

COMMENT LES INEGALITES D'OPPORTUNITES AFFECTENT LA DISTRIBUTION DES SERVICES DE BASE DANS LES MENAGES RECIPIENDAIRES DES TRANSFERTS DE FONDS DES MIGRANTS AU CAMEROUN ?

HOW THE INEQUALITIES OF OPPORTUNITIES AFFECT THE DISTRIBUTION OF BASIC SERVICES IN HOUSEHOLDS RECEIVING REMITTANCES IN CAMEROON?

Auteur 1 : MEKA'A Bernard Cosmas

Auteur 2 : BITA Charles Alain,

Auteur 3 : NOUFELIE Romus,

MEKA'A Bernard Cosmas, Professeur, Faculté des sciences économiques et de gestion Appliquée (FSEGA), Université de Douala-Cameroun.

BITA Charles Alain ; Professeur, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FSEG), Université de Ngaoundéré-Cameroun, Laboratoire d'Analyse Economique (LEA).

NOUFELIE Romus, Etudiant, doctorant En microéconomie du développement, option : migration, inégalité et pauvreté. Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FSEG), Université de Ngaoundéré-Cameroun Laboratoire d'Analyse Economies (LEA),

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : MEKA'A .B C , BITA .C A & NOUFELIE .R (2023) « Comment les inegalites d'opportunités affectent la distribution des services de base dans les menages recipiendaires des transferts de fonds des migrants au cameroun ? », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 16 » pp: 847 – 868.

Date de soumission : Décembre 2022

Date de publication : Février 2023



DOI : 10.5281/zenodo.7845210
Copyright © 2023 – ASJ



Résumé

Cet article évalue comment les transferts de fonds des migrants (TFM) affectent les Inégalités d'Opportunités (IOP) d'accès à l'eau potable et aux aliments au Cameroun. En adoptant une approche *ex-ante* et en exploitant les données d'une enquête nationale réalisée par l'IFORD (2012), nous trouvons qu'entre 2007-2012, l'ampleur des IOP au sein des ménages récipiendaires est nettement plus importante que celle observée dans les ménages non récipiendaires. Dit autrement, l'accès aux TFM contribue à l'aggravation des IOP, bien que ces fonds améliorent le taux d'accès aux services de base. La décomposition inter-temporelle de l'indice d'opportunité humaine calculé, suggère que l'amélioration de la couverture en eau potable et en aliment est respectivement liée à l'effet d'échelle et à l'effet de distribution. La décomposition de la valeur de Shapley de l'indice de dissimilarité montre que la contribution marginale des TFM à l'IOP d'accès à chacun de ces biens est comprise respectivement entre 6-13% et entre 13-19%, avec de fortes disparités en milieu rural. Ce résultat est en accord avec ceux de la littérature qui stipulent que les TFM pourraient amplifier les inégalités dans les pays d'origines des migrants si ces derniers proviennent des ménages riches.

Mots clés : **inégalité d'opportunité, transferts de fonds, D_index, IOH, services de bases**

Abstract:

This paper assess how the remittances of migrants affect the inequality of opportunity (IOP) of access to drinking water and food among in Cameroon. Adopting an *ex-ante* approach and using data from IFORD (2012) national survey, we find that between 2007-2012, the magnitude of IOP is higher in recipient households than in the not beneficiary households. In other words, remittances increase the IOP to basic services access; although it improves the access to each of these services. Moreover, the intertemporal decomposition of inequality of human opportunity shown that, improvement in access to drinking water and to food is due respectively to HOI scale and distribution effect. Finally, Shapley value decomposition shown a marginal contribution of the remittances to the dissimilarity index is between 6-13% and 13-19% respectively, with strong disparities in rural areas. This result is in agreement with the economic literature that indicates that positive effect of remittances on inequalities in origin countries when migrant comes from relatively wealthy households.

Keywords: **opportunity inequality, remittances, D_index, IOH, basic services**

1. Contexte et Justification

Dans les pays en développement en général, les inégalités socioéconomiques trouvent encore un écho favorable dans le milieu académique et politique, et elle a pris un tournant décisif après la signature de l'accord fixant les objectifs du millénaire pour le développement en 2000. Cet objectif a été réitéré en 2015 et il occupe une place de choix dans l'agenda 2030 du développement durable(ODD)¹. Plus précisément, il est indiqué à l'objectif 10, l'urgence de garantir l'égalité des chances, et de réduire les inégalités des résultats (PNUD, 2019).

La distinction entre l'inégalité de chance et l'inégalité de résultat marque un tournant décisif dans l'approche de l'analyse des inégalités. En effet, il est admis que toutes les inégalités ne sont pas toutes « mauvaises », elles peuvent être « justes » ou « injustes ». Globalement, le fondement théorique de cette approche qui est aujourd'hui au cœur des politiques de développement durable, découle des travaux sur la *justice sociale* de Rawls (1971). Repris et approfondis par Dworkin (1980), Cohen (1989), Sen (1985) et Anerson (1989), l'idée maitresse de leur analyse était de distinguer la part des inégalités qui est due à l'effort/Responsabilité individuelle, de celles qui ne le sont pas. Plus récemment, une littérature économique foisonnante, aussi bien théorique qu'empirique s'est construite autour d'une nouvelle approche basée sur l'inégalité d'opportunité (IOP), initiée par Van de Gaer (1993) et Roemer (1998). Depuis lors, la quantification et l'étude des déterminants des IOP a été au centre de nombreuses études (Bourguignon et al. 2007 ; Checchi et Peragine, 2010 ; Vani, et Madheswaran, 2018; Ferreira et Gignoux, 2013), dans diverses localités, et les nouvelles illustrations conceptuelles proposées ainsi que les bases de données diverses ne permettent pas de faire directement des comparaisons, même si les méthodologies sont presque identiques (Peragine et Biagi, 2019). Dans l'ensemble, les approches paramétriques (Bourguignon et al. 2007) et non paramétriques (Ferreira et Gignoux, 2013) s'opposent ; ainsi que l'approche ex-ante et ex-post (de Barros et al., 2009). Enfin, lorsque la nature de la variable de résultat est qualitative, la méthode d'opportunité humaine de Barros et al. (2009) est appliquée afin de déterminer l'Indice d'opportunité humaine (IOH) et l'indice de dissimilarité (D-index). En Afrique, plusieurs auteurs ont exploité cette approche pour expliquer le niveau et l'évolution des inégalités d'opportunités (Dabalén et al. 2015 ; Sanoussi, 2017 ; Hussain et Atif, 2022). En revanche, dans le contexte camerounais, très peu d'études ont examiné les IOP. A notre connaissance, on

¹ , les objectifs 1 (ODD.1) : « Eliminer la pauvreté sous toutes ses formes et partout dans le monde » et ODD.10 : « réduire les inégalités entre les pays et en leur sein »

distingue les travaux pionniers de Baye et Epo (2013), qui analysent l'effet des inégalités d'opportunités sur la distribution sur le bien être monétaire. Ils sont suivis par Fokam et al. (2016) qui déterminent l'IOP de mobilité professionnelle et de qualité de l'emploi sur le marché du travail camerounais ; puis Fotso et al. (2019) enfin évaluent l'inégalité d'opportunité de salaire. En outre, Ningaye et Tiomela (2015) étudient le lien entre les inégalités d'opportunité et le développement humain chez les enfants de moins de 11 ans.

