



La formation influence-t-elle le sous-emploi visible chez les jeunes âgés de 15 à 34 ans au Cameroun ?

Christian ZAMO AKONO¹, Vincent de Paul NEGOU KAMGA^{2*}

⁽¹⁾ Université de Yaoundé II, Cameroon, P.O. Box 14442 Yaoundé, Cameroon, zchristy2@yahoo.fr

⁽²⁾ Université de Yaoundé II, Cameroon, P.O. Box 14442 Yaoundé, Cameroon, vnegou@yahoo.fr

* auteur correspondant

Résumé : L'objectif de l'étude est d'évaluer les effets de la formation non scolaire et scolaire sur le sous-emploi visible des jeunes dont la tranche d'âge est comprise entre 15 et 34 ans au Cameroun. Les estimations à partir du modèle probit et de la décomposition Fairlie ont été réalisées à partir de l'Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel réalisé en 2010. Les résultats économétriques avec prise en compte du biais de sélection révèlent qu'avoir effectué une formation professionnelle adaptée à l'emploi réduit significativement et positivement la probabilité de se retrouver dans le sous-emploi visible, tant pour les filles que pour les garçons. Avec 0,55 %, cet effet est plus prononcé chez les filles que chez les garçons (0,49 %). Aussi, on note que le niveau d'études a un effet sur le sous-emploi visible. En effet, il ressort de l'analyse que la probabilité de sortir du sous-emploi visible diminue avec le niveau d'éducation. Les jeunes d'un niveau d'éducation primaire ont une probabilité réduite de 0,50 % de sortir du sous-emploi visible. Chez les filles, cette probabilité est de 0,48 % contre 0,70 % chez les garçons. Pour les jeunes d'un profil de niveau supérieur, la probabilité d'être sous-employés est réduite de 0,29 % dans l'ensemble. Selon l'approche genre, les filles ont une probabilité réduite de 0,28 % d'être sous-employées contre 0,40 % chez les garçons. L'analyse de la décomposition montre que 22,26 % de la différence entre filles et garçons dans le sous-emploi visible est expliquée par les caractéristiques observables, et 77,64 % de cette différence entre les jeunes demeure inexpliquée.

Mots clés : Formation non scolaire et scolaire, Jeunes, Décomposition de Fairlie, Sous-emploi visible, Cameroun

Abstract : The aim of the study is to assess the effects of non-formal and formal training on the visible underemployment of young people aged between 15 and 34 in Cameroon. Estimates using the probit model and the Fairlie decomposition were based on the Survey of Employment and the Informal Sector conducted in 2010. The econometric results, taking into account the selection bias, show that having completed vocational training adapted to the job significantly and positively reduces the probability of being visibly underemployed, for both girls and boys. At 0.55%, this effect is more pronounced for girls than for boys (0.49%). Level of education also has an effect on visible underemployment. The analysis shows that the probability of moving out of visible underemployment decreases with the level of education. Young people with primary education have a 0.50% lower probability of leaving visible underemployment. For girls, this probability is 0.48%, compared with 0.70% for boys. For young people with a higher education profile, the probability of being underemployed is reduced by 0.29% overall. According to the gender approach, girls have a reduced probability of being underemployed of 0.28%, compared with 0.40% for boys. Analysis of the decomposition shows that 22.26% of the difference between girls and boys in visible underemployment is explained by observable characteristics, and 77.64% of this difference between young people remains unexplained.

Keywords : Non-formal and formal training, Young people, Fairlie decomposition, Visible underemployment, Cameroon

Classification JEL : J01 ; J22

1. Introduction

Il ne suffit pas de mesurer le chômage pour comprendre les déficiences du marché du travail. En effet, dans de nombreux pays, notamment ceux en développement, le chômage a tendance à être faible, cela ne renvoie pas nécessairement à une efficacité du marché, mais plutôt au fait que le chômage ne serait qu'une partie du problème du déséquilibre de marché (Herrera et Merceron, 2013). Les raisons qui expliquent ce constat peuvent être multiples. Les auteurs évoquent par exemple le manque de programme d'assistance aux chômeurs, la forte proportion de travailleurs indépendants, la dominance de l'informalité sur le marché du travail, l'existence de modes traditionnels d'organisation du travail. Pourtant, dans la population active de ces différents pays, il existe des travailleurs qui ont une tendance à exercer une activité moins productive que ce qu'ils pourraient et souhaiteraient exercer. Autrement dit, le chômage définit une situation d'absence totale d'emploi, sans toutefois quantifier les actifs occupés qui, en raison d'une réduction ou d'une modification de la demande de main d'œuvre ou encore de la création d'emplois en nombre insuffisant pour certains emplois, peuvent se retrouver dans des états non souhaités. C'est-à-dire travailler à horaires réduits ; occuper un poste de moindre qualification, ou exercer dans une unité économique moins productive ; percevoir un revenu inférieur à celui qu'ils pourraient normalement percevoir (Borgen et al., 1988 ; Hersch, 1995 ; ILO, 1997). Ces manquements matérialisent une forme de sous-utilisation de la main d'œuvre, qu'on qualifie encore de sous-emploi.

Dans la littérature économique, le sous-emploi a été largement documenté. Les évidences empiriques distinguent trois formes de sous-emploi : le sous-emploi lié au temps de travail, qu'on qualifie de sous-emploi visible ; le sous-emploi lié aux inadéquations d'emploi qui comprend le sous-emploi lié à l'insuffisance du revenu et celui lié à un mauvais emploi de compétences professionnelles. Toutefois, le sous-emploi lié aux horaires de travail affiche plus d'évidence à raison non seulement de l'ampleur du phénomène, de la disponibilité des données, mais aussi de la flexibilité qu'offre les méthodes de calcul de l'indicateur de mesure de cette forme de sous-emploi.

Au Cameroun, le sous-emploi, au même titre que le chômage, fait partir des problèmes identifiés comme prioritaires dans la lutte contre la pauvreté. De manière statistique, on note, à partir de statistiques de l'Institut National de la Statistique (INS, 2021), que le taux de chômage au sens du BIT était de 4,4 points de pourcentage en 2005. Entre 2010 et 2021, il a enregistré une légère hausse de 2,1 points de pourcentage (soit 3,8 en 2010 et 5,9 en 2021). Tels qu'observés, ces chiffres pourraient sous-évaluer non seulement les difficultés auxquelles les individus font face pour s'insérer sur le marché du travail, mais aussi, ils masquent les réalités que vivent ces jeunes déjà actifs sur le marché du travail. En effet, entre 2005 et 2021, les statistiques de l'Institut National de la Statistique révèlent que le taux de sous-emploi visible a évolué au fil du temps. Globalement, on situait à 12,1 points de pourcentage le taux de ce sous-emploi en 2005. En 2010, il a connu une légère hausse pour atteindre 12,3 points de pourcentage. Ce taux est de 18,7 points de pourcentage en 2021.

En fonction du sexe, le taux de sous-emploi chez les femmes est passé de 11,9 points de pourcentage à 12,2 points de pourcentage entre 2005 et 2010, pour se situer à 18,5 points de pourcentage en 2021. Chez les hommes, ce taux est resté stable sur la période 2005-2010, mais en 2021, il est passé à 18,9 points de pourcentage. Par rapport au groupe d'âge, les jeunes de la tranche 15-24 ans ont connu une baisse du taux entre 2005 et 2010, passant de 13,4 à 11,6 points de pourcentage. En 2021, ce taux se situe à 20,1 points de pourcentage pour ces jeunes. Ces tendances sont également observées chez les jeunes de la tranche d'âge 15-34 ans. S'agissant du niveau d'étude,

le taux de sous-emploi croît avec le niveau d'étude. Chez les personnes non scolarisées, le taux de sous-emploi a augmenté de 6,7 points de pourcentage entre 2010 et 2021, passant de 10,9 à 17,6 points de pourcentage entre les deux dates. Ce taux était de 9,2 points de pourcentage. Au niveau primaire, l'écart sur la même période est de 5,7 (en 2010, il était de 10,9 et de 16,6 points de pourcentage en 2021). Pour ce qui est du niveau secondaire (secondaire 2nd cycle), le taux de sous-emploi est passé de 13,1 en 2010 pour atteindre 19,8 points de pourcentage en 2021. En 2005, ce taux se situait autour de 14 points de pourcentage. Concernant le niveau supérieur, l'écart enregistré entre 2010 et 2021 est de 5,0 points de pourcentages (avec 23,0 en 2010 et 28,0 points de pourcentage en 2021).

Ces statistiques attestent de ce que le sous-emploi visible au Cameroun constitue un problème pour l'équilibre du marché du travail. En rapport avec les jeunes, l'une des façons de palier à ce problème est d'investir dans le capital humain. Cette recommandation de Becker (1964) stipule en d'autres termes que l'investissement en capital humain accroît significativement la productivité de l'individu, y compris son revenu une fois sur le marché du travail. Cette productivité sert d'externalité à travers le signal qu'elle émet, et contribue par la même occasion à l'amélioration globale des conditions de travail, notamment les horaires de plein emploi.

Toutefois, l'investissement en capital évoqué ici peut renvoyer à plusieurs conceptions. On note l'investissement en capital humaine générale, c'est-à-dire une forme de formation qui offre les aptitudes et des connaissances valorisables et transférables dans plusieurs emplois. Si la formation générale s'acquiert beaucoup plus dans le système éducatif et contribue à travers le niveau d'éducation à améliorer la situation des individus sur le marché du travail tout en créant des disparités entre ceux-ci, il faut tout aussi noter que la formation non scolaire peut être la source de certains résultats observés sur le marché du travail. Cette formation non scolaire, qui s'inscrit dans une logique d'acquiescence des connaissances pour un emploi spécifique, peut s'effectuer en dehors ou à l'intérieur de cet emploi cible. Contrairement à la formation générale, la formation spécifique peut être financée en partie par l'employeur, ce qui a pour effet de contraindre l'employeur à exploiter pleinement les capacités productives de l'individu en lui offrant plus d'heures de travail par exemple.

Sur ce dernier aspect, s'il est admis qu'il existe très peu d'évidence empirique qui ait évalué les effets du capital humain sur le sous-emploi visible dans les pays en développement en général, le poids des travaux qui s'intéressent à ces effets pour la formation non scolaire est encore plus faible. Au Cameroun, à notre connaissance, très peu d'études s'inscrivent dans ce registre d'évaluation des effets de la formation scolaire et non scolaire sur la situation du sous-emploi visible, d'où l'objectif de cette étude qui est de combler cette carence. Par ailleurs, dans la littérature, la question sur la mesure du sous-emploi visible a fait l'objet d'importantes discussions concernant le nombre d'heures de travail de plein emploi ainsi que la période de référence. Depuis les résolutions issues des Conférences Internationales des Statisticiens du Travail (CIST), les pays s'en inspirent mais s'appuient également sur la législation du travail en vigueur pour établir une méthodologie de mesure du sous-emploi visible. Toutefois, dans les travaux scientifiques, les auteurs peuvent déroger à la norme. Par exemple, Hyéfouais (2019), dans le contexte camerounais, retient 35 heures de travail hebdomadaire comme nombre d'heures de plein emploi, pourtant la législation du travail camerounaise reconnaît 40 heures de travail hebdomadaire comme nombre d'heures de plein emploi. Dans ce travail il sera aussi question de discuter de ces approches méthodologiques.

