

# Contraintes de crédit et mobilité intergénérationnelle de l'éducation : une expérience quasi-contrefactuelle au Cameroun<sup>1</sup>

Désiré AVOM, Yvan Audrey KAMDEM<sup>2</sup>

Université de Yaoundé 2-Soa, Cameroun, Juin 2024.

**Résumé :** *Les données des enquêtes camerounaises auprès des ménages nous permettent d'effectuer l'une des premières évaluations de l'impact des contraintes de crédit sur la mobilité intergénérationnelle (MI) de l'éducation dans le contexte de l'Afrique subsaharienne. Nos estimations, sur un échantillon de 3568 enfants, situent la persistance intergénérationnelle de l'éducation (IGP) au Cameroun à 0,35. Les enfants qui rencontrent des contraintes de crédit (26%) ont quitté l'école ou n'y sont jamais entrés faute de moyens financiers, leurs parents n'ayant pu contracter un crédit pour y remédier. A partir de cette information, nous estimons l'IGP contrefactuelle du Cameroun, que nous comparons à son IGP factuelle (dans un Cameroun idéal sans contraintes de crédit). Les résultats montrent que les contraintes de crédit entravent la MI de l'éducation au Cameroun. Car, si on les éliminait, l'IGP passerait à 0,31, soit un accroissement de 13% de la MI de l'éducation. En plus, l'impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation dépend du genre de l'enfant, du milieu de résidence (urbain vs rural) du ménage et du sous-système éducatif (francophone vs anglophone). Toutefois, l'incidence des contraintes de crédit a diminué et n'est plus significative pour la plus jeune cohorte d'enfants. Cela suggère l'efficacité des politiques éducatives, notamment la politique de gratuité de l'école primaire.*

**Mots clés :** Mobilité intergénérationnelle, éducation, contraintes de crédit, expérience quasi-contrefactuelle, Cameroun.

---

<sup>1</sup> Cette communication est extraite de notre travail de recherche doctorale à l'Université de Yaoundé 2, dans le programme de PhD collaboratif du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique (CREA). Pour leurs commentaires constructifs, nous remercions Gilles Spielvogel, Edinam Kola, Madeleine Wayack-Pambè et tous les participants à la journée d'étude internationale 2024 organisée par la Chaire UNESCO *Défis partagés du développement* à l'ENSEA d'Abidjan. La clause habituelle de non-responsabilité s'applique.

<sup>2</sup> Auteur correspondant. Email : [yvanaudrey\\_kamdem@yahoo.fr](mailto:yvanaudrey_kamdem@yahoo.fr)



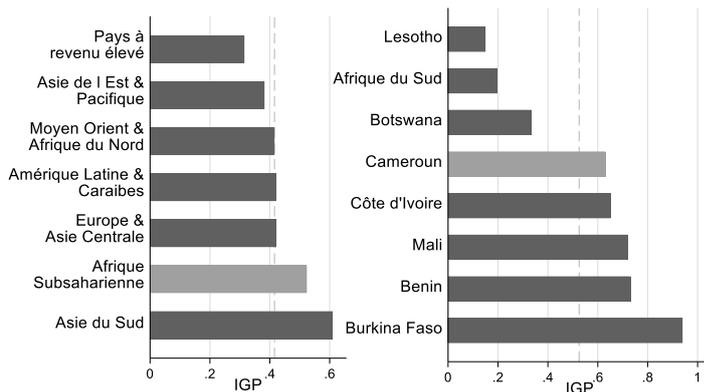
**Yvan Audrey Kamdem** est consultant indépendant et doctorant en Techniques Quantitatives Appliquées à l'Économie du Développement à l'Université de Yaoundé 2, dans le cadre du programme de PhD collaboratif du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique (CREA). Sa recherche se situe à l'intersection entre la FinTech, l'Inclusion Financière et la Mobilité Intergénérationnelle des résultats économiques. Ses travaux sont régulièrement présentés lors de conférences internationales, avec à son actif des chapitres d'ouvrage. Titulaire d'un Master en Economie Appliquée, il est certifié par le J-PAL en Evaluation d'Impact et par la Chaire

UNESCO en Approche Genre et Intersectionnalité. Son expertise avancée en analyse causale et en microéconométrie lui a permis de mener des missions de recherche pour des organisations telles que *International Initiative for Impact Evaluation (3ie)* et la Croix-Rouge camerounaise. Enseignant-assistant dans plusieurs instituts d'enseignement supérieur au Cameroun, il forme à l'application des méthodes quantitatives en sciences sociales et à la pratique des logiciels spécialisés comme Stata, KoboToolbox, NVivo et LaTeX. Soucieux de contribuer à l'émergence d'une jeunesse ambitieuse en Afrique, M. Kamdem est engagé dans l'entrepreneuriat social. Il a ainsi co-fondé *Kalar'r Initiative for Women in Economics (KIWE)*, ainsi que le magazine numérique libre d'accès *Diomzen*, dont il assure l'édition.

## Introduction

La mobilité intergénérationnelle (MI) de l'éducation mesure le degré d'indépendance entre l'éducation d'un enfant et l'éducation de ses parents (Torche, 2021). Une faible MI s'associe à la persistance des inégalités, alors qu'une MI élevée garantit l'égalité d'opportunités, notamment sur le marché du travail (Huang, 2013 ; Narayan et al., 2018). En matière de MI, l'Afrique subsaharienne (ASS) est l'avant-dernière région du monde (figure 1a). Dans le sous-continent, la réussite scolaire d'un enfant dépend du niveau d'éducation de ses parents, avec des disparités entre pays et à l'intérieur d'un même pays (Dendir, 2023 ; Razzu & Wambile, 2022). En dehors des facteurs culturels et géographiques liés au passé colonial (Alesina et al., 2021 ; Funjika & Getachew, 2022), la littérature n'explique pas le déficit de MI en ASS (Iversen et al., 2021). Cet article enrichit la littérature en analysant l'influence des contraintes de crédit<sup>3</sup> sur la MI de l'éducation au Cameroun.

Figure 1. La MI de l'éducation dans le monde  
a. Moyenne par région b. Situation du Cameroun en ASS



Source : Base de données mondiale sur la MI (GDIM, 2018), cohorte des années 80  
Note : la MI de l'éducation est d'autant plus élevée que la persistance intergénérationnelle de l'éducation (IGP) est faible

Le choix du Cameroun comme terrain d'étude est motivé par la coexistence de deux phénomènes dans le pays. D'un côté, malgré que l'éducation soit un pivot de sa politique d'émergence (MINEPAT, 2020)<sup>4</sup>, le Cameroun souffre d'une faible MI (figure 1b). Parallèlement, le pays manque d'inclusion financière, avec moins de 24% d'adultes bancarisés et seulement 12% qui obtiennent un crédit formel (Banque Mondiale, 2022). Conscient de cette situation, le gouvernement a introduit en 2000-2001 une politique de gratuité de l'école primaire. Cependant, l'application de ladite politique est critiquée pour son manque

<sup>3</sup> Les contraintes de crédit représentent l'impossibilité pour les parents d'emprunter pour investir dans le capital humain des enfants (Becker & Tomes, 1986 ; Lee & Seshadri, 2019). Dans cet article, les contraintes de crédit désignent l'interruption scolaire ou la non-scolarisation de l'enfant pour des raisons financières, couplée à l'incapacité des parents à s'endetter pour y remédier.