Par ailleurs, Contrairement aux travaux précédents, nous mettons un accent particulier sur le rôle des transferts de Fonds des migrants internationaux (TFM) comme un facteur de circonstance et son impact sur l'accès à l'eau potable et aux aliments chez les enfants de moins de 5 ans. En effet la littérature théorique au tour de cette question indique que le signe et l'ampleur des effets des TFM sur les inégalités dépend de la position du ménage récipiendaire sur le quantile de la distribution du revenu (Adams, 2005 ; Lucas et Stark, 1985).

Fort de ce propos, il est admis que dans les PED en général, l'essentiel du revenu est contrôlé par le chef du ménage, et dans ce contexte, les enfants n'ont aucune influence ni sur la décision et le volume des fonds rapatriés, mais sur le processus d'allocation entre les différents biens dans les ménages bénéficiaires des remises. Ainsi, les TFM peuvent être considérés au sens de Roemer (1998) comme un facteur de circonstance, puisque ces derniers ne sont pas tenus pour responsables de la manière dont ces fonds sont dépensés ; et les groupes des ménages récipiendaires, comme des « types ». Dans ce sens l'inégalité entre les deux groupes de ménages est qualifiée de l'inégalité injuste (Checchi et Peragine, 2010), et par voie de conséquence, les décideurs devraient intervenir, sur la base du principe de compensation, pour corriger ces différentes distorsions (Sanoussi, 2017 ; Brunori et al. 2019). Ainsi, ces remises ont connu une progression nette entre 1980 et 2019, passant de 4 millions à 355 millions de dollar, respectivement (Banque Mondiale, 2020). Toutefois, l'ampleur des inégalités restent inquiétant au Cameroun et elles se sont amplifiées entre 2007-2014, passant de 39-44% (Institut Nationale de la Statistique, 2014).

La présente étude s'inscrit dans ce prolongement en évaluant l'effet des TFM sur les inégalités d'accès aux opportunités de bases telles que l'eau potable et la nourriture entre 2007 et 2012. Plusieurs auteurs à l'instar de Piraino (2015) , Sen (1995), Stiglitz (2012), indiquaient déjà que les dépenses des ménages constituent le facteur de circonstance le plus important surtout lorsqu'on s'intéresse aux pays en développement. Par ailleurs, et selon Pradhan et al. (2008), Adams (1989), Stark et Bloom (1985), Acosta et al. (2008), entre autres, l'envoi de fonds des

migrants constituent désormais une proportion importante du revenu des ménages r cipiendaires. L'effet distributionnel de ces ressources  conomiques sur la distribution des opportunit s dans les m nages d'origine n'est pas d finitif. Ce manque de consensus selon Milanovic (1987) serait la cons quence non seulement de la diversit  de l'environnement  tudi  en termes du niveau initial d'in galit , mais aussi des diff rences l'approches m thodologiques.

C'est dans cette perspective que, malgr  les r sultats pr sent s dans la litt rature existante, il s'av re important de mener une premi re  tude sur l'effet des TFM sur les in galit s d'opportunit s au Cameroun. Sur la base d'une approche param trique, nous avons recouru   une analyse *ex ante*, en exploitant la base de donn es de l'enqu te men e en 2012 dans le contexte camerounais par l'Institut de Formation et de la Recherche D mographique (IFORD) ; laquelle demeure jusqu'  date, la seule base micro conomique sp cialis e sur les questions migratoires dans le contexte. Le calcul de l'IOP est bas  sur la proc dure d'agr gation de Barros (2009); et la contribution des TFM aux IOP est  valu e   partir de la m thode de d composition de la valeur de Shapley propos e par Shorrocks (1982 ; 2013).

Pour le reste de cet article, la section 2 est consacr e   une revue non exhaustive des travaux empiriques ; la section 3 pr sente la m thodologie ;   la section 4, les r sultats des estimations sont expos s, et enfin, la discussion des r sultats et la conclusion fait l'objet de la section 5.

2. Revue de Litt rature

Cette section pr sente bri vement les r sultats des travaux ant rieurs sur les in galit s d'opportunit  d'acc s aux services de bases (2.1), avant d' valuer le r le des TFM comme facteur d'opportunit  pour les m nages r cipiendaires (2.2)

2.1. In galit s d'opportunit s d'acc s aux services de bases

L'analyse des in galit s d'opportunit s repose davantage depuis une d cennie sur cette approche de Roemer (1998), Van der Gaer (1993) Ramos et Van de Gaer (2012), Fleurbaey et Peragine (2013), Roemer et Trannoy (2016). Alors que la plupart de ces  tudes sont men es dans le contexte des pays d velopp s, elles restent rares dans les pays pauvres (Dimova et al., 2019). L'attention est par ailleurs port e sur les opportunit s d'acc s   la sant , l' ducation, l'alimentation   l'emploi des jeunes,   l'eau potable chez les enfants (BM, 2009 ; Sen, 1986). Bett et Roemer (1999) utilisent les donn es de l'enqu te men e aupr s des jeunes hommes am ricains pour estimer les d terminants de l'IOP. Ils trouvent que la race est le principal

facteur de discrimination, et recommande la mise sur pied des politiques de réallocation des dépenses d'éducation afin de réduire ces inégalités.

Par contre, Checchi et Peragine (2010) arrivent à une conclusion contradictoire sur les données Italiennes. En distinguant les variables "circonstances exogènes" (éducation parentale) de la composante résiduelle relative aux "efforts, ils appliquent une approche paramétrique et non paramétrique et aboutissent à une baisse des IOP, avec une amplitude qui est fonction du sexe. Pour Appleton (2001), il existe de fortes disparités de genre dans le taux d'inscription et la performance scolaire au primaire. Globalement, Sanoussi (2017) au Togo, Assaad et al. (2012) et Zere et McIntyre (2003) en Turquie, ont trouvé sur la base d'une étude paramétrique, une forte corrélation entre le statut socioéconomique des parents et le bien-être des enfants. Dans Singh (2010) les IOP varient entre Inde urbain et rural. Finalement, Buchanan (2002) ont montré que l'origine familiale d'un individu est un facteur déterminant son niveau d'éducation. Cependant, Ferreira et Gignoux (2011) posent le problème de mesure de l'inégalité de l'éducation dans 57 pays de l'OCDE. Ils montrent que les circonstances expliquent près de 35% IOP d'éducation ; et en Turquie, Börka et Bakis (2016) trouvent que cette fréquence se situe entre 17 -83%. Par ailleurs, les variables telles que niveau d'étude, le revenu des parents, le sexe, sont les principaux facteurs des inégalités scolaires. Dans le même sens, l'approche paramétrique et non paramétrique a permis de mettre en évidence le rôle du milieu de résidence, de la religion de la mère, pour expliquer les IOP entre les enfants Ethiopiens. Pour Amara et Jemmali (2017) ont montré que l'IOP en Tunisie est expliquée par le milieu de résidence, le niveau d'éducation et de richesse des parents. A partir d'une approche similaire, Fokam et al. (2016) ont montré que le niveau d'éducation du père, le sexe de l'individu explique les IOP sur le marché du travail camerounais.