Un autre constat dans la littérature, qui fait référence aux analyses économétriques, révèle que certains problèmes économétriques tels que le biais de sélection et le biais d'endogénéité sont peu abordés dans les travaux (McGuinness, 2006). Aussi, les analyses de décomposition entre groupe, sont également peu discutées dans les études, notamment celles faites dans les pays en développement. Pourtant, de tels manquements peuvent conduire à des interprétations erronées et à de mauvaises approches de recommandations de politiques économiques. Ce travail s'inscrit dans la logique de combler ces lacunes. De manière plus large, selon INS (2010), le Cameroun a la particularité d'avoir un marché de travail fortement informel (soit 90 %), lequel caractère peut être un catalyseur du sous-emploi visible. Concomitamment à ce caractère informalité, on note une

amélioration considérable du niveau d'éducation des jeunes ces dernières années (INS, 2010). Ainsi, **l'objectif de ce travail est d'évaluer l'effet de la formation non scolaire sur la situation du sous-emploi visible au Cameroun.** Répondre à cette question nécessite de structurer le document comme suit : la section première balise la revue de la littérature en insistant sur la question de mesure et de déterminants du sous-emploi visible. En section 2, il sera de présenter la méthodologie de l'étude. La section 3 concerne la présentation et la discussion des résultats et la section 4 conclut.

2. Revue de la littérature

L'une des particularités du marché du travail est l'existence persistante d'importants déséquilibres entre l'offre et la demande. Pour les économistes, de tels résultats inefficaces matérialisent une sous-utilisation des ressources en main d'œuvre. Les services du travail ne pouvant être stockés, s'ils ne sont pas utilisés à un moment donné, la production qui aurait pu en résulter est perdue, et cela entraînerait des manques à gagner tant pour l'employé que pour l'employeur.

Comme nous l'avons rappelé, l'indicateur le plus couramment utilisé pour évaluer le déséquilibre du marché du travail est le taux de chômage. Néanmoins, il est reconnu que le taux de chômage est une mesure indirecte de la tension du marché du travail, et qu'il sous-estime le niveau réel de la capacité du travail inactif (Wilkins et Wooden, 2011). Par exemple, le taux de chômage n'est pas affecté par les variations dans l'utilisation du temps et des compétences. Pourtant ces formes de déséquilibres offrent des pans d'analyses permettant de comprendre le sous-emploi au sens large. Les tentatives de catégorisation du sous-emploi dans la littérature économique ont conduit à deux grands types : le sous-emploi lié au temps de travail et le sous-emploi lié aux situations d'emploi inadéquates (OIT, 1998). Wilkins et Wooden (2011) notent que les travaux qui ont abordé les questions liées au sous-emploi ont largement documentés le sous-emploi lié au temps de travail. Par ailleurs, les auteurs soulignent que ces travaux présentent deux préoccupations majeures. Premièrement, la mesure dans laquelle la main d'œuvre est pleinement utilisée varie à la fois entre individus et dans le temps. Dès lors, il apparaît probable que les effets du sous-emploi sont fortement corrélés à sa mesure. Deuxièmement, l'on note que, d'une part, l'ampleur du sous-emploi peut être source des facteurs ou encore des caractéristiques tant de l'individu que de l'emploi (McGuinness, 2006). D'autre part, la méthodologie d'analyse retenue est un aspect considérable pour évaluer les déterminants du sous-emploi visible. A ce titre, les analyses de décompositions sont très marginales.

Sur la base de ce constat, cette section, dans un premier temps, a pour objectif de présenter un cadre de discussion relatif à la question de mesure du sous-emploi lié au temps. Dans le deuxième objectif, il va s'agir de présenter les déterminants du sous-emploi lié au temps, en mettant un accent sur le capital humain

2.1. La mesure du sous-emploi lié au temps de travail

La mesure du sous-emploi utilise une approche d'offre de main d'œuvre, laquelle est basée sur les capacités et les souhaits actuels des travailleurs tels qu'ils les expriment eux-mêmes. Autrement dit, il reflète de manière fondamentale un écart entre les aspirations d'un individu et son environnement de travail (Maynard et Feldman., 2011 ; Luksyte et Spitzmueller., 2011). Cette conceptualisation de manière générale a permis une collecte d'outils permettant de définir et de mesurer ce type de sous-emploi.

Le débat centré sur les questions de mesure du sous-emploi lié au temps de travail va être organisé selon deux orientations. La première orientation va s'atteler à comprendre les approches de définition du sous-emploi retenu par l'organisation internationale du travail à travers les travaux menés lors des conférences internationales des statisticiens de travail (CIST). La deuxième orientation va s'investir dans la compréhension de la méthodologie de définition du sous-emploi selon l'institut nationale de la statistique (INS) du Cameroun.

a) Mesure du sous-emploi lié au temps de travail selon l'OIT

Le problème de la définition et de la mesure du sous-emploi a été examiné à six reprises lors des Conférences Internationales des Statisticiens du Travail (CIST). En 1966, au cours de la 11^{ème} CIST, l'OIT définissait déjà les jalons de la mesure du sous-emploi. Il faut attendre 1998, lors de la 16^{ème} CIST, pour voir émerger les lignes directrices qui statuent de manière explicite sur les tentatives de mesures du sous-emploi lié au temps de travail. Dès lors, les personnes en situation de sous-emploi lié au temps de travail sont celles qui, pendant une courte période de référence, remplissent trois critères : (1) être prêt à travailler les heures supplémentaires ; (2) être disponible pour le faire ; (3) avoir travaillé moins d'heures qu'un nombre d'heures sélectionné. La possibilité de cerner sans complexité les différents critères de mesure a valu à ce type de sous-emploi le nom de sous-emploi visible.

Dans cette définition, la CIST estime que la courte période de référence qui est généralement la semaine ayant précédé la collecte de l'information est celle qui est applicable aux mesures de l'emploi et du chômage. Ce critère a été repris et adopté par la majorité des institutions nationales de statistiques (Greenwood, 1991). Outre cet aspect, la CIST apporte des précisions sur les autres critères de définition. Par exemple, elle estime que la volonté de travailler les heures supplémentaires concerne les personnes qui, indépendamment du nombre d'heures déjà effectué au cours de la semaine de référence dans tous leurs emplois, expriment le désir ou la préférence de travailler plus d'heures. Elle note également que ces personnes pourraient souhaiter travailler plus d'heures de façon habituelle ou seulement pendant la semaine de référence. Parmi ceux-là, figurent les personnes disposées à (1) changer leur emploi rémunéré ou indépendant pour un autre emploi comportant plus d'heures de travail ; (2) obtenir un ou plusieurs autres emplois en plus du ou des emplois actuels ; (3) une combinaison de l'un des éléments des critères (1) et (2). Toutefois, bien que ce critère soit similaire à celui utilisé pour la mesure du chômage (c'est-à-dire lorsque l'individu recherche l'emploi), la CIST fait bien de nuancer, tout en précisant que dans le cadre de la mesure du sous-emploi lié au temps, les personnes en sous-emploi ne recherchent pas activement des heures de travail supplémentaires, mais expriment juste leur volonté de le faire.

S'agissant du critère en lien avec la condition d'avoir travaillé moins qu'un seuil relatif au temps de travail, la CIST précise que la limitation du nombre d'heure de travail vise à exclure des travailleurs qui souhaiteraient des heures supplémentaires et sont disponibles pour le faire, mais qui travaillent déjà un nombre d'heures suffisant, lequel nombre d'heures est considéré comme le plein emploi. Ce critère permet aux décideurs d'orienter les politiques sur la base du plein emploi. Cependant, la définition internationale ne précise pas de valeur pour ce seuil. Elle offre tout au moins des possibilités de détermination de ce seuil en fonction des réalités nationales, en précisant que celui-ci doit se présenter comme une valeur médiane, le mode ou encore la moyenne de la durée du travail telle que spécifiée dans la législation nationale ou les conventions collectives.

En marge de ces recommandations, l'arbitrage relatif à la sélection d'un seuil valide au niveau national, c'est-à-dire qui reflète le plein emploi pour toutes les personnes employées, n'est pas aisé, en ce sens que chaque employé peut éventuellement disposer d'un seuil qui lui soit propre. Ainsi, il revient aux agences nationales de statistiques de choisir une valeur commune pour toutes les personnes employées de manière à ce que cette valeur ait une tendance faible, l'idée étant de véritablement identifier les travailleurs qui accumulent de très faibles heures de travail hebdomadaires. Une conséquence directe dans la complexité de ce choix est qu'il ne facilite pas les analyses transnationales du sous-emploi, car la mesure varie d'un pays à un autre. A ce titre, les recommandations internationales prescrivent aux pays dans la mesure du possible un ensemble de directives : fournir la méthodologie utilisée pour déterminer le seuil ; identifier tous les travailleurs qui souhaitent et sont disponibles pour effectuer des heures supplémentaires, indépendamment des heures réellement effectuées. L'adoption de ces différentes normes tout en tenant compte des spécificités du contexte pays a permis au Cameroun de définir son approche du sous-emploi visible.

b) Mesure du sous-emploi lié au temps de travail selon l'Institut national de la statistique (INS)

Au Cameroun, l'INS, qui est l'organe habilité à produire les données représentatives au niveau national, considère le sous-emploi lié au temps de travail comme un indicateur de mesure de l'état de la situation du marché de travail. Comme bon nombre d'agences internationales de statistiques, l'INS s'appuie sur le cadre conceptuel issu de la 16^{ème} CIST pour définir le sous-emploi lié au temps de travail. Pour l'institut, est considéré comme sous-employée, toute personne : (1) en situation d'emploi ; (2) qui a un temps de travail insuffisant par rapport à des situations alternatives d'emploi qu'elle souhaite occuper ; (3) disponible pour travailler les heures de travail supplémentaires. Ces différents critères de définition dans leur implémentation tiennent compte de l'environnement du marché du travail.

Dans ce sens, la situation de satisfaction des critères du sous-emploi mérite d'être nuancée. D'abord dans la dimension de mesure du seuil du nombre d'heure de plein emploi. La mesure du seuil du nombre d'heures de plein emploi tel que perçu par l'INS s'adosse sur la législation du code de travail camerounais de 1992. En effet, dans le code de travail de 1992, pour un meilleur fonctionnement du marché du travail camerounais, est régi un certain nombre de règles et normes. Parmi celles-ci, figure la norme sur la limitation de la durée de travail au Cameroun. Dans son article 80 alinéas 1 et 2, il est noté que : (1) dans tous les établissements publics ou privés non agricoles, la durée du travail ne peut excéder quarante heures par semaine ; (2) dans toutes les entreprises agricoles ou assimilées, les heures de travail sont fixées à une limite de 48 heures par semaine, soit 2 400 heures par an. Par ailleurs, l'on note que des dispositions de lois consignées dans le Décret N°73/495 du 28 Août 1973 et complétées par le Décret N°95/677 du 18 Décembre 1995 ont permis d'ajuster le temps de travail pour certains emplois spécifiques. Il s'agit du temps de travail pour le personnel employé exerçant dans les opérations de gardiennage et de surveillance, des domestiques, du personnel des dispensaires, des services d'incendie, des hôtels, des salons de coiffure et instituts de beauté qui ont des dérogations spéciales permettant de situer le temps de travail hebdomadaire entre 45 heures et 56 heures.

A partir de ces dispositions légales, l'INS a fait mention des spécificités liées à certains emplois, notamment celles des emplois qui bénéficient des dérogations des fourchettes d'heures de [45-56] au cours de la période de référence (la semaine), pour retenir le seuil de plein emploi à 40 heures de travail la semaine ayant précédé la collecte de l'information. En complément des autres critères, tels que la disponibilité et le souhait de travailler plus d'heures de travail, est considéré comme sous-employé lié au temps de travail tout actif occupé qui cumule de manière involontaire moins de 40 heures de travail au cours de la période de référence qui est la semaine.

Ensuite, il faut noter également que la volonté de travailler plus d'heures s'inscrit dans plusieurs variantes pour les personnes sous-employées. Il peut s'agir de manifester cette volonté de travailler plus d'heures dans un ou plusieurs autres emplois ; dans le ou les emploi(s) actuel(s) ou encore dans une combinaison de un ou des emploi(s) actuel(s) avec le ou les autres emploi(s) tant pour les emplois rémunérés ou indépendants. Cette précision a tout son sens, compte tenu du fort caractère de l'informalité du marché de travail camerounais. Toutefois, la volonté d'avoir plus d'heures de travail selon l'INS ne renvoie pas à une recherche active de ces heures supplémentaires.

