

African Integration and Development Review

Revue Africaine de l'Intégration et du Développement

Department of Economic Affairs
In collaboration with AUC Publishing and Reproduction Plant

Département des affaires économiques, en collaboration avec
l'Unité d'impression et de reproduction de la CUA

Printed by AUC Publishing and Reproduction Plant



African Integration and Development Review / Revue Africaine de l'Intégration et du Développement October/Octobre 2016



Volume 9

October / Octobre 2016

**African
Integration and
Development
Review**

**Revue
Africaine de
l'Intégration et
du Développement**

- **Les PME et la politique fiscale nationale : effets d'éviction ou de complémentarité dans l'économie togolaise?**
Ayira KOREM
- **Ouverture aux flux de capitaux internationaux et croissance: incidence de la volatilité des flux de dette et de fonds propres. Cas de l'UEMOA**
Sionfou Seydou COULIBALY
- **Transferts de Fonds des Migrants et Recherche Scientifique en Afrique**
Mawussé K. Nézan OKEY
- **Effet de l'accès au Microcrédit et à la terre exploitée sur le Bien-être des Ménages au Cameroun**
Clarisse METSEYEM, Francis Menjo BAYE et Hans Tino Ayamena MPENYA
- **Discrimination salariale sur le marché du travail: existe-t-il des différences significatives entre les différentes méthodes de décomposition?**
Jean Rémy OYAYA
- **Arbitrage entre Efficacité et Equité d'une Fonction de Bien-être Social Généralisée au Cameroun : 2001-2007**
Ferdinand MBENDA KOMBO et Francis MENJO BAYE



Orientation et Objectifs

La Revue Africaine de l'Intégration et du Développement est une tribune pluridisciplinaire internationale axée sur la problématique de l'intégration de l'Afrique. Elle est ouverte à toutes les orientations théoriques et publie des recherches portant sur les régions et les pays africains.

Cette Revue s'intéresse particulièrement à la théorie et à la pratique de la problématique de l'intégration. Ses champs d'intérêt comprennent : aide et commerce, disparités régionales et réforme agraire, administration du développement, planification de l'éducation et développement de ressources humaines, industrialisation et transfert de technologie, problèmes environnementaux, droits de la personne et démocratisation, urbanisation, femmes et développement.

La Revue accepte des articles théoriques, surtout s'ils présentent une analyse interdisciplinaire novatrice. Elle accorde ce pendant la priorité aux articles issus de recherches empiriques et aux études de cas ayant des répercussions sur les expériences d'intégration à travers le Continent et sur la planification et les politiques de développement. La Revue accepte également des articles courts présentant une expérience ou une réflexion personnelle sur un ou plusieurs aspects des pratiques ou des politiques actuelles de développement international.

La Revue Africaine de l'Intégration et du Développement présente également des analyses critiques et des comptes rendus de livres récents traitant de l'intégration économique.

La Revue Africaine de l'Intégration et du Développement est une publication bilingue (français et anglais) qui paraît deux fois l'an, en janvier et juillet.

Aims and Scope

The African Integration and Development Review is an international multidisciplinary journal for the discussion of a wide range of integration issues in Africa. It is open to all theoretical and applied research orientations on the regions and countries of Africa.

This review is particularly interested in the theory of integration and to its application to problems. Areas of interest include: aid and trade, regional disparities and agrarian reform, development administration, education planning and human resource development, industrialization and transfer of technology, environmental issues, human rights and democratization issues, urbanization and women in development.

The Review will consider theoretical papers, particularly if they offer an innovative interdisciplinary analysis. Priority will be given, however, to empirical researches and to case studies having implications on integration encounters throughout the Continent and on the planning and development policies. The review will also accept short articles that present experiences or personal points of view on one or several aspects of the practices or on current policies of international development.

The African Integration and Development Review includes critical analyses and reviews of recent books dealing with integration.

The African Integration and Development Review is a bilingual publication (English and French) which comes out twice a year, in January and July.

AFRICAN INTEGRATION REVIEW
REVUE AFRICAINE DE L'INTEGRATION
www.africa-union.org

©2011, African Union Commission

All rights reserved

Copyright in the volume as whole is vested in the African Union Commission and no part may be reproduced in whole or part without the express permission, in writing, of both the authors and the publishers.

The opinions expressed in this review do not necessarily reflect those of the African Union Commission.

ISSN: 2309-2505

African Integration and Development Review
Revue Africaine de l'Intégration et du Développement

President /Président

Prof. Gervasio SEMEDO University of François Rabelais de Tours (France)

Vice President/Vice-président

Prof. Severine M. RUGUMAMU University of Dar Es Salaam, (Tanzania)

Scientific Committee / Comité Scientifique

Prof. Géro Fulbert AMOUSSOUGA University of Abomey Calavie, Cotonou, (Benin)
Prof. Joseph Ghartey AMPIAH University of Cape Coast, (Ghana)
Prof. Désiré AVOM University of Yaoundé II – SOA (Cameroun)
Prof. Barthélémy BIAO University of Parakou (Benin)
Prof. Moncef BEN SAID Institut National Agronomique de Tunisie, (Tunisia)
Prof. Danièle BORDELEAU University of Senghor, (Egypt)
Prof. Herve DIATA University Marien Ngouabi, (RDC)
Prof. Jude C. EGGOH University François Rabelais de Tours, Paris, (France)
Prof. Jean-Marie GANKOU University of Yaounde II-Soa, (Cameroon)
Prof. Chukwudum Nwaobi GODWIN Quantitative Economic Research Bureau, (Nigeria)
Prof. Jean-Paul MAMBOUNDOU University Omar BONGO, Libreville (Gabon)
Prof. Ahmadou Aly MBAYE University Cheikh Anta Diop, (Senegal)
Prof. Mohamed Ben Omar NDIAYE West African Monetary Agency (WAMA), (Sierra Leone)
Prof. Gilbert Marie N'GBO University Félix Houphouët-Boigny, (Côte d'ivoire)
Prof. Adams OLOO University of Nairobi (Kenya)
Prof. Adebayo OLUKOSHI African Institute for Economic Development and Planning (IDEP), (Senegal)

Prof. Wautabouna OUATTARA University Félix Houphouët-Boigny, (Côte D'ivoire)
Prof. Severine M. RUGUMAMU University of Dar-es-Salaam, (Tanzania)
Prof. Roche SEKA University Félix Houphouët-Boigny, (Côte D'ivoire)
Prof. Gervasio SEMEDO University of François Rabelais de Tours (France)
Prof. Joweria Teera MAYANJA Makere University (Uganda)
Prof. Alastaire Sena ALINSATO University of Abomey-Calavi (Benin)
Prof. Bahru ZEWDE Ethiopian Academy of Sciences (Ethiopia)
Prof. Samuel Oyetunji AKANDE Nigerian Institute of Social and Economic Research (Nigeria)

Prof. Eugene KOUASSI University Félix Houphouët-Boigny/University of Namibia (Côte d'ivoire)

Prof. Kouadio Clement KOUAKOU University Félix Houphouët-Boigny (Côte d'ivoire)
Prof. Franklyn LISK University of Warwick (United Kingdom)

Executive Editor

Dr. Anthony Mothae MARUPING Commissioner for Economic Affairs, AUC

Editor in Chief

Dr René N'Guettia KOUASSI Director of Economic Affairs, AUC

Editorial Board

Dr René N'Guettia KOUASSI Director of Economic Affairs, AUC
Dr Beatrice NJENGA Head of Education Division, AUC
Mr. Imani YOUNOUSSA Head of Statistic Division, AUC
Mr. Patrick NDZANA OLOMO Investment and Resource Mobilization, AUC
Ms. Djeinaba Kane Editorial, Economic Affairs, AUC

Department of Economic Affairs
in Collaboration with AUC Publishing and Reproduction Plant
African Union Commission
P.O.Box 3243, Addis Ababa, Ethiopia
Tel.: (251-11) 5 519287
Fax.: (251-11) 5 51 92 87
E-mail : KaneD@africa-union.org

A grant from the European Union (EU) to support the publication of the *African Integration and Development Review* is gratefully acknowledged.

Nous remercions l'Union Européenne (UE) de son aide financière pour la publication de la *Revue Africaine de l'Intégration et du Développement*

African Integration and Development Review

Revue Africaine de l'Intégration et du Développement

Volume 9
October/Octobre 2016

**African Union Commission
Commission de l'Union africaine**

**Department of Economic Affairs
In collaboration with AUC Publishing and Reproduction Plant**

**Département des Affaires Economiques
En collaboration avec la Section de Publication et de Reproduction de la CUA**

Table of contents / Table de matières

Volume 9

October/Octobre 2016

Les PME et la politique fiscale nationale : effets d'éviction ou de complémentarité dans l'économie togolaise?.....	1
<i>Ayira KOREM</i>	
Ouverture aux flux de capitaux internationaux et croissance: incidence de la volatilité des flux de dette et de fonds propres. Cas de l'UEMOA.....	22
<i>Sionfon Seydou COULIBALY</i>	
Transferts de Fonds des Migrants et Recherche Scientifique en Afrique.....	59
<i>Mawussé K. Nézan OKEY</i>	
Effet de l'accès au Microcrédit et à la terre exploitée sur le Bien-être des Ménages au Cameroun.....	101
<i>Clarisse METSEYEM, Francis Menjo BAYE et Hans Tino Ayamena MPENYA</i>	
Discrimination salariale sur le marché du travail: existe-t-il des différences significatives entre les différentes méthodes de décomposition?.....	132
<i>Jean Rémy OYAYA</i>	
Arbitrage entre Efficacité et Equité d'une Fonction de Bien-être Social Généralisée au Cameroun : 2001-2007.....	147
<i>Ferdinand MBENDA KOMBO et Francis MENJO BAYE</i>	
<i>Politique rédactionnelle.....</i>	171
<i>Editorial Policy</i>	173

Les PME et la politique fiscale nationale: effets d'éviction ou de complémentarité dans l'économie togolaise?

Ayira KOREM¹

Résumé: Dans la littérature, il est clair que les effets de la fiscalité sur la croissance des PME sont ambigus. Il y a plusieurs canaux par lesquels la politique fiscale influence la croissance des PME. C'est pour évaluer l'effet de la fiscalité sur la croissance des PME togolaises en termes d'effet d'éviction ou de complémentarité que cette étude est menée. Partant d'un modèle inspiré des travaux de Moati et al (2006) où la taille d'une PME dépend de trois types de variables notamment les caractéristiques individuelles de l'entreprise et de son créateur ; les caractéristiques décrivant les caractéristiques de l'économie et les caractéristiques relatives à son secteur d'activité, nous avons utilisé un modèle qui tient compte des caractéristiques des PME togolaises. Des résultats, nous pouvons tirer deux enseignements majeurs : d'abord, on peut conclure que la fiscalité a un effet d'éviction sur la croissance des PME togolaises. Ensuite, il n'existe pas de relation en cloche entre les taxes et la croissance des PME tel que prédit par Laffer.

Mots clés : PME, fiscalité, effet d'éviction ou de complémentarité, courbe de Laffer.

Classification JEL: D04, D24, D92

SMEs and National Fiscal Policy: Eviction or Complementary Effects in the Togolese Economy?

Abstract: In the literature, it is clear that the effects of taxation on SME growth are ambiguous. There are several channels through which fiscal policy affects the growth of SMEs. This study evaluate the effect of taxation on growth Togolese SMEs in terms of crowding or complementarity. Starting from a model inspired by the work of Moati et al (2006) where the size of an SME depends on three types of variables notably individual characteristics of the company and its creator; the characteristics describing the characteristics of the economy and specifications relating to its industry, we used a model that reflects the characteristics of the Togolese SMEs. According the results, we can draw two important lessons: First, we can conclude that taxation has a crowding out effect on the growth of SMEs Togo. Then there is no bell relationship between taxes and SME growth as predicted by Laffer.

Keywords: SMEs, taxation, eviction effect or complementarity, Laffer curve.

JEL Classification: D04, D24, D92

¹ Ayira KOREM, Université de Lomé (FASEG), E-mail: korem_son@yahoo.fr

Tel (+228) 912 912 73, BP 1515 Lomé-Togo

1- Introduction

La fiscalité des PME est un sujet qui, pour un certain nombre de raisons, attire de plus en plus l'attention depuis quelques années dans les pays tant développés qu'en développement. Premièrement, se préoccuper de la fiscalité des PME est une réaction naturelle à l'intérêt considérable que les pays industrialisés, émergents ou en développement, portent depuis une quinzaine d'années aux 'grandes entreprises' en tant que groupe distinct (Baer et al, 2002). Compte tenu de ces grandes disparités entre les pays, il n'existe à l'évidence, en matière de fiscalité des PME, aucune approche '*optimale*' unique applicable à tous les cas et, en fait, la pratique varie considérablement entre des pays qui se situent à un stade plus ou moins analogue de développement. Le même raisonnement vaut pour de nombreux aspects de l'analyse des PME. Dannreuther (2007) affirme que le secteur des PME est si hétérogène que l'on ne peut guère y appliquer des principes qui aient valeur universelle.

La fiscalité fait partie intégrante des politiques économiques aussi bien des pays développés que des pays en développement. D'une manière générale et en particulier dans les pays en développement, les PME sont confrontées à beaucoup de problèmes tels que : le financement, les délais de création, les droits de propriétés, la fiscalité etc... Cependant, la politique fiscale a deux objectifs majeurs (augmenter les recettes de l'Etat pour assurer la croissance économique tout en maîtrisant la fiscalité des PME pour ne pas freiner leur croissance étant donné qu'elles sont source d'emplois). Au vu de ces éléments, la fiscalité revêt un intérêt assez important aussi bien pour la croissance d'une économie telle que le Togo que pour la mise en place des politiques d'emplois.

La fiscalité assure un flux prévisible et stable de recettes pour financer les objectifs de développement. De fait, le Consensus de Monterrey de 2002 a reconnu le rôle essentiel de la fiscalité dans la mobilisation des ressources nationales, ce qui a été confirmé lors de la conférence des Nations Unies de 2008, qui s'est tenue à Doha, sur le financement du développement. La fiscalité détermine le contexte dans lequel interviennent les échanges et les investissements nationaux et internationaux. Les pays africains doivent faire face à une série de défis lorsqu'il s'agit d'optimiser la fiscalité tout en s'efforçant d'atteindre leurs objectifs en matière de développement. A cet égard, il est essentiel de trouver l'équilibre optimal entre un régime fiscal favorable à l'entreprise et à l'investissement, et un niveau de stabilité fiscale dégagant suffisamment de recettes pour financer les investissements publics qui contribuent au développement local et à l'attractivité des économies.

Après être restés presque inchangés entre le début des années 90 et le début des années 2000, les chiffres des recettes publiques en pourcentage du PIB se sont constamment améliorés dans la plupart des pays africains. Selon le FMI (2007), les recettes nationales (définies comme les recettes publiques fiscales et non fiscales) ont augmenté de près de 4 points de PIB entre 2002 et 2007, atteignant une moyenne de plus de 25 pour cent en 2007 pour l'ensemble de l'Afrique subsaharienne. Pour les gouvernements africains, l'un des principaux facteurs à prendre en compte dans la définition et l'application des politiques fiscales est la réalisation d'un juste équilibre entre un régime fiscal favorable à l'investissement et à la croissance des PME et en même temps capable de fournir les recettes nécessaires au financement des dépenses publiques.

La croissance économique et la dynamique de l'investissement d'un pays subissent largement l'influence de la fiscalité. Les investisseurs étrangers, dont le rôle est essentiel du fait de leur apport en nouvelles technologies, en savoir-faire et en capital, comme les PME, qui jouent un rôle moteur dans la croissance économique, la création d'emploi et l'innovation au niveau local, ont besoin de stabilité fiscale pour effectuer leurs transactions et se développer. Les pays en développement sont souvent caractérisés par une structure fiscale complexe, qui exerce un effet de d'éviction sur l'activité des PME tout en limitant leurs perspectives de croissance économique. Un certain nombre d'études, notamment de l'OCDE, montre que l'augmentation de la charge fiscale d'ensemble est susceptible de freiner la croissance (Bassanini et Scarpetta, 2001). Ainsi, une politique fiscale saine améliore l'environnement dans lequel les PME exercent leurs activités et encourage les échanges internationaux et l'investissement permettant de promouvoir la croissance économique.

Les économies africaines se sont engagées dans une concurrence féroce en matière d'impôt sur les bénéfices des sociétés (IS) afin d'attirer les investissements étrangers. Par comparaison avec les années 80, les mesures d'incitation fiscale sont désormais beaucoup plus largement utilisées en Afrique subsaharienne où plus des deux tiers des pays africains offrent des exonérations temporaires d'impôt pour attirer les investissements (Commission économique pour l'Afrique, 2004). Le FMI note que les pays en développement appliquent souvent des dispositifs d'incitation fiscale qui ne réussissent pas nécessairement à augmenter l'investissement s'ils ne sont pas bien coordonnés avec d'autres politiques visant à améliorer le contexte dans lequel les PME exercent leurs activités.

Le secteur informel représente une part importante des économies africaines (près de 50 % de l'emploi non agricole en Afrique relève du secteur informel) et le fait d'échapper à l'impôt empêche la majeure partie des PME africaines, dont le rôle est vital pour la croissance et l'innovation, d'accéder à des dispositifs de

financement et de crédit commercial formels. Le seuil élevé applicable pour être assujéti à la TVA représente une importante barrière à l'entrée des PME africaines dans l'économie formelle. Pour les PME, la décision de payer des impôts ou de ne pas en payer, et de rester par conséquent dans le secteur informel, est donc conditionnée par une simple analyse coûts-avantages.

La fiscalité constitue ainsi un pilier essentiel du cadre réglementaire qui conditionne l'investissement et la croissance d'une économie. Elle joue un rôle clé dans la prise de décisions d'investissement motivée par la maximisation du profit, tout en stimulant également le développement des PME locales si elle est bien conçue. A ce jour, les économies d'Afrique sub-saharienne sont encore caractérisées par des régimes fiscaux complexes, qui s'ils ne découragent pas l'investissement national et étranger, présentent des lacunes qui permettent l'évasion fiscale.

La mise en place d'un environnement global incitatif et cohérent nécessite un engagement politique au niveau national à travers notamment la formulation d'une stratégie de développement à long terme des PME. Pour relever les défis de la lutte contre la pauvreté, il s'avère indispensable d'accélérer la croissance en créant plus de valeur ajoutée au niveau local, notamment la formulation d'une stratégie de développement à long terme des PME. Selon la charte togolaise des PME, sont considérées comme PME, toute entité productrice de biens ou services marchands répondant à un certain nombre de critères économiques. Les PME se répartissent en : micro entreprises, petites entreprises et moyennes entreprises. Les critères déterminés par la présente charte, permettent de définir les PME selon les secteurs d'activités et des paramètres économiques. Relativement à leur secteur d'activité, les PME togolaises sont classées dans les 5 catégories suivantes: secteur industriel et manufacturière, secteur agricole ou forestière, secteur du commerce de gros, secteur du commerce de détail, secteur des services et des mines.

Le travail d'élaboration des régimes fiscaux des PME est intrinsèquement difficile, mêlant les considérations politiques et administratives plus étroitement que tout autre aspect de la conception de la fiscalité. Mais jusqu'à présent, les enseignements qu'il est possible de tirer de l'expérience des pays qui suivent les mêmes approches générales en matière de fiscalité des PME, y compris les organismes multilatéraux comme les organisations qui participent au Dialogue fiscal international (DFI), sont relativement limités. A un niveau plus théorique également, si les problèmes rencontrés lors de l'élaboration des régimes fiscaux des PME ont fait l'objet de travaux non négligeables, leur analyse a été beaucoup moins poussée que pour nombre d'autres aspects du processus d'élaboration de la fiscalité. Bien qu'elles aient fait l'objet d'une attention

particulière dans les systèmes fiscaux depuis plusieurs années, les PME ont rarement été au centre du débat sur la politique et l'administration fiscale.

Il n'est pas facile de comprendre le comportement des PME. Leur croissance peut être entravée ou stimulée par un grand nombre de facteurs différents. Certains sont internes aux entreprises tandis que d'autres sont inhérents à l'environnement économique et social dans lequel ces PME opèrent. Certains facteurs sont génériques à l'ensemble des PME alors que d'autres sont caractéristiques d'un secteur. Certains facteurs semblent avoir un effet plus immédiat sur la production de l'entreprise alors que d'autres ont un effet retardé. Certains peuvent faire l'objet de l'intervention de l'Etat tandis que d'autres sont mieux abordés dans le cadre des circuits de marché. Ainsi, la politique d'imposition des PME est une variable importante à laquelle les pouvoirs publics doivent accorder une attention particulière pour favoriser à la fois la croissance de ces PME et soutenir les recettes publiques.

Le regain d'intérêt pour les PME tient aussi à l'accent qui est davantage mis sur l'influence potentiellement significative qu'elles ont dans la promotion de l'innovation, de l'emploi et de la croissance, en particulier dans le secteur des services et qui prend de l'importance dans les pays tant développés qu'en développement. La privatisation et la déréglementation ont entraîné le développement du secteur des PME, particulièrement spectaculaire dans les pays en transition vers l'économie de marché. Il est donc capital de savoir si la politique fiscale d'un pays favorise la croissance des PME (effet de complémentarité ou levier) ou au contraire décourage leur développement (effet d'éviction).

C'est dans le souci d'évaluer l'effet des politiques fiscales sur la croissance des PME togolaises que cette étude cherche à répondre à la question suivante: la politique fiscale togolaise impacte positivement (effet de complémentarité) ou négativement (effet d'éviction) la croissance des PME togolaises?

Outre l'introduction, cet article présente une revue de littérature dans la deuxième section. Les approches méthodologiques font l'objet de la troisième section et les résultats empiriques sont présentés dans la quatrième section. La cinquième section est consacrée à la conclusion.

2- Revue de littérature

Pour mieux apprécier l'effet de la politique fiscale sur la croissance des PME, on expose une revue de littérature qui permet de mieux justifier le choix méthodologique.

2.1 Approches théoriques

Cependant, s'il y a convergence dans les préoccupations des pays en matière de fiscalisation des PME, les disparités au sein des différents secteurs des PME de chaque pays et entre les pays sont aussi très marquées. Ainsi, compte tenu de ces grandes disparités entre les pays, il n'existe à l'évidence, en matière de fiscalité des PME, aucune approche '*optimale*' unique applicable à tous les cas et, en fait, la pratique varie considérablement entre des pays qui se situent à un stade plus ou moins identique de développement. Le même raisonnement vaut pour de nombreux aspects de l'analyse des PME. Pour soutenir ce point de vue, Dannreuther (2007) affirme que le secteur des PME est si hétérogène que l'on ne peut guère y appliquer de principes qui aient valeur universelle.

Pour le FMI (2007), l'élaboration des régimes fiscaux des PME est intrinsèquement difficile, mêlant les considérations politiques et administratives plus étroitement que tout autre aspect de la conception de la fiscalité. Mais jusqu'à présent, les enseignements qu'il est possible de tirer de l'expérience des pays qui suivent les mêmes approches générales en matière de fiscalité des PME, y compris les organismes multilatéraux comme les organisations qui participent au DFI, sont relativement limités. À un niveau plus théorique également, si les problèmes rencontrés lors de l'élaboration des régimes fiscaux des PME ont fait l'objet de travaux non négligeables, leur analyse a été beaucoup moins poussée que pour nombre d'autres aspects du processus d'élaboration de la fiscalité. Bien qu'elles aient fait l'objet d'une attention particulière dans les systèmes fiscaux depuis plusieurs années, les PME ont rarement été au centre du débat sur la politique et d'administration fiscale.

2.1.1. Incidence fiscale sur les PME

La conception de la politique fiscale doit tenir compte du caractère endogène de la distribution des entreprises selon leur taille. Dans certains cas, cela peut laisser présager une politique moins favorable à l'égard des PME. Selon Auriol et Warlters (2005), la facilité avec laquelle il est possible de recouvrer les impôts d'un nombre assez restreint de grandes entreprises peut, par exemple, inciter les autorités à faciliter cette concentration en rendant l'activité des petites entreprises plus difficile par des mesures non fiscales.

Selon la Commission Economie et Développement², les taux d'imposition élevés et la complexité de l'administration des impôts constituent une contrainte

² Commission Economie et Développement (2008), « Propositions pour favoriser le développement des petites et moyennes entreprises africaines », Haut Conseil de la Coopération Internationale.

significative pour les PME et peut les orienter vers le secteur informel si le poids de la fiscalité devient excessif. Or, la présence d'une importante économie informelle peut réduire les recettes de l'État et augmenter la charge fiscale des entreprises du secteur formel, ce qui vient accroître l'attraction des activités informelles.

Pour Terkper (2007), la base du forfait doit être compatible avec les capacités du groupe de contribuables visé, en matière de civisme fiscal et de tenue de comptabilité, ainsi qu'avec les capacités d'application de l'administration fiscale. Une comptabilité exhaustive, comparable à ce qu'exige la comptabilité d'exercice des grandes entreprises, est hors de portée de beaucoup de PME des pays en développement, sinon de la plupart d'entre elles. Toutefois, quel que soit le pays, les entreprises, à l'exception de très petites, savent presque toutes à combien se chiffrent en gros leurs chiffre d'affaire en espèces. Un livre-journal des recettes en espèces est une base suffisante pour un régime forfaitaire simple adapté à la plupart des petites entreprises.

Selon le FMI (2007), la base idéale serait, à quelques variantes près, celle du régime normal, avec des effets économiques plus ou moins équivalents. Cette base pourrait faciliter la transition entre les régimes à mesure que l'entreprise se développe, et en particulier réduire au minimum les «*sauts*» ponctuels dans les obligations fiscales à mesure que l'entreprise se rapproche du régime normal. Elle pourrait aussi préserver la cohérence économique de l'ensemble du système. Cependant, cet objectif est peut-être difficile à atteindre: une certaine forme d'impôt calculé à partir du chiffre d'affaires peut être présentée, par exemple, comme un impôt sur le revenu forfaitaire et une taxe remplaçant la TVA, mais il ne peut produire tous les effets économiques de ces instruments si différents.

2.1.2. Contraintes de financement des PME

Les récents modèles de distribution selon la taille insistent sur le risque que, du fait des imperfections des marchés des capitaux, il peut être particulièrement difficile pour les PME de se financer par l'emprunt ou sur fonds propres (Cabral et Mata, 2003). Ceci les rendrait davantage tributaires du résultat non distribué comme source de financement. Pour Boadway et Keen (2006), ces imperfections peuvent aboutir au résultat contraire, c'est-à-dire qu'en théorie, il ne faut pas exclure l'éventualité d'un surinvestissement plutôt qu'un sous-investissement. En outre, de tels constats sur l'Afrique n'indiquent pas toujours que l'accès au crédit soit l'un des obstacles majeurs à la croissance des PME (Bigsten et Söderbom, 2006). Un taux réduit d'impôt sur les sociétés peut être appliqué aux petites sociétés (*définies par exemple en fonction de leur chiffre d'affaires ou*

de leurs fonds propres) ou à des volumes moins élevés de bénéfices imposables, augmentant ainsi les financements intérieurs qui leur sont disponibles.

Dans le cas des pays en développement, la possibilité de créer des micros entreprises est souvent considérée comme un moyen important de sortir de la pauvreté, surtout pour les femmes. Il ne faut toutefois pas perdre de vue que les travailleurs indépendants sont souvent des personnes à revenu élevé qui, à l'évidence, ne méritent pas plus d'être aidés que les salariés à faible revenu. Que les PME contribuent à alléger la pauvreté ou à réduire les inégalités de revenu, elles restent une question controversée. Berry (2007) affirme que l'expérience montre qu'un secteur des PME dynamique peut être relié à un niveau d'inégalités relativement bas tandis que Beck et al (2005) ne trouvent rien qui leur permette de l'affirmer. Selon Lefilleur (2008), près de 80 à 90% des PME d'Afrique Subsaharienne connaissent des contraintes de financement importantes. Privées de l'accès au marché des financements, les PME couvrent le plus souvent la totalité de leurs besoins par des ressources personnelles (Africappractice, 2005).

2.2 Approches empiriques

2.2.1 La fiscalité et les PME

Des études sur le Cameroun et l'Ouganda³ constatent l'existence d'une relation en forme de U inversé entre la taille des entreprises et les taux d'imposition effectifs (Gauthier et Reinikka, 2006). Les PME réduisent, semble-t-il, leurs paiements d'impôts en ayant recours à la fraude ou en opérant dans le secteur informel. En revanche, les grandes entreprises les allègent en obtenant des exemptions légales (*exonérations temporaires au titre des impôts sur le revenu des sociétés ou taux réduits, par exemple, sur les investissements dépassant un certain montant en termes absolus*); elles peuvent aussi avoir recours plus facilement à la planification fiscale. Il est donc frappant de constater que ce sont les entreprises qui se trouvent au milieu de la distribution par la taille qui acquittent le taux d'imposition moyen le plus élevé. Selon la Commission Economie et Développement (2008), au Brésil, l'augmentation des recettes fiscales, qui sont passées de 24 % du PIB en 1991 à 29 % en 1999, s'est accompagnée d'un développement du secteur informel.

Pour Chambas (2005), sur l'ensemble des PED, les impôts directs (*essentiellement impôts sur le revenu des ménages et sur les résultats des entreprises*) contribuent à environ un quart des recettes totales. Pour les pays africains, une progression modérée de l'apport relatif des impôts directs entre le début des années quatre-vingt-dix et la période 2000-2002 est observable. La contribution de la fiscalité directe est

³ Reposant sur des enquêtes qui offrent le moyen peu courant d'identifier les fraudeurs

devenue moindre dans les pays d'Afrique zone franc par rapport aux pays hors zone franc. Cet auteur souligne que la stagnation du taux de prélèvement public est marquée pour les pays membres de l'UEMOA sur sa période d'analyse.

Selon l'OCDE (2010), la loi des finances a proposé plusieurs mesures visant à moderniser le système fiscal marocain et à se rapprocher des normes internationales. Ces mesures comprennent des réformes concernant notamment trois principaux impôts (*impôt sur les bénéfices des sociétés, impôt sur le revenu des particuliers et TVA*), et visent à simplifier le système et à réduire les taux d'imposition.