<sup>4</sup> Ministère de l'Économie, de la Planification et de l'Aménagement du Territoire.

d'effectivité, notamment sa capacité à alléger les contraintes financières des parents pauvres (Fozing, 2009)<sup>5</sup>. La théorie prédisant un effet néfaste des contraintes de crédit sur la MI (Becker & Tomes, 1986), deux questions émergent : les ménages camerounais rencontrent-ils des contraintes de crédit dans le financement de l'éducation de leurs enfants ? Si oui, ces contraintes entravent-elles la MI de l'éducation au Cameroun ?

Nous examinons ces questions à partir d'un échantillon de 3568 enfants tiré des enquêtes camerounaises auprès des ménages (ECAM). Après avoir mesuré la MI de l'éducation au Cameroun, nous vérifions l'existence des contraintes de crédit dans le pays et les facteurs associés à leur occurrence. ECAM indique le cas échéant, les raisons de l'interruption scolaire des enfants et la situation d'accès au crédit du ménage. Ces informations permettent la détection précise des contraintes de crédit et l'estimation du résultat scolaire contrefactuel des enfants<sup>6</sup>. Ensuite, la comparaison des deux états de la nature permet d'évaluer quasi-expérimentalement l'impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation au Cameroun.

Dans la suite, la section 1 rappelle le contexte théorique et empirique, en montrant l'originalité de l'article. La section 2 présente les données. La section 3 explique la stratégie empirique dont les résultats sont discutés en section 4. Enfin, l'article se termine par une conclusion et quelques recommandations.

## **1. Revue synthétique de la littérature**

### *1.1. La MI au Cameroun*

Aucune étude spécifique au Cameroun n'a estimé la MI avec les indicateurs traditionnels en économie. Néanmoins, Mbenga Bindop (2019) montre, à partir des enquêtes sur l'emploi et le secteur informel (EESI), que l'éducation contribue à réduire les inégalités d'accès à l'emploi. Cependant, cette contribution diminue entre 2005 et 2010, traduisant une dégradation de la MI. Avec les mêmes données, Fontep et Sen (2020) trouvent un biais de genre en défaveur des filles dans la MI de l'éducation et de la profession au Cameroun. Parmi 150 pays, la Banque Mondiale estime, à partir d'ECAM 2007, l'IGP de l'éducation au Cameroun à plus de 0,6 (GDIM, 2018).

---

<sup>5</sup> En effet, malgré la gratuité annoncée, les parents sont tenus de payer des frais dits d'APÉE (Association des Parents d'Elèves et Enseignants) qui, dans certains établissements, sont parfois plus élevés que le coût de la scolarité avant. Par ailleurs, tous les frais annexes (fournitures scolaires, transports, nutrition etc.) restent à la charge des parents.

<sup>6</sup> Résultat scolaire des enfants dans un monde sans contraintes de crédit.

De même, dans une étude de 27 pays d'Afrique, Alesina et al. (2021) estiment à 0,54 la probabilité qu'un enfant camerounais de parents illettrés termine l'école primaire.

### *1.2. Contraintes de crédit et MI*

Selon Becker et Tomes (1986), le statut des parents aurait une importance négligeable si le marché financier était parfait. Car, chaque ménage pourrait emprunter pour financer le capital humain des enfants. Mais, à cause des frictions sur le marché financier, les ménages pauvres n'ont pas accès au crédit et ne peuvent pas couvrir leurs dépenses d'éducation. Il en résulte une faible MI dans ces ménages, nonobstant les aptitudes et les efforts consentis par leurs enfants. Ce modèle a été critiqué. Par exemple, Goldberger (1989) pense que son approche par l'optimisation rationnelle ne surpasse pas les approches dites mécaniques en sociologie. Toutefois, malgré ces critiques, le modèle de Becker et Tomes (1986) est consistant pour expliquer la MI (Lee & Seshadri, 2019), particulièrement dans le contexte des régions pauvres à faible inclusion financière comme l'ASS.

Curieusement, aucune des études à notre connaissance ne teste empiriquement l'hypothèse Becker-Tomes en contexte africain. La littérature documente néanmoins de fortes contraintes de crédit en ASS, qui réduisent le bien-être des ménages et conduisent au décrochage scolaire des enfants (Branson et al., 2014). De leur côté, les travaux menés dans les pays développés ne s'accordent pas. Pour certains, les contraintes de crédit ont un effet négligeable ou nul (Grawe, 2004 ; Gavia, 2002 ; Keane & Wolpin, 2001), tandis que pour d'autres, elles entravent significativement la MI (Caucutt & Lochner, 2020 ; Niimi, 2018).

Ces travaux rencontrent deux difficultés majeures. D'une part, les contraintes de crédit sont difficiles à détecter. D'autre part, l'effet causal sur la MI n'est pas simple à établir. Les chercheurs contournent ces obstacles avec des méthodes indirectes. Par exemple, la non-linéarité entre les résultats économiques des enfants et ceux des parents sert de test pour détecter les contraintes de crédit (Black & Devereux, 2011 ; Piraino, 2021). Grawe (2004) remet en cause ces méthodes et préconise des approches directes comme celle adoptée par Niimi (2018). Les données du Japon permettent à cette dernière d'identifier directement les ménages qui subissent des contraintes de crédit, et d'effectuer une analyse contrefactuelle de la MI de l'éducation. Elle trouve que, pour les anciennes cohortes, la MI de l'éducation est plus élevée en absence de contraintes de crédit. Toutefois, la différence n'étant pas significative pour les plus jeunes cohortes, Niimi conclut qu'au Japon, les contraintes de crédit deviennent moins importantes que les aptitudes innées des enfants pour expliquer la MI.

Cet article s'inspire de Niimi (2018) mais s'en démarque à trois niveaux, en plus de la différence de terrain d'étude. (1) Pour détecter les contraintes de crédit, en plus de l'interruption scolaire de l'enfant pour des raisons financières, nous vérifions la situation d'accès au crédit du ménage, obtenant ainsi une mesure plus précise. (2) Concernant la MI, la régression des années d'éducation des enfants sur celles des parents peut souffrir d'endogénéité (Nimubona & Vencatachellum, 2007). Nous adressons ce problème par la technique des variables instrumentales. Enfin, (3) nous analysons plusieurs aspects intersectionnels rarement pris en compte dans la littérature. Notamment, les disparités de genre, l'écart urbain-rural et les facteurs institutionnels comme la politique éducative et le legs colonial de systèmes éducatifs.