Bien que le sous-emploi lié au temps de travail ait été fortement documenté dans la littérature, il a déjà été mentionné que l'OIT (1998) reconnaît d'autres formes de sous-emplois qu'elle qualifie de sous-emploi lié aux situations d'inadéquation d'emploi, qui ne seront pas abordés dans le cadre de ce travail.

2.2. Les déterminants du sous-emploi visible

A partir des enseignements de la théorie du capital humain développée par Becker (1964), il est connu que les investissements en éducation préparent le futur employé à avoir des statuts professionnels préférentiels sur le marché de travail. Autrement dit, pour Becker (1964), un individu

qui investit dans le capital humain devrait s'attendre à obtenir de bonnes rémunérations comparées aux individus qui le font moins ou pas du tout. Cette idée est soutenue par l'hypothèse selon laquelle un travailleur est rémunéré à sa productivité marginale, laquelle productivité tient compte de la pleine utilisation des compétences et des savoir-faire du travailleur. Cependant, le relâchement de l'hypothèse de concurrence pure et parfaite sur laquelle repose la théorie du capital humain a permis d'observer qu'il peut subsister une distorsion entre le capital humain acquis et celui requis par le marché (Lepak et Snell, 1999).

L'analyse économique visant à rendre compte des déséquilibres du marché du travail a contribué à l'émergence d'une importante littérature. Un pan de cette littérature, axé sur la théorie du chômage va mettre en évidence les difficultés auxquelles font face les individus qui souhaitent s'insérer sur le marché du travail. Très vite, les limites observées tant dans la mesure des indicateurs (le relatif débat autour du taux de chômage strict et élargi) que dans la considération de la population cible (ne considérant que les inactifs) vont emmener à envisager d'autres réflexions, telle que le sous-emploi.

Dans la littérature empirique, les problématiques liées au sous-emploi visible sont plus étudiées contrairement à celles du sous-emploi non lié au temps de travail. Comme éléments de justification, la disponibilité des données ainsi que les facilités de mesure de ses indicateurs sont indexées (Addy et al., 2012). Toutefois, il faut noter que ces travaux pour l'essentiel s'intéressent aux facteurs susceptibles d'expliquer le sous-emploi visible et moins à son ampleur. Au rang de ces facteurs, on compte les facteurs endogènes d'une part, c'est-à-dire ceux liés aux caractéristiques socio-démographiques de l'individu et les facteurs exogènes d'autre part, c'est-à-dire ceux en rapport avec les caractéristiques de l'emploi. Dans cette partie, nous allons passer en revue et de manière non exhaustive un ensemble de travaux qui discutent des déterminants du sous-emploi visible.

a) Les déterminants du sous-emploi visible liés aux caractéristiques de l'individu

Il faut dire que les évidences relatives au sous-emploi ont été largement discutées dans les pays développés. Les auteurs tels que Ruiz-Quintanilla et Claes (1996) ont analysé le sous-emploi visible en Belgique, en Angleterre, en Italie, au Portugal et en Espagne ainsi qu'au Pays-Bas. Ils parviennent à des résultats intéressants. Dans leurs travaux, l'éducation et l'expérience dans la recherche de l'emploi affectent de manière significative le modèle de sous-emploi visible. Wilkins (2007), en analysant les déterminants du sous-emploi lié au temps de travail en Australie, trouve que l'éducation de la femme n'a pas d'effets assez significatif. Par contre, l'auteur montre que, chez les hommes, le fait d'avoir un niveau d'étude supérieur au lycée est associé à une réduction des probabilités de sous-emploi. A l'inverse, les qualifications postsecondaires et non diplômantes sont associées à des effets négatifs sur le sous-emploi visible et d'autres emplois à temps partiel.

Malgré le peu d'évidence empirique dans les pays en développement, quelques travaux ont été menés. Meyer et Mncayi (2021), dans une étude sur l'Afrique du Sud, trouvent que l'âge et l'éducation influencent les horaires de travail. En effet, les auteurs montrent que, parmi les étudiants diplômés, ceux de la tranche d'âge 25-29 ans ont une probabilité plus élevée d'être sous-employés que ceux de la catégorie de référence (30-34 ans). L'idée émergente ici est que cette catégorie de jeunes est considérée comme étant en début de carrière, ce qui impacterait leur pouvoir de négociation. Dès lors, ils seraient contraints d'accepter des horaires de travail insuffisants. Pour Beukes et al., (2017), le sous-emploi est plus prononcé chez les jeunes de la catégorie 24-44 ans. Indépendamment de l'âge, Meyer et Mncayi (2021) font savoir que l'obtention d'un diplôme ne correspondant pas aux besoins du marché est perçue comme une l'une des principales raisons pour lesquelles de nombreux jeunes sont soumis aux horaires de travail faibles et involontaires.

Dans le même sens, Ahmed (2016) estime que le fait de travailler de manière involontaire un nombre d'heures insuffisant découle de ce que les jeunes diplômés éprouvent des difficultés à obtenir des emplois qui soient assortis à leur profil. En absence d'emploi disponible répondant aux attentes, ces jeunes diplômés subissent les exigences des employeurs. Ce constat a également été observé au Maroc, où il ressort, d'une part, que les personnes ayant un diplôme ont moins de risque d'être sous-

employées que celles sans diplôme et, d'autre part, que les diplômés de l'enseignement fondamental (primaire, collège et secondaire) ainsi que les techniciens supérieurs, cadres et des diplômés de la formation professionnelle ont un risque plus faible d'être exposés au sous-emploi de respectivement 18, 13 et 17 points de pourcentage (Guermane et Bakrim, 2022).

Chez Muller (2010), le niveau d'étude présente plutôt une forte corrélation avec le genre pour ce qui est de l'emploi à temps partiel involontaire. En effet, l'auteur souligne que, par rapport aux femmes occupant un poste à temps partiel volontaire et présentant les caractéristiques similaires, la probabilité d'occuper un emploi à temps partiel involontaire augmente entre 6,1 et 7,1 points de pourcentage lorsque la femme a terminé juste le cycle primaire. L'auteur présente un autre résultat qui stipule que la probabilité pour les femmes salariées de travailler involontairement en situation de sous-emploi diminue lorsque celles-ci ont terminé les études supérieures dans le contexte de l'Afrique du Sud. Mecharla (2002) en Inde et Siphambe (2003) au Botswana ont établi que le sous-emploi diminue avec le niveau d'éducation. Dans le même sens, Hyéfouais (2019), dans son étude pour évaluer les déterminants du sous-emploi dans les zones urbaines et rurales au Cameroun, aboutit à un effet positif et significatif de la variable éducation. A partir des données de EESI2, l'auteur montre que les individus instruits ont une faible probabilité d'être sous-employés comparés aux individus sans éducation.

A partir de ces différents constats, il ressort que le débat sur les apports des formations scolaire et non scolaire est loin d'être tranché. Dans une étude qui s'intéresse au rendement des enseignements universitaires, Euriat et Thélot (1995) montrent que le coût de la formation est un indicateur crédible du rendement attendu de cette formation. Dans leur démonstration, les auteurs soulignent que la formation universitaire pour un étudiant, quelle que soit la filière, coûte en moyenne 7 840 euros, contre 8 980 euros et 13 940 euros respectivement pour les formations en IUT et CPGE¹, qui sont des formations qui sont assorties à des professions spécifiques. Sous un autre angle, les offres limitées d'emplois peuvent contraindre les individus qui ont suivi des formations non scolaires à recourir à leur formation scolaire pour soit obtenir un emploi, soit occuper un poste dans un emploi. Comme conséquence, la production peut ne pas être optimale et l'employeur se voit appelé à offrir des heures de travail insuffisantes.

Outre l'éducation, il existe d'autres variables susceptibles d'avoir des effets sur la situation du sous-emploi. Lepak et Snell (1999), dans leur recherche, considèrent le genre comme facteur qui influe le sous-emploi visible. Les auteurs estiment que les femmes sont plus soumises aux horaires de travail involontaire que leurs homologues hommes. Les raisons seraient que les femmes observent plus de temps d'arrêt dans l'emploi, soit pour les tâches domestiques, soit pour des obligations de maternités ou encore pour des licenciements disproportionnés. Les auteurs arguent que ces événements sont souvent la résultante des recrutements de ces femmes à des postes de travail inférieurs. Ces résultats rejoignent ceux de Popova et al., (2003) qui, à partir d'une enquête de sondage effectuée en Lettonie, montrent que les femmes sont plus susceptibles de travailler à temps partiel de manière involontaire. Cette idée est soutenue par le fait que les femmes, une fois sur le marché du travail, bénéficient d'un traitement moins élogieux compte tenu de la forte flexibilité d'entrée et de sortie sur le marché du travail donc elles font l'objet. Wilkins (2007), en Australie, identifie plutôt la charge et la garde d'enfants comme facteurs facilitant le sous-emploi visible chez les femmes. Au Kenya, le fait d'avoir moins de 25 ans, être une femme et avoir décroché un emploi peu qualifié augmentent le risque d'exercer de manière involontaire moins de 35 heures hebdomadaires dans un emploi (Kiiru et al., 2009). Dans le contexte du Maroc, être une femme accroît la probabilité d'être sous-employé de 4% (Guermane et Bakrim, 2022).

Pour Meyer et Mncayi (2021), le statut matrimonial apparaît tout aussi comme une variable non-négligeable de la situation du sous-emploi visible. Ils soulignent dans le contexte Sud-Africain que les personnes célibataires sont plus à même de se retrouver en situation de sous-emploi visible que celles qui sont mariées. Ces résultats corroborent ceux obtenus par Niyimbanira (2016) ; Grapsa

¹ IUT (Institut universitaire et technologie) ; CPGE (classes préparatoires aux grandes écoles)

(2017) ; Wu et Eamon (2011). Les employeurs tiennent compte des responsabilités familiales pour des personnes mariées lorsqu'ils attribuent des horaires de travail. Lorsqu'on tient compte du sexe, certains travaux révèlent que les hommes mariés comparés à leurs homologues femmes sont moins susceptibles de se retrouver en situation de d'emploi aux horaires insatisfaisants. Cette probabilité de sous-emploi s'accroît chez les hommes avec le nombre d'enfants en charge et l'âge du plus jeune enfant en charge (Wilkins, 2007). Ce constat peut s'expliquer par le fait que les hommes, au regard des responsabilités auxquelles ils font face, se retrouvent plus dans la catégorie des emplois à forte dominance du sous-emploi.

b) Les déterminants du sous-emploi visible liés aux caractéristiques de l'emploi

Pour tenir compte des facteurs exogènes qui expliquent la présence des individus en situation de sous-emploi visible, les évidences empiriques font mention des caractéristiques liées à l'emploi. Dans ce cadre, Muller (2010) montre que les travailleurs à temps partiel involontaire sont moins susceptibles que ceux du travail à temps plein volontaire de se retrouver dans les professions qui offrent une protection syndicale. A cela, l'auteur note aussi que le fait de se retrouver dans des emplois où il y a absence des cotisations d'aide médicale et de congés payés accroît la probabilité d'un individu d'avoir des horaires de travail insuffisants et involontaires. Comme autre résultat important, il ressort que le fait d'occuper un emploi permanent diminue, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de 16,4 points de pourcentage de travailler à temps partiel involontaire. Dans le même ordre d'idée, Holger et Strobl (2001) ont étudié les déterminants du sous-emploi visible dans la République de Trinité-et-Tobago à partir d'un modèle à variable qualitative binaire et trouvent que les personnes en sous-emploi visible sont plus observées dans le secteur privé contrairement au secteur public d'une part, et d'autre part, que le secteur informel serait plus touché que celui formel.