2.2.2 Les impôts sur les sociétés et l'investissement des entreprises

Selon l'OCDE (2008b), les décisions d'investissement des entreprises sont déterminées par le coût et la rentabilité escomptée des projets d'investissement. La rentabilité après impôts d'un investissement dépend, entre autres, de l'imposition des sociétés. Le taux légal varie sensiblement suivant les pays, mais a tendance à baisser dans les pays de l'OCDE. Un taux d'imposition sur les sociétés plus élevé réduit l'investissement des PME, car il diminue la rentabilité après impôt de l'investissement, avec des conséquences négatives sur la croissance économique. La possibilité de reporter les coûts d'investissement en déduction d'impôts influence également les décisions d'investissement, leur coût étant réduit lorsqu'à des fins fiscales, la dépréciation des actifs est plus rapide que l'usure normale du matériel et des structures. L'impôt sur les sociétés risque non seulement de réduire les investissements supplémentaires des PME en place, mais aussi l'investissement global car les nouveaux entrants potentiels peuvent décider de ne pas investir du tout ou d'investir ailleurs.

Pour l'OCDE (2008b), pour évaluer les effets de la politique fiscale sur les décisions d'investissement des PME, on peut mesurer le coût d'utilisation du capital. Le coût d'utilisation de l'investissement est le coût ou le prix, y compris les impôts pertinents, que doit supporter une PME en contrepartie de l'utilisation du capital. La diminution des coûts d'utilisation se traduira certainement par un relèvement des niveaux d'investissement. En fait, des études de l'OCDE concernant une série limitée de pays de l'OCDE confirment que les investissements pâtissent de l'impôt sur les bénéfices des PME, en se fondant sur une mesure du coût d'utilisation qui tient compte des taux d'imposition prévus par la loi, ainsi que de la possibilité de porter les coûts d'investissement en déduction des impôts dus.

Cette conclusion amène ainsi à penser que l'effet négatif des impôts sur l'investissement peut différer suivant les types d'entreprises. De fait, lorsqu'on distingue l'effet des impôts en fonction des entreprises classées sur la base du

nombre de salariés et de l'âge, il apparaît que l'investissement dans les entreprises plus anciennes réagit plus fortement à la fiscalité sur les sociétés que l'investissement dans les entreprises plus récentes. Une explication possible est que les jeunes entreprises sont généralement moins rentables et ont un revenu imposable moindre que les entreprises plus anciennes, de sorte que leurs opérations sont moins affectées par les impôts sur les bénéfices. Une autre explication possible est que, dans plusieurs pays de l'OCDE, les entreprises jeunes sont constituées pour une grande part de petites entreprises, auxquelles s'appliquent des taux d'imposition sur les sociétés plus faibles.

2.2.3. L'impôt sur les sociétés et la productivité des PME

Selon l'OCDE (2003), la fiscalité des PME peut influencer leur productivité de diverses manières : (i) les taux légaux de l'impôt sur les sociétés et/ou le coût d'utilisation du capital peuvent affecter les prix relatifs des facteurs de production, rendant le capital relativement plus cher que le travail. Dans ces conditions, les entreprises peuvent opter pour une intensité capitalistique plus faible que celle correspondant à un taux d'imposition plus faible, diminuant ainsi la productivité du travail, les salaires et, éventuellement, l'offre de main-d'œuvre ; (ii) Des impôts légaux sur les sociétés et/ou un coût d'utilisation du capital élevés peuvent réduire les incitations des entreprises à investir dans des activités novatrices, en diminuant la rentabilité après impôts de ces investissements, qui constituent une source importante de croissance de la productivité dans les pays de l'OCDE ; (iii) des taux élevés de l'impôt sur les sociétés découragent l'investissement direct étranger et, par conséquent, la présence d'entreprises multinationales étrangères, ce qui a des effets négatifs sur la productivité, car les multinationales stimulent la productivité en facilitant les transferts de technologie et la diffusion des connaissances dans les entreprises nationales tels que soutenus par: Keller (2004); Griffith et al. (2004); Criscuolo (2005); Bloom et al. (2007) ; (iv) en raison de la complexité des régimes d'imposition applicables aux entreprises, ces dernières peuvent encourir des dépenses élevées pour se conformer à la réglementation fiscale, avec des charges administratives correspondantes non négligeables pour l'État. Ces charges peuvent absorber des ressources qui seraient autrement utilisées pour des activités productives, ce qui entraîne des pertes de productivité et de production; (v) les impôts sur les sociétés peuvent enfin aussi influencer sur la productivité par le biais de leur incidence sur les décisions de financement des entreprises. Par exemple, si la fiscalité sur les sociétés favorise la dette par rapport aux fonds propres, en permettant aux entreprises de déduire les paiements d'intérêt mais pas les dividendes de l'impôt dû, la répartition de l'investissement entre les entreprises peut s'en trouver affectée, les entreprises ayant facilement recours à l'emprunt étant favorisées et celles qui doivent s'appuyer davantage sur les fonds propres défavorisées.

Selon les analyses de l'OCDE (2003), la réduction des taux légaux d'imposition sur les sociétés pourrait stimuler la productivité, notamment dans les secteurs qui ont une rentabilité structurellement élevée ainsi que dans les PME les plus dynamiques. Mais cette réduction semblerait avoir une incidence moindre sur les entreprises qui sont à la fois jeunes et de petite taille. Les impôts sur les sociétés paraissent également avoir un effet négatif plus fort sur la productivité des entreprises à forte croissance et en voie de rattrapage des meilleures pratiques internationales, par rapport aux autres entreprises. Ceci s'expliquerait par le fait que ces entreprises étant relativement plus rentables que les autres, l'imposition sur les bénéfices a un effet relativement plus important sur la rentabilité de l'investissement après impôts par rapport à d'autres entreprises moins rentables.

De cette littérature, il est clair que les effets de la fiscalité sur la croissance des PME sont ambigus. Néanmoins il y a plusieurs canaux par lesquels la politique fiscale permet d'influencer la croissance des PME. Généralement, pour capter la croissance d'une entreprise, plusieurs variables quantitatives sont utilisées telles que : le chiffre d'affaire, le nombre d'employés, les fonds propres, les bénéfices, le volume d'importations et d'exportations, etc. Mais compte tenu de la difficulté pour obtenir ces informations (*étant donné la méfiance des entrepreneurs dans notre contexte*), nous avons retenu tout comme Moati et al (2006), la croissance du nombre d'employés entre l'année de création et décembre 2011.

Dans le cas de notre étude, afin de répondre à notre question fondamentale qui est de savoir *comment la politique fiscale influence la croissance des PME dans l'économie togolaise*, la section suivante sera consacrée à la méthodologie.

3- Approches méthodologiques

Dans cette section sont présentés le modèle théorique, le modèle empirique, les données et la méthode d'estimation utilisée dans le cadre de cet article.

3.1 Modèle théorique

Notre modèle est inspiré des travaux de Moati et al (2006) où la taille d'une PME dépend de trois types de variables : les caractéristiques individuelles de l'entreprise et de son créateur ; les caractéristiques décrivant les caractéristiques de l'économie et les caractéristiques relatives à son secteur d'activité.

La modélisation de la croissance de l'emploi est une fonction de ces trois ensembles de variables:

$$\Delta N_i = f(X_i, Z_i, S_i) \quad (1)$$

La forme structurelle du modèle testé est la suivante:

$$\Delta N_i = \alpha_i + \beta X_i + \delta Z_i + \gamma S_i \quad (2)$$

Où $\Delta N_i = Eff_F - Eff_D$ est la croissance des effectifs de la PME entre l'année de création et décembre 2011.

- ✓ X est le vecteur des caractéristiques individuelles de l'entreprise i et de son créateur tels que: *sexe, âge, statut professionnel, niveau d'éducation, expérience, présence de partenaires, endettement, taille etc.*
- ✓ Z est le vecteur des différents taux d'imposition tels que: *le taux de croissance des taxes fiscales entre la date de création et décembre 2011.*
- ✓ S représente le vecteur des caractéristiques relatives au secteur d'activité de l'entreprise i tels que: *commerce, production, services, transport etc.*

L'analyse préalable des variables et des propriétés du modèle à estimer permettra d'identifier les différentes sources possibles de biais : la colinéarité des variables, le biais de sélection résultant de l'absence des jeunes entreprises (*n'ayant pas vécu cinq années*); l'endogénéité de variables explicatives; l'hétéroscédasticité des perturbations. Les différents tests économétriques permettront de corriger ces biais.

3.2. Modèle empirique

Le modèle empirique estimé est un modèle de base où le taux de croissance des effectifs de la PME entre l'année de création et décembre 2011 est expliqué uniquement par les variables fiscales (*impôt sur les sociétés, impôt sur les salaires, les taxes professionnels et la taxe sur la valeur ajoutée*). A partir de ce modèle de base, nous avons introduit progressivement les autres variables explicatives une à une pour mieux apprécier leurs différents effets. Le modèle se présente comme suit:

$$\begin{aligned} \Delta N_i = & \alpha_0 + \alpha_1 IS_i + \alpha_2 ISal_i + \alpha_3 TP_i + \alpha_4 TVA_i + \alpha_5 TIF_i + \alpha_6 TIF2_i + \alpha_7 Educ_i + \alpha_8 FP_i + \\ & \alpha_9 FB_i + \alpha_{10} SP_i + \alpha_{11} Exp_i + \alpha_{12} SC_i + \alpha_{13} SI_i + \alpha_{14} SS_i + \alpha_{15} Age_i + \alpha_{16} Age2_i + \alpha_{17} Part_i + \\ & \alpha_{18} Sex_i \end{aligned} \quad (3)$$

Avec ΔN_i : le taux de croissance de l'effectif de la PME entre l'année de création et décembre 2011, **SI**: l'impôt sur les sociétés, **ISal**: l'impôt sur les salaires, **TP**: la taxe professionnelle, **TVA**: la taxe sur la valeur ajoutée, **TIF**: le taux d'imposition effectif, **TIF2**: le taux d'imposition effectif au carré, **Educ**: le niveau d'éducation du responsable de la PME (prend la valeur 1 pour primaire, 2 pour secondaire et 3 pour supérieur), **FP**: le financement propre (prend la

valeur 1 si la PME ne bénéficie pas du financement bancaire et 0 sinon), **TB** : le financement bancaire (prend la valeur 1 si la PME bénéficie du financement bancaire et 0 sinon), **SP** : le statut professionnel (fonctionnaire privé, fonctionnaire public, particulier, chômeur), **Exp** : le niveau d'expérience (prend la valeur 1 si le responsable de la PME a une expérience avant la création de l'entreprise et 0 sinon), **SC** : le secteur commerce (prend la valeur 1 si la PME est dans le secteur du commerce et 0 sinon), **SI** : le secteur industriel, agricole et forestier (prend la valeur 1 si la PME est dans le secteur industriel, agricole ou forestier et 0 sinon), **SS** : le secteur des services (prend la valeur 1 si la PME est dans le secteur des services et 0 sinon), **Age** : l'âge du responsable de la PME , **Age2** : l'âge du responsable de la PME au carré, **Part** : le partenaire (prend la valeur 1 si la PME a des partenaires et 0 sinon) et **Sex** : le sexe du responsable de la PME (prend la valeur 1 s'il est un homme et 0 sinon), i indique l'entreprise et α_0 est la constante.

3.3 Les données

Les données utilisées dans cet article sont des données primaires et proviennent essentiellement d'une enquête qui s'est effectuée auprès de 301 PME togolaises du secteur formel. L'enquête a été effectuée à Lomé puisque plus de 80% des PME y sont implantées. Pour ce faire un questionnaire a été formulé avec l'aide d'un statisticien pour prendre en compte tous les éléments relatifs à la fiscalité des PME togolaises. La base de données de la chambre du commerce et d'industrie du Togo (CCIT) et celle du ministère du commerce et de la promotion du secteur privée ont permis l'identification et la répartition des PME.

Définitions des variables

Partant du modèle empirique (équation 3), les différentes variables utilisées sont:

Variable dépendante: la taille de la PME mesurée par la croissance du nombre d'employés entre l'année de création et décembre 2011.

Généralement, la croissance d'une entreprise est captée par sa taille qui mesure sa performance par des variables à caractères quantitatifs. Dans la littérature, plusieurs variables quantitatives sont utilisées pour capter la taille d'une entreprise telles que: le chiffre d'affaire, le nombre d'employés, les fonds propres, les bénéfices, le volume d'importations et d'exportations, etc. Mais étant donné la méfiance des entrepreneurs dans notre contexte, il a été retenu tout comme Moati et al (2006), la croissance du nombre d'employés entre l'année de création et décembre 2011 comme variable pour mesurer la taille de la PME.

Variables indépendantes

L'objectif principal de cet article étant d'évaluer l'effet de la fiscalité sur la croissance des PME togolaises en termes d'effet d'éviction ou de complémentarité, les variables d'intérêt sont essentiellement composées des différentes taxes payées par les chefs d'entreprises telles que : l'impôt sur les sociétés, l'impôt sur le bâtiment, l'impôt foncier, le taux d'imposition, la taxe professionnelle et le montant des taxes payées à la création de l'entreprise.

Variables de contrôle

Comme variables de contrôle, on a retenu ceux généralement évoqués dans la littérature comme: les caractéristiques de l'entreprise (*âge, statut juridique*), le secteur d'activité, les caractéristiques du propriétaire (*sexe, âge, expérience, nationalité, niveau d'éducation*), source de financement et source de motivation à la croissance.

3.4 Méthode d'estimation

Les données utilisées ici sont des données en coupe instantanées. La méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) est celle utilisée pour l'estimation des résultats étant donné qu'elle est la méthode appropriée pour ce genre de données. Cependant, cette méthode est soumise à certaines hypothèses fortes. Si ces hypothèses ne sont pas vérifiées, le modèle est biaisé. Le test de White est utilisé pour vérifier l'absence d'hétéroscédasticité des résidus.

4- Résultats empiriques

Avant de présenter les résultats empiriques, nous allons donner le profil de l'échantillon et les statistiques descriptives de certaines variables d'intérêt pour nos estimations.

4.1 Profil des PME de l'échantillon

Nous avons enquêté 301 entreprises mais seuls 266 ont pu nous donner des informations complètes avec lesquelles nous avons mené nos analyses. Donc la taille de notre échantillon est de 266 individus. Selon les statistiques descriptives (tableau 2 en annexes), on constate que plus de 72% des individus enquêtés financent la création de leur entreprise sur fonds propres contre un peu plus de 23% qui font un emprunt auprès d'une institution financière. Ces statistiques soulèvent un problème de difficulté de financement des PME togolaises. Ce résultat milite en faveur de ceux trouvés par Lefilleur (2008) qui conclut qu'entre 80 et 90% des PME d'Afrique Subsaharienne connaissent des contraintes de financement importantes.

Concernant les différentes taxes fiscales payées par les PME togolaises, plus de 88% des entreprises paient l'impôt sur les sociétés ; près de 73% paient la TVA ; plus de 19% paient les taxes professionnelles et seulement 13% paient d'autres taxes connexes.

Dans la population enquêtée, on constate également que la majorité des chefs d'entreprises sont des hommes puisque plus de 91% des individus sont de sexe masculin contre seulement près de 9% de femmes.

Les statistiques nous révèlent également que la plupart des créateurs de petites et moyennes entreprises togolaises sont des particuliers (54,2%), alors que les fonctionnaires du privé ne représentent que 36,1%.

Nous nous sommes demandé dans cette étude comment les créateurs percevaient la charge fiscale? Il ressort des statistiques que sur les 297 individus ayant répondu à cette question, plus de 77% trouve leur charge fiscale très élevée contre 16,5% qui la jugent moyen et seulement 0,7% la trouve faible.

On peut aussi noter à partir de ces statistiques que plus de 60% des chefs d'entreprises ont un niveau d'éducation supérieur contre 35% du secondaire et seulement 4,3% qui ont un niveau inférieur ou égal au primaire.

Pour mieux apprécier la croissance des PME, nous avons divisé l'échantillon en deux parties: les PME à forte croissance (*taux de croissance* > 50%) et les PME à faible croissance (<=50%). Les statistiques révèlent que plus de 59% des PME sont à forte croissance contre près de 41% qui sont à faible croissance.

Enfin, on constate que les taux d'imposition varient de 30 à 40% même si la majorité des PME paient un taux de 37% contre un peu plus d'un quart qui paie 40%.

4.2 Résultats des estimations

Les estimations de l'équation (3) du modèle empirique donnent les résultats suivant:

Les erreurs sont hétéroscédastiques si la probabilité est inférieure ou égale à 5%. D'après les résultats du test de White, les valeurs obtenues dans le tableau A3 en annexes, toutes les probabilités sont supérieures à 5%, on accepte l'hypothèse d'homocédasticité des erreurs. Les estimations obtenues par la méthode des moindres carrés sont donc optimales.

Pour une meilleure présentation des résultats, on a choisi de présenter un modèle de base où le taux de croissance des effectifs de la PME est expliqué uniquement par les variables fiscales (*impôt sur les sociétés, impôt sur les salaires, les taxes professionnels et la taxe sur la valeur ajoutée*). A partir de ce modèle de base, on introduit progressivement les autres variables explicatives une à une pour mieux apprécier leurs différents effets.

Selon les résultats des estimations, on peut conclure que les différentes variables fiscales ont des effets différents sur le taux de croissance des effectifs de la PME togolaise. En effet, l'impôt sur les sociétés et les taxes professionnelles sont nuisibles à la croissance des PME togolaises alors que par contre l'impôt sur les salaires et la taxe sur la valeur ajoutée militent en faveur de leur croissance.

Il ressort des résultats que les taxes professionnelles sont les taxes fiscales les plus nuisibles à la croissance des PME togolaises alors que l'impôt sur les salaires sont le plus participatif à leur croissance.

Globalement, si on retient les impôts sur les sociétés comme la seule variable d'intérêt fiscale puisque c'est elle qui est plus payée par toutes les PME togolaises (*plus de 88%*), on peut conclure qu'il y a un effet d'éviction entre la fiscalité et la croissance des PME togolaises. Ce résultat soutient ceux des statistiques descriptives qui révèlent que plus de 77% des chefs d'entreprise trouve leur charge fiscale trop élevée. Ces résultats confirment certaines conclusions déjà mis en évidence dans la littérature comme l'OCDE (2003) dans les pays en développement en l'OCDE (2010) sur la politique fiscale marocaine.

On constate que le financement des PME sur ressources propres contribue à réduire leur croissance de manière plus importante que le financement bancaire. Ce résultat témoigne la difficulté de financement des PME togolaises par le système bancaire puisque près de 73% des chefs d'entreprises financent leurs activités sur fonds propres contre seulement 23% qui ont accès au crédit bancaire.

L'effet des variables de contrôle n'est pas généralement significatif sauf le secteur des services qui affecte négativement et significativement la croissance des PME. Ce résultat nous renseigne que les PME du secteur des services sont plus exposées à une baisse de leur effectif que les autres secteurs. Par contre, le niveau d'éducation, l'expérience en gestion des PME, le statut professionnel, l'âge, le fait d'avoir un partenariat ou pas, le sexe n'ont pas d'effet significatif sur la croissance des PME togolaises.

Enfin, on peut dire que l'hypothèse selon laquelle la fiscalité influence négativement des PME est vérifiée dans le cas de l'économie togolaise.

Selon les résultats, on constate également que malgré que le taux d'imposition effectif et le taux d'imposition effectif au carré ne soient pas significatifs (mais ils sont de signe contraire comme le recommande la théorie), il y a une présomption d'une relation en U et donc il n'existe pas de relation en cloche de la courbe de Laffer entre taxes et croissance des PME togolaises. Ce résultat peut s'expliquer par le fait la fiscalité est perçue comme un frein à la croissance des PME surtout au cours des premières années de leur création où les PME sont obligées de payer des taxes forfaitaires quelque soit leur résultat économique. Ce fait explique pourquoi beaucoup d'entreprises fonctionnent encore dans l'informel pour éviter le paiement des taxes fiscales. Ce résultat est contraire à celui trouvé par Gauthier et Reinikka (2006) dans le cas du Cameroun et de l'Ouganda.

Ainsi, l'hypothèse selon laquelle il existe une relation en cloche de Laffer entre les taxes et la croissance des PME n'est pas vérifiée dans le cas de l'économie togolaise.

5. Conclusion

L'objectif de cet article était d'évaluer l'effet de la fiscalité sur la croissance des PME togolaises en termes d'effet d'éviction ou de complémentarité. Les tests d'hétéroscédasticité ont conduit à accepter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des erreurs et la méthode des moindres carrés ordinaires a été retenue pour les estimations. De ces résultats, nous pouvons tirer deux enseignements majeurs: d'abord, on peut conclure que la fiscalité a un effet d'éviction sur la croissance des PME togolaises tout comme pour l'OCDE (2003) qui a abouti à la même conclusion concernant les pays en développement. Ensuite, ces résultats nous apprennent qu'il n'existe pas de relation en cloche entre les taxes et la croissance des PME tel que prédit par Laffer dans le cadre de l'économie togolaise. Ce dernier résultat peut se justifier par le fait que les entreprises sont soumises à un paiement d'une taxe forfaitaire même en cas de difficulté, ce qui les décourage et donc réduisent leur effectif dans les toutes premières années de fonctionnement.

En termes de politiques économiques, nous proposons que le système de la fiscalisation des PME togolaises soit revue à la baisse afin de mieux encourager l'émergence de cette catégorie d'entreprises qui offre un emploi à une bonne partie de la population togolaise. Il serait donc souhaitable qu'on réduise la taxe professionnelle et surtout l'impôt sur les sociétés qui entravent l'émergence des PME au Togo. Cette mesure permettrait d'encourager la croissance surtout des jeunes PME du secteur formel et pourrait amener les PME du secteur informel à s'immatriculer. En effet, il serait également souhaitable qu'on donne plus de temps aux PME locales pour s'installer avant de commencer par payer les taxes fiscales comme c'est le cas des entreprises de la zone franche.

Références bibliographiques

1. Africapractice, (2005) 'Access to finance: profiles of African SMEs', Jetro London, pp.c1-15.
2. Auriol, E., and Warlters M (2005) 'Taxation base in Developing Countries', *Journal of Public Economics*, 89, pp. 625–646
3. Baer K., Benon O.P., Toro JA (2002) 'Improving large Taxpayers compliance. A Review of country experience', IMF Occasional Paper, 215.
4. Bassanini, A and Scarpetta S (2001) 'Does human capital matter for growth in OECD countries? Evidence from pooledmean group estimates', Document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE n° 289, Paris.
5. Beck, T, Demirguc-Kunt, A and Levine R (2005) 'SMEs, growth, and poverty: Cross-Country Evidence', *Journal of Economic Growth*, 10(3), pp. 199-229.
6. Berry M (2007) 'The Importance of SMEs in the economy', Paper prepared for ITD Conference, Buenos Aires.
7. Bigsten, A. and Söderbom, M (2006) 'What have we learned from a decade of manufacturing enterprise surveys in Africa?' *World Bank Research Observer*, 21, pp.241-265.
8. Bird, R, and Wallace, S (2003) 'Is It Really So hard to Tax the hard-to-Tax? The Context and Role of Presumptive Taxes', ITP Paper 0307, pp. 121-158
9. Bloom, N., R. Sadun and van Reenen J (2007) 'Americans Do I.T. Better: US Multinationals and the Productivity Miracle', NBER Working Papers, no 13085, National Bureau of Economic Research, Cambridge MA.
10. Boadway R and Keen, M (2006) 'Financing and Taxing New Firms under Asymmetric Information', *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, Mohr Siebeck, Tübingen, vol. 62(4), pp 471-502, December.
11. Cabral, LMB. and Mata, J (2003) 'On the Evolution of the Firm Size Distribution: Facts and Theory', *American Economic Review*, 93 (4): 1075-1090.
12. Chambas, G (2005) 'TVA et transition fiscale en Afrique: les nouveaux enjeux', *Afrique contemporaine*, 215(3), 181.
13. Commission Economie et Développement (2008) 'Propositions pour favoriser le développement des petites et moyennes entreprises africaines', Haut Conseil de la Coopération Internationale.
14. Criscuolo, C (2005) 'Les filiales de sociétés étrangères dans les économies de l'OCDE: Leur poids, leurs performances et leur contribution à la croissance du pays d'accueil', *Revue économique de l'OCDE*, OECD Publishing, vol. 2005 (2), pp 119-151.

15. Dannreuther, C. (2007), "A Zeal for a Zeal? SME Policy and the Political Economy of the EU", *Comparative European Politics* 5 (2007), 377-399.
16. Engelschalk, M (2004) 'Creating a favorable environment for small business development in transition countries', in Alm J, Martinez-Vazquez J, and Wallace S (Eds.), *Taxing the hard-to-tax - lessons from theory and practice*. Amsterdam: Elsevier.
17. Faulk, D, Martinez-Vazquez J and Wallace S, (2006) 'Taxing Potential Income: A Second Look at Presumptive taxation', Mimeo, Georgia State University.
18. FMI (2007) 'La fiscalité des Petites et moyennes entreprises', Conférence du Dialogue fiscal international, Buenos-Aires.
19. Gauthier, B and Reinikka, R (2006) 'Shifting Tax Burdens through Exemptions and Evasion: An Empirical Investigation of Uganda', *Journal of African Economies*, vol 15, Issue 3, 373-398.
20. Griffith, R., Redding S and Simpson H (2004) 'Foreign Ownership and Productivity: New Evidence from the Services Sector and the R&D Lab', CEP Discussion Paper, no 649, Centre for Economic Performance, Londres.
21. Keller, W (2004) 'International Technology Diffusion', *Journal of Economic Literature*, 42, 752-782.
22. Moati P., Mazars M. et Pouquet L. (2006) 'Croissance des jeunes entreprises et Territoires', *Revue d'économie industrielle*, 113, 61-82.
23. OCDE (2010) 'Stratégie de développement du climat des affaires au Maroc', programme MENA-OCDE pour l'investissement
24. OCDE (2008b) Incidence de l'impôt sur l'investissement direct étranger, Synthèse.
25. OCDE (2003) Actes de l'Atelier régional sur le renforcement des capacités et le développement du secteur privé en Asie, OCDE et Gouvernement du Cambodge, Phnom Penh, 2-3 décembre, www.oecd.org/dev/cambodia.
26. Terkper, S E. (2007) 'Some Tax Accounting Issues and Options for SMEs', Tax
27. Notes International, vol 45, No 2, 155. Doudjidingao, A. (2009), "Education et croissance en Afrique subsaharienne: Une analyse comparative des trajectoires socioéconomiques de trois groupes de pays anglophones, francophones et maghrébins". Thèse de doctorat de l'Université Aix Marseille, p. 211-218.
28. Doucouré, B. F. (2008), "Méthodes économétriques: Cours et travaux pratiques", FASEG- UCAD, Dakar-Sénégal.
29. Engert, W. et Hendry, S. (1998), "Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two", document de travail, N° 98-6, Banque du Canada.

30. Foko, B. et Brossard, M. (2007), “*Couverture scolaire des années 1970 et impact sur la croissance économique entre 1970 et 2003*”, UNESCO-BREDA, Document de travail du Pôle d’Analyse Sectorielle en Education, Dakar.
31. Gurgand, M. (2000), “*Capital humain et croissance: la littérature empirique à un tournant?*”, *Economie Publique*, vol. 6, 71-93.
32. Gouriéroux, C. et Montfort, A. (1995), “*Séries temporelles et modèles dynamiques*”, 2^{ème} édition, Economica.
33. Hanushek, E. et Kimko, D. (2000), “Schooling, labor-force quality and the growth of Nations”, *American Economic Review*, vol. 90, N° 5, p. 1184-1208.
34. Hicks, N.L. (1987), “Education and Economic Growth”, in G. Psacharopoulos *Economics of Education: Research and Studies*, Pergamon Press, pp. 101-7
35. Islam, N. (1995), “Growth Empirics: A Panel Data Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-70.
36. Johansen, S. et Juselius, K. (1990), “*Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money*”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, N° 2, p. 169-210.
37. Krueger et Lindahl, (2001), “Education for Growth: Why and for Whom?” *Journal of Economic Literature*, vol. 39, pp. 1101-1136, December, 2001
38. Lucas, R.E. (1988), “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
39. Mankiw, N. G., Romer, D. et Weil, N. David, (1992), “A contribution to the empirics of economic growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437; May, MIT press.
40. Mauro, L. (2000), “*Human capital and the regional Italian development: Does unemployment matter?*” Department of Economics and Statistics, University of Trieste, Working Paper N° 61.
41. Mincer J. (1974), “*Schooling, Experience and Earnings*”, NBER, Columbia University press, New York.
42. Mingat, A. et Tan, J. (2003), “On the mechanics of progress in primary education”, p. 455- 467. *Economics of Education Review*, 22 (5), October, 2003.
43. Nehru, V. Swanson, E. et Dubey, A. (1995), “A New Database on Human Capital Stocks in Developing and Industrial Countries : Sources, Methodology and Results”, *Journal of Development Economics*, vol. 46, N°2, 379-401
44. Nomenyo, K. (2011), “*L’incidence de la dépense d’éducation sur la croissance économique au Togo*”, Thèse de Doctorat, Université de Lomé, p. 129-146; Togo.

45. Psacharopoulos, G. (1993), "Returns to Investment in Education: A Global Update", Policy Research Paper 1067, World Bank, Washington, D.C.
46. Psacharopoulos, G. et Patrinos, H. (2002), "Returns to Investment in Education: A further Update", World Bank Policy Research Working Paper N°2881.
47. Pritchett, L. (2001), "Where has all the Education Gone?", *World Bank Economic Review* 15:3, 367-391.
48. Quenum, C. V. (2011), "Niveaux d'éducation et croissance économique dans les pays de l'UEMOA", *Revue d'économie théorique et appliquée (RETA)*, Juin 2011, p.41-62.
49. Rasera, J. (1999), "L'économie de l'éducation et la question du développement", dans Administrer, gérer, évaluer les systèmes éducatifs une encyclopédie pour aujourd'hui sous la direction de Paul Jean-Jacques, ESF éditeur, Paris, p : 319-350.
50. Schultz, T. W. (1961), "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, vol. 51, March, 1-17.
51. Solow, R. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, N° 70, pp.65-94.
52. Sow, A. (2013), "La contribution de l'éducation à la croissance économique du Sénégal", Thèse-Universités Gaston Berger et de Bourgogne, p. 189-201. Sénégal
53. République Togolaise (2014), "Plan Sectoriel de l'Education (PSE) 2014-2025: Amélioration de l'accès, de l'équité et de la qualité de l'éducation au Togo", *Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique*, p. 12-19, Togo.
54. Vandebussche, J., Aghion, P. et Meghir, C. (2006), "Growth, Distance to Frontier and Composition of Human Capital", *Journal of Economic Growth*, Vol.11, N°2, p.97-127.