2.2. Le rôle des migrations et TFM dans l'analyse des inégalités d'opportunités

Les principaux travaux mettant en lien la migration et les inégalités se sont largement intéressés à la mobilité intergénérationnelle, suivant les travaux fondateurs de Solon (1999). Globalement, il est indiqué que dans les pays développés où la migration internationale s'intensifie, la dynamique des inégalités d'opportunités est largement affectée (Tolsma et al. 2007). Cela implique aussi les opportunités de migration et des TFM seraient indépendantes du statut économique et éducationnel, mais traduit plutôt les inégalités de distribution du capital

social². Selon Démurger et Wang (2016), la migration et les TFM constituent des facteurs non négligeables des inégalités rurales-urbaines d'accès aux opportunités en Chine. En mettant un accent particulier sur le rôle médiateur du capital social, plusieurs études ont abouti à un lien négligeable entre l'immigration et les opportunités. A ce sujet, Reyneri et Fullin (1959) indiquent que la discrimination dont sont victimes les migrants travailleurs est la conséquence directe de leur manque de capital social. La défaillance du succès scolaire des migrants peut être associée au faible niveau de capital social, et les disparités en termes de l'intégration sociale expliquent les IOP existantes entre les migrants et les natifs. En exploitant la formalisation théorique de Roemer (1998), Bourguignon et al. (2007) ont montré que la migration contribue à la réduction des inégalités d'opportunités, quel que soit le milieu de résidence. McKenzie et Rapoport (2011) utilisent les données historiques de la migration internationale, ainsi qu'un modèle à variable instrumentale censurée et d'un modèle probit ordonné pour prouver que les facteurs de circonstances tels que le statut migratoire et le genre jouent un rôle majeur dans la dynamique des inégalités d'opportunités d'éducation au sein des ménages mexicains, récipiendaires des fonds privés rapatriés par l'un de leur membre. Zhang (2020) a montré à partir des données récoltées auprès des ménages à l'échelle nationale, que les inégalités d'opportunité d'éducatives en Chine sont principalement liées au milieu de résidence. Selon Schlicht-Schmalzle et Ackerman (2011), le lien entre le succès sociétal et le statut migratoire est complexe. A partir d'une étude portant sur 30 pays de l'OCDE, les auteurs ont abouti au résultat selon lequel, entre 2003-2009, les inégalités dans la performance scolaire étaient influencées par les facteurs circonstanciels tels que le statut migratoire du ménage. Les résultats similaires sont obtenus par Ferreira et Gignoux (2011) dans leur étude portant sur 57 pays de l'OCDE. Selon Acharia et Gonzalez (2018), et Meka'a (2015) les migrants urbains investissent mieux dans l'éducation des enfants que les natifs ; et dans Girsberger (2017), la migration stimule davantage l'investissement éducatif.

² Selon Colman (1998), le capital social est un ensemble de ressources inhérentes dans la relation familiale et dans l'organisation sociale, utilisées pour le développement socio-cognitif des enfants et des jeunes personnes.

3. Cadre méthodologique

3.1. Présentation du modèle et stratégie d'estimation

Cette étude exploite la méthodologie basée sur la mesure de l'Inégalité d'Opportunité (IOP). Deux principales méthodes d'évaluation de l'IOP sont généralement utilisées, et le choix est dicté par la nature des variables d'opportunités. Nous privilégions un modèle à choix binaire. Proposée initialement par de Barros et al. (2009). On déterminera l'IOH (taux accès) et le taux de couverture qui représentent respectivement la part des biens/services disponibles, la proportion de la population ayant accès aux opportunités. L'indice de dissimilarité (D) qui est la mesure de l'inégalité, est la proportion d'opportunité à réallouer selon les circonstances de vie, pour assurer l'accès égale à cette opportunité. Pour procéder aux estimations avec le logiciel STATA.16, nous avons exploité la technique de programmation proposée par Wendelspiess, et Soloaga (2014). Pour calculer le D , on estime d'abord la vraisemblance conditionnelle en régressant chaque opportunité (Y) à un ensemble de circonstances x_j (notamment les TFM), suivant une fonction binaire (probit simple). Soit :

$$p(Y) = \text{Exp}(\gamma_0 + \sum x_i \hat{\gamma}) / [1 + \text{Exp}(\gamma_0 + \sum x_i \hat{\gamma})] \quad (1)$$

Où $p(\cdot)$ est la probabilité d'accès à une opportunité au regard des circonstances individuelles. A la deuxième étape, il est question d'estimer les probabilités prédites d'accès à chaque service au regard des circonstances retenues pour chaque individu (ω_i), et déduire la probabilité moyenne $\bar{\omega}$ (taux de couverture moyenne) d'accès aux services. Avec n le nombre d'observation, ω_i la probabilité de l'individu i d'accéder à un bien et $\pi_i = \frac{1}{n}$. On a :

$$\bar{\omega} = \sum_{i=1}^n \pi_i \omega_i \quad (2)$$

A la troisième étape, il revient à calculer l'indice le D -index (D) à partir de la formule suivante:

$$D = \frac{1}{2\bar{\omega}} \sum_{i=1}^n \pi_i |\omega_i - \bar{\omega}| \quad (3)$$

Avec D qui vaut 0 en cas de parfaite égalité d'opportunité, et s'il y a une parfaite inégalité, il vaut 1. Enfin, l'IOH, qui est le taux d'accès à chacun de ces opportunités, suivant le *principe d'égalité opportunité*, est alors calculer à partir de l'expression suivante :

$$IOH = \bar{\omega}(1 - D) \quad (4)$$

Où D représente l'IOP pour chaque groupe de circonstances communes, comparé au taux moyen global. En outre, si $(1 - D)$ vaut 1, on peut conclure que l'accès aux opportunités est indépendant des circonstances, et dans ce cas les inégalités sont « *légitimes* » ou « *justifiées* ». Pour déterminer si l'indice D est globalement important dans le changement d'IOH au cours du temps, nous procédons à la décomposition de ce dernier par effet d'échelle (variation du taux de couverture) et par effet de distribution (variation de l'IOP).

