)	-0,84*** (0,051)
Année d'enquête	2003	Réf.	Réf.
	2006	-0,29* (0,161)	0,05 (0,025)
	2010	-0,01 (0,181)	0,02 (0,026)
Campus	Poitou-Charentes [§]		-0,11 (0,076)
Covariance		0,43** (0,205)	0,43*** (0,077)

Source : Enquêtes *Conditions de vie* de l'OVE.

Note. * = seuil à 10 % ; ** = seuil à 5 % ; *** = seuil à 1 %.

Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types.

§ : Toutes les régions ont été introduites dans les estimations, mais les résultats n'ont pas été reportés pour l'ensemble des campus dans un souci de clarté des tableaux. Les résultats sont toutefois disponibles. Le campus de référence est celui de Bordeaux. Il ne semble pas y avoir un effet dû au campus, excepté pour ceux d'Amiens, de Clermont-Ferrand, de Lille, de Limoges et de Reims, où la probabilité de réussite à l'examen semble être un peu plus faible que dans les autres campus.

Variables de contrôle : genre, âge, nationalité, filière suivie, niveau d'études, situation matrimoniale, enfant et catégorie socioprofessionnelle du chef de famille.

Annexe 2: Présentation détaillée du modèle économétrique

Cas 1: L'étudiant valide ou pas son année universitaire

Les quatre contributions à la vraisemblance du modèle 1 sont données par :

$$\begin{aligned} P(E = 1, Y = 1) &= \Phi_2(X_E\beta_E, \gamma + X_Y\beta_Y, \sigma_{EY}) \\ P(E = 1, Y = 0) &= \Phi_2(X_E\beta_E, -\gamma - X_Y\beta_Y, -\sigma_{EY}) \\ P(E = 0, Y = 1) &= \Phi_2(-X_E\beta_E, X_Y\beta_Y, -\sigma_{EY}) \\ P(E = 0, Y = 0) &= \Phi_2(-X_E\beta_E, -X_Y\beta_Y, \sigma_{EY}). \end{aligned}$$

Celles du modèle 2 sont données par :

$$\begin{aligned} P(E = 1, Y = 1) &= \Phi_2(X_E\beta_E, X_w\beta_w, \sigma_{EW}) \\ P(E = 1, Y = 0) &= \Phi_2(X_E\beta_E, -X_w\beta_w, -\sigma_{EW}) \\ P(E = 0, Y = 1) &= \Phi_2(-X_E\beta_E, X_{nw}\beta_{nw}, -\sigma_{EnW}) \\ P(E = 0, Y = 0) &= \Phi_2(-X_E\beta_E, -X_{nw}\beta_{nw}, \sigma_{EnW}), \end{aligned}$$

où $\Phi_2(\dots, \rho)$ représente la fonction de répartition de la loi normale bivariée de moyenne 0, de variance 1 et de covariance ρ .

Cas 2: L'étudiant valide 0, 1 ou 2 semestres

Pour le modèle 1 (effet net de l'emploi salarié), la relation se définit par $Y = l \Leftrightarrow s_l < Y^* = E\gamma + X_Y\beta_Y + u_Y \leq s_{l+1}; l = 0, 1, 2$. Deux types de contributions différentes peuvent être calculés selon que l'étudiant occupe ou non un emploi salarié.

Lorsque l'étudiant travaille ($E=1$), les deux équations concernant l'emploi salarié et la réussite s'écrivent $E^* = X_E\beta_E + u_E \geq 0$ et $s_Y < Y^* = \gamma + X_Y\beta_Y + u_Y \leq s_{Y+1}$. La contribution à la vraisemblance est alors :

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

Lorsque l'étudiant ne travaille pas ($E=0$), les deux équations deviennent $E^* = X_E\beta_E + u_E < 0$ et $s_Y < Y^* = X_Y\beta_Y + u_Y \leq s_{Y+1}$.

La contribution à la vraisemblance s'écrit :

$$\Phi_2(-X_E\beta_E, s_{Y+1} - X_Y\beta_Y, \sigma_{EY}) - \Phi_2(-X_E\beta_E, s_Y - X_Y\beta_Y, \sigma_{EY}).$$

Le modèle 2 tient compte de l'intensité de l'emploi dans l'équation de réussite.

Lorsque l'étudiant occupe un emploi hors cursus ($E=1$), la variable latente associée à la réussite universitaire est telle que

$s_{Yw} < Y^* = X_w' \beta_w + \varepsilon_w \leq s_{(Y+1)w}$. Selon la valeur de Y , la contribution à la vraisemblance est caractérisée par :

$$\Phi_2(X_E \beta_E, s_{(Y+1)w} - X_w \beta_w, -\sigma_{EW}) - \Phi_2(X_E \beta_E, s_{Yw} - X_w \beta_w, -\sigma_{EW}).$$

Lorsque l'étudiant n'occupe pas un emploi hors cursus ($E=0$), la variable latente associée à la réussite universitaire est telle que

$s_{Ynw} < Y^* = X_{nw}' \beta_{nw} + \varepsilon_{nw} \leq s_{(Y+1)nw}$. Selon la valeur de Y , la contribution à la vraisemblance est caractérisée par :

$$\Phi_2(-X_E \beta_E, s_{(Y+1)nw} - X_{nw} \beta_{nw}, \sigma_{Enw}) - \Phi_2(-X_E \beta_E, s_{Ynw} - X_{nw} \beta_{nw}, \sigma_{Enw}).$$

Pour chaque type de contribution à la vraisemblance (modèles 1 et 2), nous avons trois contributions différentes selon les valeurs prises par Y . Les hypothèses concernant la distribution des termes d'erreur sont les mêmes que celles posées pour la dichotomie réussite de l'année/non-réussite de l'année.

Pour un problème d'identification, nous posons

$s_0 = s_{0w} = s_{0nw} = -\infty$, $s_3 = s_{3w} = s_{3nw} = +\infty$ et $s_1 = s_{1w} = s_{1nw} = 0$. Seuls s_2 , s_{2w} et s_{2nw} sont estimés. Chaque ensemble de variables explicatives inclut un terme constant.