## **2. Données**

### *2.1. Source*

Les données de l'enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM) sont mobilisées pour cette recherche. ECAM est une enquête nationale représentative à objectifs multiples. Elle est effectuée par l'institut nationale de la statistique du Cameroun, avec l'assistance technique et financière de la Banque Mondiale. ECAM procède par échantillonnage stratifié, les unités d'observation étant les ménages et les individus qui les composent. Ces données de corésidence permettent d'établir les correspondances parents-enfants nécessaires pour analyser la MI. Les vagues d'ECAM datent successivement de 1996, 2001, 2007, et 2014<sup>7</sup>, sur respectivement 1731, 10992, 11534 et 12847 ménages, soit près de 170000 individus. En raison de la différence méthodologique entre ECAM1 et les suivantes et l'absence de variables d'intérêt dans ECAM2, seules ECAM3 et ECAM4 sont utilisées ici.

### *2.2. Sélection de l'échantillon*

Après avoir défini les liens de parenté entre les observations, l'échantillon d'étude est sélectionné de sorte à éviter le biais de corésidence et l'effet plafond dans le calcul de la MI de l'éducation (Narayan et al., 2018). Il compte 3568 enfants âgés de 15 à 25 ans, nés entre 1982 et 1999, ayant déjà terminé ou interrompu leurs études et dont les parents n'ont pas atteint l'université. Ceux-ci sont répartis en trois cohortes de six ans, afin d'analyser la dynamique de la MI de l'éducation au Cameroun.

### *2.3. Variables*

---

<sup>7</sup> ECAM5 (2021) n'est pas encore accessible.

Les années d'éducation de l'enfant constituent la variable dépendante dans cette étude. Elles sont calculées à partir du niveau d'éducation atteint (préscolaire-ou-moins, secondaire-premier-cycle, secondaire-second-cycle, supérieur) et la dernière classe fréquentée avec succès. Par exemple, un enfant ayant arrêté l'école après la classe de 5<sup>ème</sup> a huit années d'éducation. Soient les six années d'école primaire plus les deux années de secondaire. Les années d'éducation contrefactuelles des enfants sont calculées en faisant l'hypothèse qu'en absence de contraintes de crédit, ceux qui les subissent actuellement termineraient au moins le niveau scolaire qu'ils ont été obligés d'abandonner (Niimi, 2018).

Les années d'éducation des parents (calculées comme précédemment) constituent la principale variable explicative. Nous prenons la moyenne des années d'éducation du père et de la mère, pour tenir compte de l'influence des deux parents sur l'éducation de l'enfant. Pour un ménage monoparental, l'éducation du parent présent est utilisée.

Deux variables permettent de détecter les contraintes de crédit. Il s'agit de l'interruption scolaire (où la non-scolarisation) de l'enfant pour des raisons financières (1 si oui, 0 sinon), et la situation d'accès au crédit du ménage (1 si le ménage a obtenu un crédit les 12 derniers mois, 0 sinon). Un enfant subit des contraintes de crédit (1 si oui, 0 sinon) lorsque la première variable vaut 1 et la deuxième 0. En effet, les raisons financières avancées pour justifier l'interruption scolaire de l'enfant peuvent, en réalité, masquer des causes sous-jacentes sans rapport avec l'accès au crédit<sup>8</sup>, surestimant les contraintes de crédit. Prendre en compte la situation d'accès au crédit du ménage élimine ce biais.

Suivant la littérature, nous utilisons un ensemble de variables pour contrôler l'effet des caractéristiques de l'enfant, du ménage et les facteurs institutionnels (voir tableau 1).

Tableau 1. Caractéristiques de l'échantillon

Variables	Cohortes		
	1982-1987	1988-1993	1994-1999
<i>Enfant</i>			
Années d'éducation	6.1	5.4	4.1
Années d'éducation contrefactuelles	7.2	6.2	4.7
Non scolarisation/abandon pour raisons financières	38.0	27.5	21.6

<sup>8</sup> ECAM révèle plusieurs raisons d'interruption scolaire en dehors des contraintes financières. Notamment, la tradition, l'échec scolaire, la santé, le travail et d'autres raisons.

	Contraints de crédit	34.0	24.7	18.5
	Fille	47.2	48.1	47.2
	Age	22.3	20.0	17.8
	Premier né	57.1	50.1	49.0
<i>Parents</i>				
	Années d'éducation (moyenne)	3.7	3.3	2.7
<i>Ménage</i>				
	Accède au crédit	11.5	10.8	10.0
	Possède une épargne	27.0	22.6	15.0
	Possède des maisons	38.6	35.4	34.7
	Possède des terres	23.2	25.2	30.6
	Se considère pauvre	70.0	68.6	66.5
	Nombre de frères	3.8	4.2	4.6
	Taille du ménage	8.0	8.4	8.8
	Père seul	5.4	4.8	2.6
	Mère seule	38.7	33.7	29.4
	Réside en zone rurale	42.0	49.3	64.5
<i>Institutions</i>				
	A bénéficié de la gratuité du primaire	0	60.7	100
	Réside en région anglophone	22.3	16.2	11.4
<i>Observations</i>		1155	1652	761

---

Source : données ECAM

### 3. Stratégie empirique

Cet article s'intéresse à l'effet des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation. Pour mesurer la MI de l'éducation, l'approche relative s'appuie sur un modèle de Markov simple comme dans l'équation (1) :

$$E_i^e = \alpha + \beta E_i^p + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Où  $E_i^e$  représente les années d'éducation de l'enfant  $i$  et  $E_i^p$  la moyenne des années d'éducation de ses parents.  $X_i$  est la matrice des variables de contrôle incluant les effets fixes de la région

et de la vague d'ECAM.  $\alpha$ ,  $\beta$ , et  $\gamma$  sont les coefficients à estimer, avec  $\varepsilon$  le terme d'erreurs normalement distribué.

$\beta$ , dont le signe attendu est positif, est notre paramètre d'intérêt. Il représente la persistance intergénérationnelle de l'éducation (IGP). La MI de l'éducation est donc d'autant plus élevée que  $\beta$  est petit. En effet, les inégalités d'opportunités en matière d'éducation continuent de croître si  $\beta$  dépasse un. Elles vont au contraire diminuer jusqu'à se stabiliser vers une moyenne si  $\beta$  est petit (Becker & Tomes, 1986). Ainsi, la MI de l'éducation captée par l'IGP mesure la rapidité avec laquelle la société tend à égaliser les résultats d'éducation entre les enfants de différentes origines socioéconomiques.