Tableau 1. Décomposition de l'IOH

Nature de la variation de l'IOH	Détermination
Variation totale d'IOH.	$\Delta IOH = (IOH)^{final} - (IOH)^{initial} = \Delta \bar{\omega} + \Delta D$
Effet d'échelle :	$\Delta \bar{\omega} = \bar{\omega}^{final} (1 - D^{initial}) - \bar{\omega}^{initial} (1 - D^{initial})$
Effet de distribution :	$\Delta D = \bar{\omega}^{final} (1 - D^{final}) - \bar{\omega}^{final} (1 - D^{initial})$

Source : Prieto et. al. (2018)

3.2. Spécification et décomposition de la valeur de Shapley

L'application de cette méthode Shapley (1953) remonte premièrement à Shorrocks (1982) qui permet d'effectuer l'analyse distributionnelle ou la contribution marginale de chaque circonstance x_j à la formation des inégalités. Formellement, si on désigne par : X le vecteur constitué de N circonstance ; n , un sous ensemble de N ; s , un sous ensemble de N qui ne contient pas x_j . La contribution du facteur x_j est donnée par :

$$(D)_{x_j} = \sum_{s=0}^{j-1} s_{xN/x_j} \frac{s!(n-s-1)!}{n!} [D(s \cup \{x_j\}) - D(s)] \quad (5)$$

Où D représente l'indice de dissimilarité ou la valeur de l'IOP. Par ailleurs, pour chaque facteur x_j , tel que j n'appartient pas à S , sa contribution à la marge peut être déterminée par : $[D(S \cup \{x_j\}) - D(S)]$ est la valeur de l'inégalité suivant les facteurs s et x_j ; et $D(S)$ une fonction qui permet de déterminer la valeur de D avec s . Partant, la contribution effective d'un facteur

x_j représente la moyenne pondérée de la somme de toutes ses contributions à la marge. Cependant, la valeur de Shapley donne une importance particulière aux positions occupées par x_j dans S . Ainsi, la contribution C d'une circonstance x_j à D est:

$$C(x_j) = \frac{(D)_{x_j}}{D(N)} \quad (6)$$

Avec $x_j \sum_{j=1}^N (D)_{x_j} = 1$

Ainsi, il est désormais possible, eu égard de l'objectif de notre étude de répondre aux questions suivantes : quelle est la contribution des TFM à l'explication des IOH ? Est-il décisif à l'explication des IOP entre les ménages r cipiendaires et non r cipiendaires ?

3.3. Pr sentation de la base de donn es et des variables

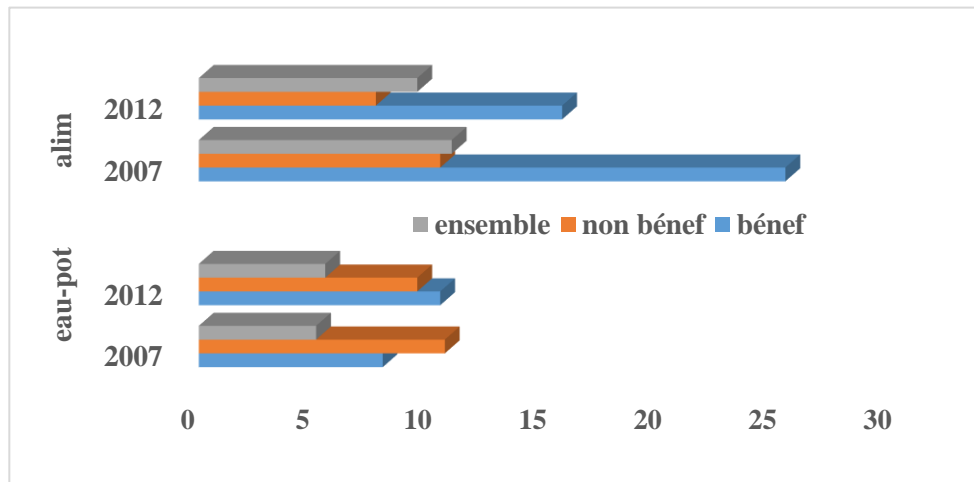
Nous recourons   une analyse *ex ante*, en exploitant la base de donn es issue de l'enqu te men e en 2012 dans le contexte camerounais par l'Institut de Formation et de la Recherche D mographique (IFORD), qui au cours de laquelle 5863 individus ont  t  interview s au niveau national. Par ailleurs, le choix de nos services de base, est premi rement li  au fait qu'ils sont essentiels pour la productivit  future des enfants (Sen, 1985), et deuxi mement, ils sont pr sents dans notre base de donn es. Le choix des enfants suppose que leur « responsabilit  » sur l'acc s aux opportunit s est expurg e. La variable **TFM** repr sente les transferts de fonds de migrants qui prend la valeur 1 si un chef de m nage d clare avoir re u les fonds, et 0 sinon. **Genre et Genmig** est le sexe du chef de m nage et celui du migrant, respectivement ; qui est  gale   1 pour un homme, et 0 pour une femme. **Tailm** repr sentent respectivement le logarithme de l' ge du chef et du nombre de personnes r sident dans le m nage. **Transp** est la variable transport qui prend  gale   1 si le chef de m nage d tient un moyen de transport personnel, et 0 sinon. **Region** ; est   la r gion d'origine des TFM, elle vaut 1 s'ils proviennent du « Nord » et 0 sinon; **Nonpauvre** correspond   la situation de pauvret  des m nages ; qui vaut l'unit  si le m nage est riche, et 0 sinon; **E_Sant ** indique l' tat de sant , qui vaut 1 pour un chef en bonne sant  et 0 sinon ; **prim** indique si le chef de m nage   un niveau d' tude primaire; **milresid** est le milieu de r sidence qui vaut 1 pour un m nage urbain et 0 sinon.

4. Estimation et présentation des résultats.

4.1. Calcul de l'indice d'accessibilité aux services sociaux de base.

En plus de l'analyse de leur caractéristique en 2012, de procéder à une étude comparative avec leur niveau de 2007 entre ménages r  cipiendaires et non.

Graphique 1: variation des IOP entre 2007 et 2012



Source : Auteurs

Sur l'ensemble de la population, l'indice de dissimilarit   d'acc  s    l'eau potable est pass   de 5,1- 5,5%, et entre 9,5-11% en ce qui concerne l'acc  s aux aliments, entre 2007-2012. Ainsi, bien que les   carts dans l'acc  s    ces infrastructures restent   lev  s, ce r  sultat laisse envisager qu'entre 2007-2012, l'in  galit   d'acc  s    l'eau potable a connu une modeste augmentation, alors que celle d'alimentation s'est plut  t r  duite.

Par ailleurs, ces taux globaux, dissimulent les disparit  s existantes au sein et entre les m  nages r  cipiendaires et non r  cipiendaires des remises. En effet, les enfants issus des m  nages r  cipiendaires et non r  cipiendaires ont exp  riment   un niveau d'IOP d'acc  s    l'eau potable estim   respectivement    8% et    10,7%. En revanche, ces in  galit  s ont une tendance contraire en 2012, car ces taux de disparit  s se situent dans cet ordre    10,5 et 9,5%. Ainsi ces r  sultats montrent d'une part que, l'in  galit   d'acc  s    l'eau potable entre les m  nages non r  cipiendaires s'est r  duite entre 2007 et 2012; d'autre part, l'  cart entre les deux groupes de m  nages se sont r  duites, passant de 2, 7%    2% durant ladite p  riode. Toutefois, des diff  rences importantes dans l'acc  s aux aliments sont obtenues au sein et entre les m  nages migrants et non, et ce, ind  pendamment de la p  riode d'  valuation. En effet, les m  nages r  cipiendaires ont enregistr  

en 2007 les dissimilarités de 25,5 et de 10,5%, environ. De même, en 2012 ces proportions étaient voisines de 16 et de 8%, respectivement chez les enfants des ménages bénéficiaires et non, des remises. D'après ces résultats, les inégalités d'accès aux aliments étaient plus prononcées entre les enfants appartenant aux ménages bénéficiaires, que dans les ménages privés de ces fonds, aussi bien en 2007 qu'en 2012.

