



**L'IMPACT DU TRAVAIL SALARIE ETUDIANTS SUR LE REDOUBLEMENT
UNIVERSITAIRE AU CAMEROUN
THE IMPACT OF STUDENT SALARY WORK ON UNIVERSITY
RESTRICTIONS IN CAMEROON**

Eric Hubert NGOKO

*Centre de Recherches en Microéconomie Appliquée (REMA)
Université de Maroua, Yaoundé, Cameroun*

ngokoerichubert@yahoo.fr

Christian ZAMO AKONO

*Centre de Recherches en Microéconomie Appliquée (REMA)
FSEG, Université de Yaoundé II, Soa, Yaoundé, Cameroun*

zchristy2@yahoo.fr

Yves André ABESSOLO

FSEG, Université de Maroua, Maroua, Cameroun

yvabesso@yahoo.fr

Benjamin FOMBA KAMGA

*Centre de Recherches en Microéconomie Appliquée (REMA)
FSEG, Université de Yaoundé II, Soa, Yaoundé, Cameroun*

fomba1@yahoo.fr

Résumé :

Cet article analyse l'effet du travail salarié des étudiants sur le redoublement universitaire. L'analyse repose sur un échantillon de 4038 individus âgés de 17 à 25 ans, extrait de la troisième Enquête Camerounaise auprès des Ménages (ECAM 3) réalisée en 2007 par l'Institut National de la Statistique (INS). L'échantillon est restreint aux personnes en cours d'études. 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. Dans un premier temps, sont estimés les modèles de type probit à deux équations simultanées, la première expliquant l'occupation d'un emploi salarié, la seconde le redoublement de son année académique. Dans un second temps, un modèle Tobit a permis de déterminer à partir de quel seuil d'heures hebdomadaires le travail salarié augmente la probabilité de redoublement pour un étudiant. Les analyses statistiques et économétriques permettent de dégager les enseignements suivants : premièrement, la variable fréquente et travail est significative au seuil de 1% et augmente de 4,80% la probabilité pour un étudiant de redoubler son année académique et, deuxièmement, au-delà de 30 heures de travail par semaine, le fait d'exercer une activité professionnelle augmente la probabilité de redoubler son année académique.

Mots-clés : Travail salarié, performance académique, probit bivarié.

Abstract:

This article is focused on estimating the effects of university student's labor on repeating class. The analysis is based on a sample of 4038 individuals aged 17 to 25 years old, taken from the third Cameroonian Household Survey (ECAM 3) conducted in 2007 by the National Institute of Statistics (INS). The sample is restricted to persons in the process of completing their studies. Excluded from the analysis are students whose employment goes hand in hand with their studies, particularly apprentices under contract and trainees in training. First, probit-type models with two simultaneous equations are estimated, the first explaining the holding of a salaried job, the second the repetition of one's academic year. In a second step, a Tobit model was used to determine at what threshold of weekly hours paid employment increases the probability of repeating a year for a student. The statistical and econometric analyses allow the following conclusions to be drawn: firstly, the frequent and work variable is significant at the 1% threshold and increases the probability of a student repeating an academic year by 4.80%, and secondly, beyond 30 hours of work per week, the fact of working increases the probability of repeating an academic year.

Keywords: *student work, academic performance, Bivariate probit.*

Classification JEL : *I20, A21, A22, J21, J62.*

1. Introduction

Avec une population de plus en plus croissante d'étudiants représentant 20,58% de la population jeune¹ en 2003, 45,60% en 2007 puis 52,52% en 2014 [INS, 2003, 2007 et 2014], dans laquelle celle conciliant études-travail a cru en passant de 5,25% en 2003 à 17,45% en 2007 puis à 13,14% en 2014 représente une part non négligeable de la population jeune d'une part et celle étudiante d'autre part. La massification des universités entre 1960 et aujourd'hui a eu pour conséquence la diversification des parcours de formation, des conditions de vie des étudiants [Gruel et Thiphaine, 2004 ; Giret et al, 2016] ainsi qu'une multiplication des filières dans les universités [Björn, 2018 ; Bédoué et al, 2019]. Cette massification s'en est suivie d'un accroissement d'orientation des étudiants dans les activités extra scolaires et les formations professionnelles. Contraint de faire face à l'incertitude du marché de l'emploi étant données leurs attentes de plus en plus grandissante, un nombre non négligeable d'entre eux concilient études-travail qui, parfois n'ont aucun lien avec leur parcours de formation Zilloniz [2017]. Aussi, la durée de la scolarité a en outre modifiée les modalités de transition vers l'âge adulte, Dedehouanou et al [2019], et l'âge d'accès au premier emploi. Le désir de décohabiter ainsi que les contraintes financières montrent que le problème de financement du capital humain, lequel est financé par le travail étudiant, se pose d'avantage que le nombre d'heures d'études-travail est élevé Rey [2009] et l'emploi occupé n'a parfois pas de lien avec la formation.

Au Cameroun, la situation de conciliation entre études et activités professionnelles est de plus en plus encouragée par la prédominance d'un marché du travail segmenté et à dominance informelle, 90,4% en 2013 et 88,7% en 2014 [INS, 2014], où les contrats de travail proposés à ceux-ci sont des contrats de courte durée, d'intérim, à temps partiel, simple accord verbal et pour propre compte [INS, 2010 ; Galtier et Minni, 2015]. L'évidence empirique des travaux

¹ Les enquêtes [EESI, 2005 et 2010] rejoignent la définition de l'Union Africaine en définissant le jeune comme tous individus âgés de 15 à 35 ans.

nord-américains, français et canadiens révèle un consensus sur l'effet négatif des heures de travail sur la réussite et la poursuite des études. Mais, ils révèlent les controverses sur la définition d'un seuil maximum hebdomadaire de conciliation travail-études, lequel est hebdomadairement de 20 heures pour Christopher et Ruhm [1997], 16 heures pour Beffey et al [2009], 15 heures pour Dagenais et al [2000], Montmarquette et al [2007] et Béduwé et Giret [2004] et de 10 heures pour Parent [2006]. Cependant, dans les pays en développements, les étudiants participent au marché du travail au même titre que les travailleurs à temps plein.

Au Cameroun par exemple, la loi N° 90/007 du 14 août 1992 dispose en son article 80 : « (1) Dans tous les établissements publics ou privés non agricoles, la durée de travail ne peut excéder quarante (40) heures par semaine. (2) Dans toutes les entreprises agricoles ou assimilées, les heures de travail sont basées sur 2400 heures par an, dans la limite maximale de quarante-huit (48) heures par semaine. (3) Les prescriptions ci-dessus s'appliquent à tous les travailleurs, quels que soient leur âge et leur sexe, et à tous les modes de rémunération ». Il ressort qu'aucun seuil d'heures maximum de conciliation travail-études n'existe pour les étudiants travailleurs dont la plupart est dans la tranche d'âge 17-25 ans. Cette absence de réglementation pourrait être l'une des causes de la montée du nombre d'étudiant conciliant études et travail salarié. Pourtant, depuis le début des années 90, la plupart des pays de l'OCDE ont adopté de nouvelles législations visant à encourager l'emploi à temps partiel de qualité, lesquelles ont principalement été motivées par les accords internationaux sur le travail à temps partiel, notamment la directive européenne sur le travail à temps partiel [1997], ainsi que la Convention C156 et la Recommandation R182 de l'OIT de 1994 concernant le travail à temps partiel.

De plus, de nombreuses organisations et gouvernements se sont mobilisés pour pouvoir améliorer l'éducation et les conditions de participations des jeunes sur le marché du travail dans le monde. Cette mobilisation a permis de prendre un certain nombre de mesures en vue de la protection des groupes vulnérables. On mentionne également le Cadre d'action prioritaire pour le changement et le développement de l'enseignement supérieur, adoptées à l'issue de la Conférence mondiale sur l'enseignement supérieur [Paris, Unesco, 5-9 octobre 1998], qui recommandent l'élargissement de l'accès à l'enseignement supérieur en se fondant sur le critère du mérite et le renforcement des liens avec le monde du travail, lequel s'est régulièrement traduit au Cameroun dans les faits par la place qu'occupe ce secteur dans le budget total de l'État. Cette part était de 48,2 milliards soit 1,48% du budget total de l'Etat en 2014 [Loi des finances du Cameroun, 2015]. Le secteur éducatif a occupé une place de choix dans les réformes institutionnelles engagées au Cameroun depuis le début des années 1990 [DSCE, 2006]. Aussi, la distribution de la prime de l'excellence aux étudiants les plus méritants d'un montant de trois milliards chaque année depuis 2009 traduit la volonté des pouvoirs publics de réduire les effets de la conciliation études-travail sur la réussite et d'améliorer le bien-être des étudiants.

Toutefois, malgré ces efforts du gouvernement et quelques statistiques obtenues en termes de résultat scolaire, le secteur éducatif camerounais souffre encore d'une très faible efficacité interne [Noumba, 2002 et 2006]. Les taux de réussite aux examens officiels demeurent encore relativement faibles. Ils étaient de 56,88% pour le BTS en 2014, soit une baisse de 5% par rapport à 2013 où le taux de réussite était de 62% [MINESUP, 2014]. Le pourcentage moyen de redoublants dans les facultés des sciences des universités de Yaoundé I et de Dschang est de 21%, en première année 20% des étudiants sont redoublants, [MINESUP, 2009]. Le taux

d'abandon chez les étudiants de plus de 22 ans est de 27,58% [Noumba, 2006]. Aussi, la bourse de l'excellence attribuée aux étudiants les plus méritants demeure relativement faible, elle est de 50000 FCFA par an soit seulement 4166,67 FCFA par mois. Sous cet angle, leur employabilité n'est pas fonction du calendrier d'études et les étudiants travailleurs seraient une main d'œuvre moins chère, facile à employer, flexible et disponible pour travailler Pinto [2014].

Dans ce travail, nous analysons les effets du travail salarié sur le redoublement universitaire au Cameroun. La volonté d'élaborer des politiques visant à réduire les effets du travail étudiant sur l'éducation a conduit à mieux identifier les facteurs influençant ces performances, en particulier, la nature des interactions entre la formation de capital humain et le travail des étudiants. Contrairement à la plupart des études menées [Befy et al, 2009 ; Zilloniz, 2017 ; Parent, 2006], nous proposons de déterminer à partir d'un modèle Tobit le seuil d'heures hebdomadaires à partir duquel la conciliation travail-études a des effets négatifs sur le redoublement. En effet, dans la plupart des pays en développement, la participation des étudiants au marché du travail n'est pas pris en compte par le code du travail et n'est pas fonction de leur programme scolaire. Ainsi, toute politique susceptible de faire baisser le nombre d'heures de travail des étudiants sera un moyen efficace d'améliorer leurs performances académiques. À notre connaissance, aucune étude empirique rigoureuse n'a été conduite au Cameroun sur ce thème. Notre papier essaie d'apporter des premiers éléments de résultats. Nous utilisons les données issues d'ECAM3 (troisième Enquête camerounaise auprès des ménages) réalisée en 2007 par l'INS (Institut national des statistiques) pour, premièrement, analyser les déterminants de la conciliation travail-études, ensuite évaluer l'impact de la conciliation travail-études sur le redoublement universitaire au Cameroun, et en fin analyser si l'ampleur de l'influence négative du travail sur le redoublement augmente avec le nombre d'heures travaillées.