L'équation (1) est souvent estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Or, avec cette méthode, les potentielles erreurs de mesure et omissions de variables peuvent produire une estimation biaisée de  $\beta$  (Niimi, 2018; Nimubona & Vencatachellum, 2007). En pareille circonstance, la technique des variables instrumentales est plus adaptée, à condition de trouver un instrument valide<sup>9</sup> (Angrist et al., 1996). Dans la littérature, le contexte de naissance est souvent utilisé pour instrumenter l'éducation, avec des résultats satisfaisants même en cas de violation de l'hypothèse de stricte-validité (Hoogerheide et al., 2012). Ici, nous adoptons l'indicatrice de l'année de naissance du parent avec le plus haut niveau d'éducation, dont les choix sont souvent prépondérants dans l'éducation de l'enfant. En effet, les parents de notre échantillon étant nés à différentes époques pendant et après la colonisation, ils n'ont pas bénéficié des mêmes opportunités d'éducation. Pendant la colonisation, les curricula instaurés au Cameroun par les occupants étaient sommaires, visant principalement l'acculturation et l'exploitation du pays (Donkeng & Shizhou, 2022).

S'agissant des contraintes de crédit, nous analysons d'abord les facteurs associés à leur occurrence au Cameroun. La variable indiquant les contraintes de crédit (CC) étant binaire, nous utilisons la régression *probit* pour trouver les déterminants de la probabilité de leur occurrence (CC=1). Le modèle *probit* s'écrit comme sur l'équation (2) :

$$\Pr(CC = 1) = \phi(W'\delta_i) \quad (2)$$

Où la matrice  $W$  contient les caractéristiques de l'enfant, celles de ses parents et celles du ménage.  $\phi$  représente la fonction cumulative de la loi normale et  $\delta_i$  le vecteur des paramètres à estimer par la méthode du maximum de vraisemblance. Ces paramètres nous indiquent le sens

---

<sup>9</sup> Une variable corrélée à l'éducation des parents, mais non corrélée au terme d'erreur de l'équation (1).

de l'influence des variables explicatives. Pour quantifier ladite influence, il faut calculer les effets marginaux qui mesurent le changement de la probabilité d'occurrence des contraintes de crédit consécutives à un changement infinitésimal (ou discret) de la variable explicative.

Enfin, pour évaluer l'impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation, nous menons une expérience quasi-contrefactuelle (Keane & Wolpin, 2001; Niimi, 2018). En effet, lorsqu'on veut évaluer l'impact d'un traitement (l'exposition aux contraintes de crédit) sur un indicateur de résultat ( $\beta$ , la MI de l'éducation), l'idéal serait de comparer la situation factuelle ( $\beta|CC = 1$ ) à la situation contrefactuelle ( $\beta|CC = 0$ ). C'est-à-dire la valeur de  $\beta$  qui prévaudrait dans un Cameroun sans contrainte de crédit. Dans la vie réelle, il est malheureusement impossible d'observer les mêmes individus dans les deux situations.

Néanmoins, sachant le niveau scolaire que les enfants ont abandonné à cause des contraintes de crédit, nous pouvons estimer leurs années d'éducation contrefactuelles. Pour cela, nous formulons l'hypothèse réaliste qu'en absence de ces contraintes, ils auraient au moins terminé ce niveau avant de quitter l'école. Les années d'éducation contrefactuelles calculées ainsi représentent le minimum possible. Puisqu'en réalité, certains enfants poursuivraient plus loin leurs études si les ressources familiales le permettaient. Cette nouvelle variable est utilisée pour réestimer l'équation (1). On obtient alors deux états de la nature qui se distinguent par la présence ou l'absence des contraintes de crédit, en restant identiques par ailleurs. Par conséquent, toute différence de MI de l'éducation ( $\Delta\beta$ ) entre les deux états représente l'impact des contraintes de crédit. C'est ce que résume l'équation (3) :

$$\Delta\beta = (\beta|CC = 1) - (\beta|CC = 0) \quad (3)$$

## 4. Résultats

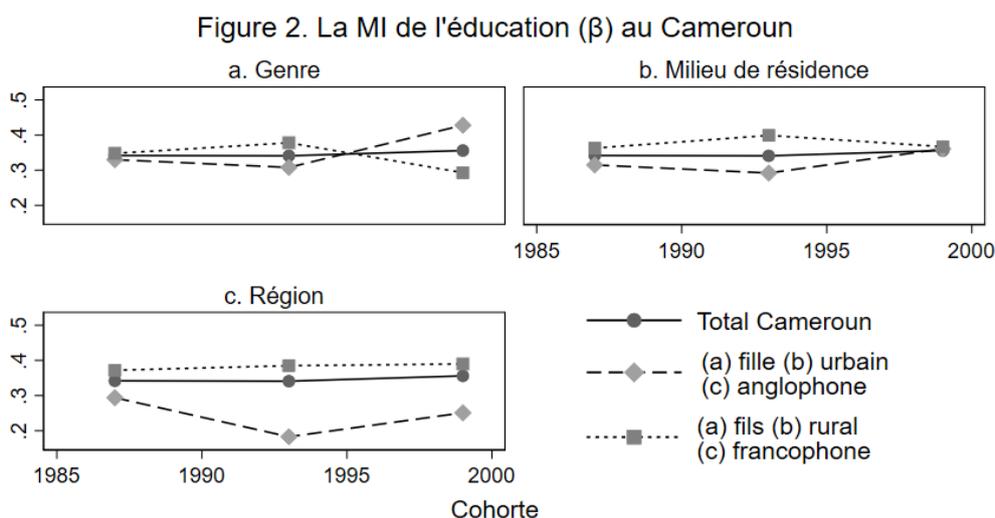
### 4.1. La MI de l'éducation

L'estimation de l'équation (1) permet de mesurer la MI de l'éducation (coefficient  $\beta$ ) au Cameroun. Les MCO et la technique des variables instrumentales (IV-2sls) produisent des résultats similaires (0,35 vs 0,31). Toutefois, après les tests d'endogénéité (score de régression et score de Wooldridge), on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'exogénéité des années d'éducation des parents. On retient donc les MCO pour la suite de l'analyse.

L'estimation sans variables de contrôle donne  $\beta=0,63$ , résultat proche de l'estimation de la GDIM (2018). Mais, lorsqu'on inclut les variables de contrôle, on trouve  $\beta=0,35$ , chiffre inférieur à la moyenne de 0,75 estimée par Razzu et Wambile (2022) en ASS, mais proche de

la borne inférieure (0,36) estimée par Hertz et al. (2007) pour le monde en dehors de l'Amérique latine.