En outre, on a observé dans les deux cas, une diminution considérable des inégalités intra-ménages, avec une fréquence plus importante au sein des ménages r cipiendaires ; ce qui montre alors qu'en pr sence des TFM, les m nages  g s r cipiendaires b n ficient d'un meilleur acc s aux aliments. Finalement, les  carts entre ces deux groupes de m nages dans l'acc s aux aliments s'est r tr cis. En revanche la diff rence entre les D_index sur ces p riodes est estim e   8% et 15%, respectivement pour les m nages r cipiendaires et non r cipiendaires. Cette valeur est proche de 15% obtenu en Egypte par Hassine (2006), mais reste tr s faible comparativement au 31% en Turquie (Ferreira et al. 2011) et 35% au Cameroun (Ningaye et Tiomela, 2015).

4.2. Calcul et  volution du taux de couverture et de l'IOH entre 2007-2012

Le tableau (3) fait appara tre le taux de couverture (ω), entre autres, l'indice de Dissimilarit  (D), l'indice d'opportunit  humaine (IOH) et la proportion de la population vuln rable (pop_vul). A titre de rappel, le taux de couverture d'un bien est la part des membres du m nage ayant effectivement acc s   ce bien ; et l'IOH est la proportion de l'opportunit  disponible et effectivement mis   la disposition des populations. En ce qui concerne les caract ristiques de l'opportunit  d'acc s   l'eau potable, le taux moyen de couverture global au Cameroun est de 73,6% en 2012, contre 69,3% en 2007 ; et l'IOH aussi est pass  de 63% en 2007   66% en 2012. Ces deux indicateurs permettent de conclure qu'entre 2007 et 2012, le taux d'acc s   l'eau potable chez les enfants de moins de 6 ans s'est am lior , et cette augmentation est relativement la cons quence d'une augmentation du volume d'eau potable disponible, et/ou d'une meilleure distribution au sein de la population de la quantit  disponible. De ce qui est de l'acc s   la nourriture, le taux de couverture est pass  de 19-49% entre 2007-2012, alors que sur cette p riode, l'IOH est compris entre 16-44%. Enfin, pour assurer l'acc s universel de ces enfants aux aliments, il faudrait r allouer, sous la base du principe d' gale opportunit , 9,5% des aliments en leur faveur.

Tableau 3 : Evolution et caractéristiques l'inégalité d'opportunité entre 2007-2012

IOP	Couverture moyenne ($\bar{\omega}$)		Obs	Pop-vul %	IOP (D)		IOH (taux d'accès)	
Accès à l'eau potable								
2012	73.5802	(2.0312)	45	33,80	9.4119	(6.2132)	66.6550	(2.5109)
recip	75.2688	(4.0174)	93	32,20	10.404	(12.5953)	67.4377	(5.0736)
Non recip	71.7172	(2.4358)	27	37,00	9.5707	(7.0956)	64.8533	(2.9519)
2007	69.3827	(2.1592)	45	35,00	9.0320	(6.4403)	63.1161	(2.5425)
recip	73.1481	(4.0575)	18	44,44	7.9348	(10.592)	67.3440	(4.9544)
Non recip	68.0135	(2.4995)	27	40,71	10.7715	(7.2270)	60.6874	(2.9986)
Alimentation								
2012	49.3812	(1.7133)	88	46.65	9.5675	(5.8807)	44.6567	(1.8494)
recip	55.1724	(3.1787)	23	48.28	15.8481	(10.3638)	46.4286	(3.4145)
Non recip	47.4548	(1.9966)	69	45.30	7.3756	(7.3497)	43.9547	(2.1456)
2007	18.9356	(1.3649)	88	56.06	10.9552	(12.6610)	16.8612	(1.3921)
Recip	22.1675	(2.7458)	23	59.50	25.3848	(20.7813)	16.5403	(2.5339)
Non recip	17.7340	(1.5389)	69	56,00	10.2604	(13.5337)	15.9144	(1.5293)

Source : Auteurs

Toutefois, cette performance n'est pas homogène entre les ménages, notamment si on les différencie selon qu'ils reçoivent ou non les TFM. En effet, taux moyen d'accès à l'eau potable dans les ménages bénéficiaires des fonds est passé de 73% à 75% entre 2007 et 2012, respectivement, bien au-dessus du niveau d'accès moyen ; tandis qu'en absence de cette source de revenu monétaire, ces proportions sont estimées à 68 et 71%, respectivement. Ainsi, la réception des fonds des migrants améliore l'accès à l'eau potable des ménages, mais le rythme

de l'évolution du taux d'accès à ce bien au cours du temps est plus important en absence des rémittences, traduisant une réduction des disparités d'accès à l'eau potable en 2012 par rapport à 2007 dans ce groupe de ménage. Dans le même ordre d'idée, l'IOH d'accès à l'eau potable en absence de TFM est passé de 60% en 2007 à 64% en 2012, contre une évaluation stable (67%) en cas de rémittences. Dit autrement, la distribution en eau potable au sein des ménages non récipiendaires est plus égalitaire que dans les ménages récipiendaires. Finalement, la part de la population vulnérable s'est réduite, et ce, avec une fréquence plus importante dans les ménages récipiendaire. Les résultats indiquent aussi que le taux d'accès aux aliments dans les ménages récipiendaires et non récipiendaires s'établissait en 2007 à 22% et 17% respectivement ; contre 55 et 47% en 2007, respectivement. D'après ce résultat, nous déduisons que : de 2007 à 2012, la proportion des menages ayant accès aux aliments s'est nettement améliorée, et ce indépendamment du statut migratoire des ménages ; le TFM est un facteur responsable de l'accès plus important aux aliments par les enfants appartenant aux ménages récipiendaires ; Et enfin, les écarts inter-ménage d'accès aux aliments entre les enfants se sont accrus, passant de 5% (22%-17%) en 2007 à 8% en 2012 (55%-47%). La hausse d'accessibilité aux aliments serait le reflet d'une hausse des TFM vers les ménages au Cameroun, eu égard de son effet très significatif et positif sur l'accès aux aliments (régression probit). Ainsi, bien que l'IOP d'accès aux aliments ait connu une baisse entre 2007 et 2012, l'ampleur d'IOP reste encore très élevée.

4.3.1. Décomposition de la variation de l'IOH entre 2007-2012

Tableau 4 : Décomposition de l'IOH d'accès à l'eau potable

	IOH (2012)	IOH (2007)	Variation de l'IOH	Effet d'échelle		Effet de distribution		Effet total
				Absolu	Relatif	Absolu	Relatif	
Ensemble	66,65	63,11	3,54	4,00	91,75	0,36	8,25	4,36
Réceptiendaire	67,43	67,34	0,10	0,08	9,64	0,75	90,36	0,83
Non réceptiendaire	64,85	60,68	4,17	10,50	93,71	0,70	6,29	11,12

Source : Auteurs. La valeur relative est le pourcentage de la valeur absolue rapportée à l'effet total

A partir de l'analyse de la décomposition de la variation inter-temporelle du taux d'accès à l'eau potable, nos résultats indiquent que l'accroissement entre 2007-2012 de 3,54% de ce taux était principalement expliqué par l'effet d'échelle (91,75%), que par l'effet de distribution (8,25%). Autrement dit, l'accroissement du taux d'accès à l'eau potable de 2007 à la conséquence de l'augmentation de quantité d'eau potable disponible, que celle d'une meilleure allocation de ce bien, au regard du principe d'égalité d'opportunité. Cependant, notre analyse montre que dans les ménages non bénéficiaires, l'effet d'échelle emporte sur l'effet de distribution ; contrairement à ce qui observé au sein des bénéficiaires.