Le reste du travail est organisé comme suit. La section 2 discute de la littérature spécifique à ce travail alors que la section 3 présente le cadre méthodologique et les données utilisées pour aboutir aux résultats de la section 4. La section 5 conclue.

2. Conciliation travail-étude : une revue de littérature

La relation positive observée entre les activités parascolaires et les performances académiques des étudiants est un fait stylisé largement observé dans la littérature. Alors que des explications de cette corrélation abondent, l'interprétation commune aux tenants de la théorie de cumul entre travail et études est que les conflits entre travail et études émanent de trois facteurs. D'une part, le contrôle sur l'emploi, défini comme la capacité d'adapter les exigences de l'emploi aux demandes académiques, s'il est faible, augmente le niveau de conflit travail-études. Ensuite, les exigences de l'emploi (rythme et quantité de travail), si elles sont élevées, augmentent le niveau de conflit. Finalement le nombre d'heure travaillées augmente également le niveau de conflit, lequel se traduirait dans une certaine mesure par des effets négatifs sur les performances académiques des étudiants [Butler, 2007 ; Bozick, 2007].

Bozick [2007] présente deux perspectives théoriques sur la question de la conciliation études-travail, la perspective à somme nulle, ou « zero-sum perspective », et le choix de travailler, ou « selection-to-work ». La perspective à somme nulle, se fonde sur l'idée intuitive que les

étudiants disposent de périodes de temps fixes, qu'ils peuvent allouer de manière diverse : soit il est alloué aux études, soit il est alloué au travail ou aux loisirs. Toutefois, l'organisation des études est plus flexible, ce qui rendrait plus simple la conciliation. De plus, et contrairement aux étudiants du secondaire, les étudiants universitaires peuvent choisir d'allonger leurs études ou de réduire l'intensité de leur formation pour faciliter la conciliation travail-études. Et la seconde perspective illustre le fait que ce serait les étudiants dont le niveau d'engagement face aux études est faible qui sont prédisposés à travailler davantage. Il s'agirait alors d'une façon de compenser les faibles performances académiques à travers une source de satisfaction alternative. Il s'agit encore ici d'une perspective plus ou moins bien adaptée au niveau postsecondaire, où étudier relève d'un choix individuel plutôt que d'une obligation législative de fréquentation scolaire. Les premières vérifications empiriques de ces idées constateront d'importantes discontinuités, notamment sur les effets du travail salarié sur les performances sanctionnées par de mauvais résultats à l'école. Il ressort alors trois grandes problématiques. Certains papiers soutiennent la problématique selon laquelle le travail salarié aurait des effets positifs sur les performances académiques des étudiants, d'autres postulent plutôt des effets négatifs du travail salarié et d'autres montrent que seul est déterminant le nombre d'heures de travail hebdomadaire.

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

Ensuite, le très fort développement de l'emploi salarié chez les jeunes étudiants américains¹ au début des années 1980 a suscité une première vague de nombreux travaux [Steinberg et al. 1980, 1982, Meyer et Wise 1982] visant à évaluer l'impact de ce travail salarié sur les étudiants. Ces travaux fondent leurs résultats essentiellement sur des corrélations ou des estimations obtenues avec la méthode des MCO. Certains de ces travaux ne trouvent pas d'effets significatifs sur les résultats scolaires, généralement mesuré par le classement [Gade et Peterson, 1980 ; Meyer et Wise, 1982 ; D'Amico, 1984 ; Sabia 2009], voire un effet positif sur la probabilité de terminer le lycée (high school) [D'Amico, 1984 ; Rothstein, 2007] ou sur les notes [Schill et al, 1985].

¹ Il est important de souligner que la plupart des travaux sur données américaines et anglaises portent sur les étudiants au niveau du « high school » qui correspond à lycée au Cameroun.

A l'inverse, d'autres travaux trouvent une corrélation négative entre cumul emploi-études et réussite scolaire [Greenberger et Steinberg, 1980 ; Steinberg et al. 1982 ; Schill et al, 1985 ; Mortimer et Finch, 1986]. Mais la prise en compte de l'endogénéité ne conduit pas tous les articles à conclure aux effets¹ néfastes du cumul emploi salarié-études. Ruhm [1997] corrige le biais d'endogénéité en utilisant cette méthode et la méthode de sélection (qui lui permet de ne pas avoir des résultats biaisés par les étudiants qui abandonnent entre deux enquêtes) et fournit également les estimations avec la méthode des MCO. En comparant les résultats pour les trois méthodes, il conclut que les MCO surestiment les effets négatifs du travail salarié et sous-estiment ses effets positifs sur différentes variables d'emplois futurs. Il trouve par ailleurs un effet positif et significatif pour les étudiants de dernière année, les coefficients pour les étudiants de premières et deuxièmes années n'étant pas statistiquement significatifs. Le fait d'avoir un travail salarié diminue néanmoins la probabilité de terminer le premier cycle universitaire. L'utilisation de différents instruments fait également conclure à [Body et al., 2017 ; Lee et Orazem, 2009] que le travail salarié n'a pas d'effet sur la réussite au lycée, mais diminue la probabilité de s'inscrire à l'université.

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

En outre, il apparaît néanmoins rapidement qu'il est important de distinguer selon le nombre d'heures travaillées. Alors que le fait de travailler un nombre restreint d'heures n'a qu'un effet négatif limité [Montmarquette et al. 2007 ; Befly et al. 2009] ou positif [D'Amico 1984 ; Schill et al, 1985 ; Lyllidahl, 1990], un nombre trop important d'heures (généralement située entre plus de 15h à 20h par semaine) s'avère néfaste [D'Amico 1984, Greenberger et Steinberg, 1986 ; Schill et al, 1985, Lillydahl, 1990 ; DeSimone 2006 ; Befly 2009]. Oettinger [1999] exploite quant à lui la dimension longitudinale du National Longitudinal Survey of Youth (NLSY), qui lui permet d'inclure des effets fixes individuels capables de rendre compte de l'hétérogénéité inobservée entre les étudiants. Il conclut à un effet quasi inexistant du travail salarié, sauf pour les minorités ethniques travaillant plus de 20h, pour lesquelles ce

¹ 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

travail a un effet négatif significatif et important. En utilisant l'équivalent australien du NLSY, Robinson [1999] trouve que le travail salarié a un impact légèrement négatif sur la réussite scolaire si les étudiants travaillent plus de 10h par semaine.

Une méthode originale est proposée par Eckstein et Wolpin [1999] qui recourent à un modèle structurel pour modéliser les décisions de prendre un emploi salarié et de travailler à l'école en tenant compte de l'hétérogénéité des étudiants en termes de préférences et de capacités. Cette solution est également adoptée par Montmarquette et al. [2007] qui, à partir de données canadiennes, trouvent que le fait d'occuper une activité salariée moins de 15h par semaine n'est pas néfaste à la réussite. Une solution alternative pour corriger le biais d'endogénéité est utilisée par Tyler [2003] qui exploite les différences de législation sur l'âge minimum du travail des enfants entre les Etats Américains. L'auteur conclut d'une part à un impact négatif du travail salarié, même si celui-ci n'est effectué que 10h par semaine et d'autre part, montre que l'estimation par MCO sous-estime fortement cet impact négatif. Cette comparaison est également effectuée par Stinebrickner et Stinebrickner [2003], qui utilisent également un modèle à effets fixes et un programme spécial dans une université pour construire leur instrument. Ils trouvent que les estimations par MCO et avec effets fixes indiquent un impact positif du travail étudiant, tandis que l'estimation avec variable instrumentale indique exactement l'inverse.

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

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 réussite 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. Le présent travail se propose donc de déterminer dans quelle mesure le travail salarié impacte les performances académiques des étudiants âgés de 17 à 25 ans au Cameroun.

3. Analyse descriptive de la base de données et méthodologie.

Les données utilisées dans cette étude sont issues d'ECAM3 (troisième Enquête Camerounaise auprès des ménages) réalisée en 2007 par l'INS (Institut National des Statistiques). C'est une source indiquée pour cette analyse dans la mesure où elle dispose d'informations sur les personnes qui fréquentent uniquement et sur les personnes qui fréquentent et travaillent. Par ailleurs, elle offre d'importantes informations sur les caractéristiques des individus tout en distinguant les étudiants qui fréquentent en 2006-2007 la même salle de classe qu'en 2005-2006 des étudiants fréquentant en 2006-2007 une salle de classe supérieure de celle fréquentée en 2005-2006. Un échantillon de 51 836 individus a été obtenu à l'issue de l'enquête. Tous n'étant pas éligibles, un certain nombre d'individus ont été exclus de l'échantillon d'analyse de ce travail. L'analyse portant exclusivement sur les étudiants qui fréquentent et travail et sur les étudiants qui fréquentent uniquement, un total de 47 798 ont été supprimées, soit parce que les concernés ne font pas partie de la tranche d'âge de 17 à 25 ans, soit parce que travaillent uniquement, soit parce que ni ne fréquentent ni ne travaillent. L'étude étant focalisée sur la relation entre travail étudiant et redoublement universitaire, il a fallu exclure de l'échantillon 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 4038 individus.

La variable d'emploi retenu correspond à la notion d'actif occupé (au moment de l'enquête) au sens du Bureau Internationale du Travail. Les variables permettant d'expliquer l'occupation d'un emploi salarié par les étudiants sont le niveau d'études actuellement suivi, le sexe, le type d'établissement, le lien de parenté avec le chef de ménage, la taille du ménage et le niveau d'instruction du chef de ménage.

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 de son année académique. Ces variables assurent l'identification non-paramétrique des modèles à équations simultanées que nous estimons. Elles incluent la catégorie socioprofessionnelle du père, le taux de chômage départemental des 17-25 ans peu ou pas qualifiés, 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 Befly et al [2009] montre que 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. 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 taux de chômage est élevé [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.