La désagrégation des résultats (figure 2) nous éclaire davantage. Dans l'ensemble, la MI s'est légèrement détériorée (accroissement de  $\beta$ ), passant de 0,34 pour la cohorte 1982-1987 à 0,36 en 1994-1999. Ce résultat justifie les critiques formulées contre la manière dont la politique éducative, notamment la gratuité du primaire, est conduite au Cameroun. En effet, les deux dernières cohortes ont bénéficié de ladite politique (partiellement en 1988-1993 et totalement en 1994-1999). Les résultats obtenus ici indiquent que cette mesure n'a pas résorbé les inégalités d'opportunités dans l'accès à l'éducation. Toutefois, l'effet positif attendu de la gratuité du primaire, légèrement ressenti en 1988-1993, peut avoir été compromise ensuite par la dévaluation du Franc CFA survenue en 1994, qui a réduit le pouvoir d'achat des ménages et certainement aussi leurs capacités à couvrir les dépenses d'éducation.



Source : données ECAM

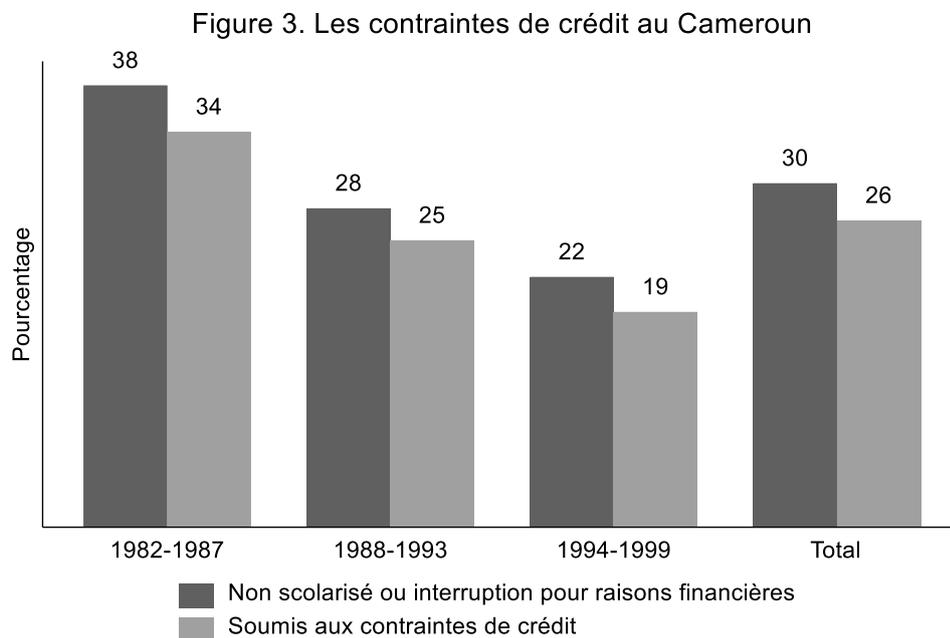
Note : la MI de l'éducation est d'autant plus élevée que  $\beta$  est petit

S'agissant du genre, on passe d'une quasi-parité en 1982-1987 à une disparité en défaveur des fils en 1988-1993, disparité qui s'est ensuite accrue et retournée en défaveur des filles en 1994-1999. Concernant le milieu de résidence, la MI de l'éducation est restée plus élevée en milieu rural jusqu'en 1988-1993. Après, elle a décliné en milieu rural en s'élevant en milieu urbain, pour aboutir à une quasi-parité en 1994-1999. Enfin, l'estimation par région linguistique permet de voir l'effet du legs colonial de systèmes éducatifs. En effet, de la tutelle franco-britannique avant 1960, le Cameroun a hérité de deux sous-systèmes éducatifs (anglophone vs francophone) qui restent chacun prépondérant dans la région éponyme. Ainsi, en comparaison avec la région anglophone du pays, la MI est plus faible dans le Cameroun francophone, où  $\beta$  reste au-dessus

de la moyenne nationale et augmente lentement avec le temps. Cependant, en région anglophone, après une amélioration remarquable de la MI en 1988-1993, on note une dégradation importante en 1994-1999.

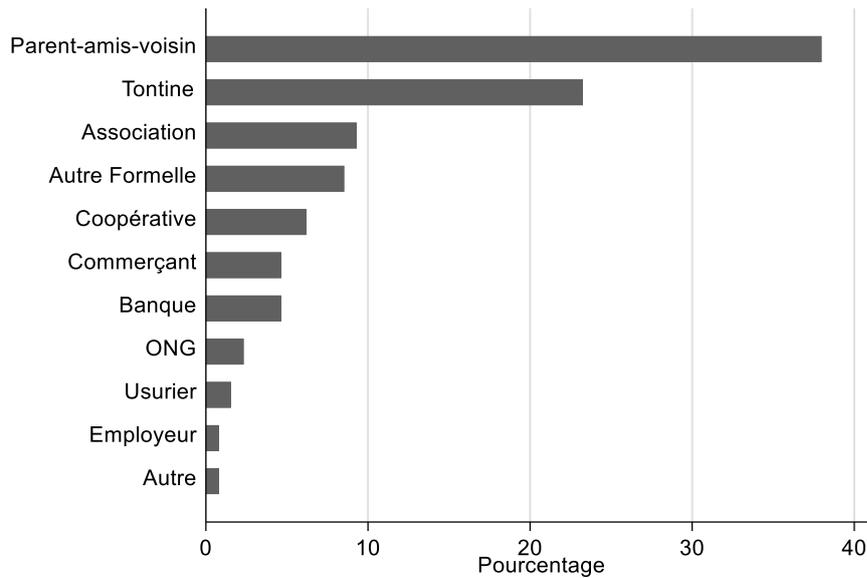
#### 4.2. Contraintes de crédit

Globalement, 30% des enfants étudiés n'ont jamais été scolarisés ou alors ont interrompu leurs études pour des raisons financières (figure 3). Toutefois, seuls 26% rencontrent réellement des contraintes de crédit, leurs parents n'ayant pu s'endetter pour remédier à l'insuffisance des ressources financières du ménage. Heureusement, la prévalence des contraintes de crédit décroît avec le temps, passant de 34% à 19% entre la première cohorte et la plus jeune.



Les ménages ayant pu contracter un crédit l'ont majoritairement obtenu auprès de sources informelles (parent/ami/voisin, tontines), le crédit formel (banque, autre formel) étant moins accessible (figure 4). Ceci est cohérent avec la structure économique et financière du Cameroun et de l'ASS en général, dominée par les transactions informelles, avec un secteur du crédit scolaire encore embryonnaire.