Par ailleurs, les auteurs notent que le sous-emploi visible diminue avec la taille de l'entreprise. Une autre analyse qui est celle de Lehndorff et Voss-Dahn (2005) trouve que le sous-emploi visible est plus important dans le secteur des services. Les acteurs estiment que, dans ce secteur, l'activité productive connaît des fluctuations imprévisibles. Du coup, cette production aléatoire pousse les employés à travailler moins même s'ils ne le désirent pas, car les employeurs rationnent davantage les heures de travail. Pour Pratomo (2015), par contre, c'est dans le secteur agricole qu'on retrouve le taux de sous-emploi le plus important.

Comme autre facteur, la catégorie socio-professionnelle a été mise à contribution dans certains travaux. Au Cameroun, Hyéfouais (2019) a trouvé que les travailleurs qualifiés et ceux non qualifiés étaient moins exposés aux emplois à horaires de travail insuffisant que les travailleurs indépendants.

Loin d'être exhaustif, un ensemble d'autres déterminants a été identifié comme susceptible de rendre compte du sous-emploi visible. Le handicap, la charge locative (Wilkins, 2007), l'environnement spatial, notamment la zone rurale (Hyéfouais, 2019 ; Domfe, Osei et Ackah, 2013), l'environnement économique et socio-politique (Feldman et al., 1991 ; Jefferson et Preston, 2010 ; Ruiz-Quintanilla et Claes, 1994) sont autant de variables qui accroissent la probabilité de se retrouver dans des emplois aux horaires insuffisants. Bell et Blanchflower (2018) notent que c'est dans le revenu familial qu'il faut trouver une explication du sous-emploi. Les auteurs estiment que la variable revenu peut être directement utilisée pour des arbitrages d'accepter être sous-employé ou non. Plus le revenu familial est faible, plus forte est la probabilité d'accepter un emploi aux horaires insuffisants.

3. Méthodologie de l'étude

La méthodologie de l'étude s'inscrit dans une approche de mettre en évidence les effets de la formation, c'est-à-dire de la formation non scolaire et scolaire, sur la situation du sous-emploi visible. Cette analyse va se faire via la régression du modèle probit et des méthodes de décompositions des

disparités entre groupes de jeunes filles et garçons. Avant d’y arriver, il convient de présenter les données de l’étude.

3.1. Données de l’étude

Les données utilisées dans le cadre de cette analyse proviennent de l’Enquête sur l’Emploi et le Secteur Informel au Cameroun (EESI, 2010). En 2021, le Cameroun a produit une troisième enquête dans ce sens dénommée EESI3, qui, comme les autres enquêtes précédentes, vise à mettre en place un système de collecte d’informations portant sur l’évaluation et le suivi de l’emploi et le secteur informel. Malheureusement, nous n’avons pas pu obtenir ces données de EESI3 au moment de la production de ce travail. Toutefois, la base EESI2 utilisée ici est une base représentative au niveau national, qui renseigne sur des informations sur un large éventail de caractéristiques personnelles et du ménage. Par ailleurs, elle fournit, comme son nom l’indique, des données permettant d’identifier le profil professionnel des individus. Ceci dit, il est possible de construire le profil des individus sous-employés, soit en fonction du temps lié au travail, soit en fonction des profils qui sont en inadéquation avec l’emploi. A côté de cela, comme nous l’avons mentionné, les caractéristiques socio-démographiques telles que l’âge, le sexe, le niveau d’éducation, les formations reçues, le niveau de vie du ménage y compris les caractéristiques de l’emploi disponibles, permettent d’analyser les déterminants du sous-emploi lié au temps de travail. Pour ce qui est du temps lié au travail, la base donne non seulement les informations sur les détails du nombre d’heures de travail hebdomadaire renseigné par l’individu, mais aussi, elle communique sur les raisons associées au nombre d’heures insuffisant, c’est-à-dire qui s’écartent de la réglementation en vigueur.

Dans le cadre de notre étude, nous avons restreint l’échantillon aux jeunes dont l’âge est compris entre 15 et 34 ans. Cette approche s’inspire de la méthodologique des enquêtes Work4you, qui met un accent sur les jeunes et permet d’observer le comportement de cette catégorie d’actifs sur le marché du travail. Le nombre d’heures de plein emploi retenu est de 35 heures hebdomadaires. Ce choix est orienté par l’INS qui s’appuie sur la législation du travail en vigueur. Ceci dit, le jeune qui a des heures de travail en dessous de ce seuil, et de manière involontaire est considéré comme sous-employé visible.

3.2. Modèle de sous-emploi visible

Pour analyser les effets de la formation sur le sous-emploi visible, le recours à un modèle à variable qualitative binaire de type probit est envisagé. Considérons par Y_1^* la variable qui définit le statut de l’individu sur le marché de travail. Cette variable s’écrit comme la somme d’une partie déterministe et celle d’une partie stochastique et se présente comme suit :

$$Y_1^* = X_1' \beta_1 + \varepsilon_1 \quad (1.1)$$

La variable Y_1^* est latente et non observable. Est uniquement observé le fait d’être en situation de sous-emploi visible ou non. Ceci est représenté par la variable indicatrice Y_1 qui prend la valeur 1 si sous-emploi visible et 0 sinon. La modélisation qui en découle est la suivante :

$$Y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_1^* > 0 \\ 0 & \text{sin on} \end{cases} \quad (1.2)$$

Où X_1' est un vecteur de variables explicatives ; β_1 le vecteur de paramètres à estimer et ε_1 est le terme d’erreur qui suit une distribution normale, c’est-à-dire vérifie les conditions ci-après :

$$E[\varepsilon_1 / X_1] = 0 \quad (1.3)$$

$$\text{var}[\varepsilon_1 / X_1] = 1 \quad (1.4)$$

Toutefois, analyser les déterminants du sous-emploi visible via cette approche est potentiellement sujet à deux problèmes économétriques, le premier est celui du biais de sélection et le deuxième renvoie au biais d’endogénéité.

✓ **Biais de sélection**

En effet, dans l'équation (1.2), nous observons le statut de sous-emploi visible uniquement pour les individus qui sont en situation d'emploi (actif occupé). Or la présence d'une observation dans l'échantillon peut être déterminée par des facteurs exogènes, ce qui remet en cause le caractère aléatoire de l'échantillon. Dans notre contexte, peuvent découler des différences entre les caractéristiques des actifs et des non-actifs. Pour pallier à ce problème, la méthode de correction à deux étapes de Heckman (1979) est recommandée. Dans le principe, la méthode consiste à estimer un modèle de sélection déterminant la participation de l'individu sur le marché du travail. A partir de cette estimation, nous calculons l'inverse du ratio de Mills qu'on appelle encore terme de correction qui sera introduit comme redresseur supplémentaire dans l'équation de sous-emploi visible afin de contrôler la sélection endogène des participants au marché du travail.

De manière spécifique, considérons la situation du choix de participation de l'individu sur le marché de travail. Considérons la variable latente W_j^* indiquant la situation d'activité j ($j =$ actif, non actif) sur le marché de travail. Ainsi on a :

$$W_j^* = z_j' \mu_j + \eta_j \tag{1.5}$$

Où z_j est un vecteur de variables explicatives, μ_j est le vecteur des paramètres à estimer et η_j le terme d'erreur corrélé à celui du sous-emploi visible. D'après Heckman (1979), la première étape consiste effectivement à estimer, via le modèle probit, le choix du statut j et permet de calculer les termes de correction λ_{ij} à partir des probabilités prédites du choix j de l'individu i (p_{ij}). Une fois cette estimation faite, nous obtenons l'inverse du ratio de Mills à partir de l'expression $\hat{\lambda} = \phi(\beta_k' X_i) / \Phi(\beta_k' X_i)$, dans laquelle ϕ et Φ représentent respectivement la fonction de densité et de répartition de la loi normale. La seconde étape consiste à incorporer les $\rho_i \hat{\lambda}$ comme variables explicatives dans l'équation de transition pour corriger le problème de sélection.

✓ **Biais d'endogénéité**

Considérer le niveau d'éducation comme variable explicative du sous-emploi visible peut être potentiellement source d'endogénéité. En effet, l'on peut s'attendre à ce qu'il existe des liens positifs entre le niveau d'éducation et le sous-emploi visible, résultants des facteurs non observables. Par exemple, les individus qui évoluent dans un environnement où existent un capital social optimal peuvent bénéficier de meilleures opportunités d'emplois, et, par ricochet, de chance de formation (Riddell et Song, 2011). De manière réciproque, la participation d'un individu sur le marché du travail peut être source d'externalité à l'éducation scolaire et non scolaire à partir des revenus issus de l'emploi. Aussi, le fait de demander aux individus de se prononcer sur le nombre d'heures effectivement travaillées de manière involontaire sur la période de référence peut être sujet au biais de rappel. Pour pallier à ce problème de biais, nous faisons recours à la méthode de variables instrumentales. Cependant, il subsiste une difficulté, celle de trouver des variables pertinentes qui servent d'instruments et qui ne soient pas corrélés avec la variable endogène mais plutôt avec la variable explicative, qui est endogène. Dans certains travaux, les auteurs n'abordent pas la question d'endogénéité faute d'instrument pertinent (Kuepie et al., (2013)). D'autres auteurs utilisent des variables telles que l'éducation des parents. Dans notre cas, nous allons faire recours à l'éducation du chef de ménage compte tenu de la disponibilité des données. La raison de ce choix est que, plus le chef de ménage est éduqué, plus la probabilité qu'il investisse et contribue à accroître l'éducation de son enfant est élevée.

Néanmoins, il convient, avant l'usage de cet instrument, de le tester, question de savoir si le coefficient est faiblement identifié ou non. L'objectif est d'éviter les estimations soient biaisées (Dufour., 2003 ; Doko et Dufour., 2008).

3.3. Modèle de décomposition de Fairlie

Pour analyser les disparités entre deux groupes, Blinder (1973) et Oaxaca (1973) ont proposés une méthode pertinente de décomposition. Cette méthode de manière spécifique permet de partitionner la différence entre les deux groupes. D'une part, on a une partie expliquée, qui rend compte de la valeur observée et dépend des caractéristiques et, d'autre part, on a la part inexpliquée, qui indique la fraction de la différence due aux rendements des caractéristiques. Toutefois, l'une des critiques adressées à cette méthode est qu'elle est valable lorsque la variable endogène à décomposer est continue et s'écrit comme une fonction linéaire d'un vecteur de variables exogènes (Jann, 2008). Pour des cas de variables endogènes binaires, avec des coefficients provenant d'un logit ou d'un probit, il faut envisager d'autres méthodes telle que Fairlie (2005).

L'approche de Fairlie (2005) est axée sur la méthode de décomposition des moyennes de probabilités prédites qui découle de l'estimation des modèles non linéaire. En tenant compte du modèle probit estimé, nous évaluons le différentiel du sous-emploi visible suivant le sexe (selon qu'on soit jeune garçon ou jeune fille). En décomposant en deux parties la différence de probabilité moyenne d'être en sous-emploi visible chez les jeunes garçons représentée par $P_1 = \Lambda(X_1\beta_1)$ et, chez les jeunes filles, représentée par $P_2 = \Lambda(X_2\beta_2)$, on a l'expression de Fairlie (2005) :

$$\bar{P}_2 - \bar{P}_1 = \underbrace{\left[\sum_{i=1}^{N_2} \frac{F(X_{2i}\beta_2)}{N_2} - \sum_{i=1}^{N_1} \frac{F(X_{1i}\beta_2)}{N_1} \right]}_{pe} + \underbrace{\left[\sum_{i=1}^{N_1} \frac{F(X_{1i}\beta_1)}{N_1} - \sum_{i=1}^{N_2} \frac{F(X_{2i}\beta_2)}{N_2} \right]}_{pne} \quad (1.4)$$

Avec : $F(\cdot)$ fonction cumulative de la distribution de la loi probit, \bar{P}_2 la probabilité moyenne d'être en situation de sous-emploi visible dans le groupe ($j = 2$ pour les jeunes actifs occupés garçon et $j = 1$ pour le groupe des jeunes filles, N_j la taille du sous-échantillon j et où X_j correspond à la distribution des caractéristiques observables dans le sous-échantillon j , β_j représentant les coefficients estimés du modèle probit. Dans l'équation (1.4), l'expression pe , encore appelée *part expliquée*, montre la part de la différence entre les probabilités moyennes prédites de sous-emploi visible qui est imputable aux différences en termes de caractéristiques. L'expression pne , encore appelée *part inexpliquée*, représente la contribution à la différence entre les probabilités moyennes prédites de sous-emploi visible due aux différences dans les coefficients (rendements) associés aux variables exogènes. Autrement dit, elle capte les différences imputables aux facteurs inobservés. Le groupe des jeunes garçons est pris comme groupe de référence.