Tableau 6. Décomposition de l'IOH d'accès à l'alimentation

	IOH (2012)	IOH (2007)	Variation de l'IOH	Effet d'échelle		Effet de distribution		Effet total
				absolu	relatif	absolu	relatif	
Ensemble	44,65	16,86	27,79	1,1	81,72	-0,17	18,28	0,93
réficiaire	46,42	16,54	29,88	0,5	73,54	0,18	26,48	0,68
Non réficiaire	43,95	15,95	28	1,4	69,15	-0,33	30,85	1,07

Source : Auteurs

Dans l'ensemble, entre 2007 et 2012, le taux de variation de l'opportunité d'accès aux aliments par les enfants a progressé de 27,8%. Cette dynamique de l'IOH était influencée à 81,72% par l'effet d'échelle, et seulement à 18,28% par l'effet de distribution (ou d'égalisation). Le résultat obtenu suggère un lien négatif (effet de distribution absolu de signe négatif), entre le taux d'accès aux aliments et leur distribution. En absence des TFM, le taux d'accès à cette opportunité est moins important aussi bien en 2007 qu'en 2012, que chez les enfants appartenant aux ménages bénéficiaires des fonds des migrants. De plus, l'accroissement par ailleurs plus important que dans les familles non bénéficiaires, du taux d'accès à la nourriture est davantage dû à l'effet d'échelle (73,54%). Toutefois, on peut aussi observer que le poids de l'effet distributionnel dans la variation de l'IOH, n'est pas négligeable. Ainsi, l'augmentation du taux d'alimentation s'accompagne d'une redistribution plus équitable entre les enfants.

4.3.2. Calcul de la contribution marginale : Décomposition de la valeur de Shapley

Il est question de procéder à la décomposition de la valeur de Shapley de l'IOH, afin de déterminer la contribution à la marge, ainsi que leur évolution, de chaque variable de circonstance en mettant un accent sur les transferts de fonds des migrants.

En ce qui concerne l'IOH d'accès à l'eau potable, il en ressort du tableau (7) que, dans l'ensemble, la possession d'un moyen de transport par le chef de ménage constituait la principale source d'inégalité d'opportunité d'accès à l'eau potable au sein des ménages récipiendaires, avec les taux respectifs de 47,6 et 60% en 2007 et en 2012. Par le poids des TFM à l'explication des IOP, qui en 2007 était relativement faible, s'est nettement amélioré pour passer de 6,5 à cette période, à 13% environ en 2012. Ainsi, les TFM constituaient en 2012, la seconde source de la hausse du taux d'accès à l'eau potable dans les ménages récipiendaires

Tableau 7 : Inégalité d'accessibilité à l'eau potable : contribution marginale des circonstances

Variable	2012	2007	2007	2007	2012	2012
	Ensemble		Urbain	Rural	Urbain	Rural
milResid	18.8%	1.52%				
TFM	13.16%	18.91%	0.74%	37.35%	8.56%	46.57%
prim	5.23%	0.41%	3.32%	3.29%	6.15%	4.62%
Region	29.87%	43.82%	44.81	39.11%	45.62%	3.84%
NonPauv	10.36%	3.93%	2.01%	7.38%	13.53%	4.13%
E_santé	2.88%	9.34%	1.06%	1.06%	4.54%	10.19%
Transp	14.22%	2.28%	0.19%	3.68%	17.97%	7.31%
Genre	5.47%	19.57%	29.51%	8.14%	3.63%	23.33%
TOTAL	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Source : Auteurs

En outre, lorsque l'analyse met un accent sur l'hétérogénéité qui pourrait exister au sein des ménages récipiendaires ruraux et urbains, il en ressort que le poids des facteurs de circonstances est nettement différent d'un milieu à l'autre. En effet, les trois facteurs les plus décisifs pour l'accès à l'eau potable en milieu urbain en 2012 sont par ordre d'importance décroissant, la possession d'un moyen transport personnel, la réception des TFM et le niveau d'instruction du chef de ménage. Par ailleurs, la contribution des TFM en milieu urbain est passé du simple

(12%) au double (24%) durant cette période, en revanche, cette tendance est décroissante et moins importante en milieu rural, car ce poids est passé de 8,61% en 2007 à 5,85% en 2012.

En examinant la contribution de chaque facteur de circonstance à l'IOH et selon le milieu de résidence des ménages bénéficiaires des TFM, les résultats montrent que avec une fréquence comprise entre 30-44%, la région (Sud / Nord) d'origine des remises, est la principale variable de circonstance qui explique au mieux l'évolution du taux d'accès à la nourriture par les ménages r cipiendaires des fonds entre 2007-2012. Quel que soit la p riode consid r e, les TFM font partie des principaux facteurs les plus importants pour expliquer la dynamique de l'IOH. En 2007, elle se situait   19% environ, alors qu'en 2012 cette valeur a nettement diminu  pour se situer   pr s de 13,16%, soit une diminution du poids des TFM dans le niveau total des in galit s d'opportunit  en alimentation des enfants.

Tableau 8. Contribution marginale   l'in galit  d'accessibilit  aux aliments

Source : Auteurs

	2012	2007	2012		2007	
	Ensemble		Urbain	Rural	Urbain	Rural
milResid	6.71%	2.24%				
TFM	12.70%	6.51%	24.12%	5.85%	12.39%	8.61%
Genrmig	6.29%	15.86%	1.79%	39.18%	8.05%	46.36%
prim	11.77%	17.53%	7.95%	26.42%	18.80%	26.80%
Tailm	1.27%	4.78%	0.12%	5.27%	4.93%	6.45%
Transp	60.10%	47.66%	64.26%	21.76%	48.15%	6.48%
Genre	1.13%	5.43%	1.41%	0.39%	7.69%	4.53%
TOTAL	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

L'analyse de la contribution marginale des facteurs permet de mettre en exergue qu'en 2007, le TFM constituait avec pr s de 35% de contribution, la seconde circonstance la plus d terminante du niveau de l'IOP, mais en revanche, il en ressort que ce taux n'est que de 0,7% en ce qui concerne le milieu urbain. En outre, on obtient des proportions plus importantes en 2012, et ce

indépendamment du milieu de résidence, avec 46,5% et 8,5% de contribution des TFM en milieu rural et urbain, respectivement.