3.1. Statistiques descriptives

Il ressort du tableau 3.1 ci-dessous que, globalement pour tous les groupes d'âges, les taux de cumul travail-études sont plus faibles en milieu urbain qu'en milieu rural. En outre, une désagrégation par âge et par sexe montre qu'au fur et à mesure que l'âge augmente, la différence de cumul travail-études des filles et des garçons varie en dent de scie en milieu rural et en milieu urbain. Aussi, en milieu urbain, l'écart de la conciliation travail-études entre les garçons âgés entre 17 et 25 ans est de 10 points (respectivement de 26,74% et 39,62%) supérieure à celle des filles qui est de 6 points (de 24,53% pour les filles de 17ans et 31,71% pour les filles de 25 ans). Par contre, en milieu rural on observe un pic de 66,34% chez les étudiants âgés de 22 ans accompagné des pics de 71,23% et 66,67% chez les garçons de 22 ans et chez les filles de 25 ans respectivement.

Tableau 3.1 : Participation des étudiants au travail par âge et selon le milieu de résidence

Age	Urbain			Rural		
	Garçons	Filles	Total	Garçons	Filles	Total
17	26,74	24,53	25,68	61,29	58,21	60,11
18	34,80	28,68	31,83	62,50	64,60	63,32
19	26,24	26,79	26,49	52,17	58,97	54,92
20	27,46	27,72	27,59	66,67	47,83	59,56
21	27,21	25,86	26,59	50,00	48,57	49,45
22	25,22	21,37	23,28	71,23	53,57	66,34
23	31,96	25,88	29,12	62,96	58,82	61,36
24	28,57	25,76	27,13	69,23	53,33	60,71
25	39,62	31,71	36,75	62,50	66,67	63,16
Total	29,15	26,31	27,79	61,36	57,37	59,86

Source : A partir d'ECAM 3.

De plus, il ressort de ces statistiques que les étudiants en milieu rural sont défavorisés sur tous les plans : globalement leurs taux de conciliation travail-études est de deux fois le taux de cumul travail-étude en milieu urbain. Ce constat est réconforté par le texte de proportion dont les résultats sont résumés dans le tableau 3.2 ci-dessous.

Tableau 3.2 : Test de proportion de la variable milieu résidence

Variables	fréquente uniquement	travaille et fréquente
Milieu		
Urbain	0,722 (0,007)	0,227 (0,007)
Rural	0,401 (0,007)	0,598 (0,007)
Statistique de Student	20.669	-20.669
p-value	0,000	0,000

Source : A partir d'ECAM 3.

Il ressort du tableau 3.3 que les étudiants de 17 à 25 ans ayant déclaré exercer une activité économique au cours des 7 derniers jours en ont effectué en moyenne 21,51 heures. Cependant, il faut noter que les heures de travail des individus dans la base ECAM 3 vont d'un minimum d'une heure de travail par semaine à un maximum de 95 heures de travail, d'où l'intérêt d'effectuer l'interprétation par rapport à la médiane car c'est un indicateur robuste d'interprétation de valeurs extrêmes. Alors, le nombre d'étudiants de 17 à 25 ans qui ont déclaré avoir effectué une activité économique dans le secteur primaire ont travaillé plus de 35 heures. Parmi ceux qui effectuent une activité dans le secteur du commerce et des services, la moitié d'entre eux y ont consacré au plus 48 heures.

Tableau 3.3 : Intensité du travail

Secteur économique	Temps de travail	
	Moyenne	Médiane
Secteur primaire	23,40	35
Industrie	41,19	42
Commerce	45,22	48
Service	48,30	48
Total	21,51	14

Source : auteur A partir d'ECAM.

En outre, il ressort du tableau 3.4 que, dans l'ensemble, les étudiants qui fréquentent uniquement sont plus nombreux 61,84% contre 38,16% pour ceux qui cumulent les deux situations. Parmi ceux qui fréquentent uniquement, 15,67% sont redoublant contre 11,05% de redoublants parmi ceux qui fréquentent et travaillent. Aussi, une désagrégation par nombre d'heures de travail hebdomadaire révèle que les étudiants redoublants consacrent plus de temps au travail rémunéré par semaine que les étudiants non redoublants (21,31 heures contre 16,33 heures respectivement). Enfin, dans l'ensemble, la majorité d'étudiants travaille plus 24 heures (74,08%) contre seulement 18,32% qui travaillent moins de 13 heures par semaine.

Tableau 3.4 : Redoublement scolaire selon que l'étudiant cumule travail-études ou non et le nombre d'heures de travail.

	Redoublant		Ensemble
	Oui	Non	
Fréquente uniquement	15,67	46,17	61,84
Fréquente et travaille	11,05	27,11	38,16
Ensemble	26,72	73,28	100,00
Nombre d'heures de travail			
Nombre d'heures moyen	21,31	16,33	/
Moins de 13 heures par semaine	5,39	12,93	18,32
13 heures-16 heures	1,08	2,71	3,79
16 heures-20 heures	0,41	1,73	2,14
20 heures- 24 heures	0,54	1,13	1,67
Plus de 24 heures	19,30	54,78	74,08
Ensemble	26,72	73,28	100,00

Source : Auteur, à partir d'ECAM 3.

3.2. Applications microéconométriques

3.2.1. Le modèle redoublement et conciliation travail-étude

L'analyse de l'effet du travail des étudiants sur leurs performances académiques implique que l'on s'intéresse uniquement aux étudiants qui travaillent et qui fréquentent. Alors qu'il y a simultanément deux possibilités dans notre cas : (a) l'étudiant fréquente uniquement et (b) l'étudiant fréquente et travaille. Prendre uniquement l'alternative des étudiants qui fréquentent et travaillent soulève un problème de sélection. Deux équations sont spécifiées, la première pour le fait que l'étudiant fréquente et travaille ou non et la seconde pour avoir redoublé ou non son année académique soit :

$$\begin{cases} y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + u_{1i} & (a) \\ y_{2i}^* = y_{1i}^*\beta_{20} + X_{2i}\beta_{21} + u_{2i} & (b) \end{cases} \quad (3.0)$$

L'équation (a) exprime le fait pour l'étudiant de fréquenter et de travailler ou de fréquenter uniquement y_{1i}^* en fonction de caractéristiques individuelles exogènes de l'étudiant, de la famille et caractéristiques communautaires X_{1i} qui déterminent y_{1i}^* (associées aux coefficients β_1 qui doivent être estimés) et d'une perturbation aléatoire u_{1i} supposée suivre une loi normale centrée réduite $N(0,1)$.

Formellement, l'étudiant décide d'occuper un travail salarié tout en continuant ses études (auquel cas $y_{1i} = 1$) si la variable latente y_{1i}^* définie est donnée par l'équation :

$$y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + u_{1i} \quad (3.1)$$

On a donc :

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

L'équation (b) revient à exprimer la performance de l'étudiant y_{2i} , qui prend la valeur 1 si l'étudiant a redoublé son année académique et 0 sinon. Ce résultat est déterminé par la variable latente y_{2i}^* qui est positive si l'étudiant obtient son diplôme (en ce cas $y_{2i} = 1$) et négative si non (auquel cas $y_{2i} = 0$). Cette propension individuelle au redoublement, qui sera estimé par un modèle probit simple est définie par une équation linéaire :

$$y_{2i}^* = y_{1i}\beta_{20} + X_{2i}\beta_{21} + u_{2i} \quad (3.2)$$

Cette propension est 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_{2i} de variables exogènes qui inclut les caractéristiques individuelles telles que le sexe, niveau d'étude, etc. Le vecteur de paramètre $\beta = (\beta_{20}, \beta_{21})'$ associé aux variables explicatives de la réussite de son année académique, y_{1i} et X_{2i} .

La correction du biais de sélection fait l'objet de plusieurs travaux. Si Roy [1951] jette les bases théoriques du problème de sélection, Heckeman [1979] en propose une solution technique lorsque l'individu fait face à deux choix. Ainsi, comme Beffy et al [2009], nous estimons les effets du travail sur la réussite de son année académique à l'aide d'un modèle probit bivarié car il permet d'avoir la probabilité jointe du travail et de la performance académique. La simultanéité relative au redoublement de son année académique et à l'occupation d'un travail salarié tout en fréquentant permet d'estimer en même temps par un modèle probit bivarié les deux équations du système suivantes :

$$\begin{cases} y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + u_{1i} \\ y_{2i}^* = y_{1i}\beta_{20} + X_{2i}\beta_{21} + u_{2i} \end{cases} \quad (3.3)$$

Bien que les perturbations u_{1i} et u_{2i} suivent toutes les deux une loi normale centrée réduite $N(0,1)$, elles peuvent être corrélées entre eux. Nous cherchons à estimer le vecteur $\beta = (\beta_{20}, \beta_{21})$ associé aux variables y_{1i} et X_{2i} . Pour cela, il nous faut estimer la probabilité jointe de y_{1i} et y_{2i} . Si l'on suppose que $\text{cov}(u_{1i}, u_{2i}) \neq 0$, on ne peut plus utiliser le fait que la probabilité jointe de deux variables aléatoires est simplement le produit de leurs probabilités marginales, puisqu'elles ne sont plus indépendantes. En écrivant σ_{12} le coefficient de corrélation entre les résidus (u_{1i}, u_{2i}) on obtient que ce couple (u_{1i}, u_{2i}) suit une loi normale bivarié $N(0, \Sigma)$ dont Σ est de variance covariance égale à :

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & 1 \end{pmatrix} \quad \text{avec } \sigma_{12} \neq 0 \quad (3.4)$$

Dans ce cadre, Maddala [1983, p.122-123] montre que les paramètres de ce type de modèle probit bivarié sont identifiables à la condition que l'équation d'emploi comprenne une variable qui ne soit pas incluse dans l'équation de redoublement. Pour corriger le biais d'endogénéité, il faut donc estimer les deux équations simultanément par un modèle probit bivarié, mais en incluant dans l'équation d'emploi un instrument, qui est dans notre cas constitué des trois variables taux de chômage départemental des 17-25 ans, CSP-Supérieure du chef de ménage et l'interaction des deux.