4. Résultats économétriques et Discussions

Dans cette partie, nous présentons les analyses descriptives et les résultats économétriques.

4.1. Les analyses descriptives

Dans la présentation des données du sous-emploi visible, nous avons considéré l'échantillon de jeune âgé de 15 à 34 ans, ainsi que le caractère involontaire du nombre d'heures de travail pendant la période de référence (la semaine ayant précédé la collecte des données). De manière globale, près de 24,91 % de jeunes travaillent moins de 40 heures involontairement pour des raisons telles que : horaire fixé par la loi ou l'employeur, moins de travail dû à la mauvaise conjoncture. Pour ces mêmes raisons, chez les femmes, on trouve sensiblement 21,47 % contre 29,68 % chez les hommes. Par ailleurs, on observe que les femmes sont susceptibles d'être sous-employées pour des raisons liées à la santé, les travaux domestiques

Tableau n° 1 : Motifs justifiant moins de 40 Heures/Semaine

Motifs	Ensemble	Femme	Garçon
Ne veut pas travailler plus	30,09	27,64	33,46
Horaire fixé par la loi ou l'employeur	12,29	9,82	15,71
Moins de travail dû à la mauvaise conjoncture	12,62	11,65	13,97
Problème personnel (santé, travaux domestiques...)	33,23	40,83	22,73
Autre raisons	11,77	10,06	14,13

Source : Auteurs à partir EESI2

Dans le tableau n° 2, sont renseignées les informations sur le sous-emploi visible. De manière globale, les jeunes d'un niveau d'éducation supérieur sont moins importants dans le sous-emploi comparativement aux autres jeunes (ceux sans niveau, du niveau primaire et secondaire). En considérant le sexe, la tendance observée est la même chez les jeunes femmes. On peut également remarquer que les jeunes d'un niveau secondaire sont plus nombreux à se retrouver dans le sous-emploi, certainement en raison du fait que ces jeunes représentent pratiquement la moitié de l'échantillon (soit 51,60 %). Par ailleurs, lorsqu'on a voulu connaître la proportion de jeunes parmi les sous-employés ayant effectué au préalable une formation adaptée à l'emploi actuel, il vient que plus de 90 % n'ont pas fait de formation avant et ce quel que soit le sexe.

Comme il fallait s'y attendre, les jeunes vivant en zone rurale sont plus exposés que leurs homologues de la zone urbaine. En zone rurale, les jeunes femmes, avec une proportion d'environ 60 %, sont plus exposées au sous-emploi. Pour ce qui est de la variable âge, pour l'échantillon retenu, les jeunes en sous-emploi ont en moyenne 24 ans.

S'agissant des caractéristiques liées à l'emploi, dans l'ensemble, on note qu'on a plus de jeunes sous-employés parmi la catégorie professionnelle de travailleurs indépendants et de celles des manœuvres. A l'inverse, de manière attendue, les cadres et les employés qualifiés sont sous-représentés dans les emplois aux horaires insatisfaisants. L'analyse de la branche d'activité montre que les jeunes exerçant dans le secteur agricole, avec plus de 40 %, sont plus représentés. Puis viennent la branche des services avec 1 jeune sur 4 et le commerce avec moins de 15 %. Dans l'industrie, la forte intensité productive fait que les ressources sont généralement utilisées, ce qui pourrait expliquer la faible proportion de la sous-utilisation de la main d'œuvre. Dans le même temps, et de façon également attendue, on retrouve plus les jeunes sous-employés dans les entreprises informelles, tant pour les femmes que les hommes. Aussi, on a plus de jeunes sous-employés qui ont opté pour des emplois secondaires que ceux qui ne l'ont pas fait.

Tableau n° 2 : Analyse descriptive des déterminants du sous-emploi visible

Variables	Ensemble	(Femme)	(Homme)
Caractéristiques socio-démographiques			
Formation adaptée à l'emploi			
Non	0,98 (0,002)	0,98 (0,003)	0,97 (0,004)
Oui	0,02 (0,002)	0,02 (0,003)	0,03 (0,004)
Niveau d'éducation			
Sans niveau	0,13 (0,005)	0,16 (0,008)	0,10 (0,007)
Primaire	0,32 (0,007)	0,35 (0,010)	0,28 (0,011)
Secondaire	0,46 (0,008)	0,44 (0,011)	0,49 (0,013)
Supérieur	0,09 (0,004)	0,06 (0,005)	0,12 (0,008)
Age	24,01 (5,653)	24,03 (5,560)	23,98 (5,775)
Statut matrimonial			
En couple	0,45 (0,008)	0,56 (0,011)	0,30 (0,011)
Célibataire	0,55 (0,008)	0,44 (0,011)	0,70 (0,011)
Lien de parenté avec le chef de ménage			
Chef de ménage	0,25 (0,007)	0,11 (0,006)	0,44 (0,012)
Autre	0,75 (0,007)	0,89 (0,006)	0,56 (0,012)

Milieu de résidence			
Rural	0,58 (0,008)	0,60 (0,011)	0,56 (0,012)
Urbain	0,42 (0,008)	0,40 (0,011)	0,44 (0,012)
Caractéristiques de l'emploi			
Catégorie socio-professionnelle			
Manœuvre	0,45 (0,008)	0,47 (0,011)	0,43 (0,012)
Employé qualifié	0,09 (0,004)	0,06 (0,005)	0,13 (0,008)
Cadre	0,05 (0,003)	0,04 (0,004)	0,07 (0,006)
Travailleur indépendant	0,40 (0,008)	0,43 (0,011)	0,37 (0,012)
Branche d'activité			
Agriculture	0,51 (0,008)	0,50 (0,011)	0,51 (0,013)
Commerce	0,14 (0,005)	0,16 (0,008)	0,12 (0,008)
Industrie	0,10 (0,006)	0,11 (0,006)	0,08 (0,007)
Service	0,25 (0,007)	0,23 (0,009)	0,29 (0,011)
Expérience dans l'emploi	4,54 (4,077)	4,50 (4,060)	4,61 (4,099)
Formalité de l'entreprise			
Formelle	0,08 (0,004)	0,06 (0,005)	0,11 (0,008)
Informelle	0,92 (0,004)	0,94 (0,005)	0,89 (0,008)
Emploi secondaire			
Non	0,25 (0,014)	0,23 (0,018)	0,28 (0,022)
Oui	0,75 (0,014)	0,77 (0,018)	0,73 (0,022)
Observations	1 246	617	629

Source : Auteurs à partir de EESI2, les valeurs entre parenthèse représentent les écarts types

4.2. Résultats économétriques et discussions

4.2.1. Equation de sélection de la participation au marché du travail

L'analyse des effets du capital humain sur le sous-emploi visible a nécessité de tenir compte de l'équation de sélection, c'est-à-dire de l'équation de participation sur le marché du travail des jeunes. Cette équation va permettre de calculer l'inverse du ratio de Mills pour une correction du biais de sélection. Les résultats de l'estimation du tableau n° 3 présentent les déterminants de la participation sur le marché de travail, qui tiennent compte de l'approche genre.

Concernant la correction du biais d'endogénéité, le test effectué sur l'instrument choisi ne valide pas l'hypothèse nulle de faiblesse de l'instrument.

La méthode des variables instrumentales utilisée dans cette estimation a eu comme choix de la variable instrumentale le niveau d'éducation du chef de ménage. Le test de Fisher effectué sur cette variable montre que $F(3, 1\ 246) = 1640,17$ avec $Prob > F = 0,0781$, ce qui rejette le choix de l'instrument. Ce résultat montre que le choix de l'instrument n'est pas pertinent. Il convient de ne pas recourir à cet instrument pour éviter d'obtenir les estimations biaisées. Dans les analyses qui vont suivre se feront sans instrument.

Pour ce qui est des résultats, dans l'équation d'ensemble, il ressort que la probabilité de participer sur le marché du travail diminue avec les niveaux d'éducatons secondaire et supérieur. En effet, plus le jeune est éduqué, plus il investit dans la recherche de l'emploi, l'idée étant de trouver un emploi qu'il estime être adapté à son niveau de scolarisation. Ce résultat est valable tant dans l'équation des femmes que dans celle des hommes. A l'inverse, les jeunes de sexe féminin et ayant un niveau d'instruction primaire, ont une probabilité positive de participer sur le marché de travail.

S'agissant du milieu de résidence, on note que le fait d'être en milieu urbain réduit la probabilité d'être un actif occupé sur le marché de travail. L'explication serait qu'en milieu urbain la demande d'emploi est importante. Du coup, les difficultés auxquelles font face les jeunes suscitent en quelque sorte un comportement de découragement. Comme autre résultat, on note que le taux de chômage départemental accroît la probabilité de participation des jeunes sur le marché de travail, car,

dans un tel environnement marqué par le chômage, le jeune peut être emmené à réviser son niveau d'exigence en termes d'emploi.

**Tableau n° 3 : Equation de sélection de la participation sur le marché du travail
(Effets marginaux)**

Variables	Ensemble	Fille	Garçon
Niveau d'instruction (réf=sans niveau)			
Primaire	0,078 (0,022) ***	0,075 (0,030) ***	-0,076 (0,043) **
Secondaire	-0,110 (0,02) ***	-0,066 (0,029) ***	-0,310 (0,034) ***
Supérieur	-0,314 (0,030) ***	-0,275 (0,039) ***	-0,623 (0,044) ***
Age	0,028 (0,011) ***	0,011 (0,016)	0,058 (0,014) ***
Age2	0,0001 (0,0002) ***	0,0003 (0,0003)	-0,0004 (0,0003)
Urbain (Rural=0)	-0,139 (0,013) ***	-0,187 (0,020) ***	-0,088 (0,017) ***
Taux de chômage départemental	1,759 (0,107) ***	2,183 (0,165) ***	1,234 (0,114) ***
Observations	12 221	6 374	5 847

Source : Auteur à partir de EESI2. Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts type. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

4.2.2. Equation avec correction du biais de sélection de l'équation de sous-emploi visible

Les résultats présentés dans le tableau n° 4 renseignent sur les effets marginaux des régressions probit effectuées sur les jeunes¹. Elles visent à capter l'effet de la variable éducation sur le sous-emploi visible, bien qu'au-delà, elles considèrent aussi d'autres variables. Les effets marginaux sont obtenus à partir du calcul à la moyenne des variables continues du modèle. Ainsi, ils indiquent la variation de la probabilité d'être sous-employé imputable à une augmentation unitaire d'une variable continue. Pour le cas des variables indicatrices, l'effet marginal moyen indique *ceteris paribus* la variation de la probabilité suite à une variation discrète d'une variable indicatrice.

L'analyse des différents modèles fait ressortir une significativité globale, ce qui confirme le test de Wald au seuil de 1 %. De manière spécifique, l'analyse des variables présentent également de résultats intéressants. Par ailleurs, il ressort que les coefficients associés à l'inverse du ratio de Mills sont significatifs, ce qui confirme la présence d'un biais de sélection.