Ouverture aux flux de capitaux internationaux et croissance: incidence de la volatilité des flux entrants de dette et de fonds propres : Cas de l'UEMOA¹

Sionfou Seydou COULIBALY²

Résumé: *Ce papier examine l'incidence de la volatilité des flux entrants de dette et de fonds propres dans l'analyse de la relation entre l'ouverture aux flux de capitaux internationaux et la croissance économique. Contrairement à la prédiction théorique, les études relatives à cette relation donnent des résultats divergents. Toutefois, nous avons trouvé qu'à long-terme, l'effet significativement positif de l'ouverture aux flux de capitaux internationaux sur la croissance s'établit en présence de la volatilité des flux entrants de dette et de fonds propres. Mais, à court-terme, cet impact significatif ne s'établit qu'en présence de la volatilité des flux entrants de fonds propres.*

Mots clés: *Flux de capitaux internationaux, Volatilité des flux entrants de dette, Volatilité des flux entrants de fonds propres, Croissance économique, UEMOA.*

Classification JEL: *C23, F32, F45, O24, O4.*

Openness to international capital flows and growth: impact of the volatility of debt and equity inflows: Case of WAEMU³

Abstract: *This paper investigates the impact of the volatility of debt and equity inflows in the analysis of the relationship between the openness to international capital flows and economic growth. Contrary to theoretical prediction, the studies relating to this relationship lead to divergent results. However, we found that in the long-run, the significantly positive effect of the openness to international capital flows on growth is established in the presence of the volatility of debt and equity inflows. But, in the short-run, this significant effect is only established in the presence of the volatility of equity inflows.*

Keywords: *International capital flows, Volatility of debt inflows, Volatility of equity inflows, Economic growth, WAEMU.*

JEL Classification Codes: *C23, F32, F45, O24, O4.*

¹ Union Economique et Monétaire Ouest Africaine

² Dr. Sionfou Seydou COULIBALY, Université Félix Houphouët-Boigny, Côte d'Ivoire
Cel : 22509899843 / 22505716970 ; E-mail : coulsionfseyd@yahoo.fr; Adresse: 01 BP 1455
Abidjan 01

³ West African Economic and Monetary Union

Introduction

L'ouverture financière constitue depuis les années 80 l'un des moyens les plus appropriés proposés par les institutions de Bretton Woods⁴ et le Trésor Américain (Giraud, 2001 ; Bénassy-Quéré et Salins, 2005) pour accroître les stocks de ressources financières indispensables au financement de la croissance économique. Ainsi, la plupart des économies dans le monde ont ouvert leur compte capital afin de profiter des bienfaits de cette nouvelle stratégie de développement. En effet, selon la théorie économique, la mobilité internationale des capitaux dans le cadre de l'ouverture financière est nécessaire à un pays afin de tirer parti des avantages qu'offre l'économie mondiale et assurer la propulsion de sa croissance économique.

Notons que l'intégration financière internationale des économies dans le cadre de l'ouverture financière est censée accroître la liquidité et les possibilités d'emprunt des agents économiques dans la mesure où ceux-ci peuvent, en plus du marché national, aller emprunter sur le marché international, ou qu'ils peuvent profiter de l'entrée de capitaux étrangers ou de la baisse des taux d'intérêt (coût du crédit) due à la concurrence entre capitaux étrangers et capitaux domestiques.

Cependant, les études empiriques qui se sont intéressées à l'analyse de la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique n'ont pas abouti aux mêmes résultats. Nous citons entre autres Bekaert et al, (2005), Borensztein et al, (1998), De Mello (1999) et Reisen et Soto (2001) qui ont trouvé un effet positif de l'intégration financière internationale sur la croissance économique alors que d'autres comme Edison et al, (2002), Rodrik (1998) et Kraay (1998), ont trouvé un effet négatif ou mitigé. Depuis lors, nombreuses sont les tentatives d'explication de cette variabilité qui se sont succédées dans la littérature empirique et qui l'ont attribuée à un certain nombre d'insuffisances. Nous citons, entre autres, Azzabi (2012) qui justifie cette divergence des résultats par le type d'échantillons et la période d'étude⁵, la façon de mesurer

⁴ Ici, il s'agit du fonds monétaire international et de la Banque Mondiale.

⁵ En effet, selon Azzabi (2012), alors que certains auteurs étudient exclusivement le cas de pays développés, d'autres analysent plutôt l'expérience particulière de marchés émergents et/ou d'économies en développement. Nombreux sont également les auteurs qui mêlent - dans un seul échantillon - des pays développées, des économies en développement et/ou des marchés émergents. Concernant la période d'analyse elle avance qu'une grande part des travaux empiriques retient des périodes s'arrêtant à 1995, négligeant ainsi les épisodes de crises et de turbulences financières qui ont marqué la région du sud est asiatique à partir de la seconde moitié des années 90.

l'ouverture du compte capital, les méthodologies et les types d'estimations utilisées.

A l'analyse des études précédentes, notre constat est qu'en général, cette relation a toujours été étudiée sans tenir compte de la volatilité des flux entrants de capitaux étrangers. Pourtant, au cours des années 90, à la fois dans les pays développés et en développement, les flux de capitaux ont connu des phases de volatilités importantes (Reis, 2005). Cette volatilité des flux de capitaux désigne les fluctuations à la hausse (*surges*⁶) et à la baisse (*sudden stops ou arrêts soudains*⁷) dans l'entrée des capitaux internationaux dans les pays hôtes. Elle est habituellement associée à des chutes de l'activité économique (Bordo et al, 2007). Selon Hutchinson et Noy (2004), les phénomènes d'arrêts soudains se réalisent simultanément avec des crises monétaires ou de balance des paiements. De même, dans la littérature, il est reconnu qu'une économie connaissant une grande mobilité des capitaux, des arrêts soudains peuvent survenir et entraîner des revirements du compte courant⁸ et des processus d'ajustement très coûteux (Dornbush et al, 1995 et Stiglitz, 2002). Par ailleurs, les hausses brusques dans l'entrée des flux de capitaux internationaux favorisent l'expansion du crédit domestique qui accroît la part des prêts improductifs et précipite le système financier dans une situation vulnérable (Sula, 2010). Alors, nous pensons que les épisodes de volatilités dans la réception des capitaux internationaux étant à l'origine d'un certain nombre de distorsions dans les économies, contribueraient à occulter l'impact bénéfique de l'ouverture financière sur la croissance économique. Aussi, la prise en compte d'un indicateur représentant la volatilité des flux entrants de capitaux s'avère-t-elle plus qu'indispensable dans les spécifications économétriques afin de mieux apprécier l'effet bénéfique de l'ouverture financière sur la croissance économique. Cette méthode d'analyse que nous adoptons s'inspire de celle de Kpodar (2006)⁹.

Une étude similaire à celle-ci et réalisée par Coulibaly (2015), utilise comme variable de volatilité des flux entrants de capitaux internationaux, un indicateur

⁶ Les hausses brusques dans l'entrée des flux de capitaux internationaux.

⁷ La notion d'arrêts soudains est définie comme une situation où le flux de capital entrant dans un pays est significativement réduit sur une très courte période de temps (Edwards, 2005).

⁸ Les revirements du compte courant désignent d'importantes baisses du déficit du compte courant qui a lieu en l'espace d'un ou deux ans (Edwards, 2005).

⁹ Face au manque de consensus sur la relation entre le développement financier et la croissance, il a inclus un indicateur d'instabilité financière dans sa spécification économétrique. La prise en compte de l'indicateur d'instabilité financière dans les régressions résolvait l'ambiguïté relevée dans les études antérieures en rétablissant l'effet bénéfique du développement financier sur la croissance économique.

composite qui regroupe les flux de dette et les flux de fonds propres. Mais, puisque ces capitaux sont différents dans la forme, l'objectif de la présente étude est d'examiner séparément l'incidence de leur volatilité respective dans la relation entre l'ouverture aux flux de capitaux internationaux et la croissance économique.

Pour répondre à la question qui nous préoccupe, nous allons vérifier l'hypothèse selon laquelle l'effet bénéfique de l'ouverture aux flux de capitaux internationaux sur la croissance économique est occulté par la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux en l'occurrence les flux de dette et les flux de fonds propres.

La vérification économétrique de notre hypothèse, nous a amené à considérer les huit (8) pays de l'UEMOA dans la mesure où ces derniers accordent une place de choix aux capitaux étrangers dans la relance de leur croissance. Notre analyse s'appuie sur trois estimateurs économétriques: l'estimateur des Mean Group¹⁰ (MG), l'estimateur des Pooled Mean Group¹¹ (PMG) et l'estimateur des Dynamic Fixed Effects¹² (DFE).

L'intérêt de notre étude tient au fait que, de nos jours, l'ouverture aux flux de capitaux internationaux fait partie des stratégies de développement de la plupart des pays du monde et particulièrement ceux en développement dont les pays de l'UEMOA. Ainsi, la présente étude arrive à point nommé pour orienter au mieux l'action des décideurs économiques dans les pays de cette union.

La présente étude est structurée en quatre sections qui exposent successivement la revue de la littérature, la méthodologie de l'étude, l'analyse empirique et les résultats.

1- La revue de la littérature

1.1. L'analyse de la relation entre l'ouverture financière et la croissance

La contribution positive de l'ouverture financière à la croissance économique a été mise en évidence par de nombreux auteurs à travers l'examen de différents cas de flux de capitaux, tels que les flux d'investissements directs étrangers (IDE), les flux d'investissements de portefeuille, les flux de prêts bancaires, les flux d'investissements institutionnels, etc. Ainsi, nous citons la recherche de

¹⁰ Mean Group = Moyenne de Groupe

¹¹ Pooled Mean Group = Moyenne de Groupe Agrégée

¹² Dynamic Fixed Effects = Effets fixes dynamiques

Gruben et McLeod (1998), qui analyse la relation entre les flux de capitaux et la croissance économique sur un panel de 18 pays en développement. Les résultats de leur étude confirment un impact positif des flux d'investissement de portefeuille et des investissements directs étrangers sur le PIB réel. Aussi, Reisen et Soto (2001), ont examiné l'impact de six types de flux de capitaux sur la croissance à savoir : l'IDE, les flux de portefeuilles participatifs, les flux de portefeuilles obligatoires, les crédits bancaires à long terme, les crédits bancaires à court terme et les flux officiels pour un échantillon de 44 pays sur la période 1986-1997. Les résultats qu'ils obtiennent confirment un impact positif pour les flux d'IDE et les investissements de portefeuilles participatifs sur la croissance économique des pays hôtes. De même, Baharumshah et Thanoon (2006), fournissent une évaluation quantitative de l'effet de différents types de flux de capitaux sur le processus de croissance économique des pays de l'Asie de l'Est y compris la Chine. Leur analyse, fondée sur des données de panel dynamique, montre que l'IDE accroît la croissance économique et son impact se vérifie à la fois à long terme et à court terme.

Esso (2010), dans le cadre d'un réexamen de la relation entre l'investissement direct étranger et la croissance économique dans le cas de dix pays d'Afrique Sub-saharienne, utilise deux nouvelles approches économétriques à savoir, l'approche de la cointégration de Pesaran *et al*, et la procédure du test de non-causalité de Toda et Yamamoto. Son étude porte sur la période 1970-2007. Il trouve que l'investissement direct étranger entraîne significativement la croissance économique dans trois des dix pays de son échantillon.

Par ailleurs, Feridun et Sissoko (2011), examinent la relation entre l'investissement direct étranger et le PIB par tête dans l'économie de Singapour à l'aide de la méthodologie de causalité de Granger et du Vecteur Autoregressif (VAR). Ils établissent la preuve d'une causalité unidirectionnelle allant de l'investissement direct étranger à la croissance économique. Egalement, Ocharo *et al*, (2014), ont analysé la relation de causalité entre l'investissement direct étranger, l'investissement de portefeuille et l'emprunt interbancaire transfrontalier d'une part et la croissance économique au Kenya d'autre part. Les résultats qu'ils obtiennent indiquent l'existence d'une causalité unidirectionnelle de l'investissement direct étranger et la croissance économique de ce pays.

L'un des faits embarrassants à première vue dans la littérature économique est, qu'en dépit de l'impact positif trouvé par certaines études sur la relation entre l'ouverture aux flux de capitaux internationaux et la croissance économique, d'autres ont abouti à un effet négatif ou parfois mitigé. C'est le cas de Morsheda *et al*, (2005), qui ont examiné l'impact des prêts étrangers sur la croissance économique de 82 pays en développement sévèrement endettés sur la période 1991-2001. Leurs résultats ont révélé que la dette étrangère a un impact négatif

et non significatif sur la croissance économique des différents pays étudiés. Egalement, Fosu et Magnus (2006), ont examiné l'impact de long-terme de l'investissement direct étrangers et du commerce sur la croissance économique au Ghana. Ils utilisent un modèle de croissance d'une fonction de production agrégée augmentée et l'approche du test de la cointégration par les limites (ARDL) et des données allant de 1970 à 2002. Les résultats qu'ils obtiennent indiquent que l'impact de l'investissement direct étranger sur la croissance économique est négatif. De même, Rahman (2015), par le biais d'une analyse de régressions multiples sur la période 1999-2013, a évalué dans le cadre du Bangladesh, l'impact des IDE sur le développement économique. Ses résultats confirment une corrélation négative entre les flux d'IDE et la croissance économique.

Par ailleurs, Carkovic et Levine (2002), en estimant la relation entre les IDE et la croissance économique sur la période de 1960-1995 pour un échantillon de 72 pays développés et en développement à l'aide d'un estimateur de panel de la Méthode des Moments Généralisés (MMG), trouvent qu'à la fois dans les pays développés et en développement les entrées d'IDE n'ont aucune influence indépendante sur la croissance économique. Egalement, Ousseini et al, (2011), ont recherché l'impact de l'investissement direct étranger sur la croissance économique au Niger sur la période 1961-2010 à l'aide de tests de racine unitaire, de cointégration et de modèle à correction d'erreurs. Les résultats qu'ils obtiennent montrent un effet minime et statistiquement non significatif de l'IDE sur la croissance économique.

1.2. L'analyse des effets de la volatilité des flux de capitaux internationaux sur la croissance

Dans la littérature économique, à la fois au niveau théorique et empirique, un certain nombre d'auteurs ont essayé de détecter les effets et les canaux d'influence de la volatilité des flux de capitaux sur la production. Ainsi, selon Dornbusch et al, (1995) et Stiglitz (2002), dans une économie connaissant une grande mobilité des capitaux, des arrêts soudains dans les entrées de capitaux peuvent entraîner des revirements du compte courant et des processus d'ajustement très coûteux. De même, Calvo et Rheinart (1999), en analysant les mécanismes au travers desquels une volatilité dans les flux internationaux de capitaux puisse entraîner une crise monétaire ou de balance des paiements et les raisons qu'une chute de la production puisse en découler, sont parvenus à deux conclusions. D'une part, l'effet Keynésien qui occasionne une chute dans le crédit qui est imputable à la volatilité dans les entrées de capitaux combinées à une prime de financement externe et un accélérateur financier. Ce qui réduit la demande agrégée et entraîne une baisse de la production. D'autre part, le canal de Fisher qui souligne qu'une volatilité des flux de capitaux peut accroître la sévérité d'une crise monétaire puisqu'elle touche le secteur financier et, étant

donné les contraintes collatérales, provoque une déflation par l'endettement et une réelle contraction.

Cowan et Raddatz (2011), utilisent des données de niveau-industrie dans un échantillon de 45 pays développés et émergents et une méthodologie de différences-en-différences pour fournir la preuve du rôle des frictions financières émanant des conséquences des arrêts brusques en termes d'effondrements de la production. Leurs résultats montrent qu'en conformité avec les frictions financières devenant importantes, les industries plus dépendantes des financements extérieurs faiblissent plus significativement au cours d'un arrêt brusque, en particulier dans les pays moins développés financièrement.

Hutchison et Noy (2006), ont tenté de faire la distinction entre les dynamiques de la production associées aux crises monétaires, aux revirements dans les afflux de capitaux et les arrêts soudains dans l'afflux des capitaux étrangers à l'aide d'un échantillon de données de panel, sur la période 1975-1997 pour 24 pays émergents. Il ressort de leur analyse que les arrêts inattendus dans l'arrivée des flux de capitaux ont un impact négatif important mais de courte durée sur la croissance de la production en plus de celui relevé lors des crises monétaires. Selon eux, une crise monétaire réduit la production d'environ 2 à 3% tandis que les arrêts soudains la réduisent d'un supplément de 6 à 8% durant l'année de la crise.

Joyce et Nadar (2006), ont examiné l'impact des revirements des capitaux privés (les arrêts brusques) et des crises bancaires nationales sur l'investissement. Ils utilisent un échantillon de marchés émergents portant sur la période 1976-2002 et la technique des panels dynamiques d'Arellano-Bond. Les résultats qu'ils obtiennent indiquent que les revirements des capitaux privés abaissent l'investissement de 1,27 point de pourcentage du PIB dans le court terme et de 3,33 points de pourcentage dans le long terme.

Ngeny et Mutuku (2014), ont examiné la relation entre la volatilité des investissements directs étrangers et la croissance économique au Kenya sur la période 1970-2011. A l'aide d'un modèle de croissance endogène et la méthode des moindres carrés ordinaire ils mettent en évidence que la volatilité des investissements directs étrangers exerce un impact négatif sur la croissance économique du Kenya.

2- La méthodologie

2.1. La spécification du modèle

Le but principal de notre étude étant d'analyser l'incidence de la volatilité des flux entrants de capitaux privés dans la relation ouverture aux flux de capitaux internationaux-croissance économique, le modèle de référence de notre étude est inspiré du modèle de croissance de Solow (1956)¹³ augmenté. Ce modèle développé par Mankiw et al, (1992), intègre le capital humain au modèle de Solow. En effet, ils expriment la production en fonction du stock de capital, du travail, du capital humain et de la productivité total des facteurs. C'est sur ce cadre que nous nous appuyons pour mener notre analyse. Dans cette perspective, nous commençons par spécifier une fonction de production Cobb-Douglas¹⁴ homogène et linéaire de la forme suivante :

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\gamma} H_{it}^{\beta}, (1)$$

Où Y représente l'output total ou le PIB, K , le stock agrégé de capital domestique et du capital étranger, L , le nombre de travailleurs et, H , leur capital humain moyen, A , l'efficacité dans l'utilisation des facteurs et correspondant à la notion de productivité totale des facteurs.

Notons que d'après notre revue de littérature exposée au point 1.1, l'ouverture financière par le biais des flux entrants de capitaux internationaux stimule la croissance économique (Reisen et Soto, 2001 ; Baharumshah et Thanoon, 2006 ; Feridun et Sissoko, 2011 ; Ocharo, et al, 2014). En outre, Kose et al, (2009), stipulent que l'ouverture financière stimule la croissance de la productivité au travers de canaux spécifiques tels que des retombées technologiques, une plus grande efficacité liée à la concurrence accrue et une amélioration de la gouvernance d'entreprise. Par contre, notre revue de littérature exposé au point 1.2, confirme que la variabilité des flux entrants de capitaux internationaux dans les pays hôtes influence négativement leur relation avec la croissance économique (Joyce et Nadar, 2006 ; Hutchison et Noy, 2006 ; Ngeny et Mutuku, 2014). Alors, en nous fondant sur ces preuves, nous déduisons que la productivité totale des facteurs doit être endogénéisée comme une fonction des flux nets de capitaux internationaux et de la volatilité des flux entrants de capitaux privés. Ainsi, nous exprimons A comme suit:

$$A_{it} = B_i C_{it}^{\theta} V_{it}^{\rho} (2)$$

¹³Le modèle de Solow intègre uniquement le capital et le travail comme input.

¹⁴ Cobb et Douglas (1928).

Avec C , la variable des flux nets de capitaux internationaux (la variable de l'ouverture aux flux de capitaux internationaux) et V , l'indicateur de la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux. B , est un terme constant.

En substituant l'équation (2) dans l'équation (1), nous obtenons l'équation (3) suivante :

$$Y_{it} = B_i C_{it}^{\theta} V_{it}^{\rho} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\gamma} H_{it}^{\beta} \quad (3)$$

En appliquant les logarithmes à notre équation (3), nous obtenons l'équation (4) suivante :

$$\ln(Y_{it}) = \ln(B_i) + \theta \ln(C_{it}) + \rho \ln(V_{it}) + \alpha \ln(K_{it}) + \gamma \ln(L_{it}) + \beta \ln(H_{it}) \quad (4)$$

En dérivant notre équation (4) par rapport au temps, nous obtenons l'équation standard de la croissance qui suit:

$$y_{it} = b_i + \theta c_{it} + \rho v_{it} + \alpha k_{it} + \gamma l_{it} + \beta h_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Où y , c , v , k , l , h , représentent respectivement le taux de croissance du PIB, des flux nets de capitaux étrangers, de la volatilité des flux entrants de capitaux étrangers, du stock de capital domestique, du nombre de travailleurs et du capital humain moyen. b , est une constante $\theta, \rho, \alpha, \gamma, \beta$, représentent les coefficients d'élasticités. Tel qu'exposé plus haut, θ et ρ sont supposés être respectivement strictement positif et négatif, et la significativité du signe de θ s'établit sous de l'influence de ρ . Les termes η_i , ν_t et ε_{it} introduits dans le modèle, représentent respectivement l'effet spécifique individuel qui peut être fixe ou aléatoire, l'effet spécifique temporel et le terme d'erreur.

En substituant y par $Tcrpt$, c par $Ofci$, v par $Vfed$ et $Vfefp$, k par Ti , l par $Tcpop$, h par $Tsbs$ dans (5), et si nous incluons d'autres variables indépendantes qui sont typiquement supposées influencer la croissance économique, tout en supposant qu'elles réduisent ou éliminent l'erreur de spécification, les équations à estimer, issues de (5), se présentent comme suit:

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ofci_{it} + \alpha_2 Toc_{it} + \alpha_3 Tinf d_{it} + \alpha_4 Ti_{it} + \alpha_5 Dcp_{it} + \alpha_6 Tsbs_{it} + \alpha_7 Cisp_{it} + \alpha_8 Tpop_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ofci_{it} + \alpha_2 Vfed_{it} + \alpha_3 Toc_{it} + \alpha_4 Tinf d_{it} + \alpha_5 Ti_{it} + \alpha_6 Dcp_{it} + \alpha_7 Tsbs_{it} + \alpha_8 Cisp_{it} + \alpha_9 Tpop_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Tcrpt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ofci_{it} + \alpha_2 Vfefp_{it} + \alpha_3 Toc_{it} + \alpha_4 Tinf d_{it} + \alpha_5 Ti_{it} + \alpha_6 Dcp_{it} + \alpha_7 Tsbs_{it} + \alpha_8 Cisp_{it} + \alpha_9 Tpop_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

L'équation (6) vérifiera l'impact des flux nets de capitaux internationaux sur la croissance économique (ici le taux de croissance du revenu par tête) tel qu'étudié dans la littérature empirique tandis que les équations (7) et (8) vérifieront le nouvel impact des flux nets de capitaux internationaux sur la croissance économique en présence respectivement de la volatilité des flux de dette et de la volatilité des flux de fonds propres.

Dans le cadre des équations (6), (7) et (8), $Tcrpt$ représente le taux de croissance du revenu réel par tête dans les pays du panel $Tcrpt$, qui désigne le taux brut de scolarisation dans le secondaire. Cette variable représente le *stock de capital humain* estimé par le taux brut de scolarisation dans le secondaire (part de la population scolarisée au niveau secondaire dans la population scolarisable au même degré) Toc , représente le taux d'ouverture commerciale est représentée par le ratio (Exportations + Importations/ PIB), qui donne l'ampleur des échanges commerciaux $Tinf d$, désigne le taux d'inflation domestique mesuré par le taux de variation des prix à la consommation $Cisp$ indique le crédit domestique au secteur privé est représentée par le ratio des crédits octroyés au secteur privé par les intermédiaires financiers domestiques sur le PIB Dcp , qui représente le niveau de la dépense publique est mesurée par le niveau de la consommation publique (consommation finale de l'Etat incluant les dépenses courantes d'achat de biens et services) dans le PIB Ti , représente le taux d'investissement domestique est mesurée par le ratio de la somme des investissements domestiques sur le PIB $Tcpop$, qui représente le taux de croissance annuelle de la population, donne l'évolution de la taille du marché potentiel pour les capitaux étrangers $Ofci$, représente l'indicateur d'ouverture aux flux de capitaux internationaux. Cet indicateur est approximé par plusieurs types d'indicateurs dans la littérature. Selon Kose et al, (2010), les premières études empiriques sur l'ouverture du compte capital ont utilisé les mesures de restrictions légales (les contrôles sur les capitaux) sur les flux de capitaux transfrontaliers. Ainsi, ces études ont utilisé une mesure binaire (*de jure measures*) qui prend la valeur « zéro » en absence de restrictions aux mouvements externes des capitaux, et la valeur « un » lorsque celles-ci existent. Par ailleurs d'autres utilisent les flux ou les stocks de capitaux (*de facto measures*) comme étant le proxy du degré de libéralisation du compte de capital. Ce type d'indicateur a été utilisé par Kraay (1998) et Lane et Milesi-Ferreti (2007). Dans notre étude, cette variable sera approximée par la somme des ratios des flux de fonds propres et des flux de la dette. Les flux de fonds propres étant représentés par la somme

des flux d'investissements directs étrangers¹⁵ (les flux entrants et les flux sortants) et des flux de portefeuille d'actions¹⁶. Quant aux flux de dette, ils sont constitués de la somme des financements levés au travers des émissions d'obligations¹⁷, des prêts des banques commerciales et autres créanciers $Vfed$, représente la volatilité des flux de dette et $Vfefp$ représentant la volatilité des flux de fonds propres.

Dans le cadre de la détermination de nos variables de la volatilité des flux de capitaux privés, nous avons utilisé une mesure basée sur une variance conditionnelle¹⁸ générée par un modèle GARCH(1,1)¹⁹. La variance conditionnelle de nos indicateurs des flux entrants de capitaux privés sera déterminée pour chaque pays sur l'ensemble de la période d'étude²⁰. Ainsi, l'écriture de notre processus GARCH (1, 1) se présente comme suit:

$$Z_{it} = \alpha_i + \beta_i Z_{it-1} + B' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$h_{it}^2 = \lambda_{i0} + \lambda_{i1} \varepsilon_{it-1}^2 + \gamma_i h_{it-1}^2, \quad (10)$$

Avec $i=1,2,\dots,8$ et qui représente le nombre d'individus (pays), $t=1980,1981,\dots,2012$ représentant le nombre de périodes, $\lambda_{i0}, \lambda_{i1}$ et γ_i non négatifs, $\varepsilon_{it} \square N(0, h_{it}^2)$, ε_{it-1}^2 les résidus au carré, h_{it}^2 la variance conditionnelle sur l'information disponible au temps t de Z_{it} , λ_{i1} est le paramètre ARCH et γ_i le paramètre GARCH, X_{it} le vecteur des déterminants des flux de capitaux internationaux entrants. Conformément à Cavalcanti et al,

¹⁵ L'investissement direct étranger se définit comme les entrées nettes d'investissements pour acquérir un intérêt durable (au moins 10% du capital social) ou le contrôle de la direction dans une entreprise opérant dans une économie autre que celle de l'investisseur.

¹⁶ Les flux d'investissement de portefeuille d'actions comprennent les entrées nets issues de fonds de garanties autre que ceux enregistrés comme investissement direct et incluant les actions, les certificats de dépôt et les achats directs d'actions sur le marché local des valeurs par les investisseurs étrangers.

¹⁷ Les flux d'investissement de portefeuille d'obligations sont des titres émis à taux d'intérêt fixes pour une période de plus d'un an. Ils comprennent les flux nets à travers le public transfrontalier et les émissions d'obligations publiquement garantis et privés non garantis.

¹⁸ Il s'agit ici de la variance associée à la déviation entre les flux de capitaux internationaux et l'ensemble d'information adéquat captée par l'inclusion de leurs déterminants dans la régression.

¹⁹ En effet, Bollerslev (1986) dans son travail pionnier sur la modélisation GARCH (p q), le modèle GARCH (1 1) est légèrement plus meilleur qu'un modèle ARCH(8).

²⁰ A l'instar de Cavalcanti et al, (2012), notre processus GARCH(1,1) s'appliquera à nos données qui sont renseignées annuellement.

(2012), nous utiliserons la racine carrée de la série²¹ résultant de h_{it}^2 comme le proxy de la volatilité de notre variable des flux entrants de capitaux internationaux. Comme déterminants ces flux de capitaux entrants, nous avons retenu conformément à la littérature: le taux d'ouverture commerciale, le taux de croissance du revenu, le taux d'inflation domestique basé sur l'indice des prix à la consommation et la valeur retardée du ratio des flux entrants de capitaux internationaux dans la mesure où le niveau des flux de capitaux présents est influencé par l'ampleur des flux précédents (Sula, 2010).

2.2 Les données

Cette étude utilise des données de panel inhérentes aux huit (8) pays de l'UEMOA sur la période 1980-2012. Ces données sont extraites de la base de données de la Banque Mondiale²².

3. L'analyse empirique

3.1. Le résumé statistique de l'échantillon

Le résumé des statistiques de notre échantillon est consigné en annexe A-1. Nous constatons qu'il y a une importante variation transfrontalière en ce qui concerne la plupart des variables. Par exemple, la moyenne du taux de croissance du revenu réel par tête est de près de zéro virgule zéro sept pour cent 0,07% avec un écart-type de 4,93. Ses valeurs minimum et maximum concernent la Guinée Bissau soit respectivement de -29,67% en 1998 et de 16,20 % en 1981. L'instabilité macroéconomique représentée par le taux d'inflation et mesurée par la moyenne du taux de variation annuel des prix à la consommation est importante avec une valeur moyenne de 7,73% et un écart-type de 14,18. Sa valeur minimum de moins sept virgule quatre-vingt pour cent (-7,80%), concerne le Niger en 1991 tandis que sa valeur maximum de (80,79%), concerne la Guinée Bissau en 1989. Concernant l'ouverture aux flux de capitaux privés, elle représente quant à elle en moyenne un virgule quinze pour cent (1,15%) du PIB avec un écart-type de deux virgule zéro neuf (2,09), et une valeur minimum de moins six virgule zéro sept pour cent (-6,07 %) du PIB en 2009 au Mali contre une valeur maximum de 15,45 % en 2011 au Niger. La volatilité des flux entrants de dettes ne représente en moyenne que près de zéro virgule zéro un pour cent (0,01%) du PIB avec un écart-type de zéro virgule zéro treize (0,013), une valeur minimum de près de zéro (0 %) du PIB en 1990 au Burkina et une valeur maximum de zéro virgule onze (0,11 %) du PIB en

²¹ En prenant la racine carrée nous déduisons ainsi l'écart-type.