Chaque étudiant i peut se retrouver dans un des quatre sous-ensembles suivants : I_1 l'étudiant ne travaille pas et a réussi son année scolaire ($y_{1i} = 0$ et $y_{2i} = 1$), I_2 l'étudiant travail et n'a pas réussi son année scolaire ($y_{1i} = 1$ et $y_{2i} = 0$), I_3 l'étudiant ne travaille pas et n'a pas réussi son année scolaire ($y_{1i} = 0$ et $y_{2i} = 0$), et en fin, I_4 l'étudiant travail et a réussi son année scolaire ($y_{1i} = 1$ et $y_{2i} = 1$). Il faut alors calculer les quatre probabilités P_{ki} suivantes :

$$\begin{aligned} i \in I_1 &\Rightarrow P_{1i} = \phi_2(-X_{1i}\beta_1, -X_{2i}\beta_{21}, \sigma_{12}) \\ i \in I_2 &\Rightarrow P_{2i} = \phi_2(-X_{1i}\beta_1, -X_{2i}\beta_{21}, -\sigma_{12}) \\ i \in I_3 &\Rightarrow P_{3i} = \phi_2(X_{1i}\beta_1, -\beta_{20} - X_{2i}\beta_{21}, -\sigma_{12}) \\ i \in I_4 &\Rightarrow P_{4i} = \phi_2(X_{1i}\beta_1, \beta_{20} + X_{2i}\beta_{21}, \sigma_{12}) \end{aligned} \quad (3.5)$$

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

$$\ln L = \sum_{i \in I_1} \ln P_{1i} + \sum_{i \in I_2} \ln P_{2i} + \sum_{i \in I_3} \ln P_{3i} + \sum_{i \in I_4} \ln P_{4i} \quad (3.6)$$

3.2.1. Le redoublement des étudiants et les heures de travail

Le second modèle prolonge le premier en tenant compte du nombre d'heures de travail salarié. En effet, si Beffy et al [2009] mesure l'effet du nombre d'heures de travail hebdomadaire sur la réussite en distinguant les étudiants qui fréquentent uniquement de ceux travaillant moins de 16 heures et de ceux travaillant plus de 16 heures par semaine, cela est dû au fait qu'en France et dans de nombreux pays développés il existe une réglementation sur les conditions de participation des étudiants au marché du travail. Or, au Cameroun la participation des étudiants au marché du travail n'est pas encadrée car le code de travail de 1992 régit leur participation au même titre que les travailleurs à temps plein. Ainsi, la performance académique de l'étudiant i , (y_{2i}) captée par l'indicateur SAGE (scolarité selon l'âge), peut être exprimée comme une fonction linéaire des heures de travail de l'étudiant (H_i), du carré de ses heures de travail (H_i)², des caractéristiques individuelles de l'étudiant, de son environnement familial, des caractéristiques du chef de ménage et des caractéristiques du système éducatif.

L'inclusion des variables (H_i) et (H_i)² permet de tester si l'effet des heures de travail des étudiants sur leurs performances académiques change de direction à partir d'une valeur critique d'heures de travail H_i^* . Cette approche peut être aussi être amélioré en introduisant dans l'équation de la performance la variable H_i^3 , qui permet d'avoir deux valeurs critiques d'heures de travail H_1^* et H_2^* . Cette possibilité existe si, comme on l'observe généralement dans les estimations, \hat{u}_1 , \hat{u}_2 , \hat{u}_3 sont tous les trois statiquement significatifs et de signe contraire. Dans ce cas la valeur critique des heures de travail à partir desquelles son impact sur la performance change de direction, sont les solutions de l'équation 3.7:

$$3\hat{u}_3 H_2^* + 2\hat{u}_2 H_1^* + \hat{u}_1 = 0 \quad ; \quad \text{où } \hat{u}_1, \hat{u}_2, \hat{u}_3 \text{ sont les valeurs des paramètres à estimer.}$$

L'équation des heures de travail des étudiants H_i peut quant à elle, être exprimée sous la forme d'une fonction linéaire des caractéristiques individuelles de l'étudiant, de son environnement et d'un coefficient lambda permettant de corriger le biais de sélection.

$$\begin{cases} y_{2i} = a_1 + u_1 H_i + u_2 (H_i)^2 + u_3 (H_i)^3 + \alpha_1 X_{1i} + k_1 \lambda_{i} + \varepsilon_{1i} \\ H_i = a_2 + v y_{2i} + \alpha_2 X_{2i} + k_2 \lambda_{i} + \varepsilon_{2i} \end{cases} \quad (3.8)$$

(3.8) est l'équation de la forme structurelle où la variable lambda utilisé dans les deux équations précédentes est l'inverse du ratio de Mills obtenu selon la méthode Lee [1983] à partir de l'estimation du modèle probit bivarié du travail et de la performance académique. Son introduction dans l'équation des heures de travail permettra de corriger le biais de sélection. Formellement, lambda a pour expression :

$$\lambda_{i} = \phi[\varphi^{-1}(P_i)/P_i] \quad (3.9)$$

Où ϕ et Φ représentent respectivement la fonction de densité et la fonction cumulative de la loi normale. P_i est la probabilité pour un étudiant de combiner le travail et les études.

Dans le système (3.8), il y a une causalité réciproque entre les heures de travail des étudiants et leurs performances car les heures de travail influent sur la scolarité et vice versa. Cette causalité réciproque traduit l'endogénéité des heures de travail des étudiants en tant que variable explicative dans une équation qui estime les effets de ce travail sur la performance et vice versa.

Cependant, l'estimation par la méthode des moindres carrés ne prend pas en compte l'endogénéité entre les heures de travail des étudiants et leurs performances académiques, aussi la méthode des variables instrumentales se heurte aux problèmes du choix des instruments et de leur validité. A contrario, les doubles moindres carrés permettent de corriger le problème d'endogénéité et d'obtenir à la fois les interactions entre les deux phénomènes que sont ici la performance académique et les heures de travail. En effet, y_{2i} est une variable comprise entre 0,1 et 6. Donc elle est tronquée. La méthode d'estimation indiquée pour une telle variable est le modèle TOBIT avec double troncature.

4. Résultats et commentaires

Les résultats économétriques du redoublement des étudiants sont consignés dans le tableau 4.1 qui présente les coefficients et les effets marginaux correspondants. Le modèle est globalement significatif au seuil de 1% car $\text{Prob}>\chi^2=0,000$. Le reste des résultats sera présenté en fonction des caractéristiques de l'étudiant, du chef de ménage et du marché du travail. En premier lieu, en ce qui concerne les caractéristiques de l'étudiant, le signe de la variable fréquenter-travailler est positif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Alors, le fait pour un étudiant de travailler et de fréquenter augmente de 4,80% sa probabilité de redoubler son année académique. Nous retrouvons ici les résultats obtenus par [Greenberger et Steinberg, 1980 ; Mortimer et Finch, 1986 ; Beffy et al, 2009]. L'Age²/100 est positif et statistiquement significatif, ce qui signifie que l'âge qui est un indicateur de performance influence positivement la probabilité pour un étudiant de redoubler. C'est-à-dire que plus l'âge augmente plus celui-ci a tendance à augmenter le nombre d'heures travaillées. En outre, par rapport aux étudiants filles, le fait d'être de sexe masculin augmente de 2,8% ses chances de redoubler.

Par rapport aux enfants du chef de ménage, le fait pour un étudiant de vivre avec le chef de ménage et avec les parents autres que ses parents diminue respectivement de 14,4% et 14,6% la probabilité de redoubler. En fonction du niveau d'étude de l'individu, par rapport aux étudiants ayant le baccalauréat, le fait pour un étudiant d'avoir le Deug réduit de 8,4% sa probabilité de redoubler, laquelle diminue d'autant plus soit de 21,4% lorsque l'étudiant est titulaire d'une licence. Et en ce qui concerne le sexe du chef de ménage, par rapport aux chefs de ménages femmes, le fait pour un homme d'être chef de ménage augmente de 3,7% la probabilité pour un étudiant de redoubler. Et, enfin, pour ce qui est des caractéristiques du marché du travail, le taux de chômage influence positivement la probabilité un étudiant de redoubler. Cela pourrait s'expliquer par le fait que lorsque le taux de chômage est élevé, les étudiants disposant d'un emploi ne voudront plus les abandonner vu les difficultés qu'ils

pourront rencontrer ultérieurement pour trouver un autre emploi et inversement lorsque le taux de chômage est faible.

Tableau 4.1 : Probit simple de l'effet du travail des étudiants sur le redoublement.

Variables	Coefficients (écart-type)	Effets marginaux (écart-type)
Caractéristiques de l'étudiant		
Fréquente et travail	0,147 (0,0543) ***	0,048 (0,0543) ***
Age	-0,326 (0,191)*	-0,107 (0,191)*
Age²/100	0,923 (0,470)**	0,302 (0,470)**
Sexe		
Féminin	Réf.	Réf.
Masculin	0,088 (0,049)*	0,0288 (0,049)*
Type d'établissement		
Public	Réf.	Réf.
Privé laïc	0,0368 (0,0637)	0,0121 (0,0637)
Privé confessionnel	0,149 (0,096)	0,0509 (0,096)
Lien de parenté avec CM		
sans lien avec CM	Réf.	Réf.
chef de ménage	-0,225 (0,170)	-0,069 (0,170)
enfant de CM	-0,238 (0,144)*	-0,079 (0,144)*
Autre	-0,251 (0,146)*	-0,079 (0,146)*
Niveau d'étude le plus élevé		
Bac	Réf.	Réf.
DEUG	-0,268 (0,214) ***	-0,0804 (-2,66) ***
Licence	-0,989 (0,3219) ***	-0,214 (-3,36) ***
Caractéristiques du chef de ménage		
Taille ménage	0,00091 (0,007)	0,0003 (0,007)
Niveau de vie		
Non pauvre	Réf.	Réf.
Pauvre	-0,121 (0,069)	-0,0388 (0,069)
Sexe du chef de ménage		
Féminin	Réf.	Réf.
Masculin	0,114 (0,057) **	0,037 (0,057) **
Milieu		
Rural	Réf.	Réf.
Urbain	-0,064 (0,061)	-0,021 (0,061)
Niveau d'instruction du CM		
Non scolarisé	Réf.	Réf.
Primaire	-0,0470 (0,081)	0,302 (0,081)
Secondaire premier cycle	0,007 (0,088)	0,002 (0,088)
Secondaire second cycle	-0,128 (0,095)	-0,041 (0,095)
Supérieur	-0,098 (0,118)	-0,041 (0,118)
Catégorie socio-professionnel cm		
Cadre	Réf.	Réf.
Employé qualifié	-0,048 (0,0904)	-0,0157 (0,0904)
Mancœuvre	-0,206 (0,158)	-0,063 (0,158)
Patron	-0,129 (0,122)	-0,04 (0,122)
Propre compte	-0,079 (-0,086)	-0,026 (-0,086)
Taux de chômage département	.0305 (0,0176)*	0,01 (0,0176)*

Source à partir d'ECAM 3 et à l'aide du logiciel Stata 13.

Note: Variable dépendante : Redoublement. Nombre d'observations= 3147 ; Log Likelihood = -1802.2301/Pseudo R2 = 0.0172; prob>chi2=0,000. Les chiffres entre parenthèse sont les t de Student.