5. Discussion des résultats et conclusion

Le présent article avait pour objectif de déterminer et d'analyser la contribution des transferts de fonds des migrants aux inégalités d'opportunités au Cameroun. En estimant la borne inférieure de la variation de l'IOP d'accès à l'eau potable et aux aliments entre 2007-2012, nous avons trouvé globalement qu'entre 2007-2012, l'indice de dissimilarité d'accès à l'eau potable et à la nourriture est passé de 6,5-5,8%, et de 9,5-11% soit une baisse des disparités d'accès à cette infrastructure. Cependant, nos résultats indiquent premièrement qu'entre 2007-2012, les inégalités d'opportunités entre les ménages récipiendaires et non récipiendaires des remises se sont nettement réduites, et ce, indépendamment de l'infrastructure de base considérée dans cette étude. En revanche, comparativement aux ménages non bénéficiaires, l'ampleur des inégalités d'opportunités observées entre les enfants appartenant aux ménages bénéficiaires des fonds est restée plus importante ; elles se sont même aggravées en ce qui concerne l'accès à l'eau potable. Ce résultat suggère que les TFM accentuent les inégalités d'opportunités d'accès aux services de base au Cameroun. Deuxièmement, l'indice d'opportunité humaine d'accès à l'eau potable, est passé de 63,11 à 66,65%. Cet accroissement est dû à une hausse du taux de couverture et à une baisse de l'inégalité d'opportunité au sein de la population. En outre, ce taux est nettement plus important chez les ménages récipiendaires des fonds ; et cela peut être expliqué par l'effet combiné d'une hausse du taux de couverture et une baisse de l'IOP. Si ce score est resté quasi constant entre 2007-2012, il est néanmoins proche de celui de Sanchez et Hinlo (2019) dans le cas de l'Inde. En ce qui concerne l'accès aux aliments, les ménages récipiendaires et non récipiendaires, ont enregistré des taux compris entre 16,54-46,42% et 15,91-43,95%. Ainsi, le taux d'accès aux aliments reste plus important dans les ménages récipiendaires d'une part, et d'autre part, la variation de ce taux est due aux effets combinés d'une hausse du taux de couverture et d'une baisse de l'IOP. Ce qui corrobore un bon nombre des résultats empiriques rencontrés dans la littérature (Acharya et Gonzalez, 2018). Finalement, l'effet de distribution (90,36%), c'est-à-dire, l'effet d'une meilleure distribution de ce bien suivant le principe d'égalité d'opportunité, emporte sur l'effet d'échelle. Ce résultat rejoint en partie ceux Debalen et al. (2015), qui dans leur étude partant sur 20 pays de l'ASS, trouvent que la variation de l'IOH d'accès à l'eau potable est liée à l'effet d'échelle dans 5 pays. Et globalement, il est conforme à ceux rencontrés dans plusieurs travaux empiriques qui ont trouvé que l'effet d'échelle est la

principale source de la variation du taux d'accès aux différentes opportunités (Dabalén et al. 2015 ; Vani et Mandheswaran, 2018). En outre, il en ressort que l'inégalité d'opportunité pourrait avoir une influence négative sur le taux d'accès à l'alimentation au sein des ménages non bénéficiaires. Troisièmement et enfin, la décomposition de l'IOP par la méthode de Shapley-Shorrocks indique qu'en moyenne, dans les ménages bénéficiaires, la contribution des transferts de fonds des migrants à la baisse des inégalités d'opportunité d'accès à l'eau potable est comprise entre 6-13%. Toutefois, l'accès à un moyen de transport personnel, le niveau d'éducation du chef du ménage et la région d'origine, restent les principaux facteurs les plus décisifs. Par ailleurs, après ces facteurs circonstanciels, les TFM apparaissent comme un autre facteur décisif qui explique entre 13-19% la baisse des IOP d'accès aux aliments entre 2007-2012. Nonobstant ce constat, l'analyse selon le milieu de résidence de ces ménages fait ressortir de fortes divergences. Ce qui corrobore; Singh (2010).

Ceci a des implications des politiques économiques particulières, car elle indique dans quelle direction les décideurs devraient orienter leurs politiques sociales économiques afin de réaliser l'objectif de l'accès universel et égalitaire aux services de bases.

Références bibliographique

- Acosta, P., Calderon, C., Fajnzylber, P, et Lopez, H. (2008)**, ‘‘What is the impact of international remittances on poverty and inequality in Latin America?’’ *World Development*, vol. 36, n°1, pp: 89–114
- Adams, Jr.R. (2005)**. *Remittances, Household Expenditure and Investment in Guatemala* , World Bank Policy Research Working Paper No. 3532.
- Adams, R. H. (1989)**, ‘‘Worker remittances and inequality in rural Egypt’’ *Economic Development and Cultural Change*, n°38, pp: 45-71.
- Amara, M., & Jemmali, H. (2017)**, *On the Decomposition and Dynamics of Inequality of Opportunities: A Special Focus on Early Childhood Health and Nutrition in Tunisia*. Working Paper 1093. Giza, Egypt: Eco Research Forum
- Appleton, S. (2001)**. *Education, Incomes and Poverty in Uganda*. CREDIT Research Paper 01/22, University of Nottingham.
- Arneson, R. J. (1989)**, *Equality and equal opportunity for welfare*. *Philosophical Studies*, 56(1), 77-93.
- Assaad, R., Krafft, C., Hassine, B.N., & Salehi-Isfahani, D. (2012)**, ‘‘Inequality of Opportunity in Child Health in the Arab World and Turkey’’. *Middle East Development Journal*, vol0. 4, n°02.
- Banque Mondiale. (2009)**. *Measuring Inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean*, The World Bank.
- Baye, F.M., & Epo, N.B. (2013)**, ‘‘impact of human capital endowments on inequality of outcomes in Cameroon’’, *Review of Income and Wealth*
- Betts, J et Roemer, J. (2001)**, *Equalizing opportunities through educational finance reform*. Discussion Paper, Institute for Social and Policy Studies, Yale University.
- Börkan, B., & Bakis, O. (2016)**, ‘‘Determinants of Academic Achievement of Middle Schoolers in Turkey, Educational Sciences’’, *Theory et Practice*, vol. 16, n°6, pp : 2193–2217
- Bourguignon, F., Ferreira, H.G., & Menendez, M. (2007)**. ‘‘Inequality of Opportunity in Brazil’’. *Review of Income Wealth*, vol 53, n°4, pp : 585-618.
- Brunori, P., Ferreira, F.H et Peragine, V. (2013)**, ‘‘Inequality of Opportunity, Income Inequality, and Economic Mobility: Some International Comparisons’’, in Paus E. (eds.) *Getting Development Right*. Palgrave Macmillan, New York.
- Buchmann, Claudia. 2002**. ‘‘Measuring Family Background in International Studies of Education.’’ pp: 150-98. *Methodological Advances in Cross-national Surveys of Educational Achievement*, National Research Council. Andrew C. Porter et Adam Gamoran, editors. National Academy Press.
- Checchi, D., & Peragine, V. (2010)**. ‘‘Inequality of opportunity in Italy’’, *Journal of Economic Inequality*, vol 8, n° 4, pp : 429-450.
- Cohen G. A. (1989)** ‘‘On the currency of egalitarian justice’’, *Ethics*, n°99, pp : 906-944.