²² Il s'agit ici de la World Data Base disponible directement sur le site la Banque Mondiale.

2012 au Bénin. La volatilité des flux entrants de fonds propres représente en moyenne près de zéro virgule quatre vingt dix-huit pour cent (0,98%) du PIB avec un écart-type de zéro virgule soixante sept (0,67), une valeur minimum de près de zéro virgule zéro trois pour cent (0,03 %) du PIB en 2001 au Niger et une valeur maximum de cinq virgule quatre vingt dix-sept pour cent (5,97 %) du PIB en 2001 au Bénin.

3.2. L'analyse de la multicolinéarité

L'analyse de la multicolinéarité est utile dans la mesure où elle permet de vérifier qu'un modèle n'incorpore pas des séries explicatives qui sont liées entre elles. Dans le cadre de cette étude, en plus de la vérification de la matrice des coefficients de corrélations entre les variables explicatives, nous mettons en œuvre l'analyse de la décomposition de la variance de coefficient de Belsley et *al*, (1980 et 2004). En effet, cette approche introduite par Belsley et *al*, (1980 et 2004), inclut l'étude d'une possible colinéarité entre les variables explicatives et la constante de régression et dont la négligence pourrait fausser les résultats des estimations.

Au regard des résultats consignés dans les annexes A-2, A-3, A-4 et A-5, nous notons que bien que la matrice des corrélations en annexe A-2 aie confirmé une probable colinéarité entre les variables *Tsbs* et *Toc*, les résultats du test de décomposition de la variance de coefficient présentés dans les annexes A-3, A-4 et A-5 confirment l'absence de risque de multicolinéarité entre les variables explicatives et entre ces dernières et la constante de régression.

3.3. L'analyse de l'existence des spécificités temporelles et individuelles

A priori, nous ne savons pas si les équations de notre modèle incorporent effectivement des effets fixes temporels et individuels. Dans le cadre de la vérification de l'existence ou non des effets fixes temporels, nous nous sommes appuyés sur le test joint développé sous le logiciel Stata sous la commande *Testparm*, basé sur l'hypothèse nulle que tous les coefficients des variables indicatrices des années sont égaux à zéro. Les résultats de ce test, consignés en annexe A-6, échouent à rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi, il n'y a pas lieu d'intégrer des effets fixes temporels dans nos régressions.

Pour la vérification de l'existence des effets fixes individuels nous avons mis en œuvre le test d'existence des effets spécifiques de Fisher dont l'hypothèse nulle repose sur l'homogénéité des effets individuels. Les statistiques calculées rejettent l'hypothèse nulle (voir annexe A-6).

3.4. L'analyse de l'indépendance interindividuelle

Selon Breitung et Pesaran (2007), jusqu'ici l'on a supposé que les séries temporelles $\{y_{i,t}\}_{t=0}^T$ sont indépendantes entre les individus i . Toutefois, dans beaucoup d'applications macroéconomiques utilisant des données de pays ou de régions, il a été trouvé que les séries temporelles sont corrélées simultanément. La dépendance interindividuelle peut s'expliquer par un ensemble de phénomènes tels que l'omission des effets communs observés, des effets spillovers²³ spatiaux, des effets communs inobservés ou l'interdépendance résiduelle générale qui pourrait demeurer même quand tous les effets communs observés et inobservés sont pris en compte. Aussi, l'habitude aujourd'hui, pour mener à bien une recherche avec des données de panel, consiste-t-elle à traiter une possible présence de dépendance interindividuelle dans les données en jeu. Dans le cadre de cette étude, nous nous appuyons sur le test de dépendance interindividuelle du Multiplicateur de Lagrange développé par Breusch-Pagan (1980) dans la mesure où notre panel présente une dimension temporelle importante et une dimension individuelle réduite. Les résultats du test présentés dans l'annexe A-6 confirment la présence d'une dépendance interindividuelle dans notre modèle de données de panel.

3.5. Le test de racine unitaire pour panel

La mise en évidence de la dépendance interindividuelle dans nos séries, nous amène à utiliser un test de racine unitaire de seconde génération pour la détermination de leur ordre d'intégration, à savoir, le test de racine unitaire de seconde génération de Pesaran (2007). Ce test est basé sur l'augmentation de la régression usuelle ADF avec une moyenne interindividuelle retardée et sa différence première pour saisir la dépendance interindividuelle qui en résulte au travers d'un modèle à un facteur. Les résultats du test de racine unitaire consignés dans l'annexe A-7 confirment la stationnarité de toutes les variables en différence première dans la spécification sans trend. Nous concluons alors que nos variables sont intégrées d'ordre un (1) c'est-à-dire. $I(1)$

3.6. Le choix du modèle à correction d'erreur

Nos séries étant intégrées d'ordre un (1), nous vérifions l'existence d'une relation de long terme entre nos variables, à l'aide du test de cointégration proposé par Kao (1999) dans le contexte des données de panel. En effet, Kao

²³ Les effets d'entraînement des externalités de l'activité ou du processus économique qui influent sur ceux qui ne sont pas directement impliqués.

(1999) considère le cas de vecteurs de cointégration supposés homogènes entre les individus et teste l'hypothèse nulle de non cointégration au travers de tests de Dickey-Fuller (DF) et de Dickey-Fuller augmenté (ADF) de stationnarité des résidus de la relation de cointégration.

Le test de Kao ayant confirmé la cointégration entre nos variables (voir annexe A-8), nous effectuons nos estimations par le biais des estimateurs à correction d'erreur proposées par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al, (1997, 1998 et 1999), les « Mean Group (MG) », « Pooled Mean Group (PMG) » et « Dynamic Fixed Effects (DFE) », considérés efficaces pour estimer la relation de cointégration sur des données de panel. Ces estimateurs reposent sur l'estimation de modèles à Retards Autorégressifs Echelonnés (RARE) et autorisent l'hétérogénéité dans la dynamique d'ajustement des variables vers la relation de long-terme. Cependant, le test joint de Hausman (1978) sera utilisé ici afin de déterminer lequel de ces trois estimateurs est le plus efficace dans l'étude.

En effet, nous estimons un modèle à Retards Autorégressifs Echelonnés (RARE) ou Autoregressive Distributed Lag (ARDL) (p, q, q, \dots, q) (voir Pesaran et al, (1997, 1998 et 1999), se présentant comme suit :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Avec $i=1,2,\dots,N$ les groupes ou individus, et $t=1,2,\dots,T$ les périodes temporelles, μ_i , les effets fixes, ε_{it} le terme d'erreur, x_{it} le vecteur $(k \times 1)$ de variables explicatives pour le groupe i , les coefficients des variables dépendantes retardées, λ_{ij} , sont des scalaires, les α_{ij} sont $(k \times 1)$ vecteurs de coefficients. T doit être assez grand de sorte que le modèle puisse être estimé pour chaque groupe séparément.

Si les variables de l'équation (11) sont par exemple $I(1)$ et cointégrées, alors le terme d'erreur est un processus $I(0)$ pour tous les i . Ainsi, l'on reparamètre (11) en l'équation de la correction d'erreurs suivante:

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{it-1} + \beta_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (12)$$

Avec $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$, $\beta_i = \sum_{j=0}^q \alpha_{ij}$, $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$; $j=1, 2, \dots, p-1$, $\alpha_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \alpha_{im}$; $j=1, 2, \dots, q-1$. Pesaran et al, (1997, 1998 et 1999) émettent

l'hypothèse que les perturbations dans (11) sont indépendamment distribuées entre i et t de moyennes zéro et de variances $\sigma_i^2 > 0$. Ils supposent également que le modèle à RARE est stable en ce que les racines de $1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} z^j = 0$ s'étendent en dehors du cercle unitaire. Et cette hypothèse garantit que $\phi_i < 0$, et l'existence de la relation de long-terme entre y_{it} et x_{it} est définie par : $y_{it} = -\left(\frac{\beta_i}{\phi_i} x_{it} + \eta_{it}\right)$ où η_{it} est $I(0)$ et les coefficients de long-terme sur x_i , définis par $\theta_i = -\frac{\beta_i}{\phi_i} = \theta$ sont les même pour tous les individus du panel.

Nous avons retenu le retard maximum de deux (2) pour l'estimation des équations de notre modèle et la re-paramétrisation en termes d'équation à correction d'erreurs de ces dernières se présentent comme suit:

$$\Delta Tcrpt_{it} = \mu_i + \phi_i(Tcrpt_{it-1} - \beta_{1i}Ofci_{it} - \beta_{2i}Toc_{it} - \beta_{3i}Tinf d_{it} - \beta_{4i}Ti_{it} - \beta_{5i}Dcp_{it} - \beta_{6i}Tsb_{it} - \beta_{7i}Cisp_{it} - \beta_{8i}Tcpop_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{1j} \Delta Ofci_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{2j} \Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{3j} \Delta Tinf d_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{4j} \Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{5j} \Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{6j} \Delta Tsb_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{7j} \Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{8j} \Delta Tcpop_{it-j} + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

$$\Delta Tcrpt_{it} = \mu_i + \phi_i(Tcrpt_{it-1} - \beta_{1i}Ofci_{it} - \beta_{2i}Vfed_{it} - \beta_{3i}Toc_{it} - \beta_{4i}Tinf d_{it} - \beta_{5i}Ti_{it} - \beta_{6i}Dcp_{it} - \beta_{7i}Tsb_{it} - \beta_{8i}Cisp_{it} - \beta_{9i}Tcpop_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{1j} \Delta Ofci_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{2j} \Delta Vfed_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{3j} \Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{4j} \Delta Tinf d_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{5j} \Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{6j} \Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{7j} \Delta Tsb_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{8j} \Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{9j} \Delta Tcpop_{it-j} + \varepsilon_{it} \tag{14}$$

$$\Delta Tcrpt_{it} = \mu_i + \phi_i(Tcrpt_{it-1} - \beta_{1i}Ofci_{it} - \beta_{2i}Vfed_{it} - \beta_{3i}Toc_{it} - \beta_{4i}Tinf d_{it} - \beta_{5i}Ti_{it} - \beta_{6i}Dcp_{it} - \beta_{7i}Tsb_{it} - \beta_{8i}Cisp_{it} - \beta_{9i}Tcpop_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta Tcrpt_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{1j} \Delta Ofci_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{2j} \Delta Vfed_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{3j} \Delta Toc_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{4j} \Delta Tinf d_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{5j} \Delta Ti_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{6j} \Delta Dcp_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{7j} \Delta Tsb_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{8j} \Delta Cisp_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{9j} \Delta Tcpop_{it-j} + \varepsilon_{it} \tag{15}$$

Avec, $i = 1, 2, \dots, 8$, $t = 1980, 1981, \dots, 2012$, j , le nombre de retards, μ_i , les effets fixes individuels, ϕ_i , le paramètre de la vitesse d'ajustement de la correction d'erreurs, si, $\phi_i = 0$ alors, il n'y aurait pas de preuve d'existence de relation de long-terme. Le paramètre ϕ_i est attendu être significativement négatif sous l'hypothèse préalable que les variables montrent un retour à un équilibre de long-terme, Δ l'opérateur de la différence première, les β représentent les élasticités de la relation de long-terme, les λ et α représentent respectivement les coefficients de la dynamique de court-terme de la variable dépendante retardée et des variables indépendantes.

4. Les résultats des estimations

Tableau 1 : La volatilité des flux entrants de dette et de fonds propres dans la relation « ouverture aux flux de capitaux internationaux et croissance » : les régressions de la relation de court-terme

Variable dépendante : Taux de croissance du revenu réel par tête ($Tcrpt$)									
EQUATIONS	EQUATION 1 (Sans variable de volatilité)			EQUATION 2 (Avec la volatilité des flux de dette)			EQUATION 3 (Avec la volatilité des flux de fonds propres)		
	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE
Coeff. de court-terme									
ECT^a	-1.0574 (-9.17)*	-1.2547 (-13.69)*	-1.0361 (-11.36)*	-1.0526 (-8.99)*	-1.0677 (-3.92)*	-1.0668 (-13.72)*	-1.0344 (-9.88)*	-1.3235 (-8.06)*	-1.0316 (-12.76)*
$\Delta Ofci$	-0.2341 (-0.42)	-1.1796 (-1.46)	-0.2470 (-0.86)	-0.6609 (-1.33)	-1.3648 (-0.54)	-0.4922 (-1.50)	-0.7025 (-1.43)	-2.3602 (-1.83)**	-0.3835 (-0.96)
$\Delta Ofci(-1)$	0.1704 (0.41)	0.6937 (1.54)	0.1970 (0.91)	0.3493 (1.06)	0.6953 (0.64)	0.3717 (1.75)**	0.5111 (1.75)**	1.2992 (1.75)**	0.2800 (1.02)
$\Delta Vfcd$				557.2487 (1.16)	- 1158.858 (-0.90)	318.3626 (2.46)**			
$\Delta Vfcd(-1)$				-228.9617 (-0.71)	388.7585 (0.42)	-201.466 (-1.64)			
$\Delta Vfcp$							1.2005 (0.60)	-0.2297 (-0.24)	0.1583 (0.90)
ΔToc	-0.0090 (-0.10)	-0.0343 (-0.35)	-0.0299 (-0.37)	0.0077 (0.05)	0.2397 (0.67)	0.0608 (0.71)	-0.0221 (-0.16)	-0.3457 (-1.42)	0.0579 (0.72)
$\Delta Toc(-1)$				-0.0036 (-0.04)	-0.1012 (-0.62)	-0.0584 (-1.49)	0.0297 (0.31)	0.0993 (1.08)	-0.0640 (-1.63)
$\Delta Tinf d$	-0.0741 (-1.03)	-0.1211 (-1.64)	-0.0155 (-0.31)	-0.0657 (-0.48)	0.2300 (1.28)	0.0382 (0.32)	-0.0629 (-0.46)	0.2056 (1.24)	0.0396 (0.35)

$\Delta T \text{ inf } d(-1)$				-0.0141 (-0.22)	-0.1287 (-1.14)	-0.0415 (-0.85)	-0.0046 (-0.07)	-0.1069 (-1.09)	-0.0324 (-0.58)
ΔTi	0.2352 (1.73)***	0.3160 (1.16)	0.2164 (2.36)**	0.5595 (1.46)	0.7335 (0.97)	0.0786 (0.31)	0.4945 (1.54)	0.5919 (1.33)	0.1321 (0.60)
$\Delta Ti(-1)$				-0.1449 (-0.66)	-0.1741 (-0.43)	0.0861 (0.68)	-0.1137 (-0.57)	-0.1270 (-0.63)	0.0608 (0.43)
ΔDcp	-0.0995 (-0.78)	0.1831 (1.17)	-0.0348 (-0.19)	0.0368 (0.16)	-0.1374 (-0.27)	-0.0266 (-0.14)	-0.3394 (-1.44)	0.2731 (0.57)	-0.0149 (-0.07)
$\Delta Dcp(-1)$							0.2580 (1.04)	0.0501 (0.16)	-0.0176 (-0.08)
$\Delta Tsbs$	-0.0983 (-0.48)	-0.1129 (-0.40)	-0.0064 (-0.22)	-0.7894 (-3.23)*	-0.9836 (-0.48)	-0.2270 (-2.25)**	-0.3590 (-0.96)	0.4842 (1.06)	-0.0024 (-0.11)
$\Delta Tsbs(-1)$				0.4117 (2.10)**	0.0650 (0.06)	0.1838 (2.80)*			
$\Delta Cisp$	0.0318 (0.20)	-0.0150 (-0.06)	0.0033 (0.03)	0.1547 (0.42)	0.6714 (0.69)	0.0416 (0.39)	0.1885 (0.66)	0.1885 (0.31)	0.0146 (0.11)
$\Delta Tcpop$	5.9760 (1.76)***	27.4446 (1.84)***	2.6672 (0.97)	-2.4378 (-0.15)	46.4092 (1.44)	4.6462 (2.94)*	11.3131 (2.01)**	75.1919 (1.93)***	2.8470 (1.09)
<i>Cons tan te</i>	-1.4678 (-4.01)*	-8.5260 (-0.65)	-0.8938 (-0.40)	0.1400 (0.13)	36.1075 (0.51)	-1.2177 (-0.44)	-2.3296 (-3.98)*	-8.4802 (-0.37)	0.4749 (0.22)
<i>Pays</i>	8	8	8	8	8	8	8	8	8
<i>Observations</i>	248	248	248	240	240	240	248	248	248
<i>Hausman^b</i>	MG/ PMG : 0.7004 MG/ DFE : 0.0000 DFE/PMG : 0.7261			MG/ PMG : 0.8681 MG/ DFE : 0.7613 DFE/PMG : 0.8414			MG/ PMG : 1.0000 MG/ DFE : 0.0000 DFE/PMG : 1.0000		

Les résultats de nos estimations à l'aide des estimateurs MG, PMG et DFE sont consignés dans les tableaux (1) et (2) ci-après. D'après les tests joints de Hausman, les régressions en PMG sont plus efficaces que celles en MG et DFE. Ainsi, l'interprétation de nos résultats sera basée sur les régressions en PMG.

Source : Estimations de l'auteur à partir du logiciel Stata 11.

NB : Entre parenthèses les valeurs du z-statistic. * = significatif à 1 %, ** = significatif à 5 %, *** = significatif à 10%. *a*, indique le terme de la correction d'erreur. *b*, indique le test joint de Hausman et sous son hypothèse nulle, PMG est plus efficace que MG et DFE.

Tableau 2: La volatilité des flux entrants de dette et de fonds propres dans la relation « ouverture aux flux de capitaux internationaux et croissance » : les régressions de la relation de long-terme

Variable dépendante : Taux de croissance du revenu réel par tête ($Tcrpt$)									
EQUATIONS	EQUATION 1 (SANS VARIABLE DE VOLATILITE)			EQUATION 2 (AVEC LA VOLATILITE DES FLUX DE DETTE)			EQUATION 3 (AVEC LA VOLATILITE DES FLUX DE FONDS PROPRES)		
	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE
COEFF. DE LONG- TERME									
<i>Ofci</i>	0.1956 (0.98)	0.5281 (0.89)	-0.0351 (-0.23)	0.3756 (1.71)***	55.2118 (0.86)	0.0200 (0.11)	0.4481 (2.25)**	0.7143 (0.78)	-0.0263 (-0.19)
<i>Vfed</i>				-137.0231 (-2.34)**	18806.79 (0.82)	- 51.6153 (-1.19)			
<i>Vfefp</i>							-0.6745 (- 2.18)**	-0.6563 (-0.17)	-0.3913 (-1.89)***
<i>Toc</i>	0.0216 (0.80)	0.1679 (1.65)***	0.0380 (1.55)	0.0233 (0.86)	-4.7315 (-1.31)	0.0345 (1.05)	0.0107 (0.43)	0.5439 (2.25)**	0.0199 (0.76)
<i>T inf d</i>	0.0174 (0.46)	0.0892 (0.71)	0.0775 (6.63)*	0.0802 (2.04)**	-5.7254 (-0.98)	0.0557 (2.07)**	0.0514 (1.33)	-0.0914 (-0.53)	0.0585 (2.14)**
<i>Ti</i>	0.0570 (0.86)	0.1622 (0.88)	0.0041 (0.10)	-0.0410 (-0.61)	2.4183 (0.23)	0.0445 (0.50)	-0.0247 (-0.39)	-0.3336 (-1.37)	0.0255 (0.36)
<i>Dcp</i>	0.0555 (0.55)	-0.2959 (-0.85)	-0.1070 (-1.59)	-0.1165 (-1.10)	-30.3120 (-0.91)	-0.0841 (-0.88)	0.1373 (1.36)	-1.0942 (-1.77)***	-0.1166 (-1.24)
<i>Tsbs</i>	0.0577	-0.0192	0.0374	0.0700	-36.794	0.0329	0.0659	-0.2015	0.0288

	(1.73)***	(-0.26)	(1.69)***	(1.44)	(-0.91)	(1.13)	(2.22)**	(-1.46)	(1.54)
<i>Cisp</i>	-0.0948 (-2.61)*	-0.0944 (-1.01)	-0.1082 (-2.83)*	-0.1115 (-2.90)*	-76.6702 (-1.00)	-0.1112 (-2.66)*	-0.1433 (-3.89)*	0.1278 (0.47)	-0.1064 (-2.55)**
<i>Tcpop</i>	-0.4036 (-0.66)	-1.6442 (-0.59)	0.2899 (0.48)	0.5555 (0.88)	-1054.818 (-0.98)	0.2614 (0.45)	0.5026 (0.80)	0.5548 (0.09)	0.3466 (0.65)
<i>Pays</i>	8	8	8	8	8	8	8	8	8
<i>Observations</i>	248	248	248	240	240	240	248	248	248
<i>Hausman^b</i>	MG/ PMG : 0.7004 MG/ DFE : 0.0000 DFE/PMG : 0.7261			MG/ PMG : 0.8681 MG/ DFE : 0.7613 DFE/PMG : 0.8414			MG/ PMG : 1.0000 MG/ DFE : 0.0000 DFE/PMG : 1.0000		

Source: Estimations de l'auteur à partir du logiciel **Stata 11**.

NB: Entre parenthèses les valeurs du *z-statistic*. *=significatif à 1 %, **=significatif à 5 %, ***=significatif à 10%. *b* , indique le test joint de Hausman et sous son hypothèse nulle, PMG est plus efficient que MG et DFE.

A l'examen des résultats efficaces (en PMG) de l'équation 1 (sans variable captant la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux) dans les tableaux (1) et (2), on note que le proxy de l'ouverture aux flux de capitaux étrangers présente des coefficients d'élasticité positifs et non significatifs respectivement de 0.1704 et 0.1956. Mais, lorsque nous prenons en compte les indicateurs de la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux dans les équations 2 et 3, les coefficients d'élasticité du proxy de l'ouverture aux flux de capitaux internationaux deviennent significativement positifs dans les régressions efficaces (en PMG) de ces équations au tableau (2) comportant les régressions des relations de long-terme. Par contre, dans le tableau (1) comportant les régressions des relations de court-terme, le coefficient d'élasticité du proxy de l'ouverture aux flux de capitaux internationaux trouvé à l'équation 2 demeure positif et non significatif comme celui trouvé à l'équation 1 tandis que celui de l'équation 3 est significativement positif.

En effet, ces coefficients d'élasticité dans les régressions efficaces de la relation de long-terme sont de 0.3756 (significatif à 10 %) et 0.4481 (significatif à 5 %) après introduction respectivement de la volatilité des flux de dette et de la volatilité des flux de fonds propres contre 0.1956 dans la régression sans indicateur de volatilité des flux entrants de capitaux internationaux. Et dans le cadre des régressions efficaces de la relation de court-terme, ils sont de 0.3493 (non-significatif) et de 0.5111 (significatif à 10 %) contre 0.1704 positif et non-significatif dans la régression sans indicateur de volatilité des flux entrants de capitaux internationaux. Nous notons ainsi qu'à long-terme, l'impact positif de l'ouverture aux flux de capitaux internationaux sur la croissance est devenu non seulement significatif en présence de la volatilité des différents flux entrants de capitaux mais a doublé en taille contrairement à la situation dans les régressions efficaces sans indicateur de volatilité des flux entrants de capitaux internationaux.

Par ailleurs, nous notons également dans les régressions efficaces de la relation de court-terme, en présence de l'indicateur de la volatilité des flux de fonds propres dans l'équation 3 que le coefficient d'élasticité du proxy de l'ouverture aux flux de capitaux est non seulement significatif, mais plus grand en taille que le coefficient non-significatif trouvé à l'équation 2 en présence de l'indicateur de la volatilité des flux de dette. Ce résultat suggère que la chute de la production qui conduit à l'effet de croissance non-significatif du coefficient d'élasticité de l'ouverture aux flux de capitaux étrangers résulterait plus d'une volatilité des flux de fonds propres que de celle des flux de dette.

La confrontation des résultats de l'équation 1 avec ceux des équations 2 et 3 nous permet d'affirmer, d'une part, que l'ouverture financière a un impact positif sur la croissance économique à long-terme comme à court-terme, et

d'autre part, que c'est la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux qui occulte la mise en évidence de cet effet bénéfique dans les régressions de l'équation 1. Par conséquent, nous déduisons que l'ouverture aux flux de capitaux internationaux contribue faiblement à la croissance économique lorsque les différents flux entrants de capitaux internationaux sont instables (volatils) et que c'est la négligence de cette volatilité dans les régressions économétriques qui se trouve à l'origine des discordances observées dans les résultats des analyses sur l'impact des capitaux internationaux sur la croissance. A partir des résultats des relations de long terme des équations (2) et (3), nous déduisons qu'une hausse probable d'un point de pourcentage (1%) du niveau d'ouverture aux flux de capitaux internationaux entraînerait une hausse moyenne de la croissance économique de près de zéro virgule quarante-un pour cent (0,41 %) dans les pays de l'UEMOA. Egalement, à partir du résultat significatif en présence de la volatilité des flux de fonds propres dans le tableau (1), nous pouvons déduire qu'une hausse probable d'un point de pourcentage (1%) du niveau d'ouverture aux flux de capitaux internationaux entraînerait une hausse de la croissance économique de près de zéro virgule cinquante-un pour cent (0,51 %) dans les pays de l'UEMOA. Ainsi, ces résultats mettent en évidence l'hypothèse théorique de l'effet bénéfique de l'ouverture financière sur la croissance économique.

Nous constatons par ailleurs que les indicateurs de la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux présentent dans les régressions efficientes de la relation de long-terme (tableau 2) des coefficients d'élasticité significativement négatifs à cinq pour cent (5 %) de -137,0231 et de -0,6745 respectivement pour l'indicateur de la volatilité des flux de dette et des flux de fonds propres. Ces résultats confirment, d'une part, l'hypothèse théorique de l'effet néfaste de la volatilité des flux entrants de capitaux étrangers sur la croissance économique, et d'autre part, que l'effet néfaste de la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux est plus probable à long-terme dans les pays de l'UEMOA et serait plus sévère dans le cadre des flux de la dette. Nous déduisons de ces résultats qu'une hausse probable d'un pour cent (1 %) de la volatilité des flux de dette et de la volatilité des flux de fonds propres réduirait la croissance économique respectivement de près de 137,02 % et de zéro virgule soixante-sept pour cent (0,67 %). Notons que l'effet défavorable plus sévère sur la croissance économique constaté dans le cadre de la volatilité des flux de dette pourrait s'expliquer par la grande dépendance des gouvernements des pays de l'UEMOA des flux de dette pour la mise en œuvre des projets relatifs à la relance de la croissance dans leurs pays respectifs.

La vitesse d'ajustement reflétée par le coefficient de convergence dans les régressions de la dynamique de court-terme est significativement négative dans toutes nos estimations et légèrement supérieure à l'unité, soit une moyenne d'un

virgule zéro cinq pour cent (1,05 %). Ce résultat confirme qu'un coup de pouce dans le processus d'ouverture financière est susceptible de propulser les pays de l'UEMOA sur une trajectoire rapide vers leur état stable de taux de croissance de long-terme.

La variable du taux d'ouverture commerciale présente des coefficients d'élasticité positifs dans la plupart des régressions efficaces des tableaux (1) et (2). Mais, aucun de ces coefficients n'est significatif. Ces résultats confirment que l'ouverture commerciale est profitable à la croissance économique des pays de l'UEMOA, mais que cette contribution reste faible.

La variable du taux d'inflation présente des coefficients d'élasticité négatifs et non significatifs dans les régressions efficaces du tableau (1). Par contre dans le tableau (2), cette variable présente des coefficients positifs dans les régressions efficaces, avec celui de l'équation 2 qui est significatif à cinq pour cent (5%). Ces résultats montrent que l'effet défavorable de l'inflation sur la croissance économique des pays de l'UEMOA se manifeste à court terme mais demeure faible et presque sans effet à long terme.

La variable du taux d'investissement privé présente un coefficient d'élasticité positif dans la plupart des régressions efficaces du tableau (1) avec celui de l'équation 1 qui est significatif à 10 % ; ce qui suggère que l'investissement intérieur participe favorablement à la croissance économique dans les pays de l'UEMOA à court-terme.

L'indicateur du taux de scolarisation brut dans le secondaire présente dans le tableau (1) des coefficients d'élasticité négatifs dans la plupart des régressions efficaces avec un coefficient de l'équation 2 qui est significatif à un pour cent (1%). Par contre, dans le tableau (2), ces coefficients sont tous positifs avec ceux des équations 1 et 3 qui sont significatifs respectivement à 10% et à cinq pour cent (5%). Ces résultats permettent d'affirmer que le niveau du capital humain dans les pays de l'UEMOA contribue faiblement à la croissance économique à court-terme mais la contribution devient importante à long-terme. L'impact faible relevé à court-terme pourrait être attribué à la faible scolarisation dans certains pays de l'UEMOA et à la précarité de la qualité de la formation.

Le ratio du crédit intérieur au secteur privé sur le PIB (représentant le niveau de développement du secteur financier) présente un coefficient d'élasticité positif dans la plupart des régressions efficaces du tableau (1), mais aucun d'entre eux ne ressort significatif. Par contre, dans les régressions efficaces du tableau (2), tous les coefficients, sont significativement négatifs à un pour cent (1%). Ces résultats suggèrent que le niveau d'intermédiation financière dans les pays de l'UEMOA suscite faiblement la croissance économique.

L'indicateur des dépenses publiques présente des coefficients d'élasticité négatifs et positifs, tous non-significatifs dans les régressions efficaces du tableau (1). Mais, dans le tableau (2), la plupart des coefficients d'élasticité de cette variable sont positifs et non-significatifs. Ainsi, de façon similaire avec le développement du secteur financier, les dépenses de la consommation publique dans les pays de l'UEMOA contribue faiblement à la croissance économique.

La variable du taux de croissance de la population présente des coefficients d'élasticité significativement positifs dans la plupart des régressions efficaces du tableau (1). Egalement, dans le tableau (2), ces coefficients sont positifs dans la plupart des régressions efficaces mais demeurent non-significatifs. Ainsi, ces résultats confirment la contribution d'une hausse de la population à la croissance économique dans les pays de l'UEMOA, surtout à court-terme. Cette contribution positive s'explique par le fait qu'une croissance de la population entraîne une hausse de la demande globale qui accroît le niveau de l'investissement et par ricochet la croissance économique.