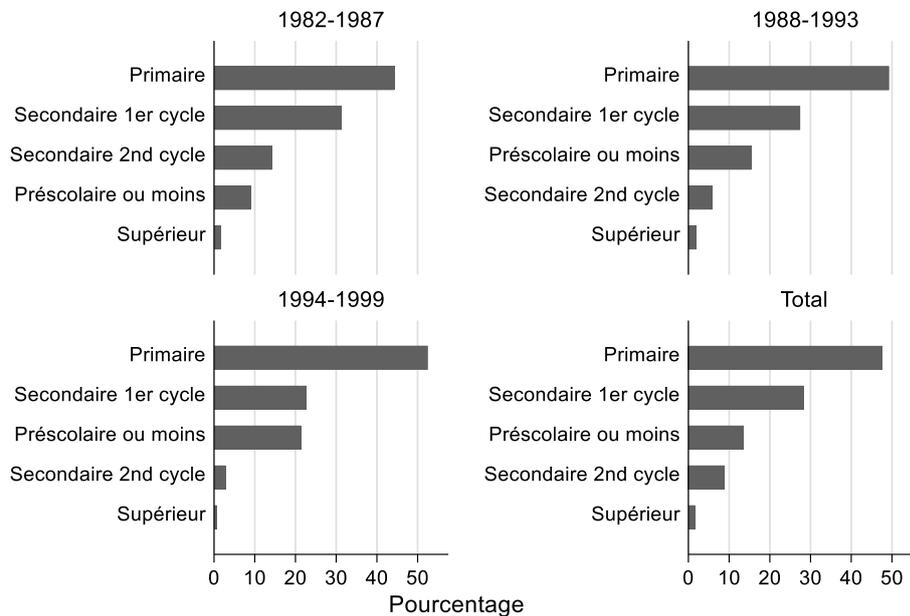
Figure 4. Source du crédit obtenu



Source : données ECAM

Bien que leur prévalence diminue avec le temps, les contraintes de crédit se manifestent de plus en plus tôt. Par exemple, dans la cohorte 1994-1999, plus de 20% d'enfants financièrement contraints le sont avant même d'entrer au primaire (figure5). Nombre de ceux qui arrivent au primaire ne terminent pas ce niveau, et rares sont ceux qui atteignent le supérieur.

Figure 5. Niveau d'éducation abandonné par contrainte de crédit

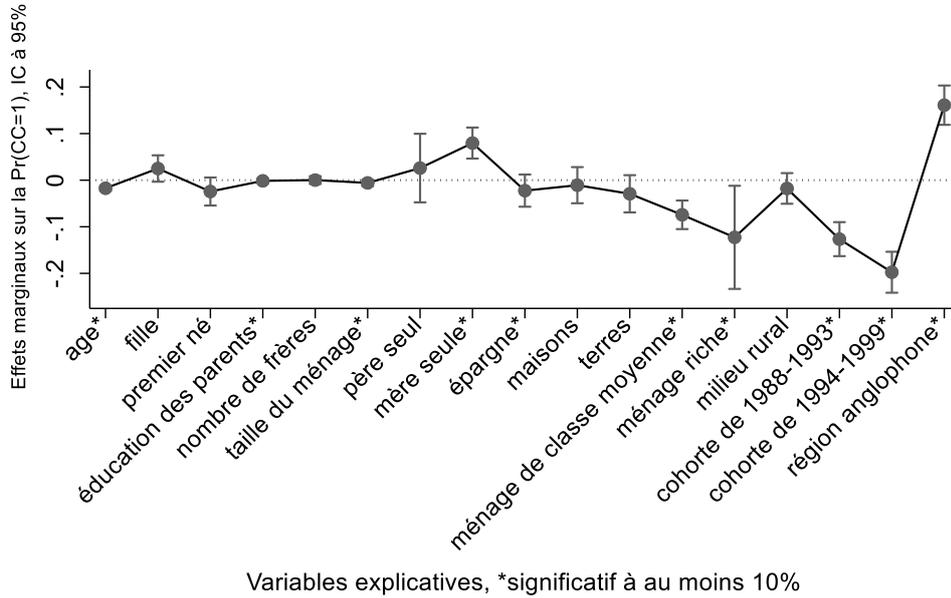


Source : données ECAM

L'estimation de l'équation (2) révèle les déterminants de la probabilité d'occurrence des contraintes de crédit au Cameroun, avec des résultats (figure6) conformes aux travaux antérieurs (Kedir & Ibrahim, 2011; Niimi, 2018). La probabilité d'occurrence des contraintes de crédit diminue entre la première cohorte et les suivantes. Ceci peut s'expliquer par la gratuité

du primaire et l'accroissement de l'inclusion financière. Par contre, les enfants élevés par une mère seule sont plus exposés, il en est de même pour les enfants des régions anglophones.

Figure 6. Déterminants de l'occurrence des contraintes de crédit au Cameroun

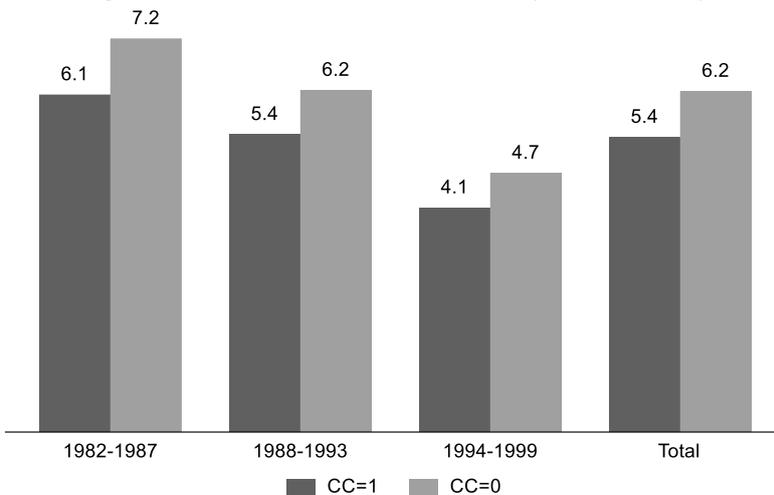


Source : données ECAM

### 4.3. Impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation

Le calcul des années d'éducation contrefactuelles des enfants montre que, dans un Cameroun idéal sans contraintes de crédit, ceux-ci auraient de meilleurs résultats d'éducation (figure7). Soient 6,2 années en moyenne contre 5,4 actuellement. Cela s'observe pour toutes les cohortes, mais de façon décroissante.