Pour ce qui est des caractéristiques individuelles, le modèle d'ensemble qui regroupe les jeunes, femme et homme, montre que l'éducation agit significativement sur le sous-emploi visible. En effet, on observe que le fait d'avoir des niveaux d'éducation du secondaire et du primaire réduit la probabilité d'être sous-employé chez les jeunes. Toutefois, il ressort que cet effet diminue avec le niveau d'éducation (lorsqu'on passe du niveau secondaire, qui comprend le secondaire premier cycle et deuxième cycle, au supérieur). Ce résultat est observé également dans les deux autres équations lorsqu'on considère le sexe. Par contre, les résultats montrent que, comparé aux jeunes sans éducation, le niveau primaire réduit uniquement la probabilité de se retrouver dans des emplois aux horaires involontaires et insatisfaisantes. Chez les femmes, le niveau primaire n'a pas d'influence sur la situation du sous-emploi visible. Ces résultats corroborent ceux obtenus par Muller (2010), qui estime que l'éducation au sens large influence positivement et significativement la situation du sous-emploi lié au temps. Chez la femme, l'auteur mentionne que l'effet de l'éducation est mieux perçu

¹ Dans les modèles binaires, les paramètres des coefficients ne sont identifiés qu'à une constante additive près et aussi à un coefficient multiplicateur près. Ceci dit, la valeur numérique du coefficient renseigne uniquement sur le signe, en informant dans quel sens la probabilité va évoluer. Dès lors, il est important de recourir aux effets marginaux pour mettre en évidence les effets réels recherchés.

lorsqu'elle termine son cycle primaire. Cependant, ce résultat est contraire à celui de Hyéfouais (2019) dans le contexte Camerounais. En interprétant les signes des coefficients, il trouve que seul le niveau supérieur a un effet significatif sur la situation du sous-emploi visible. Il conclut qu'avoir un niveau d'étude supérieur accroît les chances d'être insatisfait des heures de travail. Cette différence avec nos résultats réside certainement dans le choix de l'échantillon (l'auteur a opté pour la tranche d'âge 15 à 64 ans). Par ailleurs, Mbouchouang (2017), en analysant la dynamique du sous-emploi au Cameroun à partir des bases EESI 1, ESSI 2, ECAM 1 et ECAM 2¹, aboutit au fait que la probabilité de subir involontairement les heures de travail insuffisantes diminue avec le niveau d'éducation, ce qui n'est pas le cas pour les personnes qui se retrouvent dans les emplois à temps partiel volontaire. Comme autre résultat qui s'écarte de celui obtenu dans cette analyse, l'auteur trouve que, comparé aux individus sans niveau d'éducation, avoir fait les études supérieures accroît la probabilité d'être sous-employé (l'auteur utilise les bases ECAM pour la démonstration). Leppel et Claim (1993) rappellent que ce résultat vient de ce que les individus d'un niveau d'éducation supérieur, comparés aux autres ont plus investis dans les ressources et du temps, et ne peuvent pas consentir aux emplois à horaire insuffisant.

Toujours en rapport avec l'analyse des effets du capital humain, il ressort que les jeunes accordent du crédit aux formations faites avant l'emploi, surtout lorsqu'elles sont assorties à l'emploi effectué. A ce sujet, nos résultats convergent dans ce sens, car avoir effectué une formation qui soit en adéquation avec l'emploi bien avant d'être un actif occupé réduit en moyenne de 0,50 % la probabilité de se retrouver en situation de sous-utilisation de la force de travail lié au temps. Le corollaire de ce résultat montre que les femmes sont plus bénéficiaires. Aussi, si on admet qu'avec l'expérience, l'on est amené à développer et accroître ses capacités et savoir-faire, il va de soi que le nombre d'années passées dans l'emploi améliore le statut de l'employé. Tel est le cas dans notre analyse, où les résultats montrent que la probabilité du sous-emploi visible diminue avec le nombre d'années d'expérience. Ce résultat a été obtenu par Mbouchouang (2017) lorsque l'auteur montre qu'entre 2005 et 2010, le profil d'une formation ex ante et qui soit en adéquation avec l'emploi accroît un besoin d'emploi en temps plein chez les individus. En considérant l'année 2001, ce résultat n'est pas vérifié dans l'ensemble de son analyse, mais uniquement chez les hommes lorsque l'approche sexe est prise en compte. Ceci dit, il apparaît donc judicieux de faire des formations spécifiques en guise de complément pour améliorer son profil sur le marché du travail (Becker, 1971).

Concernant la variable sexe dans l'équation globale, on observe qu'être une femme accroît de 0,30 point de pourcentage la probabilité d'être sous-employé visible. Ce résultat a été obtenu dans certaines évidences empiriques (Abrahamsen, 2010 ; Kjeldstad et Nyomen, 2009 ; Görg et Strobl, 2003). Les raisons communément évoquées sont que, chez les femmes, les heures de travail rivalisent avec les heures des travaux domestiques ; les femmes sont discriminées ; les femmes ont de faibles pouvoirs de négociation. D'autres caractéristiques individuelles, telles l'âge et être employé en zone urbaine, réduisent la probabilité d'être sous-employé visible. A l'inverse, être chef de ménage (sauf chez les femmes) et être célibataire influencent négativement et significativement la situation du sous-emploi visible.

S'agissant des caractéristiques liées à l'emploi, on note pour ce qui est de la variable catégorie socio-professionnelle qu'être un employé qualifié comparé au manoeuvre réduit significativement la probabilité d'être insatisfait des horaires de travail chez le jeune. Ce résultat a un plus fort effet chez les hommes. Par contre, être cadre ou employé indépendant a des effets contraires. Lorsqu'on s'intéresse à la branche d'activité, globalement, comparé à la branche d'activité agricole, se retrouver dans les autres branches (commerce, service et industrie) réduit la probabilité du sous-emploi visible. Au niveau du secteur institutionnel de l'entreprise la variable n'est pas significative mais

¹ Les EESI sont les enquêtes sur l'Emploi et le Secteur Informel. Ces deux enquêtes ont été réalisées sur le territoire national respectivement en 2005 et 2010. Par contre, l'ECAM est l'Enquête Camerounaise auprès des Ménages. Les deux premières enquêtes ont été réalisées en 2001 et en 2007. Aujourd'hui, on dénombre cinq enquêtes de cette envergure (2001, 2007, 2014, 2018, 2022)

présente les signes attendus (car le sous-emploi et le caractère informel de l'entreprise évoluent dans le même sens).

Concernant le recours à l'emploi secondaire, il constitue une alternative pour pallier au déficit des heures de travail chez les individus. Les résultats montrent qu'indépendamment du sexe, le recours à l'emploi secondaire accroît la probabilité d'être sous-employé. Toutefois, ce résultat mérite d'être nuancé, en ce sens que le recours à l'activité secondaire peut être expliqué par le sous-emploi visible, d'où une éventuelle endogénéité.

**Tableau n° 4 : Déterminants du sous-emploi visible
(Effets marginaux avec correction du biais de sélection)**

Variables	Ensemble	Femme	Homme
Caractéristiques socio-démographiques			
<i>Femme (réf=homme)</i>	0,302 (0,11) ***	-	-
<i>Niveau d'éducation (réf=sans niveau)</i>			
Primaire	0,433 (0,13) ***	0,523 (0,23) **	-0,544 (0,18) ***
Secondaire	-0,508 (0,14) ***	-0,485 (0,18) ***	-0,703 (0,19) ***
Supérieur	-0,296 (0,08) ***	-0,283 (0,06) ***	-0,405 (0,09) ***
<i>Formation antérieure (réf=Non)</i>	-0,449 (0,15) ***	-0,551 (0,25) **	-0,494 (0,11) ***
Age	-0,064 (0,03) **	-0,901 (0,05)	-0,073 (0,05)
Age ²	0,001 (0,0001)	0,001 (0,001) ***	0,001 (0,001)
<i>Statut matrimonial (réf=En couple)</i>			
Célibataire	0,127 (0,06) **	0,196 (0,08) **	0,122 (0,10)
<i>Lien de parenté avec le (réf=Autre)</i>			
Chef de ménage	0,012 (0,03)	-0,050 (0,09)	0,086 (0,07)
<i>Milieu de résidence (réf=Rural)</i>			
Urbain	-0,211 (0,08) **	-0,285 (0,16) **	-0,267 (0,12) **
Caractéristiques de l'emploi			
<i>Catégorie socio-professionnel (réf=Manœuvre/aide familiale)</i>			
Employé qualifié	-0,127 (0,09)	-0,076 (0,18)	-0,219 (0,11) **
Cadre	0,283 (0,09) ***	0,274 (0,06) ***	0,386 (0,10) ***
Travailleur indépendant	0,040 (0,04)	0,030 (0,06)	0,026 (0,07)
<i>Branche d'activité (réf=Agriculture)</i>			
Commerce	-0,197 (0,09) **	-0,269 (0,16) **	-0,256 (0,12) **
Industrie	-0,012 (0,66)	0,047 (0,07)	-0,188 (0,10) *
Service	-0,179 (0,09) **	-0,240 (0,15)	-0,242 (0,12) **
Expérience dans l'emploi	0,019 (0,01)	0,011 (0,02)	0,032 (0,02)
Expérience dans l'emploi au carré	-0,001 (0,0001) *	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,02) *
<i>Formalité de l'entreprise (réf=formelle)</i>			
Informelle	0,050 (0,10)	0,192 (0,21)	0,167 (0,11)
Emploi secondaire (réf=Non)	0,099 (0,05) *	0,110 (0,09)	0,114 (0,07)
Mills	0,533 (0,41) *	0,834 (0,85) *	0,884 (0,59) *
Observations	1 246	617	629
Prob> chi2	0,0000	0,0000	0,0000

Source : Auteur à partir de EESI2. Notes : Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts type. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

L'analyse faite ici présente la décomposition des probabilités moyennes prédites de sous-emploi visible entre les jeunes femmes et garçons d'une part, et d'autre part, les contributions des variables aux part expliqués et inexpliqués sont mises en évidence.

Dans le tableau n° 5, les résultats indiquent que les probabilités moyennes prédites du sous-emploi visible sont respectivement de 0,306 et de 0,252 pour les jeunes filles et les jeunes garçons. La différence totale prédite est de 0,054.

Par ailleurs, l'analyse de la différence entre les deux probabilités révèle que 0,034 soit 22,36 % de la différence est imputable aux variations des caractéristiques observables entre les jeunes femmes et garçons. Cependant, les 77,64 % restants, c'est-à-dire 0,120, concernent les différences dans les rendements des caractéristiques entre les jeunes filles et jeunes garçons. Autrement dit, cette différence, ou encore cette part inexplicable, renseigne sur la contribution des facteurs inobservables qui ont déterminé la tendance du marché entre femmes et hommes.