Conclusion

Nous avons tenté de vérifier dans ce papier la pertinence de la volatilité des flux entrants de dette et celle des flux de fonds propres dans l'analyse de la relation entre l'ouverture aux flux de capitaux internationaux et la croissance économique. Notre analyse a porté sur des données de panel des pays de l'UEMOA. D'après nos résultats, la relation entre l'ouverture aux flux de capitaux internationaux et la croissance ne devient significativement positive à long-terme que lorsque les indicateurs de la volatilité des flux entrants de dette et de fonds propres sont pris en compte dans les régressions. Par contre, à court-terme, cette significativité ne s'établit qu'en présence de la volatilité des flux entrants de fonds propres. Nous avons également trouvé que l'impact néfaste de la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux est plus sévère à long-terme dans le cadre des flux de dette que celui des flux de fonds propres.

Pour résumer, l'étude confirme d'une part, l'existence d'un effet bénéfique de l'ouverture financière sur croissance économique, et d'autre part, que la divergence constatée dans les résultats des études précédentes sur ce lien est imputable à la négligence ou à l'omission d'une variable captant la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux dans les spécifications économétriques.

Nos résultats suscitent d'importantes implications politiques. En effet, l'absence d'un résultat significatif entre l'ouverture financière et la croissance économique dans les régressions sans la volatilité des flux entrants de capitaux internationaux provient clairement des alternances de baisses et de hausses soudaines (*sudden*

stops et *surges*) dans les entrées des capitaux étrangers. En effet, dans une situation de *sudden stops*, les pays hôtes se retrouvent, d'une part, face à une insuffisance de ressources pour le financement des investissements, et d'autre part, face à une insuffisance de firmes multinationales pour assurer les productions indispensables à la croissance. De même, dans une situation de *surges*, une hausse de la liquidité du système financier peut entraîner une augmentation du crédit bancaire qui peut se révéler par la suite improductif et rendre le système financier vulnérable.

La mise en évidence de la significativité de l'effet positif de l'ouverture financière sur la croissance dans la relation de court-terme uniquement en présence de la volatilité des flux de fonds propres indique que la production de court-terme dans l'UEMOA dépend plus des flux de fonds propres qui sont en général constitués d'investissements directs étrangers que des flux de dette qui sont constitués en général de flux d'obligations. Par ailleurs, l'impact néfaste plus sévère de la volatilité des flux de dette à long-terme est dû au fait que les gouvernements des différents pays de l'UEMOA recourent, en général, aux flux d'obligations pour la relance de leurs économies. Ainsi, puisque ces flux sont contenus dans les flux de dette, leur volatilité ne peut qu'être très dommageable à la croissance.

Les différentes implications politiques, susmentionnées, nous amènent à suggérer aux décideurs politiques des pays de l'UEMOA que l'ouverture aux flux de capitaux internationaux ne sera bénéfique à la croissance que si les autorités chargées de l'économie et des finances régulent les entrées de capitaux étrangers proportionnellement aux besoins de financement de l'économie domestique. Pour se faire, ils pourraient mettre en place des mesures de contrôle afin de prévenir des entrées excessives et agir constamment sur les déterminants d'attractivité pour maintenir le rythme des entrées et prévenir les baisses soudaines.

Dans la mesure où la littérature économique répertorie comme source d'instabilité des flux de capitaux internationaux, une insuffisance de la compétition dans le système bancaire, l'inflation et les dépenses publiques (déficit public), alors, toute politique de promotion de l'ouverture du compte capital par les autorités chargés de l'économie et des finances des pays de l'UEMOA doit s'accompagner d'une ouverture à la concurrence dans le secteur bancaire, d'une stabilité de l'environnement macroéconomique et d'une modération en terme de consommation publique.

En raison des discontinuités « *surges* » et « *sudden stops* » dans les entrées de capitaux internationaux, la variable des flux entrants de capitaux internationaux pourrait être utilisée comme une variable à modalité dans la détermination des effets de croissance de l'ouverture aux flux de capitaux internationaux. Une telle approche pourrait constituer l'objet de recherches futures.

Références bibliographiques

1. Azzabi, S. (2012), *Intégration financière internationale, développement financier et croissance dans les pays émergents et en développement*, Thèses de doctorat, Université Lumière Lyon 2.
2. Baharumshah, A. Z. et Thanoon, M.A-M. (2006), Foreign capital flows and economic growth in East Asian Countries, *China economic review*, 17(1), 70-83.
3. Bekaert, G., Harvey, C. R., et Lundblad, C. (2005), Does financial liberalisation spur growth?, *Journal of financial economics*, 77(1), 3-55.
4. Belsley, D.A., Kuh, E. et Welsch, R. E. (1980), *Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity*, Ed. Wiley, New York, 292 p.
5. Belsley, D.A., Kuh, E. et Welsch, R. E. (2004), *Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity*, Ed. Wiley, New York, 292 p.
6. Bénassy-Quéré, A. et Salins, V. (2005), Impact de l'ouverture financière sur les inégalités internes dans les pays émergents, *document de travail du CEPPI*, N° 2005-11.
7. Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
8. Bordo, D.M., Cavallo, A.F. et Meissner, C.M. (2007), Sudden stops: determinants and output effects in the first era of globalization, 1880-1913, *NBER Working paper*, N°13489, Massachusetts, Cambridge.
9. Borensztein, E., De Gregorio, J. et Lee, J.W. (1998), How does foreign investment affect growth?, *Journal of international economics*, 45(1), 115-172.
10. Breitung, J. et Pesaran, M.H. (2007), *Unit roots and cointegration in panels*, University of Bonn, Cambridge University.
11. Breusch, T. et Pagan, A. (1980), The Lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, (47), 239-253.
12. Calvo, G.A. et Reinhart, C.M. (1999), When capital inflows come to a sudden stop: consequences and policy options, *Mimeo*, Center for international economics, Department of economics, University of Maryland.
13. Carkovic, M. et Levine, R. (2002), Does foreign direct investment accelerate economic growth?, *Working paper series*, Department of business finance, University of Minnesota.

14. Cavalcanti, T. V., Mohaddes. K. et Raissi, M. (2012), Commodity Price Volatility and the Sources of Growth, *IMF Working paper*, No. 12/12.
15. Cobb, C. W. et Douglas, P.H. (1928), A Theory of Production, *American Economic Review*, 18(1), 139-165.
16. Coulibaly, S. S. (2015), L'intégration financière internationale et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA : le rôle de la volatilité des flux de capitaux, *Revue Economique et Monétaire de la BCEAO*, 17, 6-47.
17. Cowan, K. et Raddatz, C. (2011), Sudden Stops and Financial Frictions: Evidence from Industry Level Data, *Policy Research Working Papers*, No. 5605.
18. De Mello, L. (1999), Foreign direct investment led growth: evidence from time series and panel data, *Oxford economics papers*, 51, 133-151.
19. Dornbusch, R. Goldfajn, I. et Valdès, R. O. (1995), *Currency crises and collapses*, Brookings Papers *on Economic Activity*, 1, 219-270.
20. Edison, H.J., Levine, R., Ricci, L. et Slock, T. (2002), International financial integration and growth, *Journal of International Money and Finance*, 21(2002), 749-776.
21. Edwards, S. (2005), Capital controls, Sudden Stops and Current Account Reversals, *NBER Working Paper Series*, No. 11170.
22. Ezzo, L. J. (2010), Long-run relationship and causality between foreign direct investment and growth: evidence from ten African Countries, *International Journal of Economics and Finance*, 2(2), 168-177.
23. Feridun, M. et Sissoko, Y. (2011), Impact of FDI on economic development: a causality analysis for Singapore, 1976-2002, *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4(1), 7-17.
24. Fosu, O-A. E. et Magnus, F. J. (2006), Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships, *American Journal of Applied Sciences*, 3(11), 2079-2085.
25. Giraud, A. (2001), La crise indonésienne et le rôle du FMI, *Finance et développement*, Juin 2001.
26. Gruben, W. et McLeod, D. (1998), Capital flows, savings and growth in the 1990s, *Quarterly review of economics and finance*, No. 38.
27. Hausman, J.A. (1978), Specification tests in econometrics, *Econometrica*, 46, 1251-1272.

28. Hutchison, M.M. et Noy, I. (2006), Sudden stops and the Mexican wave: currency crises, capital flow reversals and output loss in emerging markets, *Journal of development economics*, 79(1), 225-248.
29. Joyce, J.P. et Nadar, M. (2006), *Sudden Stops, Banking Crises and Investment Collapses in Emerging Markets*, Department of Economics Wellesley College.
30. Kao, C.D. (1999), Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data, *Journal of Econometrics*, 90, 1–44.
31. Klein M. W. et Olivei G. P. (2006), Capital Account Liberalization, Financial Depth, and Economic Growth, *NBER Working Paper*, No. 7384.
32. Kose, M. A., Prasad, E. S. et Terrones, M. E. (2009), Does Openness to International Financial Flows Contribute to Productivity Growth?, *Journal of International Money and Finance*, 28, 554-580.
33. Kose, A.M., Prasad, E., Rogoff, K. et Wei, S-J. (2010), Financial Globalization and economic policies. Dans *Handbook of Development Economics*. Sous la direction de Dani Rodrik and Mark Rosenzweig, Ed. Handbook of Development Economics, Vol. 5, The Netherlands: North-Holland, pp. 4283-4362.
34. Kpodar, K. (2006), Développement financier, instabilité financière et croissance économique : implication pour une réduction de la pauvreté, Thèse de doctorat, CERDI.
35. Kraay, A. (1998), In search of the macroeconomic effects of capital account liberalisation, *mimeo*, World Bank.
36. Lane P. R. et Milesi-Ferretti, G. M. (2007), The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004, *Journal of International Economics*, 73(2), 223-250.
37. Mankiv, G., Romer, D. et Weil, N. (1992), A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
38. Morsheda, H. Abdalla, H. et Mahmoud, H. (2005), Is the impact of foreign loans on the economic growth of severely-indebted underdeveloped countries a myth or a reality? Corroborative evidence, *Journal of Economics and Economic Education Research*, 6(2), 2005.
39. Ngeny, K.L. et Mutuku, C. (2014), Impact of foreign direct investment volatility on economic growth in Kenya: EGARCH Analysis, *Economics*, 3(4), 50-61.

40. Ocharo, K.N., Wawire, W.N., Ng'ang'a, K.T. et Kosimbei, G. (2014), Private capital inflows and economic growth in Kenya, *International Journal of Development and Sustainability*, 3(4), 810-837.
41. Ousséini, A.M., Hu, X. et Aboubacar, B. (2011), Empirical analysis of foreign direct investment impact on economic growth in Niger, *Economics and finance review*, 1(10), 27-33.
42. Pesaran, H. M. (2007), A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
43. Pesaran, M. H. et Smith, R. P. (1995), Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
44. Pesaran, M. H., Shin, Y., et and Smith, R.P. (1997), *Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels*, University of Southern California, University of Cambridge and Birkbeck College, London.
45. Pesaran, M. H., Shin, Y., et Smith, R. P. (1998), *Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels*, University of Southern California, University of Edinburgh and Birkbeck College, London.
46. Pesaran, M. H., Shin, Y. et Smith. R. P. (1999), Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
47. Pesaran, M. H., Shin, Y. et Smith, R.J. (2001), Bound testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
48. Rahman, A. (2015), Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth: Empirical Evidence from Bangladesh, *International Journal of Economics and Finance*, 7(2), 178-185.
49. Reis, D.L. (2005), Measuring volatility: capital flows volatility in the quota formula, *G24 XX Technical Group Meeting*, March, 2005
50. Reisen, H. et Soto, M. (2001), Which types of capital inflows foster Developing-Countries growth?, *International finance*, 4 (1), 1-14.
51. Rodrik, D. (1998), Who needs capital-accounts convertibility?, *Essays in international finance*, No. 207, Princeton University.
52. Solow, R.M. (1956), A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of economics*, 70(1), 65-94.
53. Stiglitz, J. E. (2002), *Globalization and its discontent*, Ed. W.W. Norton and Company, New York, 304 p.
54. Sula, O. (2010), [Surges and Sudden Stops of Capital Flows to Emerging Markets](#), *Open Economies Review*, 21(4), 589-605.

Annexes**Tableau A-1 :** Le résumé des statistiques descriptives des variables

Variables	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<i>Tcrpt</i>	0.0693042	4.926517	-29.67355	16.19921
<i>Ofci</i>	1.14853	2.094354	-6.066814	15.44627
<i>Vfed</i>	0.0061773	0.0126903	0.0000312	0.1058867
<i>Vfefp</i>	0.9811274	0.6709697	0.0331813	5.974231
<i>Toc</i>	60.74159	18.32799	28.37402	108.8148
<i>T inf d</i>	7.730412	14.77679	-7.796642	80.78814
<i>Ti</i>	18.39751	6.809278	6.767175	48.39674
<i>Tsbs</i>	66.49703	29.78512	16.02165	144.8766
<i>Cisp</i>	17.65584	8.328921	0.8152577	42.2638
<i>Dcp</i>	13.99052	4.478961	6.407648	29.43803
<i>Tcpop</i>	2.776916	0.581604	1.207337	4.374033

Tableau A-2: Matrices des corrélations entre les variables explicatives

	<i>Ofci</i>	<i>Vfed</i>	<i>Vfefp</i>	<i>Toc</i>	<i>T inf d</i>	<i>Ti</i>	<i>Tsbs</i>	<i>Cisp</i>	<i>Dcp</i>	<i>Tcpop</i>
<i>Ofci</i>	1.0000									
<i>Vfed</i>	0.3376*	1.0000								
<i>Vfefp</i>	0.0390	-0.1789	1.0000							
<i>Toc</i>	0.3299*	0.1523	0.0218	1.0000						
<i>T inf d</i>	0.0209	-0.1084	0.0300	-0.0758	1.0000					
<i>Ti</i>	0.2544*	0.0573	0.0214	-0.0476	0.4770*	1.0000				
<i>Tsbs</i>	0.1588	0.2138*	0.0996	0.5713*	-0.2011*	0.0420	1.0000			
<i>Cisp</i>	-0.0824	0.0331	-0.0629	0.2513*	-0.0249	0.0637	0.2803*	1.0000		
<i>Dcp</i>	-	0.2334*	-0.1435	0.2103*	0.3524*	0.0691	0.0725	0.2706*	0.1525	1.0000
<i>Tcpop</i>	0.0652	0.0750	0.1086	-0.0805	-0.2002*	0.0048	0.0762	0.2464*	0.2632*	1.0000

Source: *Calculs de l'auteur à partir du Logiciel Stata 11.*

Tableau A-3 : Résultats du test de la décomposition de la variance de coefficient de BKW : équation 1

Valeurs propres	5.446378	0.218877	0.026367	0.003979	0.001968	0.001222	0.000997	0.000344	1.67E-05
Indice de conditionnement	3.07E-06	7.64E-05	0.000634	0.004201	0.008496	0.013681	0.016764	0.048629	1.000000
Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>Cons tan te</i>	0.999160	0.000839	5.03E-07	1.95E-07	5.75E-08	1.26E-08	3.86E-08	1.02E-09	5.60E-10
<i>O fci</i>	0.048358	0.006123	0.942630	0.002409	0.000392	9.00E-06	7.95E-05	1.46E-08	1.92E-07
<i>Toc</i>	0.361860	0.055123	0.052065	0.002524	0.038245	0.218434	0.228261	0.017515	0.025972
<i>T inf d</i>	0.000145	0.055639	0.014840	0.076200	0.142227	0.089280	0.137039	0.484312	0.000319
<i>Ti</i>	0.118789	0.067168	0.097055	0.324719	0.332235	0.000420	0.047722	0.011523	0.000369
<i>Tsbs</i>	0.005073	0.006069	0.002076	0.083161	0.066721	0.815861	0.004862	0.015247	0.000931
<i>Cisp</i>	0.027507	0.026347	0.027353	0.166216	0.462553	0.023636	0.265627	0.000148	0.000614
<i>Dcp</i>	0.132173	0.327325	0.048298	0.435426	0.012838	0.006092	0.036998	0.000756	9.45E-05
<i>Tcpop</i>	0.349739	0.650103	0.000106	3.34E-05	6.58E-06	8.04E-07	1.14E-05	3.18E-08	7.04E-08

Source: Estimations de l'auteur à partir du logiciel Eviews 7.1.

NB: Les valeurs associées aux différentes variables ainsi que la constante de régression représentent les proportions de décomposition de la variance. Ainsi, lorsque deux ou plusieurs valeurs sont plus grandes que 0.5 et se retrouvent associées à un petit nombre ou indice de conditionnement (soit plus petit que 1/900) alors cela indique la possibilité d'une colinéarité entre les variables auxquelles ces valeurs sont rattachées.

Tableau A-4 : Résultats du test de la décomposition de la variance de coefficient de BKW : équation 2

Valeurs propres	602.2008	5.443949	0.222599	0.024236	0.003845	0.001844	0.001121	0.000932	0.000328	1.57E-05
Indice de conditionnement	2.60E-08	2.88E-06	7.04E-05	0.000647	0.004078	0.008503	0.013987	0.016828	0.047749	1.000000
Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>Cons tan te</i>	0.001024	0.998170	0.000806	2.03E-07	2.15E-07	4.41E-08	1.44E-08	3.81E-08	1.06E-09	5.27E-10
<i>Ofci</i>	0.079813	0.039906	0.012908	0.864120	0.002770	0.000406	6.49E-06	6.99E-05	1.08E-08	1.80E-07
<i>Vfed</i>	1.000000	7.68E-08	4.04E-10	1.40E-10	6.12E-13	1.82E-13	3.79E-14	1.85E-17	4.66E-15	2.11E-16
<i>Toc</i>	0.003320	0.383135	0.053017	0.051055	0.002499	0.030888	0.188744	0.245043	0.016615	0.025683
<i>T inf d</i>	0.006955	0.000328	0.033932	0.020460	0.093664	0.130748	0.094689	0.127678	0.491251	0.000295
<i>Ti</i>	0.000545	0.118992	0.049393	0.109232	0.338508	0.314976	0.001350	0.054311	0.012326	0.000367
<i>Tsbs</i>	0.019207	0.003856	0.007656	0.002549	0.089880	0.077068	0.783805	0.000651	0.014389	0.000939
<i>Cisp</i>	0.000517	0.024921	0.026913	0.023671	0.174680	0.488172	0.018404	0.242046	9.18E-05	0.000584
<i>Dcp</i>	0.002448	0.138027	0.369146	0.048591	0.390915	0.008872	0.007290	0.034032	0.000596	8.28E-05
<i>Tcpop</i>	0.000910	0.333546	0.665300	0.000185	4.07E-05	4.73E-06	1.18E-06	1.13E-05	4.77E-08	6.70E-08

Source: Estimations de l'auteur à partir du logiciel Eviews 7.1

NB: Les valeurs associées aux différentes variables ainsi que la constante de régression représentent les proportions de décomposition de la variance. Ainsi, lorsque deux ou plusieurs valeurs sont plus grandes que 0.5 et se retrouvent associées à un petit nombre ou indice de conditionnement (soit plus petit que 1/900) alors cela indique la possibilité d'une colinéarité entre les variables auxquelles ces valeurs sont rattachées.

Tableau A-5: Résultats du test de la décomposition de la variance de coefficient de BKW : équation 3

Valeurs propres	5.634347	0.308485	0.140390	0.024185	0.003838	0.001840	0.001119	0.000930	0.000328	1.56E-05
Indice de conditionnement	2.78E-06	5.07E-05	0.000111	0.000647	0.004077	0.008504	0.013985	0.016826	0.047741	1.000000
Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>Cons tante</i>	0.999377	0.000371	0.000252	2.06E-07	2.08E-07	4.25E-08	1.39E-08	3.67E-08	1.02E-09	5.08E-10
<i>Ofci</i>	0.037892	0.021784	0.000347	0.936450	0.003004	0.000440	7.03E-06	7.58E-05	1.17E-08	1.95E-07
<i>Vjefp</i>	0.037084	0.494061	0.468813	3.91E-05	1.80E-07	2.73E-06	1.28E-08	2.19E-07	2.80E-08	1.35E-08
<i>Toc</i>	0.383718	0.013261	0.042881	0.050614	0.002502	0.030923	0.188701	0.245107	0.016624	0.025669
<i>T inf d</i>	1.28E-05	0.032561	0.006807	0.020481	0.093858	0.130982	0.094870	0.127969	0.492165	0.000296
<i>Ti</i>	0.113079	0.008973	0.047618	0.108504	0.338740	0.314704	0.001351	0.054334	0.012330	0.000367
<i>Tsbs</i>	0.005898	0.000161	0.012325	0.002655	0.090989	0.077947	0.793845	0.000657	0.014574	0.000951
<i>Cisp</i>	0.018920	0.038646	0.001316	0.023409	0.173463	0.484976	0.018264	0.240334	9.10E-05	0.000580
<i>Dcp</i>	0.162150	0.283119	0.092019	0.046059	0.368686	0.008352	0.006878	0.032097	0.000563	7.81E-05
<i>Tcpop</i>	0.264078	0.606362	0.129332	0.000172	3.91E-05	4.55E-06	1.14E-06	1.09E-05	4.58E-08	6.43E-08

Source: Estimations de l'auteur à partir du logiciel Eviews 7.1.

NB: Les valeurs associées aux différentes variables ainsi que la constante de régression représentent les proportions de décomposition de la variance. Ainsi, lorsque deux ou plusieurs valeurs sont plus grandes que 0.5 et se retrouvent associées à un petit nombre ou indice de conditionnement (soit plus petit que 1/900) alors cela indique la possibilité d'une colinéarité entre les variables auxquelles ces valeurs sont rattachées.

Tableau A-6: Les résultats des tests d'existence des effets fixes temporels et individuels et de la dépendance interindividuelle.

Résultats	R1: Test d'existence des effets fixes temporels		R2: Test d'hétérogénéité globale de Fisher		R3: Test d'indépendance interindividuelle du LM test de Breusch-Pagan	
	F-Statistique	P-value	F-Statistique	P-value	Statistique du Chi (2)	P-value
Equation 1	1.28	0.1563	2.72 *	0.0099	46.952**	0.0139
Equation 2	1.26	0.1770	2.62 **	0.0128	49.310*	0.0077
Equation 3	1.31	0.1390	2.61 **	0.0130	51.184*	0.0048

Source : *Calculs de l'auteur à partir du logiciel Stata 11.*

NB R1: Ici, l'hypothèse nulle est que les coefficients des années sont conjointement égaux à zéro. Le non rejet de l'hypothèse nulle indique que l'usage d'effets fixes temporels n'est pas recommandé.

NB R2: * et ** désignent respectivement la significativité aux seuils de 1% et 5%. Le rejet de l'hypothèse nulle indique la possibilité d'usage d'effets fixes individuels.

NB R3: * et ** désignent respectivement la significativité aux seuils de 1% et 5%. L'hypothèse nulle du LM test de B-P est que les résidus entre les entités ne sont pas corrélés. Le rejet de l'hypothèse nulle indique la présence d'une dépendance interindividuelle.

Tableau A-7 : Résultats du test de racine unitaire de Pesaran (2007)

Variables	Retards	Spécification sans trend		Retards	Spécification avec trend	
		Niveau	Différence première		Niveau	Différence première
		Zt-Bar	Zt-Bar		Zt-Bar	Zt-Bar
<i>Tcrpt</i>	0	-13.055*	-13.270*	0	-12.719*	-13.114*
<i>Opci</i>	2	-0.782	-5.669*	2	-1.200	-4.539*
<i>Vfed</i>	2	2.933	-1.400***	2	3.435	0.021
<i>Vfesp</i>	0	-7.529*	-12.052*	0	-6.454*	-11.745*
<i>Toc</i>	1	-1.825**	-6.381*	1	-0.415	-5.205*
<i>T inf d</i>	2	-1.232	-9.228*	2	- 3.060***	-7.973*
<i>Ti</i>	0	-1.820**	-11.534*	1	-1.698**	-6.563*
<i>Dcp</i>	0	-3.172*	-10.724*	0	-2.742*	-10.368*
<i>Tsbs</i>	0	-0.823	-8.238*	2	1.502	-8.035*
<i>Cisp</i>	2	0.001	-4.420*	0	-0.910	-10.744*
<i>Tcpop</i>	2	-0.811	-1.566***	2	3.514	-4.623*

Source: *Calculs de l'auteur à partir du logiciel Stata 11.*

NB : *, ** et *** désigne respectivement la significativité aux seuils de 1%, 5% et 10%. L'hypothèse nulle du test du CIPS Test de Pesaran (2007) est que la série comporte une racine unitaire. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que la série est stationnaire. Le critère d'information d'Akaike (AIC) a été utilisé pour déterminer les retards optimaux en fixant un nombre de retard maximum à deux (2).

Tableau A-8 : Résultats du test de cointégration de Kao (1999)

Equations du modèle	t-statistique	p-value
Equation 1	-7.828687*	0.0000
Equation 2	-3.629139*	0.0001
Equation 3	-3.783324*	0.0001

Source : *Estimations de l'auteur à partir du Logiciel Eviews 7.1.*

NB : * désigne la significativité à 1%. L'hypothèse nulle du test de Kao (1999) est la non-cointégration. Une probabilité de test inférieure à 10% rejette l'hypothèse nulle de non-cointégration de Kao.

Transferts de fonds des migrants et recherche scientifique en Afrique

Mawussé K. Nézan OKEY¹

Résumé: L'objectif de ce travail est d'analyser l'effet des transferts de fonds des migrants sur la production scientifique dans les pays africains. Nous formulons des hypothèses qui sont testées empiriquement en utilisant des estimations économétriques avec les données d'un panel de 40 pays africains sur la période 1994-2011. Les résultats des analyses montrent que les transferts de fonds reçus des migrants affectent positivement la production scientifique mesurée par le nombre d'articles scientifiques et techniques publiés. Il ressort également des résultats que l'investissement dans le capital humain et l'amélioration de la qualité des institutions sont les principaux canaux par lesquels les transferts de fonds des migrants affectent la production scientifique.

Mots Clés: transferts de fonds des migrants, production scientifique, enseignement supérieur, institutions, Afrique

Classification JEL: F24, O31, O55

Remittances from migrants and scientific research in Africa

Abstract: The main objective of this paper is to analyze the effect of remittances on scientific production in African countries. We formulate some hypotheses that are tested empirically using econometric estimations, with data from a panel of 40 African countries over the period 1994-2011. The results of the econometric tests show that remittances received positively affect the scientific production, as measured by the number of scientific and technical articles published. Furthermore, it also appears from the results that, the investment in human capital and the quality of institutions are the main channels through which remittances affect scientific production.

Keywords: remittances, scientific production, higher education, institutions, Africa

JEL Classification: F24, O31, O55

¹ Enseignant-Chercheur, Département d'Économie, Université de Lomé, Togo.

Email : mawusseco2000@gmail.com; Tel: 00228 92404776. BP : 1515 Lomé, Togo.

1. Introduction

Le gain de l'émigration pour le pays d'origine fait de plus en plus l'objet d'études et de controverses. Certains auteurs se basent sur les théories de la fuite des cerveaux (*Brain drain*) pour montrer que le départ des docteurs, enseignants, ingénieurs, scientifiques et d'autres travailleurs qualifiés décime le capital humain et les recettes fiscales des pays d'origine (Bhagwati et Hamada, 1974). Par contre, les optimistes évoquent plutôt l'effet bénéfique de la fuite des cerveaux (*beneficial brain drain effect*). Ils montrent qu'une diaspora bien éduquée est une puissante force pour le développement du pays d'émigration à travers les transferts de fonds des migrants, le commerce, l'investissement direct étranger (IDE) et le transfert de connaissance (Dustmann et Glitz, 2011 ; Gibson et McKenzie, 2010).

Trente millions d'Africains vivent aujourd'hui à l'étranger (*Migration and Remittances Factbook*, 2011). Les transferts de fonds des travailleurs migrants en direction de l'Afrique ont affiché une forte progression au cours de la dernière décennie. Ils sont estimés à environ 40 milliards de dollars en 2010, soit près du double de leur niveau de 2005 et quatre fois celui de 2000 (BCEAO¹, 2013). Les transferts de fonds de la diaspora ont atteint 65 milliards USD en 2013, soit une hausse de 5 % par rapport à 2012 ; ils devraient atteindre 67 milliards USD en 2014 (Banque africaine de développement, 2014). En 2010, la part en pourcentage du PIB des transferts de fonds des migrants était importante dans certains pays comme le Lesotho (28,6%), le Togo (12%), le Sénégal (11%), la Gambie (10%) et le Cap vert (9,9%)².

Selon Ratha et al. (2011), en Afrique, les ménages qui reçoivent des envois de fonds internationaux comportent beaucoup plus de membres diplômés des niveaux secondaire et universitaire que les autres ménages. Dans les ménages bénéficiant d'envois de fonds internationaux, le nombre de personnes achevant le cycle de l'enseignement supérieur est en moyenne 1,2 contre 0,4 pour les ménages qui ne reçoivent aucun transfert (BCEAO, 2013 ; Ratha et al. 2011). Les transferts de fonds des migrants, en contribuant à améliorer les investissements (publics et privés) dans la santé et l'éducation, sont donc susceptibles de booster la recherche scientifique qui fait désormais partie des préoccupations pour le continent. Selon United Nations Economic Commission for Africa, UNECA (2012), puisque l'Afrique se prépare pour devenir le potentiel pôle de la croissance mondiale, les gouvernements des nations Africaines doivent mettre un accent sur l'enseignement supérieur en se

¹ Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest

² *World Development Indicators* en ligne

focalisant sur la science, la technologie et une forte culture de la recherche scientifique dans les universités Africaines.

Cependant, le continent est caractérisé par un faible niveau de production scientifique comparé aux autres régions du monde (Tableau A1) ainsi que l'incapacité de trouver rapidement des vaccins et traitements adéquats aux maladies comme le paludisme, la maladie à virus Ebola et le VIH-SIDA. Le nombre d'articles scientifiques et techniques publiés en 2011 est de 5 422 en Afrique sub-saharienne contre 24 249 en Asie du Sud, 21 218 en Amérique Latine et 255 771 en Union Européenne (Tableau A1). Dans ce contexte, l'on peut donc s'interroger sur comment la diaspora africaine à travers les transferts des migrants affecte la recherche scientifique et l'innovation en Afrique.