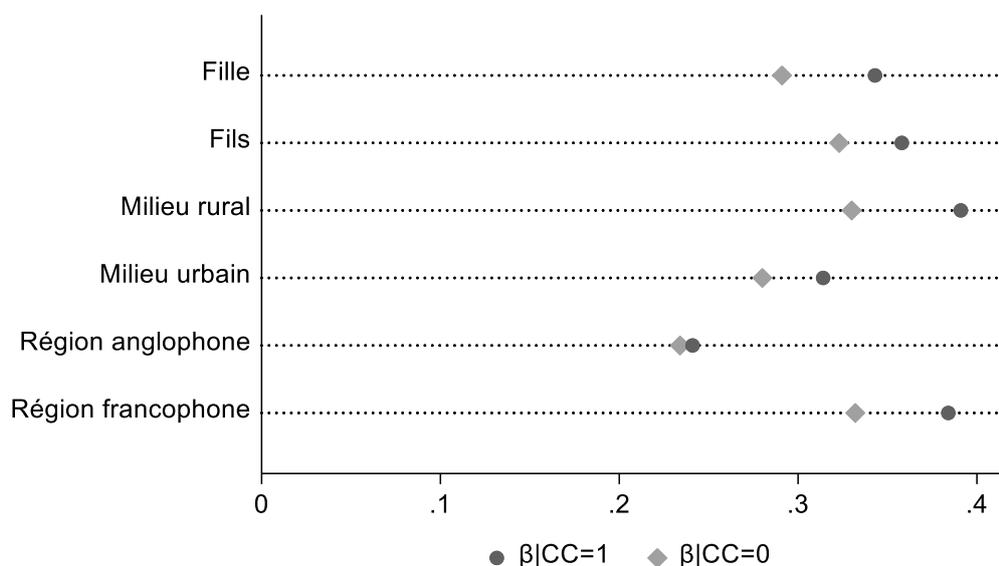
Figure 7. Années d'éducation des enfants (CC=1 vs CC=0)



Source : données ECAM

L'expérience quasi-contrefactuelle de l'équation (3) permet d'estimer l'impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation au Cameroun. Dans l'ensemble, le  $\beta$  en absence de contraintes de crédit s'établit à 0,31, soit une diminution statistiquement significative de 0,044 (12,6 %) par rapport à la situation actuelle. Ainsi, les contraintes de crédit entravent la MI de l'éducation au Cameroun. En plus, la désagrégation des résultats (figure 8) révèle d'importantes disparités. En effet, l'incidence néfaste des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation est plus prononcée chez les filles que chez les garçons, en milieu rural qu'en milieu urbain et en régions francophones par rapport aux régions anglophones où l'impact est quasi nul et non significatif. Ce dernier résultat semble paradoxal sachant que la prévalence des contraintes de crédit est plus élevée en régions anglophones. Ceci semble indiquer que les contraintes de crédit sont moins « contraignantes » dans cette partie du pays.

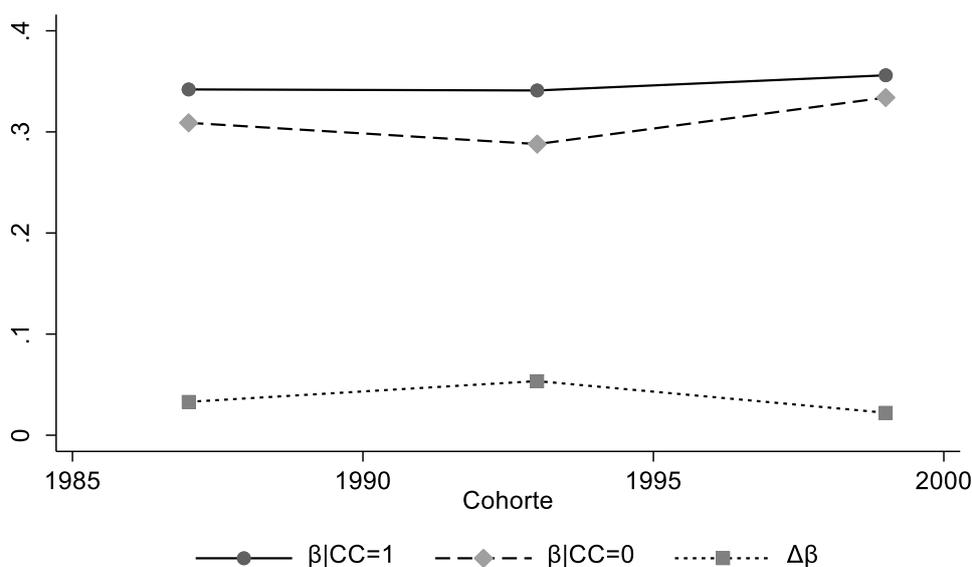
Figure 8. Désagrégation de l'impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation



Source : données ECAM

Par ailleurs, l'estimation par cohorte (figure 9) montre que cet impact néfaste s'est accru entre 1982-1987 et 1988-1993. Toutefois, il a considérablement baissé après et n'est plus statistiquement significatif en 1994-1999. Ce résultat est similaire à celui trouvé au Japon par Niimi (2018).

Figure 9. Impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation au Cameroun



Source : données ECAM

Note : La MI de l'éducation est d'autant plus élevée que  $\beta$  est petit

## Conclusion

Les données ECAM nous ont permis d'effectuer l'une des premières évaluations de l'impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation dans le contexte de l'ASS. Pour ce faire, nous avons sélectionné un échantillon de 3568 enfants et conduit une expérience quasi-contrefactuelle. Celle-ci a consisté à comparer la valeur factuelle de l'IGP au Cameroun à sa valeur contrefactuelle (dans un Cameroun idéal sans contraintes de crédit).

Nos calculs situent l'IGP à 0,35, faisant du Cameroun un pays plus mobile que ce que suggèrent les travaux antérieurs. Toutefois, la MI a décliné entre la première cohorte et la plus jeune, avec des disparités de genre et selon le sous-système éducatif. Les enfants qui rencontrent des contraintes de crédit (26%) ont quitté l'école ou n'y sont jamais entré faute de moyens financiers, leurs parents n'ayant pu contracter un crédit pour y remédier. Grâce à cette information, nous avons estimé l'IGP contrefactuelle du Cameroun et trouvé que les contraintes de crédit entravent la MI de l'éducation. Car, en les éliminant, l'IGP passe à 0,31, soit une augmentation de 13% de la MI. En plus, l'effet néfaste des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation dépend du genre, du milieu de résidence (urbain vs rural) et du sous-système éducatif (francophone vs anglophone). Toutefois, il a diminué avec le temps et n'est plus significatif pour la plus jeune cohorte d'enfants. Cela suggère l'efficacité des politiques d'éducation, notamment la politique de gratuité de l'école primaire dont ont bénéficiés les deux dernières cohortes.