- Dabalen, A., Narayan, A., Saavedra-Chanduvi, J., Suarez, A., Abras, A., & Tiwar, S (2015),** *Do African Children Have an Equal Chance? A Human Opportunity Report for Sub-Saharan Africa*, banque mondiale. 182p
- De Barros, P. R., Ferreira, F.H.G., Vega, M., & Chanduvi, J.S. (2009).** *Measuring Inequality of Opportunity in Latin America and the Caribbean*. The World Bank.
- Démurger, S et Wang, X. (2016),** *Remittances and expenditure patterns of the left behinds in rural China*, WP 1601 , GATE Lyon Saint-Etienne
- Dimova, R et Karim, S. (2019),** Inequality of opportunity and (unequal) opportunities in the youth labour market: How is the Arab world different. *International Labour Review* 159, pp: 217–42.
- Dworking, R. (1980).** "What is inequality? Equality of welfare", *philos public affairs*, n°10, pp : 185-246.
- Ferreira, F., & Gignoux, J. (2013).** The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity. *The World Bank Economic Review*, vol 28, n° 2, PP: 210–246
- Ferreira, F., Gignoux, J et Aran, M. (2011),** “Measuring Inequality of Opportunity Imperfect Data: the case of Turkey”, *Journal of Economic Inequality*, vol 9, n°4, pp: 651-680.
- Fleurbaey, M et Peragine, V. (2013),** ‘Ex Ante versus Ex Post Equality of Opportunity’. *Economica*, vol.80, n°317, pp: 118–30.
- Fokam, T.D., Chameni, N.C., & Ningaye, P. (2016).** *Inégalités d’opportunités sur le marché du travail, emploi et mobilité professionnelle au Cameroun*; Thèse de Doctorat, Univ de Dschang
- Fotso, K.P., Ningaye, P., & Fokam, T.D. (2019).** ‘How Does Inequality of Opportunities Affect the Distribution Economic Wellbeing in Cameroon’, MPRA, paper n°92556
- Girsberger, M. (2017).** *Migration, Education and Work Opportunities*, discussion paper series IZA, n°. 11028
- Hassine, N, B. (2010),** *Inequality of opportunity in Egypt*; The Economic Research Forum (ERF) Working Paper 549
- Hussain, M. A., & Atif, A. (2022),** Inactive Youth in Sub-Saharan Africa: Does Inequality of Opportunity Matter? *Economies*, Vol 10, n°27.
- IFORD (2009),** « *migration au Cameroun, profil national* », OIM, Genève, Suisse , 121 p.
- Institut National de la Statistique (INS) (2014).** *Quatrième Enquête Camerounaise auprès des ménages ECAM4*, Yaoundé
- McKenzie, D., & Rapoport, H. (2011).** ‘Can migration reduce educational attainment? Evidence from Mexico’, *Journal of Population Economics*, vol 24, n° 4, pp: 1331-1358.
- Meka’a, B.C. (2015).** « Transferts de fonds des migrants et dépenses des ménages : application au cas du Cameroun », *Région et Développement* n° 41, pp : 202-230
- Milanovic, B. (1987),** Remittances and income distribution, *journal of economic inequality studies*, vol.14, n°5, pp :24-37.

- Ningaye, P., & Tiomela, Y, A (2015).** *Inégalités D'opportunités Et Distribution Du Développement Humain Au Cameroun*, Conférence Du CREA; Addis Abeba
- Peragine, V., & Biagi, F. (2019),** *Equality of opportunity: theory, measurement and policy implication*, Technical report by the Joint Research Centre (JRC), the European Commission, 37p
- Piraino, P. (2015).** "Intergenerational Earnings Mobility and Equality of Opportunity in South Africa". *World Development*, vol. 67, n°1, pp: 396–405.
- Prieto, M.L., Flacke, J., Agüero-Valverde, J., & Van Maarseveen, M. (2018).** "Measuring Inequality of Opportunity in Access to Quality Basic Education: A Case Study in Florida", *Int. J. Geo-Inf.* vol 7, n°465
- Programme des Nations Unies pour le Développement : (PNUD, 2019):** Au-delà des revenus, des moyennes et du temps présent : les inégalités de développement humain au XXI^e siècle, 112p
- Ramos, X., & Van de Gaer, D. (2012).** *Empirical approaches to inequality of opportunity: Principles, measures, and evidence*. Working paper, ECINEQ.
- Rawls, J. (1971),** *A theory of justice*. Harvard University Press, Cambridge, MA
- Reyneri et Fullin, G. (2011),** Labor Market penalties of new immigrants and old receiving west European countries, international migration, 49. 1. Pp.31-57
- Roemer, J. E. (1998).** *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Roemer, J., & Trannoy, A. (2016).** "Equality of opportunity: Theory and Measurement", *Journal of Economic Literature*, vol 54, n°4, pp: 1288-1332.
- Sanoussi, Y. (2017).** "Measurement and analysis of inequality of opportunity in access of maternal and child health care in Togo", *MC Health Services Research*, vol 17, n°2, pp : 82-87
- Schlicht-Schmalzle, R., & Moller, S. (2011).** "Macro-political determinants of educational inequality between migrants and natives in the Western EU," *West European Politics*.
- Sen, (1985).** *Commodities and Capabilities*. Amsterdam: North-Holland
- Sen, A. (1995).** *Inequality reexamined*. Harvard: Harvard University Press
- Shapley, L.S. (1953).** *The Shapley Value*. In: Roth, A.E., 1988. (ed). Cambridge University Press.
- Shorrocks, A. F. (1982).** "Inequality decomposition by factor components". *Econometrica*, vol 50, pp: 193–211
- Shorrocks, A.F. 2013.** "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value." *Journal of Economic Inequality*, pp. 1–28.
- Singh, A. (2010),** "The Effect of Family Background on Individual Wages and an Examination of Inequality of Opportunity in India," *Journal of Labor Research*, N°31, pp:230–46.
- Stark, O et Bloom, D.E. (1985),** "The New Economics of Labor Migration." *American Economic Review*, Vol. 75, No. 2, pp. 173–178.
- Tolsma, J., Coenders, M., & Lubbers, M, (2007).** "Trends in ethnic educational inequalities in the Netherlands: a cohort design," *European Sociological Review*, vol.23, n°3, pp: 325–339.

Van de Gaer, D (1993). *Equality of Opportunity and Investment in Human Capital*. PhD dissertation, Catholic University of Leuven, Belgium.

Vani, B.P., & Madheswaran, S. (2018). ‘‘Inequalities of Human Opportunities in India: A State-level Analysis’’, *Indian Journal of Human Development*, vol12, n°2, pp :1–17

Wendelspiess, F.J et Soloaga, I. (2014). ‘‘iop: Estimating ex-ante inequality of opportunity’’, *The Stata Journal*, vol14, n°4, pp : 830–846

Zere, E. et McIntyre, D. (2003), Inequities in under-five child malnutrition in South Africa, *International Journal for Equity in Health*, vol. 2, n°1,

Zhang, (2020), ‘‘Unequal Occupational Mobilities between Rural Migrant and Urban Resident Workers in Urban China’’, *Frontiers in sociology*, vol 5, n°55