En effet, en plus du fait que les transferts de fonds des migrants constituent pour un chercheur une source importante de devises lui permettant de faire face aux dépenses privées de documentation et d'acquisition de matériels didactiques de base nécessaires à la recherche scientifique, ils peuvent affecter la recherche scientifique d'un pays à travers au moins deux canaux : il y a d'abord le canal de l'amélioration du capital humain (Docquier et Rapoport, 2005 ; Dustmann et Gritz, 2011 ; Hanson et Woodruff, 2003 ; Manole et Schiff, 2013). Il est établi que les transferts de fonds des migrants affectent l'éducation dans le pays d'origine, accroît l'enrôlement dans l'enseignement supérieur et donc le nombre de chercheurs potentiels. Ces transferts permettent ainsi aux populations d'assurer leurs dépenses privées d'éducation. Il y a ensuite le canal de la qualité des institutions. Les transferts de fonds des migrants influencent la qualité des institutions (Combes et al. 2013) et la qualité des institutions affecte la production scientifique (Okey, 2013). Pour certains, les transferts de fonds des migrants entraînent la diffusion de bonnes pratiques de démocratie. A travers l'amélioration de la qualité des institutions et de la gouvernance (Beine et Sekkat, 2013 ; Spilimbergo, 2009 ; Docquier et al. 2014), la recherche scientifique peut bénéficier de la fourniture des infrastructures dans l'enseignement supérieur et dans la recherche. De ce fait les transferts de migrants permettent à l'Etat démocratique de rendre plus efficace les dépenses publiques d'éducation nécessaires à la recherche scientifique. Toutefois, pour d'autres, l'émigration à travers le transfert des migrants peut plutôt détériorer la qualité des institutions en entraînant plus de corruption (Abdid et al. 2012).

L'objectif de ce travail est d'analyser l'effet des transferts de fonds reçus des migrants sur la production scientifique dans les pays africains. Nous posons comme hypothèses : Premièrement, les transferts de fonds des migrants affectent positivement le nombre d'articles scientifiques et techniques publiés par an. Deuxièmement, l'amélioration de la qualité de la gouvernance et l'augmentation du taux de scolarisation dans l'enseignement supérieur sont les

principaux canaux par lesquels les transferts des migrants affectent la production scientifique. Ces hypothèses sont testées empiriquement en utilisant des estimations économétriques avec des données d'un panel de 40 pays africains sur la période 1994-2011. La production scientifique est captée par le nombre d'articles scientifiques et techniques publiés dans les domaines suivants : physique, biologie, chimie, mathématique, médecine clinique, recherche biomédicale, ingénierie et technologie, et sciences de la terre et de l'espace.

La contribution de ce travail est double : d'une part, il enrichit la littérature économique sur les effets des transferts des migrants. La plupart des études analysant les conséquences microéconomiques et macroéconomiques des transferts de fonds des migrants n'abordent pas souvent la question en termes de production scientifique et d'innovation (Combes et al. 2013). Par ailleurs, les transferts des migrants sont souvent ignorés dans les études portant sur les déterminants de la production scientifique (Crespi et Geuna, 2008; Okey, 2013; Kossi et al. 2012). Les résultats des analyses du présent travail montrent que les transferts des migrants affectent positivement la production scientifique dans les pays africains. D'autres parts, la présente étude révèle les canaux par lesquels les transferts de fonds agissent. Des études montrent que la migration affecte la recherche scientifique à travers la mobilité des chercheurs (Moser et al., 2014; Borjas et Doran, 2012 ; Fernández-Zubieta et al., 2013). Cependant, à notre connaissance, aucune contribution n'a analysé les canaux par les lesquels les transferts de fonds des migrants affectent la production scientifique comme le capital humain (l'éducation) et la gouvernance. Les résultats de ce travail suggèrent que l'amélioration de la qualité de la gouvernance et l'augmentation du taux de scolarisation de l'enseignement supérieur sont les principaux canaux par lesquels la migration affecte la production scientifique.

Le reste du travail est organisée comme suit : la section (2) suivante expose la littérature sur les canaux potentiels par lesquels les transferts de fonds des migrants peuvent affecter la recherche scientifique, la section 3 décrit le cadre théorique et la méthode d'analyse empirique, la section 4 présente les résultats de l'analyse économétrique et les interprétations. La section 5 conclut en évoquant quelques implications en termes de politique économique.

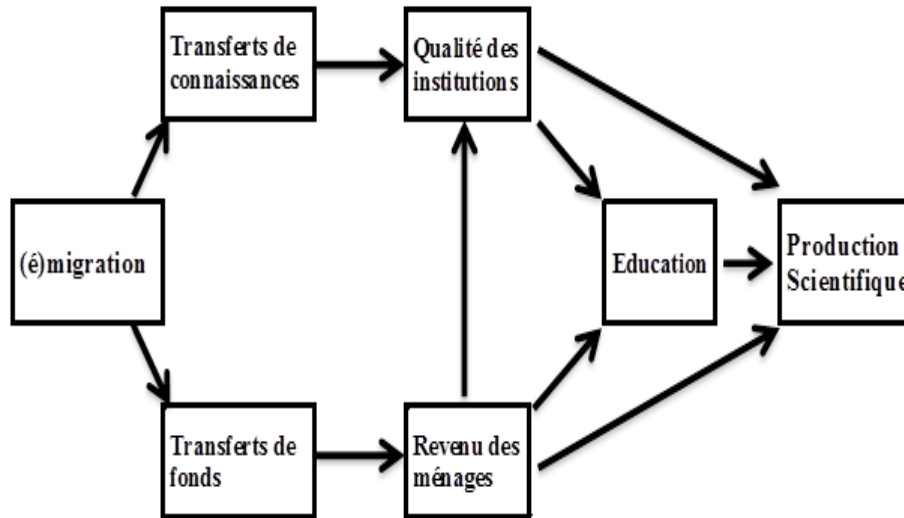
2. Migration, transferts et recherche scientifique

2.1 Transferts de fonds des migrants et production scientifique : une relation directe peu explorée

La littérature fournit des preuves selon lesquelles les transferts de fonds des migrants affectent directement et indirectement les performances économiques

des pays d'origine. Toutefois, la relation directe entre transfert de fonds des migrants et recherche scientifique est rarement évoquée. Selon Docquier et Rapoport (2005), les envois de fonds des migrants représentent fréquemment une source de devises importante dans les pays en développement et peuvent affecter les choix de dépenses des ménages (chercheurs) en matière d'investissement en capital physique et humain avec des effets agrégés potentiellement importants. Ces fonds constituent donc une partie du capital de la connaissance mesuré par les dépenses en Recherche et Développement qui entrent directement dans la production scientifique (Crespi et Geuna, 2008, 2005). Il s'agit notamment pour un chercheur d'une source importante de devises lui permettant de faire face aux dépenses privées de documentation et d'acquisition de matériels didactiques de base nécessaires à la recherche scientifique. Cette source de revenu supplémentaire est très importante pour le financement de la recherche d'un chercheur africain d'autant plus que, dans certains pays du continent, le financement public, et plus spécifiquement le budget des universités est essentiellement absorbé par les dépenses publiques liées aux œuvres universitaires, à l'attribution des bourses et au fonctionnement des structures administratives et d'enseignement au détriment de la promotion de la recherche et de l'animation scientifique (Dia, 2005).

Il apparaît donc que les études abordant l'effet direct des transferts de fonds des migrants tant sur le plan théorique que sur le plan empirique sont rares. Cependant, la littérature fournit plusieurs indications sur les effets indirects que peuvent exercer les transferts de fonds des migrants sur la recherche scientifique. La migration et les transferts de fonds qui en découlent peuvent affecter indirectement la recherche scientifique du pays d'origine à travers deux canaux (figure 1) : le premier canal est celui du capital humain notamment l'éducation (Docquier et Rapoport, 2005 ; Dustmann et Glitz, 2011 ; Gordon Woodruff, 2003 ; Manole et Schiff, 2013). Le second canal est l'amélioration de la qualité des institutions (Abdid et al. 2012 ; Beine et Sekkat, 2013 ; Spilimbergo, 2009 ; Docquier et al. 2010). Toutefois, quel que soit le canal, les avis divergent sur la nature de l'effet.

Figure 1 : Migration, transferts de fonds et production scientifique: les canaux

Source : *Auteur*

2.2 Transferts de fonds des migrants et production scientifique : le canal du capital humain

Concernant le canal du capital humain, il est établi un lien entre le transfert de fonds des migrants et le stock de capital humain (principalement l'éducation) qui est un des éléments essentiels pour la recherche scientifique. Cependant, la nature de l'effet des transferts de fonds des migrants sur l'investissement dans le capital humain n'est pas définie a priori (Amuedo-Dorantes et al. 2008 ; Bansak et Chezum, 2009).

D'une part, les études soulignent qu'à travers les transferts des migrants, les pays obtiennent un *brain drain* favorable en termes de formation nette de capital humain (Docquier et Rapoport, 2005). Les raisons sont diverses : Premièrement, lorsqu'on augmente les revenus des ménages au moyen des transferts des migrants, ceci permet d'accroître l'investissement dans l'éducation des enfants en relâchant les contraintes budgétaires et financières du ménage (Dustmann et Glitz, 2011 ; Gordon et Woodruff, 2003). Deuxièmement, la possibilité d'une future migration peut augmenter les incitations à investir dans la formation puisque la migration passée accroît progressivement le rendement espéré de l'éducation et donc la formation brute de capital humain domestique (Docquier

et Rapoport, 2005). Troisièmement, l'émigration peut affecter l'acquisition de compétences dans le pays d'origine en modifiant la base de compétences existantes, qui à son tour affecte le rendement de l'éducation (Dustmann et Glitz, 2011). Il ressort ici que les transferts de fonds des migrants en procurant des revenus supplémentaires aux ménages vont permettre de faire face aux dépenses privées d'éducation et contribuer ainsi à améliorer l'accès à l'éducation, et la production de chercheurs potentiels nécessaires à la recherche scientifique.

D'autres parts, la littérature relève par contre, dans certaines circonstances, les effets non significatifs voire négatifs sur l'éducation du recours à la migration, pour envoyer des fonds en retour. Ces effets résident principalement dans le fait que l'absence de certains membres du ménage pousse les enfants à travailler plus à la maison, réduit le temps consacré à l'école et aux études. Dustmann et Glitz (2011) montrent que, lorsqu'un membre de la famille quitte le ménage pour travailler à l'étranger et envoyer des fonds, il y a une perturbation due à la perte d'un adulte productif. Comme résultat les enfants seront amenés à travailler pour compenser le travail rémunéré et le travail non rémunéré de l'adulte absent. Ainsi, l'absence d'un parent en particulier celle d'une mère tend à affecter négativement l'ensemble des ressources (inputs) parentales nécessaires au développement des enfants. L'absentéisme peut également forcer les enfants à entreprendre des travaux domestiques additionnels ou d'autres activités pour contribuer à la survie du ménage (Amuedo-Dorantes et al., 2008).

Les études empiriques montrent que les transferts de fonds des migrants réduisent le risque d'abandonner l'école au El Salvador (Cox Edouard et Ureta, 2003), affecte positivement la probabilité de s'inscrire à l'école en Equateur (Calero et al., 2009) et encourage la scolarisation au Népal (Bansak et Chezum 2009). Cependant, d'autres études suggèrent que dans de nombreux pays qui connaissent l'émigration de leurs travailleurs qualifiés, l'effet net sur le niveau de scolarité moyen de ceux qui restent dans le pays est susceptible d'être négatif (Dustmann et Glitz 2011, Manole et Schiff, 2013). Ceci est plus probable pour les pays où les taux d'émigration qualifiée sont excessivement élevés. Par ailleurs, Cattaneo (2014) en analysant la relation entre les transferts de fonds des migrants et l'éducation en Albanie trouvent que ces fonds n'influencent pas les dépenses d'éducation.

2.3 Transferts de fonds des migrants et production scientifique : le canal de la qualité des institutions

A propos du canal de la qualité des institutions, il est montré que la migration affecte la gouvernance via les transferts de connaissance et des normes (Beine et Sekkat, 2013) et les transferts de fonds des migrants (Berdiev et al. 2013), puis,

la gouvernance à son tour influence la production scientifique (Nunn, 2009; Okey, 2013).

(i) A travers le transfert de connaissances et des normes (hypothèse de transfert des normes), l'émigration peut influencer la recherche scientifique du pays d'origine en impactant la qualité des institutions de ce dernier. A propos du transfert des connaissances, Fernández-Zubieta et al. (2013) notent que la mobilité des chercheurs peut être un mécanisme de diffusion de connaissances et générer des effets d'entraînements positifs entre firmes, secteurs, institutions et pays. En accroissant la diffusion des idées nouvelles et des pratiques de travail, la mobilité des chercheurs peut être positive pour le système de recherche dans son ensemble (Moser et al. 2014; Borjas et Doran, 2012). Cependant, la plupart des études soulignent plus le rôle de l'immigration sur la recherche scientifique et l'innovation dans les pays d'accueil (Hunt et Gauthier-Loiselle, 2010). Mais pour Gibson et McKenzie (2010), une fois de retour dans leur pays d'origine, les intellectuels migrants des pays pauvres peuvent s'engager dans le transfert de connaissances en aidant les autres à prendre connaissance des études, des travaux et des opportunités à l'étranger et conseiller leur gouvernement local.

A propos du transfert des normes, Beine et Sekkat (2013) montrent que l'exode massif d'intellectuels permet le transfert des normes de qualité prévalant dans le pays d'accueil vers le pays d'origine. Ainsi l'impact de la migration internationale sur la qualité des institutions des pays d'origine peut être positif ou négatif. Il permet de créer des réseaux (entre les migrants qui sont de retour et ceux qui sont restés à l'étranger) qui entraînent la diffusion de la préférence pour la démocratie (Docquier et al. 2014). La nature de l'impact dépend du niveau d'éducation des migrants et de la qualité des institutions du pays d'accueil. Beine et Sekkat (2013) confirment à travers une étude sur tous les pays d'origine et 30 pays d'accueil de l'OCDE et sur deux périodes distinctes (1999 et 2000), l'hypothèse de transfert des normes du pays d'accueil vers le pays d'origine. Leurs résultats révèlent également que l'impact est plus élevé lorsque les migrants ont un niveau d'éducation élevé et lorsque le pays d'accueil a des institutions de bonne qualité.

(ii) A travers le transfert des migrants, la migration affecte la qualité de la gouvernance. Selon la théorie, les transferts de fonds des migrants permettent aux ménages d'acheter les biens et services publics ce qui réduit leur dépendance exclusive vis-à-vis des ressources publiques fournies par le gouvernement pour l'obtention de ces biens et services. Lorsque les ménages ont accès aux ressources publiques à travers les transferts de fonds des migrants, ils ont une faible incitation à rendre le gouvernement responsable des activités de corruption. Le gouvernement peut donc s'appropriier clandestinement la plupart

des fonds destinés à la fourniture de biens publics. Ainsi, l'accès aux transferts de fonds des migrants poussent les ménages à tolérer les comportements de recherche de rente et à termes, rend moins coûteux et moins pénible au gouvernement de participer aux pratiques de corruption (Abdih et al. 2012 ; Berdiev et al. 2013).

Par ailleurs, il est montré que les transferts en réduisant le niveau de pauvreté, en amortissant les chocs économiques domestiques sur le bien être des ménages et plus généralement en améliorant les conditions de vie dans le pays receveur, réduit l'insatisfaction vis-à-vis du régime politique autocratique qui gouverne et comme conséquence le changement politique peut être empêché (Escriba-Folch et al. 2015).

Berdiev et al. (2013) montrent empiriquement à travers les données de panel de 111 pays sur la période 1986-2010 que les transferts de fonds des migrants accroissent la corruption, particulièrement dans les pays hors OCDE. Ahmed (2013) montre que les transferts de fonds des migrants détériorent la qualité de la gouvernance, particulièrement dans les pays ayant des faibles institutions démocratiques. Par contre, Escriba-Folch et al. (2015) montrent que les transferts des migrants sont associés à une probabilité plus élevée de la transition dans les dictatures fondées sur les partis et une part de vote faible pour le parti au pouvoir lors des élections autocratiques.

(iii) à travers les effets sur les divers aspects de la qualité des institutions les transferts de fonds des migrants peuvent donc impacter la recherche scientifique. De bonnes institutions économiques et politiques améliorent la production scientifique directement et indirectement à travers la fourniture et l'efficacité des ressources intellectuelles (Okey, 2013). En effet il est démontré que les pays ayant de bonnes institutions tendent aussi à avoir de bons gouvernements qui fournissent de biens publics de haut niveau y compris l'éducation. De même les pays ayant de bonnes institutions tendent à avoir plus de sécurité des droits de propriété qui accroît le retour sur investissement y compris les investissements dans le capital humain nécessaire à la production scientifique (Nunn, 2009; Okey, 2013).

De ce qui précède, il apparaît d'une part, que les transferts des migrants en fournissant des revenus supplémentaires aux ménages, encouragent l'éducation de base de même que l'enseignement supérieur et fournissent ainsi des ressources (humaines) nécessaires à la production scientifique. D'autres part, il ressort donc que les transferts des migrants en améliorant la qualité des institutions peuvent contribuer à accroître la production scientifique à travers l'effectivité et l'efficacité des dépenses publiques que vont imposer les institutions résultantes. Cependant, aucune étude empirique n'a analysé

explicitement l'effet des transferts de migrants sur les performances en termes de productions scientifiques. Il convient donc de tester ces assertions empiriquement avec les données d'un panel de pays africains afin de trouver l'ampleur de l'effet net des transferts des migrants sur la recherche scientifique en Afrique.

3. Méthode d'analyse

3.1 Cadre théorique

Pour aboutir à l'estimation de la fonction de production scientifique au niveau macroéconomique qui incorpore les transferts de fonds des migrants, nous nous inspirons du cadre méthodologique de Crespi et Geuna (2008 ; 2005) pour spécifier une fonction de production de la connaissance scientifique du type Cobb-Douglas comme suit:

$$Y_{it} = A_i K_{it}^\alpha X_{it}^{1-\alpha} e^{u_{it}}, \text{ avec } 0 < \alpha < 1 \quad (1a)$$

Où Y mesure la production scientifique au niveau macroéconomique des unités scientifiques (pays)¹. A est une constante, i est un indicateur des unités scientifiques (ici les pays) et t est l'indicateur de temps, e (le nombre de Neper) est la base du logarithme népérien. X désigne le vecteur des inputs conventionnels comme le travail (le capital humain (h)) et les autres variables de contrôle (comme la qualité des institutions(I)). K est la variable du capital de la connaissance mesuré par les dépenses actuelles et passées en Recherche et Développement (Crespi et Geuna, 2008 ; 2005) et u représente tous les autres déterminants non mesurables de la production scientifique. α et $1 - \alpha$ sont des paramètres à estimer.

L'application du logarithme permet de linéariser le modèle et donc faciliter son estimation.

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A_i) + \alpha \ln(K_{it}) + (1 - \alpha) \ln(X_{it}) + u_{it} \quad (1b)$$

Par ailleurs, selon Crespi et Geuna (2008), K est l'indicateur du capital de la connaissance mesuré par les dépenses en Recherche et Développement. Ainsi donc, ces dépenses peuvent être décomposées en dépenses publiques et en dépenses privées en Recherche et Développement qui incorporent les dépenses assurées par les transferts de fonds des migrants (m). Intuitivement, ceci réside

¹ Dans une approche microéconomique, ces unités scientifiques peuvent désigner, les chercheurs, les centres de recherche ou les Universités.

dans le fait que le transfert de fonds reçus des parents résidant à l'étranger permet au chercheur de faire face aux dépenses privées de documentation et d'acquisition de matériels didactiques de base nécessaires à la recherche scientifique. Le modèle peut donc être détaillé pour assurer l'inclusion des transferts de fonds de migrants directement et indirectement.

Dans ce cas, les transferts de fonds de migrants interviennent indirectement dans la production scientifique en affectant d'abord le financement du capital humain h et ensuite l'amélioration de la qualité des institutions I . En effet, il est montré que les transferts de fonds de migrants permettent aux ménages de faire face aux dépenses d'éducation de leurs membres (Docquier et Rapoport, 2005 ; Dustmann et Glitz, 2011 ; Bansak et Chezum, 2009 ; Gordon et Woodruff, 2003) en contribuant ainsi à la formation du capital humain nécessaire à la production scientifique. Par ailleurs, en contribuant à l'amélioration de la qualité des institutions les transferts contribuent à réduire la corruption et à améliorer la fourniture d'infrastructures publiques nécessaires à la production scientifique.

3.2 Le modèle empirique

Nous nous inspirons du cadre théorique développé ci-dessus, basé sur le cadre méthodologique de Crespi et Geuna (2008, 2005), pour spécifier le modèle empirique. Pour tester l'effet des transferts de fonds des migrants sur la production scientifique, nous faisons recours aux estimations économétriques avec les données sur 40 pays Africains couvrant la période 1994-2011. Comme mesure de la production scientifique, l'accent est mis sur le nombre d'articles scientifiques et techniques publiés² dans les domaines suivants : physique, biologie, chimie, mathématique, médecine clinique, recherche biomédicale, ingénierie et technologie, et sciences de la terre et de l'espace. Pour l'analyse de l'effet direct, l'équation suivante est considérée:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1} + \alpha_2 m_{it} + \alpha_3 I_{it} + \alpha_4 h_{it} + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Où y_{it} , m_{it} , I_{it} , et h_{it} désignent respectivement le logarithme de la production scientifique (nombre de publications) du pays i à la période (année) t , le transfert de fonds des migrants, la qualité des institutions, le taux de scolarisation dans l'enseignement supérieur. X_{it} est le vecteur des variables de contrôle qui comprend les technologies de l'information et de la communication, le proxy des dépenses publiques en recherche et développement, et la variable muette capturant l'origine coloniale).

² L'utilisation de cet indicateur de la recherche scientifique présente l'avantage de la disponibilité des données pour tous les pays sur la période de l'étude, contrairement aux autres indicateurs comme le nombre de citations et le nombre de brevets.

La variable dépendante, la production scientifique y_{it} est représentée par le nombre d'articles scientifiques et techniques publiés (*PUBLICATION*). Puisque que les données utilisées pour la variable dépendante semblent ne pas être des données de comptage³, Nous n'avons pas opté pour le modèle des données de comptage. Cependant, inspiré par Crespi et Geuna (2008), *PUBLICATION* est mesurée par $\ln(1 + \text{nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés})^4$; où \ln désigne le logarithme népérien. La variable dépendante retardée (y_{it-1}) permet de capter le biais dynamique ou l'effet "Saint Mathieu" selon lequel l'unité de recherche la plus productive (pays) maintient la plus grande possibilité de publication avec un environnement plus favorable (Kossi et al. 2012). Dans un approche macroéconomique ceci signifie que plus la connaissance est produite plus elle peut être recombinaisonnée pour produire une nouvelle connaissance (Crespi et Geuna, 2008).

Notre intérêt principal se concentre sur la signification statistique et le signe du paramètre α_2 . Cependant, pour m , transfert de fonds des migrants, nous utilisons la variable *REMITTANCE* qui désigne le ratio transfert de fonds des migrants reçu rapporté au PIB en logarithme. Le coefficient de *REMITTANCE* est supposé avoir un signe positif ($\alpha_2 > 0$) dans l'équation (2) traduisant l'avis que les transferts de fonds des migrants contribuent directement à accroître la production scientifique.

Cette première équation permet d'analyser l'effet direct des transferts de fonds des migrants, cependant elle ne renseigne pas sur la pertinence des canaux par lesquels les transferts de fonds des migrants peuvent affecter la production scientifique. Ceci nous amène à définir les équations qui incorporent les effets indirects des transferts de fonds des migrants à travers le capital humain, et la qualité des institutions. Pour l'analyse de l'effet indirect à travers le capital humain, nous introduisons dans l'équation 2 la variable qui capte le terme d'interaction entre le transfert de fond des migrants et le capital humain ($m * h$)_{it}. L'équation suivante est donc considérée:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1} + \alpha_2 m_{it} + \alpha_3 I_{it} + \alpha_4 h_{it} + \alpha_5 (m * h)_{it} + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Ici l'accent est mis sur α_5 et notre hypothèse est $\alpha_5 > 0$, indiquant un effet positif des transferts de fonds des migrants sur la relation entre l'amélioration de

³ Les articles sont comptabilisés sur une base fractionnelle

⁴ L'adjonction du « 1 » se justifie par le désir de se rassurer que la variable dépendante sera toujours définie après application du logarithme et pour éviter que les situations de « 0 » publication ne soient considérées comme des données manquantes après l'application du logarithme.

l'investissement dans le capital humain et recherche scientifique. Pour mesurer le capital humain, nous utilisons le taux brut d'inscriptions dans l'enseignement supérieur en logarithme (*EDUCATION*). Il est le proxy du nombre de chercheurs et d'institution de recherche, ou des ressources intellectuelles. L'enseignement supérieur est nécessaire pour accroître la capacité d'un pays à mener la recherche scientifique et générer de nouvelles connaissances. Selon Wang (2010), le taux d'inscription dans l'enseignement supérieur et la proportion des chercheurs scientifiques sont de solides déterminants qui affectent l'intensité de la Recherche et Développement dans les pays de l'OCDE.

Pour l'analyse de l'effet indirect à travers la qualité des institutions, nous introduisons dans l'équation 2 la variable qui capte le terme d'interaction entre le transfert de fond des migrants et la qualité des institutions ($m * I$)_{it}. Nous considérons l'équation suivante :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1} + \alpha_2 m_{it} + \alpha_3 I_{it} + \alpha_4 h_{it} + \alpha_6 (m * I)_{it} + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (4)$$

Notre attention porte ici sur le coefficient α_6 et notre hypothèse est $\alpha_6 > 0$, indiquant un effet positif des transferts de fonds des migrants sur la relation qualité des institutions et recherche scientifique. Pour mesurer la qualité des institutions nous utilisons les six (6) indicateurs de gouvernance élaborés par Kaufman, Kraay et Mastruzzi⁵. Le signe attendu de ses coefficients est positif. Ces indicateurs prennent des valeurs comprises entre -2,5 (faible) à 2,5 (bonne) performances en matière de gouvernance.

Il s'agit de : (i) *Voice and Accountability (VA)*, la responsabilité démocratique reflète la perception de la situation dans laquelle les citoyens d'un pays sont en mesure de participer à la sélection de leurs gouvernants, ainsi que la liberté d'expression, la liberté d'association et la liberté de presse. (ii) *Political Stability and Absence of Violence (PS)*, la stabilité politique reflète la perception de la probabilité que le gouvernement soit déstabilisé ou renversé par des moyens anticonstitutionnels ou violents, y compris la violence politique et le terrorisme. (iii) *Government Effectiveness (GE)*, l'efficacité de la gouvernance publique reflète la perception de la qualité des services publics, la qualité de la fonction publique et le degré de son indépendance vis-à-vis des pressions politiques, la qualité de la formulation des politiques, leur mise en œuvre et la crédibilité de l'engagement du gouvernement à l'égard de telles politiques. (iv) *Regulatory Quality (RQ)*, la réglementation administrative reflète la perception de la capacité du

⁵ www.govindicators.org

gouvernement à formuler et à mettre en œuvre des politiques et des réglementations qui permettent et favorisent le développement du secteur privé.(v) *Rule of Law (RL)*, l'État droit reflète la perception de la mesure dans laquelle les agents ont confiance et respecte les règles de la société, et en particulier la qualité de l'exécution des contrats, les droits de propriété, la police et les tribunaux, ainsi que la perception de la criminalité et de la violence. (vi) *Control of Corruption (CC)*, le contrôle de la corruption reflète la perception de la mesure dans laquelle les biens et pouvoirs publics sont utilisés à des fins d'enrichissement personnel, y compris les grande et la petite de la corruption, ainsi que la «capture» de l'État par les élites et les intérêts privés.

Les variables explicatives continues dans le vecteur **X** comprennent les facteurs suivants : Les technologies de l'information et de la communication (*ICT*). Nous utilisons les lignes d'abonnés téléphoniques pour 100 personnes (abonnés à l'accès fixe et sans fil inclus) pour mesurer le niveau des TIC d'un pays à une période donnée. Les TIC donnent un accès plus grande, plus rapide et plus convenable à la littérature scientifique et technologique (national et international). Les dépenses publiques : l'investissement public (en % du PIB) en logarithme (*CAPITAL*) est utilisé comme proxy des dépenses publiques pouvant affecter l'éducation et la recherche scientifique⁶. Selon van Pottelsberghe (2004) l'intensité de la recherche et développement dépend des dépenses publiques. L'héritage colonial: nous utilisons des variables muettes (*BRITISH* et *FRENCH*) pour mesurer l'héritage colonial. *BRITISH* prend la valeur de 1 si le pays est une ancienne colonie britannique et 0 sinon. *FRENCH* prend la valeur de 1 si le pays est une ancienne colonie française et 0 sinon. Le coefficient de *BRITISH* est supposé être positif et supérieur en valeur absolue à celui de *FRENCH*. Les études ont montré que les ex-colonies britanniques enregistrent de meilleures performances par rapport aux autres ex-colonies en termes de croissance du PIB par habitant (Acemoglu et al. 2001) et de production scientifique (Okey, 2013).

3.3 Données et méthode d'estimation

Nous utilisons les données de plusieurs sources (*National Science Foundation, Science and Engineering Indicators, World Development Indicators, Worldwide Governance Indicators*) sur un panel de 40 pays africains couvrant la période 1994-2011⁷. La

⁶ L'idéal est d'utiliser les dépenses de recherche et de développement, mais les données sur la recherche et les dépenses de développement ne sont malheureusement pas disponibles pour la plupart des pays africains pour la période couverte par cette étude.

⁷ La prise en compte de cette période tient compte de la disponibilité des données sur les différentes variables pour tous les pays qui font l'objet de l'étude, surtout les variables liées à la qualité des institutions.

définition et la source des données sont présentées dans le Tableau 1 et la statistique descriptive des variables est consignée dans le Tableau A2 (en annexe).

Les données sur la variable dépendante utilisée (articles de journaux scientifiques et techniques) ne sont pas des données de comptage. Même si les données se réfèrent au nombre d'articles scientifiques et d'ingénierie publiés par an, elles ne sont pas des données discrètes ou des nombres entiers (elles contiennent des décimaux). Comme mentionné dans la banque de données connexes⁸, l'une des raisons est que: « Les chiffres sont fondés sur les affectations des fractions; les articles avec des auteurs de différents pays sont répartis proportionnellement entre les pays Les articles sont comptabilisés sur une base fractionnée de comptage qui est, pour les articles avec la collaboration de plusieurs institutions des pays / économies, chaque pays / économie reçoit un crédit fractionné sur la base de la proportion de ses institutions participantes ».