**** (**) [*] représentent les seuils de significativité à 1% (5%) [10%] respectivement.*

De l'estimation du modèle redoublement et activités salariés étudiant par le probit bivarié (voir Tableau 4.2 ci-dessous), il ressort que le coefficient de corrélation entre les résidus des deux équations est positif et statistiquement significatif dans les deux modèles (car, probabilité de $\rho = 0.003 < 10\%$). Ce résultat signifie premièrement que le travail en cours d'études est bien une variable endogène et deuxièmement que toutes choses observables égales par ailleurs, les étudiants qui travaillent ont en moyenne des probabilités plus élevés de

réussir. Car, ils ne sont pas les moins capables, et travailler constitue pour eux le moyen de poursuivre leurs études qui leur apparaît comme profitable (Befy et al, [2009]). Cette corrélation positive pourrait s'expliquer par le fait que les étudiants qui travaillent sont toutes choses égales par ailleurs, plus motivés que les autres par leurs études. En ce qui concerne l'équation d'emploi du modèle, le coefficient de la variable niveau d'éducation de l'individu est positif et statistiquement significatif. Alors, par rapport aux étudiants dont le niveau d'étude le plus élevé est bac, le fait pour un étudiant d'avoir le DEUG augmente positivement au seuil de 1% sa probabilité d'occuper un emploi pendant les études. Cependant, cet effet est moins élevé chez les étudiants dont le niveau de diplôme le plus élevé est la licence qui accroît positivement et au seuil de 5% leur probabilité d'occuper un emploi pendant les études.

Pour ce qui est du lien de parenté avec le chef de ménage, par rapport aux étudiants n'ayant aucun lien de parenté avec le chef de ménage, le fait pour un étudiant d'être chef de ménage augmente de 36,75% sa probabilité d'occuper un emploi pendant les études. Aussi, concernant la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage, il apparaît clairement que la probabilité d'occuper un emploi pendant les études est significativement plus faible pour les étudiants dont le père appartient à une catégorie socioprofessionnelle supérieure. En effet, par rapport aux chefs de ménages cadres d'entreprises, le fait pour un chef de ménage d'être manœuvre augmente de 11,65% et au seuil de 5% la probabilité pour un étudiant de concilier travail-études. Cependant, la probabilité pour un étudiant de concilier travail-études augmente de 24,03% et au seuil de 1% lorsque le chef de ménage travaille à son propre compte.

Tableau 4.2 : probit bivarié des équations redoublement et de fréquente et travail.

Variables	Fréquente et travail		Redoublement	
	Coefficients	Effets marginaux	Coefficients	Effets marginaux
Caractéristiques de l'étudiant				
Fréquente et travail				
Sexe de l'étudiant				
Féminin	Réf	Réf	Réf	Réf
Masculin	0,202 (0,048)***	0,079	0,122 (2,48)**	0,041
Niveau d'étude le plus élevé				
BAC	Réf	Réf	Réf	Réf
DEUG	-0,213 (0,051)***	-0,083	-0,055 (0,054)	-0,0181
Licence	-0,214 (0,094)**	-0,082	-0,426 (0,098)***	-0,124
Type d'établissement				
Public	Réf	Réf	Réf	Réf
Privé laïc	-0,153 (0,062) **	-0,059	0,005 (0,062)	0,0018
Privé confessionnel	-0,071 (0,097)	-0,027	0,094 (0,095)	0,0321
Lien de parenté avec CM				
Sans lien de parenté avec CM	Réf	Réf	Réf	Réf
Chef de ménage	0,985 (0,173) ***	0,367	0,023 (0,172)	0,007
Enfant du CM	0,148 (0,146)	0,058	-0,203 (0,142)	-0,0679
Autre	0,034 (0,148)	0,013	-0,234 (0,144)	-0,0755
Caractéristiques du ménage				
Taille ménage	-0,005 (0,006)	-0,002	-0,002 (0,006)	-0,00008
Niveau d'instruction chef de ménage				
Non scolarisé	Réf	Réf		
Primaire	-0,169 (-2,21)**	-0,066		
Secondaire premier cycle	-0,099 (-1,18)	-0,038		
Secondaire 2 nd cycle	-0,275 (-2,99) ***	-0,106		
Supérieur	-4,35 (-3,72) ***	-0,163		
Catégorie socio professionnel CM				
CM	Réf	Réf		
Cadre	Réf	Réf		

Employé qualifié	-0,089 (0,084)	-0,034	
Mancœuvre	0,293 (0,142)**	0,116	
Patron	0,111 (0,113)	0,044	
Propre compte	0,626 (0,069) ***	0,240	
Caractéristiques marché du travail			
Taux de chômage des 17-25 ans	-0,19 (0,017)***	-0,074	
Rho	0,302 (0,101) ***		0,302 (0,101) ***

Source : à partir d'ECAM 3 et à l'aide du logiciel Stata 13.

Note: on a deux variables dépendantes la variable fréquente et travail et la variable redoublement.

Nombre d'observations= 3153 ; Log Likelihood = -3692.7484; Wald $\chi^2(30) = 545,85$;
 $prob > \chi^2 = 0,000$; rho = 0,2938249 (0,1002539). Les chiffres entre parenthèse sont les t de Student.

*** (**) [*] représentent les seuils de significativité à 1% (5%) [10%] respectivement.

Enfin, concernant les caractéristiques liées au marché du travail, le coefficient de la variable taux de chômage des 17-25 ans est négatif et statistiquement significatif ; alors les faibles taux de chômeurs réduisent de 7,48% la probabilité pour un étudiant d'occuper un emploi pendant les études. Nous retrouvons ici les résultats trouvés par Beffy et al, (2009). En effet, si le taux de chômage est élevé, il devient difficile de trouver un emploi pendant les études, par conséquent, une fois un emploi trouvé, ceux-ci ne le lâcheront plus vu les difficultés rencontrées pour le trouver, ils seront donc contraints d'augmenter le nombre d'heures travaillées et vice-versa. Par ailleurs, plusieurs travaux ont montré que la CSP¹ des parents, mesure indirecte de leur revenu mais aussi l'ampleur de leur réseau de relations sociales, facilite l'accès de jeunes aux emplois, en particulier lorsque le taux de chômage est élevé [Kramarz et Skan, 2007].

En ce qui concerne l'estimation de l'équation de performance académique par le probit bivarié il ressort que le coefficient de la variable sexe de l'étudiant est positif et statistiquement significatif, ce qui signifie que, par rapport aux filles, le fait pour un étudiant d'être de sexe masculin augmente de 4,12% sa probabilité de redoubler. Ce résultat confirme celui trouvé par l'estimation probit simple.

En deuxième lieu, le coefficient de la variable fréquente et travail est négatif et statistiquement significatif. Ainsi, on constate de façon contre intuitive que le fait pour un étudiant de fréquenter et de travailler réduit de 10,81% ses chances de redoubler son année académique. En effet, ce résultat est contraire à celui trouvé par l'estimation probit simple et pourrait s'expliquer par le fait qu'au Cameroun les personnes qui fréquentent et travaillent sont soumises aux mêmes conditions de travail que les personnes travaillant à temps plein. Cet effet positif du travail sur la performance peut aussi s'expliquer par le fait qu'il existerait un seuil d'heures hebdomadaires de travail au-delà duquel le travail impacterait négativement la réussite.

Et en troisième lieu, concernant le diplôme le plus élevé de l'individu, par rapport aux étudiants dont le diplôme le plus élevé est le bac, le fait pour un étudiant d'être titulaire d'une licence diminue de 12,49% et au seuil de 1% sa probabilité de redoubler.

¹ 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.

Le tableau 4.3 ci-dessous présente l'analyse économétrique de l'interaction entre les heures de travail et la performance académiques des étudiants et donne les coefficients estimés et les T de Student. Le modèle est globalement significatif au seuil de 1% car $Prob > 0,000$. Il en découle premièrement qu'en ce qui concerne les caractéristiques de l'étudiant, l'analyse de l'intensité du travail des étudiants fait ressortir que les coefficients estimés des heures de travail sont négatifs et statistiquement significatifs. En d'autres termes, les résultats soutiennent l'hypothèse selon laquelle les heures de travail ont un effet négatif à la fois sur les performances académiques et sur le déroulement de sa scolarité, et ce, dès les premières heures de travail. En d'autres termes, même un nombre limité d'heures de travail nuit à l'éducation. L'explication en est simple, quelque soit le contexte, le travail capte l'énergie des étudiants et les détourne des exigences de la scolarité, ce qui les met en situation d'infériorité par rapport à leurs camarades qui ne cumulent pas travail-études.

Cependant, le coefficient positif estimé pour le carré des heures de travail indique que l'effet marginal négatif des heures de travail sur la performance faiblit au fur et à mesure que ces heures augmentent¹. A la différence des résultats obtenus par Rajan et Lancaster [2004], les résultats de l'estimation ne font pas ressortir une courbe en forme de U représentant la performance des étudiants en fonction de leur nombre d'heures de travail. Car le coefficient négatif et significatif estimé pour le cube des heures de travail montre qu'à partir d'une certaine valeur du nombre d'heures de travail cet effet change de nouveau de signe. A partir des résultats des estimations, il apparaît que la relation entre la performance de l'étudiant et le nombre d'heures de travail est gouvernée par une fonction de la forme :

$$f(x) = -0,0000106x^3 + 0,000782x^2 - 0,0182x$$

Où $f(x)$ est la performance académique de l'étudiant et x le nombre d'heures de travail.

La résolution de l'équation :

$$f'(x) = -0000318x^2 + 0,00159x - 0,0182 = 0 \text{ donne deux solutions :}$$

Soit $x_1 = 18,89 \text{ heures}$ et $x_2 = 30,28 \text{ heures}$. Ce résultat montre que les premières heures de travail (1 heure à 18 heures) ont un effet négatif sur la performance académique. Ce résultat se rapproche de la quasi-totalité des travaux sur la relation entre travail et performance académique [Kengne, 2011 ; Rajan et Lancaster, 2004 ; Gwacello et al, 2007] bien que la spécification adoptée dans ces études soit de la forme $f(x) = ax^2 + bx + c^2$. Cette influence négative peut trouver son explication dans l'intégration par l'étudiant et/ou ses parents du travail dans l'emploi de temps de l'étudiant. A partir de 18 heures de travail par semaine et ce jusqu'à 30 heures, le travail des étudiants a un effet positif sur leurs performances académique au Cameroun. Cette tranche d'heures pourrait concerner les étudiants qui parviennent à faire un bon matching entre leur travail et leurs études. Le travail dans ce cas reste une activité secondaire et l'école son activité principale. Mais à partir de 30 heures, cet effet redevient négatif. Le dernier intervalle peut s'expliquer par le fait qu'à partir de 30 heures, l'étudiant a le même volume horaire qu'un adulte. Le travail est l'activité principale et ses études une activité secondaire. L'objectif de notre travail, qui stipule que le travail des étudiants a une

¹ Ce qui veut dire que l'effet « moyen » des heures de travail sur la scolarité baisse aussi puisque, contrairement à l'« effet marginal », cet effet ne tient pas compte des autres caractéristiques.