Tableau n° 5 : Décomposition de Fairlie de la différence des probabilités moyennes de sous-emploi visible entre les jeunes femmes et hommes

Probabilité prédite pour les jeunes filles (1)	0,306	
Probabilité prédite pour les jeunes garçons (2)	0,252	
Différence (1) – (2)	0,054	
Part expliquée par les caractéristiques observables	0,034 (22,36%)	
Part inexplicée	0,120 (77,64%)	
Contributions des variables		
	Part expliquée	Part inexplicée
Caractéristiques socio-démographiques		
Niveau d'éducation (réf=sans niveau)		
Primaire	0,017 (0,003) ***	0,049 (0,027) **
Secondaire	-0,036 (0,007) ***	0,048 (0,036)
Supérieur	-0,004 (0,005)	-0,003 (0,009)
Formation adaptée (réf=Non)	-0,001 (0,005) *	0,005 (0,006)
Age	-0,013 (0,009)	0,388 (1,240)
Age ²	0,015 (0,010)	0,080 (0,646)
Statut matrimonial (réf=En couple)		
Célibataire	-0,010 (0,009)	0,028 (0,040)
Lien de parenté avec le (réf=Autre)		
Chef de ménage	-0,041 (0,031)	-0,076 (0,050)
Milieu de résidence (réf=Rural)		
Urbain	-0,009 (0,002) ***	-0,044 (0,020) **
Caractéristiques de l'emploi		
Catégorie socio-professionnel (réf=Manœuvre/aide familiale)		
Employé qualifié	-0,004 (0,006)	0,011 (0,014)
Cadre	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,005)
Travailleur indépendant	0,001 (0,001)	-0,035 (0,035)
Branche d'activité (réf=Agriculture)		
Commerce	-0,001 (0,005) **	0,007 (0,010)
Industrie	0,001 (0,005)	0,015 (0,008) **
Service	0,008 (0,006)	0,038 (0,022) **
Expérience dans l'emploi (Exp)		
Exp ²	-0,0001 (0,001)	-0,023 (0,051)
Formalité de l'entreprise (réf=formelle)		
Informelle	0,010 (0,006) *	0,257 (0,167)
Emploi secondaire (réf=Non)		
Mills	0,002 (0,002)	0,050 (0,046)
Mills	-0,004 (0,009) *	0,066 (0,066) *

Source : Auteur à partir de EESI2 (2010), Notes : Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts type. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Le deuxième volet de l'analyse s'intéresse aux contributions spécifiques des variables. S'agissant de la contribution des variables pour des différences explicables, il ressort que le niveau d'éducation agit de manière positive et significative pour les jeunes du niveau secondaire. En effet,

avoir un niveau secondaire tend à réduire de 0,036 point de pourcentage le sous-emploi visible. A l'inverse, ceux du niveau primaire connaissent une augmentation de l'insatisfaction des horaires de travail. Il apparaît aussi que vivre en milieu urbain influence positivement les horaires de travail chez les jeunes. Comme attendu, on observe que le secteur informel accroît le niveau d'insatisfaction du nombre d'heures de travail.

Concernant la contribution des variables pour les différences attribuables aux parts inexplicables, seul le niveau d'éducation primaire est significatif. Toutefois, on note pour ce niveau d'éducation que les jeunes sont moins avantagés dans le sous-emploi visible. S'agissant de la variable formation reçue avant l'emploi, elle contribue positivement et statistiquement à expliquer la différence entre sexes. Pour ce qui est de la variable milieu de résidence, les jeunes sont moins exposés au sous-emploi. Par contre, pour les jeunes qui se retrouvent dans les branches de l'industrie et du service, les probabilités d'être sous-employé sont significatives et négatives.

5. Conclusion

Le principal objectif de ce travail était de mettre en évidence les effets du capital humain sur la situation du sous-emploi visible au Cameroun chez les jeunes dont l'âge est compris entre 15 et 34 ans. De manière spécifique, il a été question d'évaluer non seulement l'effet de la formation non scolaire (c'est-à-dire le fait d'avoir effectué une formation adaptée avant l'emploi) sur la satisfaction des horaires de travail hebdomadaire, mais aussi d'évaluer cet effet à partir du niveau d'étude d'une part. D'autre part, il était question d'effectuer une analyse de disparité entre les jeunes filles et garçons en situation du sous-emploi visible à partir de la décomposition de Fairlie.

Pour y parvenir, dans une première approche, une section a été consacrée à la revue de la littérature. D'une part, celle-ci a permis de discuter sur les approches de mesure du sous-emploi visible. Grosso modo, il ressort que dans le contexte camerounais, est considéré comme sous-employé lié aux horaires de travail, un individu en âge de travailler, qui a travaillé moins de 40 h de manière involontaire la semaine ayant précédé la collecte de données, et est disponible pour offrir des heures de travail supplémentaires. D'autre part, il était question de mettre en évidence les déterminants du sous-emploi visible, en insistant sur le rôle joué par l'éducation tant scolaire que non scolaire. A ce sujet, l'effet du capital humain, notamment du niveau d'étude, est positif, en ce sens que le niveau d'étude atteint augmente les chances des jeunes de se retrouver dans les emplois aux horaires de travail satisfaisants. Toutefois, on observe que cet effet est plus faible chez les jeunes du niveau supérieur. Par ailleurs, le fait d'avoir effectué une formation appropriée avant l'emploi réduit indépendamment du sexe la probabilité pour les jeunes de se retrouver en situation de sous-emploi visible. Ce résultat indique que les politiques publiques d'emplois au niveau macroéconomique et les comportements en termes de choix de formation des jeunes au niveau microéconomique doivent être axées vers ces formations qui répondent aux besoins d'une ou de plusieurs catégories d'emplois.

La deuxième approche a permis d'explorer nos données à partir d'un modèle probit et de la méthode de décomposition de Fairlie. Les résultats obtenus ont été ventilés en deux volets. Le premier volet revient sur les statistiques descriptives. De là, on observe que près de 24,91 % des jeunes travaillent moins de 40 heures de manière involontaire (horaire fixé par la loi ou l'employeur et moins de travail due à la mauvaise conjoncture). Sensiblement 21,47 % des femmes sont concernées et les hommes le sont à hauteur de 29,68 %. Aussi, il ressort qu'indépendamment du sexe le taux de sous-emploi croît avec le niveau d'étude (sans niveau, primaire et secondaire), à l'exception du niveau supérieur. Le deuxième volet qui renseigne sur les résultats économétriques révèle qu'avoir un niveau d'étude primaire accroît la probabilité d'être sous-employé chez les femmes de 0,52 points de pourcentage et réduit celle des jeunes hommes de 0,54 points de pourcentage. Pour ce qui est du niveau secondaire, les jeunes de ce profil ont une probabilité réduite d'être dans le sous-emploi de 0,50 points de pourcentage dans l'ensemble, 0,48 chez les femmes et 0,70 chez les hommes. S'agissant du niveau supérieur, le constat est même, avec 0,29 points de pourcentage dans l'ensemble, 0,28 et 0,40 respectivement chez les femmes et les hommes. Par ailleurs, le résultat de la

décomposition montre que 22,26 % de la différence entre femmes et hommes dans le sous-emploi sont expliqués par les caractéristiques observables et 77,64 % de cette différence reste inexpliqués. Pour ce qui révèle de la contribution des variables observables, avoir un niveau d'étude du secondaire et exercer dans la branche d'activité commerce réduit significativement le sous-emploi.

Bibliographie

1. Abrahamsen, B. (2010). Employment Status and Commitment to Work in Professions. *Economic and Industrial Democracy* 31, n° 1 93-115. <https://doi.org/10.1177/0143831X09343990>
2. Addy, S. N., Bonnal, M., and Cristina Lira, C., (2012). Toward a more comprehensive measure of labor underutilisation : The Alabama Case. *Business Economics* 47 : 214–27. <https://doi.org/10.1057/be.2012.16>
3. Ahmed, T., (2016). Labour market outcome for formal vocational education and training in India : Safety net and beyond. *IIMB Management Review* 28 : 98–110. <https://doi.org/10.1016/j.iimb.2016.05.002>
4. Bell, D. NF. and David G. Blanchflower, D. G., (2018). Le sous-emploi aux États-Unis et en Europe. N° w24927. *National Bureau of Economic Research*.
5. Becker, G. S. (1964). Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. *University of Chicago Press*,
6. Becker, G. S., (1973). Human capital. NY: Columbia U. Press for NBER, 1964. A Theory of Marriage, Part I. *J. Polit. Econ* 81(4):813-46.
7. Beukes, R., Tina, F., Simba. M., and Derek. Y. (2017). Underemployment in South Africa. *Development Southern Africa* 34, n° 1 : 33-55. <https://doi.org/10.1080/0376835X.2016.1269634>
8. Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources* 8, n° 4 : 436-55. <https://doi.org/10.2307/144855>
9. Borgen, W. A., Amundson, N. E., and Harder H. G., (1988). The Experience of Underemployment. *Journal of Employment Counseling*, 25 : 149-59. <https://doi.org/10.1002/j.2161-1920.1988.tb00918.x>
10. Clogg, C., (1979). Measuring Underemployment : *Demographic Indicators for the United States*. New York, Academic Press.
11. Clogg, C., Shockey, J., (1984). Mismatch Between Occupational and Schooling : A Prevalence Measure, Recent Trends and Demographic Analysis. *Demography*, 21 : 235-257. <https://doi.org/10.2307/2061042>
12. Doko, F. and J. Dufour, M., (2008). Instrument Endogeneity and Identification-robust Tests : Some Analytical Results. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 138, No. 9, pp. 2649–2661. <https://doi.org/10.1016/j.jspi.2008.03.006>
13. Domfe and al., (2013). Determinants of Types of Underemployment in the MiDA Intervention Zones of Ghana. *Developing Country Studies*, 3(12), 33-47.
14. Dufour, J. M., (2003). Identification, Weak Instruments and Statistical Inference in Econometrics. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 36, No. 4, pp. 767–808. <https://doi.org/10.1111/1540-5982.t01-3-00001>
15. Euriat, M. and Thélot, C., (1995). Le recrutement social de l'élite scolaire en France : Evolution des inégalités de 1950 à 1990. *Revue française de sociologie*, Vol. 36 No. 3, pp. 403-438. <https://doi.org/10.2307/3322163>
16. Fairlie, R. W. (2005). An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of Economic and Social Measurement* 30, n° 4 : 305-16.
17. Feldman, D. C., and Weitz, B. A. (1991). From the invisible hand to the gladhand. *Human Resource Management*, 30 : 237-257. <https://doi.org/10.1002/hrm.3930300206>
18. Freeman, R. B., (1978). Job satisfaction as an economic variable. *American Economic Review*, 68 : 135-141.
19. Görg, H. and Strobl, E. (2003). The Incidence of Visible Underemployment : Evidence for Trinidad and Tobago. *The Journal of Development Studies*. 39(3). 81-100. <https://doi.org/10.1080/00220380412331322831>
20. Grapsa, E., (2017). How Well Matched Are South African Workers to Their Jobs ? A Comprehensive Analysis of Education and Skills Mismatch. LIMP Working Paper 1. Pretoria : Labour Market Intelligence Partnership (LMIP).