En considérant la spécification (dynamique) adoptée dans ce travail, le recours aux techniques d'estimation traditionnelles (Moindres Carrés Ordinaires, effets fixes, effets aléatoires) conduit à des estimateurs non convergents. L'estimation par la méthode des moments généralisée (GMM) en panel dynamique est plus adaptée. Par ailleurs, Blundell et Bond (1998) soulignent que l'estimateur GMM en différence peut être non convergent et biaisé car l'application des conditions de moment de cet estimateur pose quelques problèmes : (i) la faiblesse des instruments choisis, notamment dans les échantillons finis ; (ii) l'élimination de variations inter-pays par différentiation première au profit des variations intra-pays. C'est pour résoudre ces problèmes que Blundell et Bond (1998) ont développé l'estimateur GMM en système, avec des conditions de moment supplémentaires⁹. Ainsi donc nous utilisons les estimateurs de la méthode des moments généralisée en système développée par Arellano et Bover (1995) ainsi que Blundell et Bond (1998). Cette méthode d'estimation est appropriée pour notre analyse car elle permet de faire face aux problèmes d'endogénéité et de prendre en compte la spécification dynamique. D'abord la spécification dynamique du modèle de production scientifique permet de mettre en exergue et de capter « l'effet Saint Mathieu » (Kossi et al., 2012). Deuxièmement certaines variables comme le transfert de fond des migrants et la qualité des institutions peuvent être endogènes. La méthode des moments généralisée en système permet de prendre en compte ces problèmes d'endogénéité. Les valeurs retardées des variables constituent nos instruments. La méthode d'estimation en deux étapes est utilisée avec la correction proposée par Windmeijer (2005) en vue d'obtenir les écart-type robustes à l'hétéroscédasticité.

⁸ <http://data.worldbank.org/indicator/IP.JRN.ARTC.SC>

⁹ Voir Roodman (2009)

Avant de procéder à l'estimation des équations 2 ; 3 et 4, nous testons la stationnarité des données sur nos variables (excepté les variables muettes) en utilisant les tests de racine unitaire, sur donnée de panel de Levin, Lin et Chu (2002) et d'Im, Pesaran et Shin (2003). Les résultats des tests révèlent que toutes nos variables sont stationnaires à niveau (Tableau A3 en annexe). La condition de stationnarité des variables requises par le GMM est donc satisfaite.

Tableau 1 : Définition et source des données

Variable	Description	Source
<i>PUBLICATION</i>	ln (1 + nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés), nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés	World Development Indicators, National Science Foundation, Science and Engineering Indicators
<i>REMITTANCE</i>	le ratio transfert de fonds des migrants reçu rapporté au PIB en logarithme : ln (transfert de fonds des migrants reçu/PIB)	World Development Indicators en ligne
<i>EDUCATION</i>	ln (1 + taux brut d'inscriptions dans l'enseignement supérieur)	World Development Indicators en ligne
<i>ICT</i>	lignes d'abonnés téléphoniques pour 100 personnes (abonnés à l'accès fixe sans fil inclus) en logarithme	World Development Indicators en ligne
<i>CAPITAL</i>	l'investissement public (en % du PIB) en logarithme	World Development Indicators en ligne
<i>BRITISH</i>	l'héritage colonial. Elle prend la valeur de 1 si le pays est une ancienne colonie britannique et 0 sinon	
<i>FRENCH</i>	l'héritage colonial. Elle prend la valeur de 1 si le pays est une ancienne colonie française et 0 sinon	
<i>VA</i>	<i>Voice and Accountability</i> : prend des valeurs comprises entre -2,5 (faible) à 2,5 (bonne) performance en matière de gouvernance)	The Worldwide Governance Indicators (WGI) www.govindicators.org

PS	<i>Political Stability and Absence of Violence</i> : prend des valeurs comprises entre -2,5 (faible) à 2,5 (bonne) performance en matière de gouvernance)	The Worldwide Governance Indicators (WGI) www.govindicators.org
GE	<i>Government Effectiveness</i> : prend des valeurs comprises entre -2,5 (faible) à 2,5 (bonne) performance en matière de gouvernance)	The Worldwide Governance Indicators (WGI) www.govindicators.org
RQ	<i>Regulatory Quality</i> : prend des valeurs comprises entre -2,5 (faible) à 2,5 (bonne) performance en matière de gouvernance)	The Worldwide Governance Indicators (WGI) www.govindicators.org
RL	<i>Rule of Law</i> : prend des valeurs comprises entre -2,5 (faible) à 2,5 (bonne) performance en matière de gouvernance)	The Worldwide Governance Indicators (WGI) www.govindicators.org
CC	<i>Control of Corruption</i> : prend des valeurs comprises entre -2,5 (faible) à 2,5 (bonne) performance en matière de gouvernance)	The Worldwide Governance Indicators (WGI) www.govindicators.org

4. Résultats et interprétations

Selon les résultats, le transfert de fonds des migrants affecte non seulement la production scientifique mais également indirectement à travers l'amélioration de l'enseignement supérieur et la qualité des institutions. Les Test de Hansen, d'AR (1) et d'AR (2) signalent que nos instruments utilisés sont valides. La significativité de la variable retardée dans toutes les estimations révèle non seulement la pertinence de la modélisation dynamique utilisée mais également l'effet « Saint Mathieu ».

4.1 Effet direct des transferts de fonds des migrants sur la recherche scientifique

Les résultats de l'estimation de l'effet direct des transferts de fonds des migrants sur la recherche scientifique sont reportés dans le Tableau 2 et Tableau 5. Nous reportons les résultats en contrôlant avec chacun des 6 indicateurs de gouvernance de Kaufman, Kraay et Mastruzzi. Il ressort des résultats que les transferts de fonds des migrants ont un effet positif et statistiquement significatif sur la production scientifique. Une augmentation des transferts de fonds de 10% entraîne une augmentation de la production scientifique entre 1,3% et 1,9%. Ces résultats amènent à confirmer notre première hypothèse selon laquelle les transferts de fonds des migrants affectent directement et positivement la recherche scientifique dans les pays africains et montrent que l'émigration en permettant le transfert de fonds contribue à fournir les ressources au pays et renforcer leur capacité à mener la recherche scientifique. Plus spécifiquement, les fonds reçus sont susceptibles de permettre aux chercheurs d'assurer les dépenses liées à l'acquisition des documents, des articles scientifiques, du matériel didactique et des données ainsi que le financement des enquêtes sur le terrain. Les résultats sont en ligne avec les avis qui prônent un effet bénéfique de l'émigration en général et des transferts de fonds des migrants en particulier. L'effet direct, bien que significatif, ne renseigne pas sur les mécanismes par lesquels ces fonds affectent la recherche scientifique. Dans cette étude nous analysons les canaux de l'amélioration de l'inscription dans l'enseignement.

Tableau 2: Effets directs des transferts de fonds des migrants. Variable dépendante : $\ln(1 + \text{nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés})$

	2.1	2.2	2.3	2.4	2.5	2.6
<i>L.PUBLICATION</i>	0,774 (7,57)***	0,761 (6,15)***	0,608 (3,71)***	0,707 (4,77)***	0,742 (6,08)***	0,741 (4,43)***
<i>REMITTANCE</i>	0,131 (1,96)**	0,152 (2,14)**	0,143 (1,69)*	0,192 (2,33)**	0,138 (2,18)**	0,189 (1,69)*
<i>EDUCATION</i>	0,938 (3,07)***	0,999 (2,65)***	1,086 (2,78)***	1,108 (2,24)**	1,025 (2,83)***	0,995 (1,87)*
<i>BRITISH</i>	0,304 (0,79)	0,514 (1,28)	0,470 (0,73)	0,642 (0,92)	0,320 (0,65)	0,695 (1,19)
<i>FRENCH</i>	0,023 (0,06)	0,083 (0,25)	0,504 (0,84)	0,224 (0,39)	0,036 (0,07)	0,381 (0,67)
<i>CAPITAL</i>	0,072 (0,67)	0,196 (1,12)	-0,038 (0,09)	0,552 (1,88)*	0,074 (0,62)	0,849 (2,33)**
<i>ICT</i>	-0,371 (2,58)***	-0,438 (2,70)***	-0,886 (2,68)***	-0,421 (1,85)*	-0,470 (2,46)**	-0,491 (2,20)**
<i>VA</i>	0,194 (1,76)*					
<i>PS</i>		0,184 (2,17)**				
<i>GE</i>			2,073 (2,14)**			
<i>RQ</i>				0,017 (0,07)		
<i>RL</i>					0,347 (1,71)*	
<i>CC</i>						0,377 (0,52)
<i>_cons</i>	-0,563 (1,25)	-0,939 (1,64)	0,854 (0,54)	-1,798 (1,99)**	-0,467 (0,83)	-2,236 (2,52)**
<i>N</i>	640	640	640	640	640	640
<i>Pays</i>	40	40	40	40	40	40

Instruments	40	40	39	38	40	37
AR(1) (p-value)	0,004	0,007	0,014	0,018	0,006	0,027
AR(2) (p-value)	0,215	0,215	0,335	0,273	0,222	0,444
Hansen (p-value)	0,201	0,245	0,405	0,296	0,225	0,233

Note: La méthode d'estimation est la méthode des moments généralisée en deux étapes (two-step system GMM) en considérant la correction de Windmeijer (2005). *L.PUBLICATION* est la variable dépendante retardée d'une période. La valeur absolue des z-statistics est entre parenthèses. L'hypothèse nulle du test AR(1) et celle du test AR(2) stipulent que les erreurs ne présentent pas de corrélation sérielle respectivement de premier et de second ordre. ***, ** et * désignent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

4.2 Canal de l'amélioration de l'inscription dans l'enseignement supérieur

Les résultats de l'estimation de l'effet indirect des transferts de fonds des migrants à travers l'amélioration de l'inscription dans l'enseignement supérieur sont reportés dans le Tableau 3. Il ressort des résultats que le coefficient de la variable d'interaction est positif et significatif montrant que les transferts de fonds des migrants renforcent l'effet positif que l'inscription dans l'enseignement supérieur exerce sur la recherche scientifique. Ces coefficients sont statistiquement significatifs quel que soit les six indicateurs de la qualité des institutions de Kaufman, Kraay et Mastruzzi utilisés. Les résultats confirment donc notre deuxième hypothèse selon laquelle l'amélioration de l'inscription dans l'enseignement supérieur est un canal par lequel les transferts de fonds des migrants affectent la recherche scientifique. La significativité du canal de l'enseignement supérieur réside dans l'importance relative des transferts de fonds dans le financement de l'éducation. Selon BCEAO (2013), 6,4% des fonds reçus des travailleurs migrants servent aux dépenses d'éducation dans les pays de l'UEMOA. Par ailleurs les flux sortants des migrants de la zone UEMOA sont destinés principalement à l'Afrique (72,2%) et servent à 22,3% aux dépenses d'éducation.

Les résultats sont également en ligne avec les avis selon lesquels les transferts relâchent les contraintes financières des ménages et améliorent la fréquentation scolaire (BCEAO, 2013 ; Dustmann et Glitz, 2011 ; Gordon et Woodruff, 2003). Les transferts de fonds permettent aux étudiants qui ont leurs parents ou leurs proches à l'étranger de pouvoir financer et réussir convenablement leurs études universitaires en accédant à un cycle d'étude capable de les rendre utiles à la communauté scientifique. Avec les transferts de fonds reçus, l'étudiant peut se concentrer plus sur ses études et les poursuivre le plus loin possible au lieu d'abandonner prématurément les études faute de moyen financier. En faisant ainsi, ils fournissent plus de ressources humaines (chercheurs et ingénieurs) nécessaires à la recherche scientifique.

Nous reprenons les estimations en excluant de notre échantillon de pays les pays de l'Afrique du Nord et l'Afrique du sud qui semblent avoir un nombre élevé de publication scientifique (Tableau 6). On peut suspecter que la présence de ces pays dans l'échantillon biaise les résultats. Toutefois nous obtenons les résultats similaires selon lesquels les transferts de fonds renforcent l'effet positif que le capital humain exerce sur la production scientifique.

Tableau 3: Effets indirects des transferts de fonds des migrants à travers l'amélioration de l'enseignement supérieur.
Variable dépendante : ln (1 + nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés)

	3.1	3.3	3.4	3.4	3.5	3.6
<i>L.PUBLICATION</i>	0,762 (5,88)***	0,654 (3,71)***	0,638 (4,34)***	0,687 (5,10)***	0,796 (5,68)***	0,757 (5,86)***
<i>EDUCATION</i>	0,880 (2,11)**	1,421 (3,04)***	0,664 (1,97)**	1,025 (3,18)***	0,723 (2,74)***	0,860 (1,89)*
<i>REMITTANCE</i>	-0,159 (0,84)	-0,229 (1,25)	-0,106 (0,54)	-0,084 (0,32)	-0,149 (0,56)	-0,164 (0,68)
<i>REMITTANCExEDUCATION</i>	0,322 (1,69)*	0,389 (2,17)**	0,395 (2,16)**	0,330 (2,13)**	0,307 (1,93)*	0,395 (2,07)**
<i>ICT</i>	-0,856 (2,07)**	-1,102 (2,08)**	-1,154 (2,44)**	-1,216 (3,84)***	-0,871 (2,92)***	-1,135 (2,82)***
<i>CAPITAL</i>	0,878 (3,26)***	-0,028 (0,17)	1,506 (3,02)***	0,818 (2,02)**	1,010 (2,67)***	0,936 (1,79)*
<i>BRITISH</i>	0,863 (1,65)*	0,779 (1,79)*	1,410 (1,25)	0,521 (0,96)	0,554 (0,84)	0,927 (1,47)
<i>FRENCH</i>	0,856 (1,32)	0,190 (0,26)	1,457 (1,09)	0,574 (0,77)	0,425 (0,60)	0,899 (1,05)
<i>VA</i>	0,749 (1,79)*					
<i>PS</i>		0,878 (2,16)**				
<i>GE</i>			2,719 (1,96)**			

<i>RQ</i>				1,560			
				(2,88)***			
<i>RL</i>					0,959		
					(1,91)*		
<i>CC</i>						1,819	
						(2,98)***	
<i>_cons</i>	-2,180	-0,602	-2,102	-1,307	-1,858	-1,596	
	(4,22)***	(1,46)	(1,71)*	(1,21)	(1,72)*	(1,70)*	
<i>N</i>	640	640	640	640	640	640	
<i>Pays</i>	40	40	40	40	40	40	
<i>Instruments</i>	40	40	40	40	40	40	
<i>AR(1) (p-value)</i>	0,023	0,023	0,093	0,087	0,023	0,075	
<i>AR(2) (p-value)</i>	0,230	0,230	0,926	0,527	0,421	0,584	
<i>Hansen (p-value)</i>	0,373	0,373	0,191	0,246	0,253	0,477	

Note: La méthode d'estimation est la méthode des moments généralisée en deux étapes (two-step system GMM) en considérant la correction de Windmeijer (2005). *L.PUBLICATION* est la variable dépendante retardée d'une période. La valeur absolue des z-statistics est entre parenthèses. L'hypothèse nulle du test AR(1) et celle du test AR(2) stipulent que les erreurs ne présentent pas de corrélation sérielle respectivement de premier et de second ordre. ***, ** et * désignent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

4.3 Canal de l'amélioration de la qualité des institutions

Les résultats de l'estimation de l'effet indirect des transferts à travers l'amélioration de la qualité des institutions sont reportés dans le tableau 4. Il ressort que les coefficients des variables d'interaction sont positifs et statistiquement significatifs. Ces résultats révèlent donc que les transferts de fonds des migrants renforcent l'effet positif que les bonnes institutions exercent sur la recherche scientifique. Les résultats sont similaires quel que soit les six indicateurs de la qualité des institutions utilisés. Nos résultats confirment la troisième hypothèse et s'inscrivent dans le même ordre d'idée que les transferts de fonds améliorent la qualité des institutions qui renforcent l'efficacité de l'infrastructure nécessaire à la recherche scientifique et les avis selon lesquels la migration permet le transfert de bonnes normes qui assurent la productivité. Les résultats des estimations économétriques restent inchangés lorsque nous excluons de notre échantillon de pays les pays de l'Afrique du Nord et l'Afrique du sud qui semblent avoir un nombre élevé de publication scientifique (Tableau 7).

Tableau 4: Effets indirects des transferts de fonds des migrants à travers l'amélioration de la qualité des institutions.
Variable dépendante : ln (1 + nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés)

	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5	4.6
<i>L.PUBLICATION</i>	0,919 (5,96)** *	0,927 (6,27)* **	0,469 (2,32)**	0,808 (10,01)***	0,696 (3,91)***	0,813 (3,51)***
<i>REMITTANCE</i>	0,285 (1,75)*	0,279 (1,79)*	0,804 (1,72)*	0,421 (2,02)**	0,567 (1,94)*	0,192 (0,92)
<i>EDUCATION</i>	1,044 (2,73)** *	0,849 (2,10)* *	1,126 (3,17)***	0,558 (2,11)**	0,712 (1,76)*	1,283 (2,95)***
<i>ICT</i>	-1,140 (2,62)** *	-0,864 (2,00)* *	-1,011 (2,58)***	-0,243 (1,79)*	-0,481 (1,02)	-1,783 (4,47)***
<i>CAPITAL</i>	-0,003 (0,01)	0,784 (3,03)* **	-0,452 (1,22)	-0,069 (0,36)	0,560 (1,70)*	-0,236 (0,67)
<i>BRITISH</i>	0,937 (1,68)*	0,916 (2,08)* *	1,149 (0,76)	0,473 (0,69)	1,128 (0,33)	0,460 (0,50)
<i>FRENCH</i>	0,325 (0,44)	0,343 (0,62)	0,954 (0,68)	-0,020 (0,03)	0,816 (0,25)	0,302 (0,24)
<i>VA</i>	0,813 (1,76)*					
<i>VAxREMITTANCE</i>	0,590					

	(3,27)**					
	*					
<i>PS</i>		0,488				
		(0,86)				
<i>PSxREMITTANCE</i>		0,331				
		(2,18)*				
		*				
<i>GE</i>		2,996				
		(2,05)**				
<i>GExREMITTANCE</i>		0,858				
		(2,45)**				
<i>RQ</i>				0,440		
				(2,02)**		
<i>RQxREMITTANCE</i>				0,538		
				(2,07)**		
<i>RL</i>					1,768	
					(2,39)**	
<i>RLxREMITTANCE</i>					0,747	
					(2,10)**	
<i>CC</i>						2,846
						(4,39)***
<i>CCxREMITTANCE</i>						0,444
						(2,17)**
<i>_cons</i>	-0,833	-2,441	2,157	0,165	-0,720	0,981
	(1,46)	(4,37)*	(0,98)	(0,20)	(0,21)	(1,05)
		**				
<i>N</i>	640	640	640	640	640	640

Pays	40	40	40	40	40	40
Instruments	41	38	40	39	38	40
AR(1) (p-value)	0,050	0,036	0,099	0,009	0,062	0,024
AR(2) (p-value)	0,276	0,401	0,945	0,380	0,463	0,397
Hansen (p-value)	0,198	0,407	0,239	0,165	0,527	0,321

Note : La méthode d'estimation est la méthode des moments généralisée en deux étapes (two-step system GMM) en considérant la correction de Windmeijer (2005). *L.PUBLICATION* est la variable dépendante retardée d'une période. La valeur absolue des z-statistics est entre parenthèses. L'hypothèse nulle du test AR(1) et celle du test AR(2) stipulent que les erreurs ne présentent pas de corrélation sérielle respectivement de premier et de second ordre. ***, ** et * désignent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

5. Conclusion

Les effets de l'émigration en générale et des transferts des fonds des migrants en particulier retiennent l'attention de bon nombre d'études qui ne parviennent pas souvent à des résultats consensuels. L'objectif de ce papier est d'analyser l'effet des transferts de fonds reçus des migrants sur la production scientifique dans les pays africains. Les analyses économétriques portent sur un panel de 40 pays avec des données qui couvrent la période 1994-2011. Les résultats des analyses montrent que les transferts de fonds des migrants affectent la production scientifique directement et indirectement à travers l'investissement dans le capital humain et l'amélioration de la qualité des institutions. En effet, avec les transferts de fonds reçus, l'étudiant peut se concentrer plus sur ses études et les poursuivre le plus loin possible au lieu d'abandonner prématurément les études, faute de moyen financier. Par ailleurs, les transferts de fonds améliorent la qualité des institutions qui renforcent l'efficacité des infrastructures nécessaires à la recherche scientifique.

En vue de rendre les transferts de fonds des migrants plus profitable pour la recherche scientifique dans les pays Africains, il revient aux gouvernants et aux décideurs de : (i) mettre en œuvre des mécanismes et des sensibilisations accrues en vue d'une orientation des Transferts de fonds des migrants vers l'investissement dans le capital éducatif. (ii) Améliorer la qualité de la gouvernance et des institutions.

Références Bibliographiques

1. Abdih Y., R. Chami, J. Dagher; P. Montiel (2012) "Remittances and Institutions: Are Remittances a Curse?" *World Development*, 40(4), 657-666.
2. Acemoglu, D.; S. Johnson; J. Robinson (2001) "The colonial origins of comparative development: an empirical investigation", *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.
3. Ahmed F. Z. (2013) "Remittances Deteriorate Governance" *Review of Economics and Statistics*, 95(4), 1166-1182.
4. Amuedo-Dorantes, C.; A. Georges; S. Pozo (2008) "Migration, remittances and children's schooling in Haiti" IZA Discussion Papers, No. 3657.
5. Arellano, M.; O. Bover (1995) "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
6. Banque Africaine de Développement (2014) *Rapport annuel 2013*. Banque africaine de développement
7. Bansak C.; B. Chezum (2009) "How Do Remittances Affect Human Capital Formation of School-Age Boys and Girls?" *American Economic Review*, 99(2), 145-148.
8. BCEAO (2013) Synthèse des Résultats des Enquêtes sur les Envois de Fonds des Travailleurs Migrants dans les Pays de l'UEMOA.
9. Beine M.; K. Sekkat (2013) "Skilled migration and the transfer of institutional norms" *IZA Journal of Migration*, 2(9), 1-19.
10. Berdiev A. N., Y. Kim ; C.-P Chang. (2013) "Remittances and corruption" *Economics Letters*, 118(1), 182-185.
11. Bhagwati J.; K. Hamada (1974) "The brain drain, international integration of markets for professionals and unemployment: a theoretical analysis", *Journal of Development Economics* 1(1-2), 19-42.
12. Blundell, R.; S Bond (1998) "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
13. Borjas G.; K. B. Doran (2012) "The Collapse of the Soviet Union and the Productivity of American Mathematicians" *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3), 1143-1203.
14. Calero, C.; A. Bedi; R. Sparrow (2009) "Remittances, Liquidity Constraints and Human Capital Investments in Ecuador," *World Development*, 37(6), 1143-1154,
15. Cattaneo, C. (2014) "Educational Expenditure and Remittances: Is There a Link?" *Review of Environment, Energy and Economics* (Re3), February 2014. Available at SSRN:<http://ssrn.com/abstract=2403772>
16. Combes, J.-L.; C. Ebeke; M. Maurel (2013) "The Effect of Remittances prior to an Election" *Etudes et Documents* n° 07, CERDI.

17. Cox-Edwards, A.; M. Ureta (2003) "International Migration, Remittances, and Schooling: Evidence from El Salvador". *Journal of Development Economics* 72(2), 429-461.
18. Crespi G. A.; A. Geuna (2008) "An empirical study of scientific production: A cross country analysis, 1981-2002", *Research Policy*, 37(4), 565-579.
19. Crespi, G. A.; A. Geuna (2005) "Modelling and Measuring Scientific Production: Results for a Panel of OECD Countries" *SPRU Electronic Working Paper* No. 133.
20. Dia I. A. (2005) "Déterminants, enjeux et perceptions des migrations scientifiques internationales africaines: le Sénégal" *Global Migration Perspectives* N°32. Global Commission on International Migration.
21. Docquier F ; H. Rapoport (2005) "Migration du travail qualifié et formation de capital humain dans les pays en développement : un modèle stylisé et une revue de la littérature récente" *Economie internationale* ; 2005/4 (N°104) pp.5-26.
22. Docquier F. ; E. Lodigiani ; H. Rapoport ; M. Schiff (2014) "Emigration and democracy" *FERDI, Politiques de développement ; Document de travail* 90.
23. Dustmann, C.; A. Glitz (2011). Migration and education. In E. A. Hanushek, S. Machin, and L. Woessmann (Eds.), *Handbook of the economics of education* (Vol. 4, pp. 327-439). Amsterdam: Elsevier.
24. Ebeke C.H. (2012) "Do Remittances Lead to a Public Moral Hazard in Developing Countries? An Empirical Investigation" *The Journal of Development Studies*, 48(8), 1009-1025.
25. Escribà-Folch A.; C. Meseguer; J. Wright (2015) "Remittances and Democratization" *International Studies Quarterly*, 59(3), 571-586.
26. Fernández-Zubieta A.; A. Geuna; C. Lawson (2013) "Researchers' mobility and its impact on scientific productivity" *Università di Torino, Working paper* No. 06/2013.
27. Gibson J.; D. McKenzie (2010) "The Economic Consequences of "Brain Drain" of the Best and Brightest: Microeconomic Evidence from Five Countries" *CR&AM Discussion Paper* 18/10.
28. Hanson G. H.;C. Woodruff (2003) "Emigration and Educational Attainment in Mexico." <http://irpshome.ucsd.edu/faculty/gohanson/emigration.pdf>
29. Hunt J.; M. Gauthier-Loiselle (2010) "How Much Does Immigration Boost Innovation?" *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 31-56.
30. Im, K.S.; M. H. Pesaran; Y. Shin (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
31. Kossi Y. ; Lesueur, J.-Y. ; M. Sabatier (2012) "Compétition académique et modes de production scientifique des économistes français :

- Quelques résultats économétriques du dispositif P.E. S.”, *GATE Working Paper* 1210.
32. Levin, A.; C.F. Lin; C.S.J. Chu (2002) “Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
 33. Manole V.; M. Schiff (2013) “Migration and Diversity: Human versus Social Capital” *Review of International Economics*, 21(2), 281-294.
 34. Moser P.; A. Voena; F. Waldinger (2014) “German Jewish Émigrés and US Invention” *American Economic Review*, 104(10), 3222-3255.
 35. Nunn, N. (2009) “The importance of history for economic development”, *Annual Review of Economics*, 1(1), 65-92.
 36. Okey, M. K. (2013) “Institutions and scientific research in Africa”, *Economics Bulletin*, 33(2), 1487-1503.
 37. Ratha D. ; S. Mohapatra; C. Ozden; S. Plaza; W. Shaw; A. Shimeles (2011) Optimisation du phénomène migratoire pour l’Afrique : Envois de fonds, compétences et investissements. Rapport, Banque Mondiale.
 38. Roodman D. (2009) “How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata,” *Stata Journal*, 9(1), 86-136.
 39. Spilimbergo A. (2009) “Democracy and Foreign Education” *American Economic Review*, 99(1), 528-543.
 40. United Nations Economic Commission for Africa, UNECA (2012) *Unleashing Africa’s Potential as a Pole of Global Growth*, Economic Report on Africa 2012, UNECA.
 41. Wang E.C. (2010) “Determinants of R&D investment: The Extreme-Bounds-Analysis approach applied to 26 OECD countries”, *Research Policy*, 39(1), 103-116.
 42. Windmeijer, F. (2005) “A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM Estimators”, *Journal of Econometrics*, 126 (1), 25-51.

Annexes :**Tableau A1 :** Evolution du nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés dans les différentes régions du monde (1981-2011)

Zone géographique	1981	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2011
Australie	8 138	8 247	10 664	13 125	14 589	15 974	19 517	20 603
Asie de l'Est et Pacifique	36 706	42 911	63 365	82 586	113 882	149 542	197 490	211 522
Union Européenne	117 952	125 222	159 455	196 497	223 369	236 076	251 275	255 771
Amérique Latine et Caraïbe			6 862	9 519	15 056	20 432	20 284	21 218
Amérique du Nord	146 718	154 427	214 351	217 077	215 444	231 426		
Russie	0	0		18 604	17 180	14 425	13 500	14 151
Asie du Sud	11 725	9 586	9 700	9 967	10 841	15 531	22 462	24 249
Afrique Sub-saharienne			4 244	4 051	3 927	4 183	5 248	5 422
Monde	331 233	351 652	475 365	564 137	629 907	709 436	556 816	582 012

Source: National Science Foundation, Science and Engineering Indicators World Development Indicators en ligne

Tableau A2: Statistique descriptive des données

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>PUBLICATION</i>	720	3,43	1,79	0	8,05
<i>REMITTANCE</i>	720	0,11	1,84	-7,01	4,13
<i>EDUCATION</i>	720	1,32	1,05	-2,06	3,59
<i>ICT</i>	720	0,22	1,5	-5,1	3,45
<i>CAPITAL</i>	720	1,83	0,65	-2,3	3,49
<i>BRITISH</i>	720	0,38	0,48	0	1
<i>FRENCH</i>	720	0,55	0,5	0	1
<i>VA</i>	640	-0,52	0,68	-1,88	1,03
<i>PS</i>	640	-0,42	0,89	-2,98	1,18
<i>GE</i>	640	-0,55	0,58	-1,97	0,88
<i>RQ</i>	640	-0,48	0,52	-2,41	0,9
<i>RL</i>	640	-0,54	0,63	-2,21	1,06
<i>CC</i>	640	-0,47	0,56	-2,06	1,25

Source: *Auteur*

Tableau A3: Tests de racine unitaire

Test	Levin-Lin-Chu		Im-Pesaran-Shin	
	Niveau	Différence première	Niveau	Différence première
<i>PUBLICATION</i>	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>REMITTANCE</i>	0,000	0,000	0,065	0,000
<i>EDUCATION</i>	0,008	0,000	0,000	0,000
<i>ICT</i>	0,089	0,000	0,001	0,000
<i>CAPITAL</i>	0,000	0,000	0,001	0,000
<i>VA</i>	0,000	0,000	0,011	0,000
<i>PS</i>	0,009	0,000	0,019	0,000
<i>GE</i>	0,000	0,000	0,015	0,000
<i>RQ</i>	0,000	0,000	0,010	0,000
<i>RL</i>	0,000	0,000	0,001	0,000
<i>CC</i>	0,001	0,000	0,009	0,000

Note: Les valeurs des probabilités associées aux statistiques des différents tests (p-value) sont reportées dans le tableau. Une probabilité inférieure à 10% rejette l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire.