² L'adoption d'une telle spécification de la fonction de performance montre que le travail a un effet négatif sur leur performance jusqu'à 16 heures et cette influence redevient positif par la suite.

influence négative sur leurs performances académiques et l'ampleur de cette influence négative augmente avec l'intensité du travail des étudiants est ici vérifiée.

En outre, le coefficient de la variable âge est négatif et statiquement significatif. Alors, l'âge de l'étudiant est fortement corrélé avec sa performance académique. En ce qui concerne le lien de parenté avec le chef de ménage, par rapport aux étudiants n'ayant aucun lien de parenté avec le chef de ménage, le fait pour un étudiant d'être chef de ménage augmente sa performance académique de 9,06%. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait qu'au Cameroun la majorité des étudiants résidant en milieu étudiant sont le plus souvent éloignés du cadre familial et peuvent être plus concentrés sur leurs études. Enfin, par rapport aux étudiants dont le diplôme le plus élevé est le baccalauréat, le fait pour un étudiant d'avoir le DEUG influence positivement de 21,6% sa performance académique et cet effet augmente lorsque l'étudiant est titulaire d'une licence soit de 37,44%. De plus, en ce qui concerne les caractéristiques du chef de ménage, le coefficient de niveau de vie est fortement significatif au seuil de 1% et est positif alors, par rapport au ménage non pauvre, le fait pour ménage d'être pauvre influence positivement leur performance académique.

Tableau 4.3 : Effet des heures de travail sur la performance : résultat estimation Tobit.

Variables	Coefficients (T de Student)	Effets marginaux (T de Student)
Caractéristiques de l'étudiant		
<i>heure</i>	-0,0182219 (0,005) ***	-0,0151234 (0,005) ***
<i>heure</i> ²	0,0007818 0 (0,0003) **	0,0006488 (0,0003) **
<i>heure</i> ³	-0,0000101 (5.71e-06) *	-8.35e-06 (5.71e-06) *
Age	-0,0303961 (0,0013) ***	-0,0252275 (0,0013) ***
Sexe		
Masculin	0,0065869 (0,011)	0,0054668 (0,011)
Féminin	Réf.	Réf.
Type d'établissement		
Public	Réf.	Réf.
Privé laïc	0,0308322 (0,0218)	0,0258623 (0,0218)
Privé confessionnel	-0,0277682 (0,0188)	-0,0228272 (0,0188)
Lien de parenté avec CM		
sans lien avec CM	Réf.	Réf.
chef de ménage	0,1060109 (0,0523) ***	0,0906285 (0,0523) ***
enfant de CM	-0,0007836 (0,0427)	-0,0006473 (0,0427)
Autre	0,0083261 (0,0436)	.0068994 (0,0436)
Niveau d'étude de l'individu		
BAC	Réf.	Réf.
DEUG	0,2490958 (0,0206) ***	0,2164801 (0,0206) ***
Licence	0,4161112 (0,0417) ***	0,3744181 (0,0417) ***
Caractéristiques du chef de ménage		
Niveau de vie		
Non pauvre	Réf.	Réf.
Pauvre	-0,290633 (0,01261)	-0,0240947 (0,01261)
Taille du ménage	0,004837 (0,00167) ***	0,0041708 (0,00167) ***
Sexe du chef de ménage		
Féminin	Réf.	Réf.
Masculin	-0,0011995 (0,0130)	-0,0009957 (0,0130)
Milieu		
Rural	Réf.	Réf.
Urbain	-0,0088013 (0,0126)	-0,007299 (0,0126)
Niveau d'instruction du CM		
Non scolarisé	Réf.	Réf.
Primaire	-0,0145805 (0,0145)	-0,0120734 (0,0145)
Secondaire premier cycle	0,0184031 (0,0180)	0,015411 (0,0180)
Secondaire second cycle	-0,0078703 (0,0236)	-0,0065323 (0,0236)
Supérieur	-0,0189544 (0,0350)	-0,0156711 (0,0350)
Catégorie socio-professionnel cm		

	Réf.	Réf.
Cadre		
Employé qualifié	-0,0290999 (0,0307)	-0,0239527 (0,0307)
Manœuvre	-0,0570971 (0,0453)	-0,0465186 (0,0453)
Patron	0,0405902 (0,0355)	0,034212 (0,0355)
Propre compte	-0,0012925 (0,0265)	-0,0010743 (0,0265)

Source à partir d'ECAM 3 et à l'aide du logiciel Stata 13.

Note: variable dépendante : scolarité selon l'âge (SAGE). Nombre d'observations= 4886 ; Log Likelihood = -2248.5627; prob>chi2=0,000. Les chiffres entre parenthèse sont les t de Student. *** (***) [*] représentent les seuils de significativité à 1% (5%) [10%] respectivement.

L'analyse des interactions entre la conciliation travail-étude et la probabilité de redoubler son année académique peut aussi être approfondie par la mise en évidence des probabilités prédites et des effets des traitement issus de l'analyse économétrique probit bivarié, laquelle est conditionnée par les caractéristiques observables X où le score de propension Mullahy (2011). Il apparait de ce fait judicieux de connaître la probabilité d'observer dans la population un étudiant qui concilie travail-études et qui redouble, un étudiant qui n'a pas travaillé en cours d'études et qui a redoublé, un étudiant qui fréquente et travaille et qui n'a pas redoublé et la probabilité d'un étudiant n'a pas concilié travail études et qui n'a pas redoublé. Chaque probabilité est donnée par :

$$\Pr(a, b) = \Pr(Y_{1i} = a, Y_{2i} = b) = \phi \left[2a - 1X' \beta_{y_{1i}} (2b - 1)X' \beta_{y_{2i}} \bar{\Sigma} \right] \quad (3.10)$$

Il est aussi possible d'estimer les probabilités conditionnelles dérivant à titre d'exemple de propension qu'à un étudiant de concilier étude et activités professionnelles conditionnellement à la propension préalable ou pas qu'il va redoubler son année académique. Le calcul des probabilités conditionnelles est obtenu à partir de la méthode de Zhang et al (2009) donnée par l'équation (3.11) ci-dessous :

$$\Pr(Y_{1i}^*(k) = Y_2 | X, Y_2 = 1) = \frac{\Pr(Y_{1i}^*(k) = 1, Y_{2i} = 1 | X)}{\Pr(Y_{2i} = 1 | X)} \quad (3.11)$$

Il est également possible d'estimer l'effet marginal (encore appelé effet moyen de traitement) du cumul travail études sur la probabilité de redoubler son année académique. À titre d'illustration l'effet moyen de traitement de conciliation travail-études sur la probabilité de redoubler son année académique est donné par la relation ci-dessous :

$$\Pr(Y_{1i} = 1 | Y_{2i} = 1; X) - \Pr(Y_{1i} = 1 | Y_{2i} = 0; X) \quad (3.12)$$

Les résultats du calcul des probabilités conditionnelles et effets de traitement sont présentés dans le tableau 4.4 ci-dessous. Seules quelques probabilités conditionnelles et effets de traitement ont été calculés. Concernant la probabilité marginale, elle indique qu'après contrôle de l'ensemble des caractéristiques, la probabilité d'observer un étudiant redoublant dans la population est de 28,39%, celle d'observer un étudiant non redoublant est de 72,42%, celle d'observer un étudiant dans la population qui fréquente et travaille est de 52,08%, et celle d'observer une personne qui ni ne fréquente ni ne travaille est de 55,79%.

Concernant ensuite la probabilité jointe qui indique la probabilité d'observer deux évènements, elle indique qu'en moyenne la probabilité d'observer un étudiant redoublant et qui fréquente et travaille dans la population est de 15,50%, celle d'observer un étudiant qui fréquente uniquement est de 12,07%, la probabilité d'observer un étudiant non redoublant qui fréquente et travaille est de 28,77% et la probabilité d'observer un étudiant non redoublant qui fréquente uniquement est de 43,65%.

S'agissant des probabilités conditionnelles, la probabilité d'observer un étudiant redoublant sachant qu'il fréquente et travaille est de 36,79%, celle d'observer un étudiant qui fréquente et travaille sachant qu'il est redoublant est de 56,22%, la probabilité d'observer un étudiant redoublant sachant qu'il fréquente uniquement est de 20,66% et la probabilité d'observer un étudiant qui fréquente et travaille sachant qu'il n'est pas redoublant est de 39,78%.

Enfin, s'agissant des effets de traitement qui mesure l'effet moyen des activités parascolaires sur la probabilité de redoubler son année académique. Ainsi, le fait pour un étudiant d'effectuer les activités parascolaires affecte de 16,12% la probabilité de redoubler son année académique.

Tableau 4.4 : Quelques probabilités et effet de traitement

Probabilité	Moyenne	Ecart-type
Probabilités jointes		
Probabilité (redoublement=1 et fréquente et travaille=1)	0,155034	0,0722838
Probabilité (redoublement=1 et fréquente et travaille=0)	0,1207523	0,0690193
Probabilité (redoublement=0 et fréquente et travaille=1)	0,2877	0,1492945
Probabilité (redoublement=0 et fréquente et travaille=0)	0,4365136	0,1544216
Probabilités marginales		
Probabilité d'observer un étudiant qui a redoublé	0,2839678	0,0707636
Probabilité d'observer un étudiant qui fréquente et travaille	0,5208684	0,2066559
Probabilité d'observer un étudiant qui n'a pas redoublé	0,7242137	0,0660555
Probabilité d'observer une personne qui ne fréquente pas et ne travaille pas	0,5579833	0,208173
Probabilités conditionnelles		
Probabilité (redoublement=1 fréquente et travaille=1)	0,3679442	0,0866358
Probabilité (fréquente et travaille=1 redoublement =1)	0,5622421	0,2152281
Probabilité (redoublement=1 fréquente et travaille=0)	0,2066889	0,0632633
Probabilité (fréquente et travaille=1 redoublement =0)	0,3978671	0,206517
Effet de traitement	0,1612553	0,0257971

Source : Auteur. A partir d'ECAM3.