21. Greenwood, A. M., (1999). International Definitions and Prospects of Underemployment Statistics. Paper prepared for the “Seminario sobre Subempleo” organized by the Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) and the Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia, 8 to 12 November, 1999.
22. Grip, A. Borghans, L. and Smits, W. (1998). Future Developments in the Job Level and Domain of High-skilled Workers. In *Towards a Transparent Labour Market for Educational Decisions*. Routledge.
23. Groot, W., (1996). The incidence of, and returns to overeducation in the UK. *Applied Economics*, 28 : 1345-1350. <https://doi.org/10.1080/000368496327895>
24. Guermane, R., and Bakrim, H. (2022). Les déterminants du sous-emploi au Maroc. *Note d'orientation du DEPF*. <https://depf.Finances.Gouvernement.Ma/2022/07/13/policy-brief-les-determinants-dusous-emploi-au-maroc-juillet-2022>.
25. Hartog, J., (2000). Over-education and earnings : where are we, where should we go ? *Economics of Education Review*, 19 : 131-147. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(99\)00050-3](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(99)00050-3)
26. Heckman, J. J., (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47 : 153-161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
27. Herrera, J. and Merceron, S., (2013). Sous-emploi et inadéquation des emplois en Afrique subsaharienne. *Marchés du travail urbains en Afrique subsaharienne* : 83-107.
28. Hersch, J. (1995). Optimal ‘Mismatch’ and Promotions. *Economic Inquiry* 33, n° 4 : 611-24. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1995.tb01884.x>
29. Holger, G. and Strobl, E., (2001). The Incidence of Visible Underemployment : Evidence for Trinidad and Tobago. *Credit Research Paper No. 01/10. May 2001. University of Nottingham*. <https://doi.org/10.1080/00220380412331322831>
30. Hyéfouais, S. N. A., (2019). Characteristics and Determinants of Underemployment in Cameroon. *AERC Research Paper 375. Nairobi : African Economic Research Consortium*.
31. ILO (1997). Underemployment : Concept and Measurement. *Report I, Meeting of Experts on Labour Statistics, Geneva*.
32. ILO. (1998). Resolution Concerning the Measurement of Underemployment and Inadequate Employment Situations, *adopted by the 16th ICLS, October 1998*.
33. ILO. (1999). International definitions and prospects of Underemployment Statistics.
34. Institut National de la Statistique (2012 a). Rapport principal EESI II. Phase 1 : Enquête sur l’emploi. Cameroun : *INS*
35. Jackson, S. E., Angelo, D. and Michael A. H., (2003). Managing Knowledge for Sustained Competitive Advantage : Designing Strategies for Effective Human Resource Management. *John Wiley & Sons, 2003*.
36. Jann, Ben. 2008. « A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition ». *Stata journal* 8(4):453-79.
37. Jefferson, T., and Preston, A. (2010). Labour markets and wages in Australia in 2009. *Journal of Industrial Relations*, 52, 335-354. <https://doi.org/10.1177/0022185610365637>
38. Kiiru and al., (2009). Education, Training and Youth Unemployment in Kenya. *Global Development Network, Working Paper Series No. 26. Cairo*.
39. Kiker, B. F., Santos, M. C., and Mendes de Oliveira, M., (1997). Overeducation and undereducation : Evidence for Portugal. *Economics of Education Review* 16, n° 2 : 111-25. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(96\)00040-4](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(96)00040-4)
40. Kjeldstad, R. and Nymoén, E. H., (2009). Part-Time Work, Underemployment and Gender : Worker versus Job Explanations. *Working paper. 40. Statistics Norway, Research Department*.
41. Kuepie, M., Dzossa, A., and Kelodjoue, S., (2013). Determinants of Labor Market Gender Inequalities in Cameroon, Senegal and Mali : The Role of Human Capital and the Fertility Burden, *CEPS/INSTEAD, Working Papers No. 2013-08*.
42. Lehndorff, S., and Voss-Dahm, D., (2005). The delegation of uncertainty : Flexibility and the role of the market in service work. In G. Bosch & S. Lehndorff (Eds.), *Working in the service sector- A tale from different worlds*. London & New York : Routledge.
43. Lepak, D. P., and Snell, S. A., (1999). The Human Resource Architecture : Toward a Theory of Human Capital Allocation and Development. *Academy of Management Review* 24, n° 1 : 31-48. <https://doi.org/10.5465/amr.1999.1580439>
44. Leppel, K., and Suzanne Heller Clain, S. H., (1988). The growth in involuntary part-time employment of men and women. *Applied Economics* 20, n° 9 : 1155-66. <https://doi.org/10.1080/00036848800000121>

45. Luksyte, A., and Spitzmueller., (2011). Behavioral science approaches to studying underemployment. In *Underemployment : Psychological, Economic, and Social Challenges*. Edited by Douglas C. Maynard and Daniel C. Feldman. New York : Springer, pp. 35–56.
46. Maynard, D. C., and Feldman, D. C., (2011). Introduction. In *Underemployment : Psychological, Economic and Social Challenges*. Edited by Douglas C. Maynard and Daniel C. Feldman. New York : Springer.
47. Mboutchouang, V., (2017). Sous-emploi et fonctionnement du marché du travail au Cameroun. *Thèse de Doctorat, PhD en Sciences Economiques non publiée, Université de Dschang*
48. McGuinness, S. (2006). Overeducation in the labour market. *Journal of Economic Surveys*, 20, 387–418. <https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2006.00284.x>
49. Mecharla, P., (2002). The determinants of rural non-farm employment in two villages of Andhra Pradesh, India. *Prus Workingpaper No. 12, September 2002*.
50. Mendes de Oliveira, M., Santos, M., and Kiker, B. (2000). The role of human capital and technological change in overeducation. *Economics of Education Review*, 19, 199–206. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(99\)00020-5](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(99)00020-5)
51. Meyer, D. F., and Mncayi, P., (2021). An Analysis of Underemployment among Young Graduates : The Case of a Higher Education Institution in South Africa ». *Economies* 9, n° 4 : 196. <https://doi.org/10.3390/economies9040196>
52. Muller, C., (2010). Underemployed women : an analysis of voluntary and involuntary part-time wage employment in South Africa. *School of Economics and Finance, University of KwazuluNatal, Working Paper n°185*.
53. Niyimbanira, F., (2016). Characterisation of time-related underemployment in a South African municipality : A case of Bushbuckridge, Mpumalanga province. *International Journal of Social Sciences and Humanity Studies* 8 : 116–32.
54. Oaxaca, R., (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14, n° 3 : 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
55. Popova, J. Rastrigina, O. Trapeznikova, I., (2003). Part-Time Employment and Underemployment in the Latvian Labour Market. *Baltic Journal of Economics*, 3 :2, 42-58. <https://doi.org/10.1080/1406099X.2003.10840390>
56. Pratomo, D. C., (2015). The analysis of underemployment in Indonesia : determinants and its implication. *Procedia- Social and Behavioral Sciences*, 211 p.528-532. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.11.070>
57. Riddell, C. W. and X. Song (2011) ‘The Impact of Education on Unemployment Incidence and Re-employment Success : Evidence from the U.S. Labor Market’, *IZA Discussion Paper No. 5572*. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2011.01.003>
58. Ruiz-Quintanilla, A. and Claes, R. (1996). ‘Determinants of Underemployment of Young Adults : A Multi-country Study’. *Industrial and Labor Relations Review*, 49. <https://doi.org/10.1177/001979399604900303>
59. Sicherman, N., (1991). Overeducation in the labor market. *Journal of Labor Economics*, 9 (2) : 101-122.
60. Siphambe, H. K., (2003). Understanding unemployment in Botswana. *South African Journal of Economics*, 71 (3) : 480–495.
61. Wilkins R. (2007). The consequences of underemployment for the underemployed. *Journal of Industrial Relations*, 49, 247-275.
62. Wilkins, R. and Wooden, M., (2011). Economic Approaches to Studying Underemployment ». In *Underemployment : Psychological, Economic, and Social Challenges*, édité par Douglas C. Maynard et Daniel C. Feldman, 13-34. New York, NY : Springer.
63. Wu, Chi-Fang, and Mary Keegan Eamon., (2011). Patterns and correlates of involuntary unemployment and underemployment in single-mother families. *Children and Youth Services Review* 33, n° 6 : 820-28. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2010.12.003>

Tableau A1 : Variables du modèle

Variables exogènes	Définition des variables
Femme	Variable indicatrice qui prend la valeur 1 si le jeune est une femme et 0 sinon
Age	Variable continue qui indique l'âge du jeune
Niveau d'instruction	Variable indicatrice qui prend la valeur 0 si le jeune est sans niveau, 1 s'il a un niveau primaire, 2 si niveau secondaire et 3 si supérieur
Formation adaptée à l'emploi	Variable indicatrice, qui prend la valeur 1 si l'individu a effectué une formation adaptée à l'emploi avant l'obtention de cet emploi, et 0 sinon
Statut matrimonial	Variable indicatrice qui prend la valeur 1 si le jeune n'est pas en couple, et 0 sinon
Lien de parenté	Variable indicatrice qui prend la valeur 1 si le jeune est le chef de ménage et 0 sinon
Milieu de résidence	Variable indicatrice qui prend la valeur 1 si le jeune est en milieu urbain et 0 sinon.
Catégorie socio-professionnelle	Variable indicatrice qui prend la valeur 0 si manœuvre, 1 si employé qualifié, 2 si cadre et 3 si employé indépendant
Branche d'activité	Variable indicatrice qui va prend la valeur 0 si branche agriculture, 1 si commerce, 2 si industrie et 3 si service
Expérience dans l'emploi	Variable continue qui indique le nombre d'année passée dans l'emploi
Emploi secondaire	Variable indicatrice qui prend la valeur 1 si emploi secondaire et 0 sinon

Tableau A2 : Equation de sélection de la participation sur le marché du travail (Coefficients)

Variables	Ensemble	Fille	Garçon
Niveau d'instruction (réf=sans niveau)			
Primaire	0,229 (0,067) ***	0,199 (0,082) ***	-0,264 (0,142) **
Secondaire	-0,314 (0,061) ***	-0,174 (0,076) **	-1,152 (0,135) ***
Supérieur	-0,820 (0,079) ***	-0,705 (0,107) ***	-1,781 (0,155) ***
Age	0,081 (0,032) **	0,029 (0,042)	0,209 (0,052) ***
Age2	0,0003 (0,0006)	0,001 (0,0008)	-0,001 (0,001)
Urbain (Rural=0)	-0,394 (0,040) ***	-0,492 (0,055) ***	-0,317 (0,062) ***
Taux de chômage départemental	4,998 (0,316) ***	5,703 (0,443) ***	4,426 (0,432) ***
Observations	12 221	6 374	5 847

Source : Auteur à partir e EESI2 (2010), Notes : Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts type. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

**Tableau A3 : Coefficients des déterminants du sous-emploi visible
(avec correction du biais de sélection)**

Variables	Ensemble	Femme	Homme
Caractéristiques socio-démographiques			
<i>Femme (réf=homme)</i>	0,439 (0,12) ***	-	-
<i>Niveau d'éducation (réf=sans niveau)</i>			
Primaire	0,688 (0,14) ***	0,799 (0,19) ***	-0,569 (0,21) ***
Secondaire	-0,875 (0,15) ***	0,840 (0,22) ***	-0,930 (0,22) ***
Supérieur	-0,583 (0,33) ***	0,664 (0,49)	-0,668 (0,44)
<i>Formation antérieure (réf=Non)</i>	-0,639 (0,29) ***	-0,641 (0,47)	-0,558 (0,35)
Age	-0,047 (0,03)	-0,117 (0,04) **	0,027 (0,04)
Age ²	0,0008 (0,0008)	0,003 (0,001) ***	-0,001 (0,001)
<i>Statut matrimonial (réf=En couple)</i>			
Célibataire	0,204 (0,12) **	0,388 (0,17) **	0,070 (0,20)
<i>Lien de parenté avec le (réf=Autre)</i>			
Chef de ménage	-0,030 (0,13)	-0,190 (0,22)	0,128 (0,21)
<i>Milieu de résidence (réf=Rural)</i>			
Urbain	-0,296 (0,14) **	-0,426 (0,18) **	-0,221 (0,20)
Caractéristiques de l'emploi			
<i>Catégorie socio-professionnel (réf=Manœuvre/aide familiale)</i>			
Employé qualifié	-0,168 (0,21)	0,015 (0,40)	-0,293 (0,25) **
Cadre	0,574 (0,45) **	0,799 (0,74) **	0,630 (0,64) **
Travailleur indépendant	0,064 (0,12)	0,001 (0,16)	0,004 (0,17)
<i>Branche d'activité (réf=Agriculture)</i>			
Commerce	-0,274 (0,16) **	-0,383 (0,23) *	-0,279 (0,24) **
Industrie	-0,024 (0,17)	0,157 (0,24)	-0,454 (0,28) *
Service	-0,249 (0,16) *	-0,339 (0,23)	-0,268 (0,21) **
Expérience dans l'emploi	0,030 (0,03)	-0,003 (0,04)	0,047 (0,046)
Expérience dans l'emploi au carré	-0,002 (0,002) *	-0,001 (0,002)	-0,003 (0,002) *
<i>Formalité de l'entreprise (réf=formelle)</i>			
Informelle	-0,027 (0,28)	0,747 (0,52)	-0,309 (0,31)
Emploi secondaire (réf=Non)	0,145 (0,11)	0,128 (0,16)	0,105 (0,15)
Mills	0,010 (0,26) *	0,174 (0,40) *	-0,140 (0,36) *
Observations	1 246	617	629
Prob> chi2	0,0000	0,0000	0,0000

Source : Auteur à partir e EESI2 (2010), Notes : Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts type. ***
p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1