Ces résultats ont des implications théoriques et politiques. Sur le plan politique, l'Etat doit maintenir la gratuité de l'école primaire et l'étendre à l'éducation secondaire. Cette mesure s'avère en effet efficace pour résorber les contraintes de crédit au Cameroun, mais doit être mieux implémentée si on veut accroître la MI de l'éducation. Par ailleurs, les décideurs doivent prendre en compte les spécificités de chaque sous-système éducatif dans l'élaboration et l'implémentation des politiques éducatives. De même, une plus grande attention doit être accordée aux zones rurales et aux filles qui sont plus exposées aux effets néfastes des contraintes de crédit. Sur le plan théorique, nos résultats montrent que l'importance des contraintes de crédit dans la MI tend à diminuer, même dans les pays pauvres comme le Cameroun. Or, comme on le voit ici, la MI continue de décliner, supposant l'existence d'autres facteurs d'influence. Les recherches futures doivent mettre en évidence ces autres facteurs, afin d'éclairer davantage les politiques d'égalité d'opportunité au Cameroun et dans toute l'ASS.

Enfin, nous relevons quelques difficultés rencontrées dans cette étude. L'estimation de l'IGP par la méthode des variables instrumentales aboutit à l'exogénéité de l'éducation des parents. Ce résultat peut signifier que les erreurs de mesure sont négligeables, et que les variables de contrôle suffisent à pallier l'omission de variables. Cependant, il peut aussi être dû à la faiblesse de l'instrument utilisé. Malheureusement, les données disponibles ne fournissent pas d'instruments alternatifs. Par ailleurs, l'évolution de l'impact des contraintes de crédit sur la MI de l'éducation d'une cohorte d'enfants à l'autre doit s'interpréter avec prudence. Puisque, en raison des différences d'âges, les enfants de la plus jeune cohorte n'ont pas eu le même temps de scolarisation et d'exposition aux contraintes de crédit que leurs homologues des plus anciennes cohortes. En outre, il est possible que les contraintes de crédit interviennent non pas d'une année scolaire à la suivante, mais plutôt au moment de changer de niveau d'éducation. Ces deux préoccupations invitent à adopter une approche absolue de la MI de l'éducation comme celle proposée par Alesina et al. (2021), qui s'appuie sur les niveaux d'éducation atteints plutôt que sur le nombre d'années d'éducation.

## Références

- Alesina, A., Hohmann, S., Michalopoulos, S., & Papaioannou, E. (2021). Intergenerational mobility in Africa. *Econometrica*, 86(1), 1-35.
- Angrist, J., Imbens, G., & Rubin, D. (1996). Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 444-455.

- Banque Mondiale. (2022). The little data book on financial inclusion 2021. *World Bank: Washington, DC*.
- Becker, G. B., & Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, 4(3 Part 2), S1-S39.
- Black, S. E., & Devereux, P. J. (2011). *Recent Developments in Intergenerational Mobility* (D. Card & O. Ashenfelter, Éd.s.). Amsterdam and Oxford: Elsevier.
- Caucutt, E. M., & Lochner, L. (2020). Early and Late Human Capital Investments, Borrowing Constraints, and the Family. *Journal of Political Economy*, 128(3), 1065-1147.
- Dendir, S. (2023). Intergenerational educational mobility in Sub-Saharan Africa. *World Development Sustainability*, 2, 100072.
- Donkeng, N. A., & Shizhou, L. (2022). Comparison of German, British, and French colonial education policies in Cameroon and impacts. *North American Academic Research*, 5(5), 318-330.
- Fontep, R., & Sen, K. (2020). Is there a gender bias in intergenerational mobility? Evidence from Cameroon. *WIDER Working Paper*.
- Fozing, I. (2009). Gratuité de l'enseignement fondamental au Cameroun : Réalité, implication budgétaire et impact sur le développement de l'éducation. *La Recherche En Education*, 2, 3–20.
- Funjika, P., & Getachew, Y. Y. (2022). Colonial origin, ethnicity and intergenerational mobility in Africa. *World Development*, 153, 105841.
- Gaviria, A. (2002). Intergenerational mobility, sibling inequality and borrowing constraints. *Economics of Education Review*, 78(9-91), 331-340.
- GDIM. (2018). Global Database on Intergenerational Mobility. *Development Research Group, World Bank*.
- Goldberger, A. S. (1989). Economic and Mechanical Models of Intergenerational Transmission. *American Economic Review*, 79(3), 504-513.
- Grawe, N. D. (2004). Reconsidering the Use of Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility as a Test for Credit Constraints. *Journal of Human Resources*, XXXIX(3), 813-827.
- Hertz, T., Jayasundera, T., Piraino, P., Selcuk, S., Smith, N., & Verashchagina. (2007). The inheritance of educational inequality: International comparisons and fifty-year trends. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2).

- Hoogerheide, L., Block, J. H., & Thurik, R. (2012). Family background variables as instruments for education in income regressions: A Bayesian analysis. *Economics of Education Review*, 31(5), 515-523.
- Huang, J. (2013). Intergenerational transmission of educational attainment: The role of household assets. *Economics of Education Review*, 33, 112-123.
- Iversen, V., Krishna, A., & Sen, K. (2021). *The State of Knowledge about Social Mobility in the Developing World* (V. Iversen, A. Krishna, & K. Sen, Éds.). Oxford University Press. UNU-WIDER.
- Keane, M. P., & Wolpin, K. I. (2001). The effect of parental transfers and borrowing constraints on educational attainment. *International Economic Review*, 42(4), 1051-1103.
- Kedir, A. M., & Ibrahim, G. (2011). Household-level credit constraints in urban Ethiopia. *Ethiopian Journal of Economics*, XX(1).
- Lee, S. Y. (Tim), & Seshadri, A. (2019). On the Intergenerational Transmission of Economic Status. *Journal of Political Economy*, 127(2), 855-921.
- Mbenga Bindop, K. M. (2019). Les inégalités d'accès au marché du travail au Cameroun : Le rôle de l'école. *Revue d'économie du développement*, 27(2), 45-86.
- MINEPAT. (2020). *Stratégie Nationale de développement 2020-2030 : Pour la transformation structurelle et le développement inclusif*. Ministère de l'Économie, de la Planification et de l'Aménagement du Territoire, République du Cameroun.
- Narayan, A., Van der Weide, R., Cojocar, A., Lakner, C., Redaelli, S., Mahler, D. G., Ramasubbaiah, R. G. N., & Thewissen, S. (2018). *Fair Progress? Economic Mobility across Generations around the World*. Washington, DC: World Bank.
- Niimi, Y. (2018). Do borrowing constraints matter for intergenerational educational mobility? Evidence from Japan. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 23(4), 628-656.
- Nimubona, A.-D., & Vencatachellum, D. (2007). Intergenerational education mobility of black and white South Africans'. *Journal of Population Economics*, 20, 149-182.
- Piraino, P. (2021). *Drivers of Mobility in the Global South* (V. Iversen, A. Krishna, & K. Sen, Éds.). Oxford University Press. UNU-WIDER.
- Razzu, G., & Wambile, A. (2022). Four decades of intergenerational educational mobility in sub-Saharan Africa. *Journal of Development Studies*, 58(5), 931-950.