5. Conclusion

Ce papier avait pour objectif d'évaluer l'effet de la conciliation travail-étude sur le redoublement universitaire au Cameroun. La méthode d'estimation à trois étapes adoptée ici a permis tout d'abord d'analyser les facteurs explicatifs de la conciliation travail-études chez les étudiants, ensuite de prendre en compte l'endogénéité entre le fait pour l'étudiant de fréquenter et d'occuper une activité professionnelle, avant de déterminer à partir de quel seuil d'heures hebdomadaires le travail a des effets négatif sur la performances académique des étudiants au Cameroun. L'hypothèse d'endogénéité est confirmée ainsi que l'influence significative de certaines des attributs personnels, tels que le niveau d'éducation sur la probabilité de redoubler son année académique.

Dans un premier temps, il ressort de la modélisation probit simple que le travail des étudiants est un phénomène dont la complexité repose tant sur les facteurs économiques que les facteurs éducatifs ou sociaux. Et dans un deuxième temps, un modèle probit bivarié permet de confirmer que le travail en cours d'études est bien une variable endogène et que toutes choses égales par ailleurs, les étudiants qui concilient travail-études ont en moyenne des probabilités plus élevés de réussir leur année académique. Ce résultat trouve son explication dans le fait

que les étudiants qui fréquentent et travaillent financent en partie leur formation, ce qui, dans une certaine mesure, les rendraient plus motivés que leurs homologues qui fréquentent uniquement. Et dans un troisième temps, un modèle tobit a permis de conclure que les premières heures de travail (1 heure à 18 heures) ont un effet négatif sur la performance académique. Ensuite, à partir de 18 heures de travail par semaine et ce jusqu'à 30 heures, le travail des étudiants a un effet positif sur leurs performances académique au Cameroun. Mais à partir de 30 heures, cet effet redevient négatif.

Nous pouvons alors dire que ces résultats confortent en partie ceux trouvés dans d'autres pays, plus précisément ceux relatifs aux effets du travail pendant les études sur les performances académiques des étudiants, compte tenu du fait qu'au Cameroun il n'existe pas de réglementation sur les conditions de participation de cette tranche d'âge au marché du travail. Les résultats trouvés dans les pays développés comme le Canada, la France, les Etats unis ne présentent pas cette particularité car les conditions de participation de ceux-ci sont clairement définies.

Annexes

A. Analyse statistique de performance académique des étudiants au Cameroun

Tableau 3.5 : Travail des étudiants par secteur d'activité et statut dans l'emploi

Cumul travail et études			
Secteur d'activité	Urbain	Rural	Total
Secteur primaire	39,81	78,96	59,81
Industrie	15,61	6,72	11,07
Commerce	17,72	4,69	11,07
Service	26,85	9,63	18,06
Statut d'emploi			
Auto employé	40,65	67,27	50,75
Employé régulier	55,51	74,08	63,69
Travail familial non payé	62,96	93,75	74,42
Travail familial payé	84,77	91,52	88,13

Source : A partir d'ECAM 3.

Tableau 3.6 : Participation des étudiants au travail

Variables	Fréquentent uniquement	Travaillent et fréquentent
Nombre d'année d'études	8,79	10,08
SAGE	0,67 (0,12)	0,63 (0,16)
Redoublement	15,67 (0,45)	11,67 (0,43)
Type d'établissement		
Public	43,67 (0,48)	29,30 (0,48)
Privé laïc	14,61 (0,48)	6,65 (0,48)
Privé confessionnel	4,33 (0,48)	2,44 (0,48)
Sous système de fréquentation		
Francophone	46,45 (0,48)	30,80 (0,48)
Anglophone	15,23 (0,48)	7,51 (0,48)
Absentéisme		
Oui	9,98 (0,35)	4,98 (0,35)
Non	55,20 (0,35)	29,93 (0,35)
Raisons d'absences de l'école		
Familiale	4,67 (3,81)	1,22 (3,41)
Vacances	17,07 (3,81)	4,88 (3,41)
Enseignant absent	3,05 (3,81)	1,02 (3,41)
Mauvais temps	1,83 (3,81)	0,41 (3,41)
Aider au sein de la famille	0,20 (3,81)	1,42 (3,41)
Tâches ménagères	0,41 (3,81)	0,61 (3,41)
Travail hors de la famille	0,00 (3,81)	0,61 (3,41)
Maladie	12,20 (3,81)	5,08 (3,41)
Exclusion temporaire	2,24 (3,81)	1,22 (3,41)
Insuffisances de moyen financiers	14,63 (3,81)	9,55 (3,41)
Autres	10,77 (3,81)	6,91 (3,41)
Heure de travail	//	21,51 (18,37)

Source : A partir d'ECAM.

Tableau 3.7: Redoublement scolaire et activité du chef de ménage

Groupe socioéconomique Du chef de ménage	Milieu de résidence			sexe		
	Rural	Urbain	Total	Garçon	Fille	Total
Public	4,05	13,60	27,65	9,45	8,20	17,65
Privé formel	1,06	8,10	9,16	4,44	4,73	9,16
Informel agricole	16,10	8,97	25,07	15,81	9,26	25,07
Informel non agricole	7,91	22,28	30,18	17,74	12,44	30,18
Chômeur	0,19	4,05	4,24	2,12	2,12	2,24
Etudiant ou élève	2,12	4,53	6,65	4,92	1,74	6,65
Retraité	0,48	2,12	2,60	1,35	1,25	2,60
Inactif	1,16	3,28	4,44	1,93	2,51	4,44
Total	33,08	66,92	100,00	57,76	42,24	100,00

Source : A partir d'ECAM.

Tableau 3.8 : Répartition des redoublants selon la classe d'âge et le sexe

Age du redoublant	Effectif	Nombre de Redoublants	Taux de Redoublant (%)	Contribution au redoublement Total (%)
17 ans	875	215	24,57	20,73
18	793	194	24,46	18,70
19	537	130	24,20	12,53
20	543	133	24,49	12,82
21	329	107	32,52	10,31
22	322	93	28,88	8,96
23	209	73	34,92	7,03
24	148	52	35,13	5,01
25	125	40	32,00	3,85
Ensemble	3881	1037	26,67	100,00
Absentéisme aux cours les 7 derniers jours				
Oui	475	132	27,78	15,12
Non	2894	741	25,60	84,87
Ensemble	3369	873	25,91	100,00
sexe du redoublant				
Garçons	2159	599	27,75	57,76
Filles	1722	438	25,43	42,23
Ensemble	3881	1037	26,71	100,00
Le diplôme le plus élevé				
Sans diplôme	176	64	36,36	6,17
CEP	1647	462	28,05	44,55
BEPE	1149	301	26,19	29,02
Probatoire	405	123	30,37	11,86
BACC	368	66	17,93	6,36
BTS/DUT/DEUG	77	18	23	1,73
Licence	51	3	5,88	0,28
Maitrise/ Master	11	0	0	0
Ensemble	3881	1037	26,71	100,00
Groupe socioéconomique du CM				
Publics	698	183	26,21	17,64
Privé formel	328	95	28,96	9,61
Informel agricole	980	260	26,53	25,07
Informel non agricole	1158	313	27,02	30,18
Chômeur	155	44	28,38	4,24
Etudiant ou élève	291	69	23,71	6,65
Retraité	116	27	23,27	2,03
Inactif	155	46	29,67	4,43
Ensemble	3881	1037	26,71	100,00
Lien de parenté avec le CM				
Autre	1331	353	26,52	34,04
Chef de ménage	403	109	27,04	10,51
Enfant du chef de CM	2033	544	26,75	52,45
Sans lien de parenté avec le CM	114	31	27,19	2,98

Ensemble	3881	1037	26,71	100,00
Niveau d'instruction du CM				
Non scolarisé	510	140	27,45	13,50
Primaire	1012	260	25,69	25,07
Secondaire 1 ^{er} cycle	913	252	27,71	24,30
Secondaire 2 nd cycle	918	252	27,45	25,30
Supérieur	512	133	25,97	12,82
Ensemble	3881	1037	26,71	100,00

Source : De l'auteur, à partir d'ECAM 3.

B) performance académique des étudiants

Tableau 4.5 : Matrice de corrélation des variables explicatives

Variables	<i>heure</i>	<i>heure</i> ²	<i>heure</i> ³	Sexe	Type établi	Age	Niveau édu	Lien de par	Niveau vie	Milieu de r	Tail menage	Sexe CM	Niveau instruc Cm	CSP CM
<i>heure</i>	1,00													
<i>heure</i> ²	0,97	1,00												
<i>heure</i> ³	0,94	0,98	1,00											
Sexe	-0,02	-0,005	0,006	1,00										
Type établi	-0,082	-0,0829	-0,078	-0,034	1,00									
Age	0,423	0,39	0,36	0,36	-0,11	1,00								
Niveau édu	0,108	0,117	0,123	0,07	-0,04	0,19	1,00							
Lien de par	-0,39	-0,37	-0,34	0,043	0,004	-0,55	-0,08	1,00						
Niveau vie	-0,030	-0,032	-0,034	-0,004	-0,13	-0,056	-0,24	0,0511	1,000					
Milieu de r	-0,0039	0,0032	0,0079	0,0081	0,193	-0,003	0,232	0,027	-0,370	1,00				
Taille ména	-0,0980	-0,091	-0,087	-0,022	-0,09	-0,147	-0,116	0,200	0,24	-0,021	1,00			
Sexe CM	0,0959	0,091	0,083	0,154	-0,01	-0,019	-0,006	-0,14	0,04	-0,020	0,15	1,00		
Nivo instrc	-0,0020	0,020	0,035	0,031	0,094	-0,046	0,502	-0,0064	-0,353	0,313	-0,12	0,10	1,00	
CSP CM	-0,083	-0,104	-0,117	-0,022	-0,06	0,027	-0,289	-0,001	0,28	-0,30	-0,03	-0,1	-0,540	1,00

Source : auteur à partir d'ECAM 3.

Références bibliographiques

- Atala, E. (2009). *Le rôle des enseignements secondaire et supérieur sur la croissance économique au Cameroun: Une approche comptable*.
- Béduwé, C. (2019). *LA PROFESSIONALITÉ ET L'EMPLOYABILITÉ DES ÉTUDIANTS*.
- Béduwé, C., & Giret, J.-F. (2004). *Le travail en cours d'études a-t-il une valeur professionnelle?*
- Beffy, M., Fougère, D., & Maurel, A. (2009). *L'impact du travail salarié des étudiants sur la réussite et la poursuite des études universitaires*.
- Bills, D. B., Helms, L. B., & Ozcan, M. (1995). The impact of student employment on teachers' attitudes and behaviors toward working students. *Youth & Society*, 27(2), 169–193.
- Body, K., 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.
- Bozick, R. (2007). Making it through the first year of college: The role of students' economic resources, employment, and living arrangements. *Sociology of Education*, 80(3), 261–285.
- Butler, J. (2007). *Le récit de soi*. Presses universitaires de France.
- Butler, J., Fassin, É., & Scott, J. W. (2007). Pour ne pas en finir avec le «genre»... Table ronde. *Societes Representations*, 2, 285–306.
- Cameron, A. C., & Windmeijer, F. A. (1997). An R-squared measure of goodness of fit for some common nonlinear regression models. *Journal of Econometrics*, 77(2), 329–342.
- Chameni Nembua, C., & Miamo Wendji, C. (2010). *Les déterminants du niveau et de l'inégalité de la pauvreté au Cameroun: Une analyse de décomposition multidimensionnelle*.
- Dagenais, D. (2000). *La fin de la famille moderne: La signification des transformations contemporaines de la famille*. Presses Université Laval.
- D'amico, R. (1984a). Does employment during high school impair academic progress? *Sociology of Education*, 152–164.
- D'amico, R. (1984b). Does employment during high school impair academic progress? *Sociology of Education*, 152–164.
- D'amico, R. (1984c). Does employment during high school impair academic progress? *Sociology of Education*, 152–164.
- de la Cruz, H. G. B., & Euzéby, A. (1997). *L'Organisation internationale du Travail (OIT)*. Presses universitaires de France.
- Dedehouanou, S. F., Tiberti, L., Houeninvo, H., & Monwanou, D. I. (2019). Working while studying: Employment premium or penalty for youth in Benin? *Partnership for Economic Policy Working Paper*, 2019–03.
- Del Rey, A. (2009). *À l'école des compétences: De l'éducation à la fabrique de l'élève performant*. la Découverte.
- DeSimone, J. R., & Parmar, R. S. (2006). Middle school mathematics teachers' beliefs about inclusion of students with learning disabilities. *Learning Disabilities Research & Practice*, 21(2), 98–110.
- DeSimone, J. S. (2008a). *The impact of employment during school on college student academic performance*. National Bureau of Economic Research.
- DeSimone, J. S. (2008b). *The impact of employment during school on college student academic performance*. National Bureau of Economic Research.

- Duplessis, I. (2004). La déclaration de l'OIT relative aux droits fondamentaux au travail: Une nouvelle forme de régulation efficace? *Relations Industrielles/Industrial Relations*, 59(1), 52–72.
- Dustmann, C., & Van Soest, A. (2007). Part Time Work. *School Success and School Leaving*.
- Eckstein, Z., & Wolpin, K. I. (1999a). Why youths drop out of high school: The impact of preferences, opportunities, and abilities. *Econometrica*, 67(6), 1295–1339.
- Eckstein, Z., & Wolpin, K. I. (1999b). Why youths drop out of high school: The impact of preferences, opportunities, and abilities. *Econometrica*, 67(6), 1295–1339.
- Eckstein, Z., & Wolpin, K. I. (1999c). Why youths drop out of high school: The impact of preferences, opportunities, and abilities. *Econometrica*, 67(6), 1295–1339.
- Ehrenberg, R. G., & Sherman, D. R. (1987a). Employment while in college, academic achievement, and postcollege outcomes: A summary of results. *Journal of Human Resources*, 1–23.
- Ehrenberg, R. G., & Sherman, D. R. (1987b). Employment while in college, academic achievement, and postcollege outcomes: A summary of results. *Journal of Human Resources*, 1–23.
- Galtier, B., & Minni, C. (2015). *Emploi et chômage des 15-29 ans en 2014. Stabilisation des taux d'activité, d'emploi et de chômage*.
- Giret, J.-F., Van de Velde, C., & Verley, É. (2016). *Les vies étudiantes. Tendances et inégalités*. Documentation Française (La).
- Greenberger, E., & Steinberg, L. (1980). Part-time employment of in-school youth: A preliminary assessment of costs and benefits. *A Review of Youth Employment Problems, Programs, and Policies*, 1.
- Greenberger, E., & Steinberg, L. D. (1981). Adolescents who work: Health and behavioral consequences of job stress. *Developmental Psychology*, 17(6), 691.
- Greenberger, E., Steinberg, L. D., Vaux, A., & McAuliffe, S. (1980). Adolescents who work: Effects of part-time employment on family and peer relations. *Journal of Youth and Adolescence*, 9(3), 189–202.
- Greene, W. H. (1996). *Marginal effects in the bivariate probit model*.
- Gruel, L., & Thiphaine, B. (2004). Formes, conditions et effets de l'activité rémunérée des étudiants. *Éducation et Formations*, 67, 51–60.
- Lee, C., & Orazem, P. F. (2010). Lifetime health consequences of child labor in Brazil. *Child Labor and the Transition between School and Work*, 99–133.
- Lévy-Garboua, L., Montmarquette, C., & Simonnet, V. (2007). Job satisfaction and quits. *Labour Economics*, 14(2), 251–268.
- Lillydahl, J. H. (1990a). Academic achievement and part-time employment of high school students. *The Journal of Economic Education*, 21(3), 307–316.
- Lillydahl, J. H. (1990b). Academic achievement and part-time employment of high school students. *The Journal of Economic Education*, 21(3), 307–316.
- Marsh, H. W. (1991). Employment during high school: Character building or a subversion of academic goals? *Sociology of Education*, 172–189.
- Marsh, H. W., & Kleitman, S. (2005). Consequences of employment during high school: Character building, subversion of academic goals, or a threshold? *American Educational Research Journal*, 42(2), 331–369.
- Matray, A. (n.d.). *L'impact du travail étudiant dans l'enseignement supérieur depuis 1975*.

- Mebada, J. (2018). *La pauvreté des ménages et bien-être individuel au Cameroun, une analyse spatiale et régionale du phénomène*.
- Meyer, R. H., & Wise, D. A. (1982). High school preparation and early labor force experience. In *The youth labor market problem: Its nature, causes, and consequences* (pp. 277–348). University of Chicago Press.
- MINISTER, P. (2009). Document de stratégie pour la croissance et l'emploi. *Yaoundé: Republic of Cameroon*, 113.
- Molitor, C. J., & Leigh, D. E. (2005). In-school work experience and the returns to two-year and four-year colleges. *Economics of Education Review*, 24(4), 459–468.
- Mongory, J. (1976). Genèse et contradictions du syndicalisme camerounais. *Revue Française d'études Politiques Africaines*, 11(132), 74–89.
- Montmarquette, C., & Scott, I. (2007). *Taux d'actualisation pour l'évaluation des investissements publics au Québec*. CIRANO.
- Montmarquette, C., Viennot-Briot, N., & Dagenais, M. (2007a). Dropout, school performance, and working while in school. *The Review of Economics and Statistics*, 89(4), 752–760.
- Montmarquette, C., Viennot-Briot, N., & Dagenais, M. (2007b). Dropout, school performance, and working while in school. *The Review of Economics and Statistics*, 89(4), 752–760.
- Mortimer, J. T., Finch, M., Shanahan, M., & Ryu, S. (1992). Adolescent work history and behavioral adjustment. *Journal of Research on Adolescence*, 2(1), 59–80.
- Neyt, B., Omev, E., Verhaest, D., & Baert, S. (2019). Does student work really affect educational outcomes? A review of the literature. *Journal of Economic Surveys*, 33(3), 896–921.
- Nguetse, P. J. (n.d.). *Allocation optimale sous contraintes: Cas de la troisième enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM 3) 2007*.
- Nilsson, B. (2019). The School-to-work transition in developing countries. *The Journal of Development Studies*, 55(5), 745–764.
- Njoya, A. A., Djomo, S., Guillemin, S., Mba, M., Merceron, S., & Torelli, C. (2008). Dynamique du marché de l'emploi à Yaoundé entre 1993 et 2005: Des déséquilibres persistants. *Statéco*, 102, 71–95.
- Nomba, I. (2008a). Un profil de l'abandon scolaire au Cameroun. *Revue d'économie Du Développement*, 16(1), 37–62.
- Nomba, I. (2008b). Un profil de l'abandon scolaire au Cameroun. *Revue d'économie Du Développement*, 16(1), 37–62.
- Nomba, U. M. (n.d.). P.(2006). Participant's survey analysis. *Workshop on Anti-Corruption Practices in the Water Sector in Africa, Kampala, Uganda*.
- Oettinger, G. S. (1999). Does high school employment affect high school academic performance? *ILR Review*, 53(1), 136–151.
- Peterson, P. L., & Walberg, H. J. (1984). Research on teaching. *EDRS PRICE DESCRIPTORS*, 99.
- Rothstein, J. (2007a). Does competition among public schools benefit students and taxpayers? Comment. *American Economic Review*, 97(5), 2026–2037.
- Rothstein, J. (2007b). Does competition among public schools benefit students and taxpayers? Comment. *American Economic Review*, 97(5), 2026–2037.
- Roy, A. D. (1951). Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers*, 3(2), 135–146.

- Ruhm, C. J. (1997). Is high school employment consumption or investment? *Journal of Labor Economics*, 15(4), 735–776.
- Sabia, J. J. (2009). School-year employment and academic performance of young adolescents. *Economics of Education Review*, 28(2), 268–276.
- Schill, W. J., McCartin, R., & Meyer, K. (1985a). Youth employment: Its relationship to academic and family variables. *Journal of Vocational Behavior*, 26(2), 155–163.
- Schill, W. J., McCartin, R., & Meyer, K. (1985b). Youth employment: Its relationship to academic and family variables. *Journal of Vocational Behavior*, 26(2), 155–163.
- *Snapshot*. (n.d.). Retrieved 13 June 2020, from <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0165176500003207>
- Stinebrickner, R., & Stinebrickner, T. R. (2003a). Understanding educational outcomes of students from low-income families evidence from a liberal arts college with a full tuition subsidy program. *Journal of Human Resources*, 38(3), 591–617.
- Stinebrickner, R., & Stinebrickner, T. R. (2003b). Working during school and academic performance. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 473–491.
- Tyler, J. H. (2003). Using state child labor laws to identify the effect of school-year work on high school achievement. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 381–408.
- Wilde, J. (2000). Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors. *Economics Letters*, 69(3), 309–312.
- Wolff, F.-C. (2017). Activité rémunérée et temps consacré aux études supérieures. *Revue Économique*, 68(6), 1005–1032.
- Zilloniz, S. (2017a). L'activité rémunérée des étudiants et ses liens avec la réussite des études. Les enseignements des enquêtes Emploi 2013-2015. *Travail et Emploi*, 152, 89–117.
- Zilloniz, S. (2017b). *Les activités rémunérées des étudiants: Quelles formes et quelle organisation?*