Source: *Auteur*

Tableau 5 : Effets directs des transferts de fonds des migrants en considérant le sous-échantillon de pays d'Afrique Sub-saharienne, l'Afrique du Sud exclu. Variable dépendante : ln (1 + nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés)

	5.1	5.2	5.3	5.4	5.5	5.6
<i>L.PUBLICATION</i>	0,850 (15,19)* **	0,838 (4,46)** *	0,611 (3,20)***	0,539 (2,88)***	0,763 (7,02)***	0,895 (8,70)***
<i>REMITTANCE</i>	0,145 (2,04)**	0,416 (1,98)**	0,269 (1,76)*	0,302 (1,71)*	0,108 (1,83)*	0,357 (2,16)**
<i>EDUCATION</i>	0,052 (0,60)	0,228 (0,62)	0,472 (1,35)	0,578 (1,95)*	0,820 (2,51)**	0,088 (0,51)
<i>CAPITAL</i>	0,199 (2,21)**	0,368 (1,21)	0,458 (1,26)	0,041 (0,23)	0,016 (0,10)	0,508 (2,39)**
<i>ICT</i>	-0,271 (1,80)*	-1,070 (2,60)** *	-1,200 (2,41)**	-1,279 (3,21)***	-0,708 (2,76)***	-0,634 (2,18)**
<i>BRITISH</i>	0,643 (2,90)** *	1,539 (2,46)**	1,236 (1,99)**	0,649 (1,26)	0,206 (0,59)	0,964 (2,24)**
<i>FRENCH</i>	0,548 (2,18)**	0,996 (1,70)*	0,880 (1,66)*	0,269 (0,50)	0,063 (0,17)	0,689 (1,73)*
<i>VA</i>	0,371 (1,96)**					
<i>PS</i>		1,104 (2,78)**				

			*				
<i>GE</i>				2,012			
				(2,59)***			
<i>RQ</i>					2,129		
					(4,12)***		
<i>RL</i>						0,963	
						(3,77)***	
<i>CC</i>							0,892
							(2,47)**
_cons	-0,267	-1,113	0,085	1,304	0,182	-0,969	
	(1,29)	(1,41)	(0,06)	(1,57)	(0,33)	(1,86)*	
<i>N</i>	525	525	525	525	525	525	
<i>Pays</i>	35	35	35	35	35	35	
<i>Instruments</i>	34	36	35	36	39	36	
<i>AR(1) (p-value)</i>	0,001	0,003	0,010	0,015	0,003	0,002	
<i>AR(2) (p-value)</i>	0,260	0,953	0,783	0,703	0,273	0,742	
<i>Hansen (p-value)</i>	0,546	0,280	0,259	0,296	0,356	0,275	

Note : La méthode d'estimation est la méthode des moments généralisée en deux étapes (two-step system GMM) en considérant la correction de Windmeijer (2005). *L.PUBLICATION* est la variable dépendante retardée d'une période. La valeur absolue des z-statistics est entre parenthèses. L'hypothèse nulle du test AR(1) et celle du test AR(2) stipulent que les erreurs ne présentent pas de corrélation sérielle respectivement de premier et de second ordre. ***, ** et * désignent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Tableau 6: Effets indirects des transferts de fonds des migrants à travers l'enseignement supérieur en considérant le sous-échantillon de pays d'Afrique Sub-saharienne, l'Afrique du Sud exclu. Variable dépendante : $\ln(1 + \text{nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés})$

	6.1	6.2	6.3	6.4	6.5	6.6
<i>L.PUBLICATION</i>	0,877 (7,91)** *	0,970 (13,76)* **	0,523 (2,20)**	0,792 (6,20)** *	0,817 (4,26)***	0,645 (6,43)***
<i>EDUCATION</i>	0,548 (2,20)**	0,415 (2,36)**	0,984 (2,00)**	0,566 (2,42)**	0,807 (2,77)***	0,882 (2,74)***
<i>REMITTANCE</i>	-0,302 (2,34)**	-0,250 (2,46)**	-0,306 (1,96)**	-0,208 (1,73)*	-0,253 (1,93)*	-0,600 (3,59)***
<i>REMITTANCExEDUCATION</i>	0,256 (2,06)**	0,185 (2,03)**	0,235 (1,74)*	0,189 (1,79)*	0,182 (2,01)**	0,503 (2,69)***
<i>ICT</i>	-0,637 (2,17)**	-0,483 (2,86)** *	-1,487 (2,54)**	-0,793 (2,58)** *	-1,378 (2,56)**	-0,783 (3,34)***
<i>CAPITAL</i>	0,021 (0,17)	0,008 (0,11)	-0,249 (0,98)	0,028 (0,24)	-0,284 (0,61)	0,120 (0,40)
<i>BRITISH</i>	0,178 (0,51)	0,005 (0,02)	0,704 (0,72)	-0,074 (0,16)	-0,254 (0,37)	0,433 (0,66)
<i>FRENCH</i>	0,134 (0,38)	-0,085 (0,27)	0,495 (0,49)	-0,045 (0,08)	-0,295 (0,44)	0,319 (0,48)
<i>VA</i>	0,655 (2,35)**					
<i>PS</i>		0,413				

			(3,26)**			
			*			
GE			2,537			
			(3,20)***			
RQ				1,143		
				(3,93)**		
				*		
RL					2,164	
					(2,43)**	
CC						1,112
						(3,17)***
_cons	-0,099	-0,176	1,926	0,595	1,603	0,078
	(0,22)	(0,52)	(1,70)*	(1,03)	(1,11)	(0,09)
N	525	525	525	525	525	525
Pays	35	35	35	35	35	35
Instruments	30	30	28	28	30	29
AR(1) (p-value)	0,005	0,003	0,021	0,012	0,004	0,029
AR(2) (p-value)	0,234	0,226	0,430	0,310	0,426	0,193
Hansen (p-value)	0,062	0,092	0,253	0,089	0,223	0,107

Note : La méthode d'estimation est la méthode des moments généralisée en deux étapes (two-step system GMM) en considérant la correction de Windmeijer (2005). *L.PUBLICATION* est la variable dépendante retardée d'une période. La valeur absolue des z-statistics est entre parenthèses. L'hypothèse nulle du test AR(1) et celle du test AR(2) stipulent que les erreurs ne présentent pas de corrélation sérielle respectivement de premier et de second ordre. ***, ** et * désignent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Tableau 7 : Effets indirects des transferts de fonds des migrants à travers la qualité des institutions en considérant le sous-échantillon de pays d'Afrique Sub-saharienne, l'Afrique du Sud exclu. Variable dépendante : $\ln(1 + \text{nombre d'articles de journal scientifique et technique publiés})$

	7.1	7.2	7.3	7.4	7.5	7.6
<i>L.PUBLICATION</i>	0,808 (6,98)** *	1,057 (12,51)** *	0,764 (6,33)***	0,686 (5,93)***	0,805 (5,44)***	1,076 (8,20)***
<i>REMITTANCE</i>	0,371 (1,86)*	0,078 (1,12)	0,401 (2,08)**	0,386 (1,79)*	0,315 (1,43)	0,498 (1,87)*
<i>EDUCATION</i>	0,383 (1,68)*	0,337 (1,92)*	0,343 (1,97)**	0,472 (1,98)**	0,580 (2,23)**	0,401 (1,63)
<i>ICT</i>	-0,607 (3,17)** *	-0,519 (2,38)**	-0,655 (4,15)***	-0,786 (3,27)***	-1,005 (3,43)***	-0,694 (3,41)***
<i>CAPITAL</i>	0,023 (0,09)	-0,095 (1,06)	-0,164 (1,44)	-0,059 (0,60)	-0,200 (1,14)	0,114 (0,76)
<i>BRITISH</i>	1,154 (1,91)*	0,306 (1,37)	0,461 (1,10)	0,424 (1,10)	-0,055 (0,09)	0,144 (0,37)
<i>FRENCH</i>	0,617 (1,00)	-0,062 (0,18)	0,294 (0,76)	0,058 (0,11)	-0,209 (0,36)	-0,110 (0,24)
<i>VA</i>	0,571 (1,81)*					
<i>VAxREMITTANCE</i>	0,532 (2,73)** *					

<i>PS</i>		0,443					
		(2,33)**					
<i>PSxREMITTANCE</i>		0,304					
		(2,80)***					
<i>GE</i>			1,349				
			(3,40)***				
<i>GExREMITTANCE</i>			0,497				
			(2,80)***				
<i>RQ</i>				1,386			
				(4,18)***			
<i>RQxREMITTANCE</i>				0,535			
				(2,08)**			
<i>RL</i>					1,685		
					(3,88)***		
<i>RLxREMITTANCE</i>					0,445		
					(2,26)**		
<i>CC</i>						1,027	
						(2,23)**	
<i>CCxREMITTANCE</i>						0,612	
						(2,21)**	
<i>_cons</i>	-0,339	-0,277	1,273	1,091	1,601	-0,359	
	(0,40)	(0,82)	(1,78)*	(1,98)**	(1,68)*	(0,50)	
<i>N</i>	525	525	525	525	525	525	
<i>Pays</i>	35	35	35	35	35	35	
<i>Instruments</i>	32	31	31	33	29	28	
<i>AR(1) (p-value)</i>	0,036	0,024	0,014	0,018	0,017	0,017	
<i>AR(2) (p-value)</i>	0,351	0,291	0,410	0,361	0,411	0,445	

Hansen (p-value)	0,093	0,226	0,114	0,110	0,088	0,091
------------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Note : La méthode d'estimation est la méthode des moments généralisée en deux étapes (two-step system GMM) en considérant la correction de Windmeijer (2005). *L_PUBLICATION* est la variable dépendante retardée d'une période. La valeur absolue des z-statistics est entre parenthèses. L'hypothèse nulle du test AR(1) et celle du test AR(2) stipulent que les erreurs ne présentent pas de corrélation sérielle respectivement de premier et de second ordre. ***, ** et * désignent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Effet de l'accès au microcrédit et à la terre exploitée sur le bien-être des ménages au Cameroun

Clarisse Metseyem¹

Francis Menjo Baye²

Hans Tino Ayamena Mpenya³

Résumé : L'objectif de cet article est d'examiner l'effet de l'accès au microcrédit et à la terre exploitée sur le bien-être des ménages au Cameroun en utilisant l'Enquête Camerounaise auprès des Ménages réalisée en 2007 et la méthode des doubles moindres carrés. Les résultats montrent que l'accès à l'emprunt accroît le bien-être des emprunteurs, la possession de terres réduit le bien-être des ménages. Le niveau d'éducation du chef de ménage, son secteur d'activité, l'accès aux soins, à l'eau, à l'électricité influencent le bien-être. La création d'institution spécialisée dans l'octroi des crédits aux ménages exploitant des terres pourrait améliorer leur bien-être.

Mots clés : Accès au microcrédit, terre exploitée, bien-être des ménages, Cameroun

Classification JEL: D14, D6, I3

Effect of Access to Microcredit and exploited land on household's well-being in Cameroon

Abstract: The purpose of this paper is to explore the effect of access to microcredit and exploited land on household's well-being in Cameroon using the Cameroon Household Survey conducted in 2007 and the two stages least square method. Results show that access to borrowing increases the welfare of household's borrowers, Access to exploited land reduce the welfare of households. The level of education of the household head, sector of activity, access to healthcare, to water and to electricity also influences household well-being. Facilitating access to credit for households operating land, could improve the welfare of households.

Keywords: Credit access, farmland, Households wellbeing, Cameroon.

JEL Classification codes: D14, D6, I3

¹Clarisse Metseyem, Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, BP 1365 Yaoundé, Cameroun, Laboratoire d'Analyses et de Recherche en Economie et Mathématique (LAREM), Centre d'Etude en Equité, Bien-être et Etude du Développement au Cameroun (CEWDS-CAM). E-mail : metseyemclarisse@yahoo.fr; Tel : (237 679424147).

² Francis Menjo Baye, Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, BP 1365 Yaoundé, Cameroun; Centre d'Etude en Equité, Bien-être et Etude du Développement au Cameroun (CEWDS-CAM), E-mail : bayemenjo@yahoo.com; Tel : +237 677779294.

³ Hans Tino Ayamena Mpenya, Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, BP 1365 Yaoundé, Cameroun, Laboratoire d'Analyses et de Recherche en Economie et Mathématique (LAREM), Centre d'Etude en Equité, Bien-être et Etude du Développement au Cameroun (CEWDS-CAM), E-mail : mmpenya@yahoo.fr ; Tel : +237 675525572.

1. Introduction

La microfinance a la capacité d'atteindre les populations pauvres, d'élever leur niveau de vie, de créer la demande pour de nouveaux biens, d'accroître les revenus et de contribuer à la croissance économique (CGAP, 1997 ; Morduch, 1999 ; Khandker, 2005, Gouvernement du Cameroun, 2009). C'est pour cette raison que la majorité des pays africains ont développé dans leur Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté (DSRP), des actions ciblant la microfinance. Celle-ci représente l'intermédiation financière en faveur des pauvres qui sont généralement exclus du système bancaire classique (Mosley, 2001 ; Hao, 2005 ; INS, 2008). Elle offre aux populations des services financiers tels que le crédit, l'épargne, le transfert de fonds et l'assurance. L'accès au crédit est un volet intéressant dans les analyses récentes dans plusieurs pays en développement (PED).

Dans ces PED, les couches les plus vulnérables de la population manquent de crédit. Particulièrement, les familles pauvres, sans emploi formel, qui vivent du petit commerce, de l'artisanat, de l'agriculture. Elles auraient besoin de prêts pour les investissements. L'accès des ménages aux microcrédits demeure alors un facteur important au service de la réduction de la pauvreté. La désignation de l'année 2005 comme année internationale du microcrédit par l'Organisation des Nations Unies ajoutée à l'expérience de la Grameen Bank au Bangladesh avec Muhammad Yunus⁴ l'ont démontré. Cette expérience a permis aux populations pauvres du Bangladesh d'avoir accès au microcrédit (environ 96% de femmes) et pratiquer des activités génératrices de revenus (Khandker, 1998 ; 2001 ; Yunus, 1999 ; Wright, 2000).

Généralement, ces ménages emprunteurs des crédits pratiquent des activités agricoles à travers l'exploitation des terres agricoles pour la production afin de garantir l'autoconsommation et/ou la vente du supplément de cette production pour obtenir des revenus et de surcroît améliorer le bien-être de leurs ménages. La terre constitue donc un des facteurs de production essentiel dans le développement et surtout un acquis pour les ménages qui doivent l'exploiter à des fins agricoles. La proportion des ménages qui exploitent leurs terres et ont accès au crédit demeure encore faible au Cameroun, soit environ 3% contre 43% pour les ménages qui ont des terres et n'ont pas accès au crédit (INS⁵, 2008). Donc, la proportion des ménages qui détiennent des terres et n'ont pas accès au crédit est élevé.

⁴ Prix Nobel de la paix 2006

⁵ Institut national de la statistique, rapport d'ECAM III.

Cependant, les problèmes de droit foncier et autres faits telle que l'urbanisation pourraient avoir des influences néfastes sur les ménages pauvres. Il s'agit notamment des surfaces cultivables, et si ces surfaces diminuent, le problème d'accès à la terre se pose avec acuité surtout pour les pauvres et les femmes. L'on note que 3,5% des personnes vivant dans un ménage dirigé par une femme ont accès au crédit contre 5,5% pour celles vivant dans un ménage dirigé par un homme⁶. De même 53,9% de ménages ont au moins un membre propriétaire d'une parcelle de terre exploitée (FIDA⁷, 2008 ; Gouvernement du Cameroun, 2003 ; 2009).

Schumpeter (1911) posait déjà les prémisses de l'importance de la finance dans le processus de développement économique d'un pays. Avant ce dernier, A. Smith au XVIII^{ème} siècle avait déjà traité dans la «*Richesse des Nations*» du rôle des banques dans la facilitation des activités commerciales et celui des propriétaires terriennes dans le processus de développement à travers leurs exploitations à des fins agricoles, ce qui est en faveur de l'amélioration des conditions de vie. Il est constaté que le développement financier influe sur la pauvreté via le canal des inégalités et le canal de croissance. Toutefois Lévine et al. (2000) ont démontré que le développement financier formel n'a aucun effet sur le revenu des pauvres, car ils sont exclus du système financier classique, ce à cause des asymétries informationnelles qui animent le marché et rendent les prêteurs méfiants à l'égard des emprunteurs.

Au regard de tout ce qui précède, l'objectif de cette étude est d'analyser l'influence de l'accès au microcrédit et de l'exploitation des terres sur le bien-être des ménages. Spécifiquement, il s'agit : d'évaluer l'effet de l'accès au microcrédit sur le bien-être des ménages au Cameroun ; et de caractériser l'influence de l'exploitation des terres sur le bien-être des ménages au Cameroun. Après cette introduction, la suite de l'article s'articule autour de cinq sections. La section première présente une revue succincte des travaux existants, la deuxième session passe en revue le contexte de microfinance ou de microcrédit, de terre et de pauvreté au Cameroun. La troisième section développe la méthodologie et les données. La section quatre diffuse les résultats empiriques et la cinquième section conclut le travail.

2. Revue de la littérature

Le concept de microcrédit a évolué au cours des 50 dernières années. Du phénomène d'usure observé pendant des années, on parle aujourd'hui de

⁶Voir tableau A.1

⁷ Fond International pour le Développement Agricole.

microcrédit solidaire. Ce concept de microcrédit et plus largement celui de la microfinance, s'est développé au cours des dernières décennies sur la base d'expériences réussies, en Asie (Grameen Bank au Bangladesh) et en Amérique du Sud (Bancosol en Bolivie), pour devenir une industrie qui procure aux micro-entrepreneurs des crédits allant de 50 à 500 dollar. C'est grâce au succès de la Grameen Bank qu'aujourd'hui, le microcrédit est appréhendé comme, une composante d'«*Empowerment*» des femmes, un «*remède miracle*» pour les femmes pauvres et leurs familles entières (Guérin et Pallier, 2007; Hofmann et Marius-Gnanou, 2007a) et un instrument de lutte contre la pauvreté (Morduch, 1999).

Néanmoins, cet engouement pour le microcrédit comme condition efficace d'allègement de la pauvreté et d'amélioration des conditions de vie demeurent aujourd'hui un sujet controversé (Hulme, 2000). Depuis le 18^{ème} siècle, Smith (1776) présentait déjà la terre comme un facteur de production indispensable. L'accès à la terre peut être défini, dans ces grandes lignes comme l'ensemble des procédés par lesquels les citoyens, individuellement ou collectivement, acquièrent les droits et les opportunités leur permettant d'occuper et d'utiliser des espaces dans un but de production ou à d'autres fins économiques et sociales, que ce soit à titre temporaire ou permanent (Lapec, 2009).

L'amélioration du bien-être passe par une réduction substantielle de la pauvreté, elle est sujette à une littérature de plus en plus abondante, tant théorique (CGAP, 2003 ; Duflo et *al.*, 2009) qu'empirique (Bhola, 2006 ; Donaldson, 2008). Les pauvres peuvent être exclus du processus de croissance, notamment lorsqu'on est en présence de sévères imperfections du marché de crédit. En effet, les problèmes d'aléa moral et de sélection adverse⁸ (Akerlof, 1970 ; Stiglitz et Weiss, 1981 ; Yaron et *al.*, 1998) engendrent les asymétries informationnelles⁹ sur le marché du crédit. Ces asymétries informationnelles réduisent la capacité des ménages à avoir accès au microcrédit. Ce qui entraîne une faible amélioration des conditions de vie des ménages qui sollicitent le microcrédit auprès des IMF et ne l'obtiennent pas. Ainsi, augmenter l'opportunité d'accès au crédit pour les ménages devient indispensable dans l'optique d'une amélioration de leur bien-être.

⁸ On parle d'anti sélection ou sélection adverse sur le marché lorsque l'asymétrie d'information conduit à un mauvais ciblage des meilleurs agents du marché par l'institution financière. C'est-à-dire l'élimination des meilleurs clients du marché, ceux qui ont un taux de remboursement élevé contrairement aux mauvais clients.

⁹ On parle d'asymétrie d'information lorsque dans le cadre d'un contrat, un agent détient plus d'informations qu'un autre.

En fait, ces dernières années, nombreux sont les auteurs qui ont analysé les liens entre le microcrédit et le bien-être et entre la terre et le bien-être (Morduch, 1999 ; Khandker, 2005 et Lapec, 2009). L'accès au crédit et à la terre offrent des potentialités certaines pour garantir à leurs détenteurs des revenus supplémentaires grâce aux investissements dans l'éducation, la santé, les besoins de consommation. Le microcrédit permet alors aux clients d'accumuler des actifs, d'éradiquer la pauvreté en améliorant le bien-être, de promouvoir l'égalité du genre et l'émancipation des femmes (Khandker, 1998 ; 2001 ; 2005¹⁰ ; Zeller et Sharma, 1998 ; Morduch, 1999 ; FIDA¹¹ 2001 ; INS, 2002 ; CGAP, 2003 ; Bebczuk et Haimovich, 2007 ; Lapec, 2009). Ces résultats ne font pas l'unanimité. Certains auteurs indiquent les effets néfastes de l'accès au microcrédit sur le bien-être. Il s'agit de l'endettement, des violences conjugales (Mosley, 2001 ; Shaw¹², 2004).

Beck et *al.* (2004) ont montré que l'accès au microcrédit a un impact positif sur la réduction des inégalités dans 52 pays sur la période 1960-1999. Mosley et Hulme (1998) constatent en étudiant 13 structures de microfinance dans les pays en développement (Bolivie, l'Indonésie, Kenya, Malawi, l'Inde, le Sri Lanka et le Bangladesh) que le revenu des ménages bénéficiaires s'accroît, 10-12% (Indonésie) et 30% (Bangladesh et Inde). L'étude de Hao au Vietnam donne les résultats similaires. L'accès au crédit a un effet positif sur les dépenses alimentaires, les dépenses non alimentaires et les dépenses totales et cet impact est plus prononcé dans les ménages pauvres. Les travaux de Sikod et Baye (2010) sur le Cameroun ont montré que le microcrédit a un impact sur les conditions de vie des pauvres, car il assure la sécurité alimentaire et accroît le bien-être des ménages. Des analyses récentes ont réitéré l'impact positif des services de microfinance (microcrédit) sur le développement (Karlan et Zinman, 2011¹³ ; Crépon et al. 2011¹⁴ ; Attanasio et al. 2011¹⁵).

Mais, malgré ces effets positifs du microcrédit sur le bien-être, il existe des travaux qui montrent des effets néfastes de l'accès au microcrédit, car il se pose généralement le problème de remboursement ce qui plonge les bénéficiaires dans un goulot d'endettement (Buckley 1997¹⁶ ; Coleman, 1999¹⁷ ; Mosley,

¹⁰ Cas du Bangladesh.

¹¹ Milieu Rural au Maroc

¹² Cas de l'Ouganda

¹³ Etude menée au Philippines auprès de 1601 personnes sur une période allant de 11 à 12 mois.

¹⁴ Milieu rural au Maroc.

¹⁵ En Mongolie rurale dans 40 villages auprès de 1148 femmes sur une période de 18 mois.

¹⁶ Cette étude a été menée dans trois pays Ghana, au Kenya, au Malawi.

¹⁷ Etude menée auprès de 445 ménages en Thaïlande.

2001 ; Shaw, 2004 ; Okurut et Bategeka, 2005¹⁸ ; Dihter, 2007). L'étude conduite durant une période de 4 ans auprès de 6864 ménages dans 104 Bidonvilles à Hyderabad en Inde confirme les résultats dans les études antérieures (Banerjee et al. 2013). Les résultats montrent que l'accès au microcrédit n'a d'effet sur la santé, l'éducation, l'autonomisation des femmes, le revenu mensuel des ménages. On note toutefois, la rentabilité des entreprises de taille moyenne.

Les études qui concernent le lien entre l'exploitation des terres et le bien-être sont assez rares. Elles mettent davantage l'accent sur l'accès à la terre par les femmes. Le cas des études de Karonu (2000) en Ouganda. L'étude menée à Madagascar par Minteu et Razafindraibe (2003) montre que l'accès à la terre améliore le bien-être des pauvres; cela vaut davantage pour les terres fertiles. L'accès à la terre est un moyen de subsistance pour les pauvres en zones rurales où l'agriculture constitue la principale activité, car la terre garantit l'approvisionnement des ménages en produits alimentaires et génère des revenus supplémentaires¹⁹. En outre, la terre constitue un facteur capital d'émancipation sociale et économique. Agarwal (1994) dans son étude en Ouganda met davantage l'accent sur le genre féminin. Cet auteur a identifié quatre raisons pour lesquelles les femmes ne devraient pas seulement posséder la terre mais aussi gérer la terre et ses produits. Il se prononce sur le bien-être, l'efficacité, les capitaux propres et l'égalité.

3. Contexte de la microfinance, la terre et la pauvreté au Cameroun

La crise économique de la décennie 80 a affecté le système financier Camerounais, plusieurs banques ont fait faillites et plusieurs ménages ont été exclus du marché financier. A la suite de cette crise, le gouvernement camerounais a entrepris des réformes visant à mieux réguler le système financier afin de permettre aux plus pauvres d'avoir accès au crédit. Ces réformes vont aboutir à la mise sur pieds de certaines lois. La loi No. 90/053 du 19 décembre 1990 sur la liberté d'association qui est suivie de celle No. 92/006 du 14 août 1992 sur les groupes d'initiative commune. C'est à partir de cette période que la microfinance est sortie de l'informel pour être officiellement reconnue dans le cadre des sociétés coopératives d'épargne et de crédit (SOCOOPEC).

Le décret No. 98/300/PM du 09 septembre 1998 a été signé pour assurer le transfert du contrôle et la supervision des Institutions de Microfinance (IMF) au Ministère des Finances et un grand nombre de règlements (qualification des

¹⁸ En Ouganda.

¹⁹FAO, Conférence Internationale sur la Réforme Agricole et de Développement Rural (ICARD), Porto Alegre, mars 2006, Document thématique1, politiques et pratiques pour garantir et améliorer l'accès à la terre, résumé.

promoteurs, le capital minimum obligatoire) furent publiés. Cette loi place les SOCOOPEC sous le contrôle de la Commission Bancaire de l'Afrique Centrale (COBAC) et fixe les modalités d'exercice des activités des coopératives d'épargne et de crédit. La réforme du secteur de la microfinance au Cameroun a atteint son point culminant par décret No.01/02/CEMAC²⁰/UMAC²¹/COBAC du 13 avril 2002 qui régleme et réorganise le secteur dans la CEMAC. Les Institutions de microfinance sont actuellement classées en trois catégories²² au Cameroun avec des normes prudentielles publiées, y compris des restrictions concernant les sources de financement. La constitution d'un capital minimum et de réserves obligatoires sont indispensables pour couvrir les risques (Lhéria, 2005 ; Creusot, 2006).

Selon la (COBAC), en 2000, l'Afrique Centrale dénombre à peu près 1021 établissements de microfinance, dont plus de 50% sont domiciliées au Cameroun, soit 652 IMF, avec 300000 clients, près de 7% du marché potentiel. Au demeurant, l'encours de crédit en 2003 était 29 milliards 700 millions de FCFA et de 41 milliards 600 millions de FCFA pour les dépôts traduisant une nette augmentation par rapport aux statistiques de 2001 qui étaient de 35 milliards 790 millions pour les dépôts et 25,4 milliards pour les crédits. Ces emprunts représentent 4,3% du montant des crédits offerts par les banques (COBAC, 2000). En 2003 le nombre de microfinance sur le territoire camerounais est de 650 et 714 en 2004 (Touna Mama, 2008).

Ces statistiques attestent la prolifération du secteur de la microfinance, mais elles sont en contradiction avec la dynamique des indicateurs de bien-être. On note une quasi-stabilité de la pauvreté entre 2001 et 2007. Ce taux est passé de 40,2% à 39,9%. Le taux de pauvreté en milieu rural s'est accru passant de 52,1% en 2001 à 55,5% en 2007 (INS, 2008). Dans la même perspective, s'il est observé une amélioration des indicateurs de pauvreté non monétaire (accès à l'électricité, accès à l'eau, habitat décent, téléphone) en milieu urbain et de manière globale, ces indicateurs se dégradent en milieu rural. 45% des ménages exploitent leurs terres avec 32% en milieu rural et 13% en milieu urbain, 60% des terres sont détenues par les hommes et 11% par les femmes (INS, 2008).

²⁰ Communauté Economique des Etats de l'Afrique Centrale

²¹ Union Monétaire de l'Afrique Centrale

²² La première catégorie est constituée d'IMFs qui ne traitent qu'avec leurs membres. Ces établissements collectent l'épargne de leurs membres qu'ils emploient en opération de crédit au profit de ses membres. Le capital minimum n'est pas exigé pour cette catégorie. La deuxième catégorie regroupe les IMF qui collectent l'épargne et offrent le crédit à des tiers. Elles doivent avoir le statut de société anonyme. Le capital minimum est fixé à 50 millions de francs pour cette catégorie. La troisième catégorie est composée d'IMF qui n'offrent que du crédit, mais ne sont pas autorisées à mobiliser de l'épargne. Le capital minimum est fixé à 25 millions de francs.

4. Méthodologie

4.1. Méthode d'analyse

La méthodologie employée dans ce papier s'est inspiré des travaux de Wooldridge (2002). Il est question d'effectuer en premier lieu une sélection des ménages éligibles ou non éligibles, en second lieu estimer l'équation des variables endogènes, estimer l'équation de sélection (Heckman, 1979), en troisième lieu et enfin effectuer l'estimation de l'équation du bien-être. Sur le marché du crédit, la fonction d'emprunt est conjointement fonction de la demande et de l'offre de crédit. Les facteurs qui influencent l'offre influencent aussi la demande.

Cette démarche est utilisée pour résoudre les problèmes de biais de sélection et d'endogénéité¹, donc avec les MCO les estimateurs sont biaisés². En plus, toutes nos variables instrumentales et les variables explicatives sont captées au niveau des zones de dénombrement pour écarter l'endogénéité potentielle de ces variables. Le bien-être est fonction des caractéristiques du chef de ménage, des caractéristiques du marché local ainsi que celles qui sont inobservables. Dans notre modèle, la variable dépendante dépend des variables explicatives exogènes qui renvoient aux caractéristiques du ménage, du marché local, des variables explicatives que nous allons endogénéiser (emprunt et terre exploitée). La forme structurelle est la suivante:

$$Y = x_1 \delta_y + \sum_{k=1}^2 \beta_k z_k + \varepsilon_1 \quad (1)$$

Où Y^3 est la fonction du bien-être des ménages, z_k le vecteur des variables explicatives endogènes (terre exploitée et emprunt), β_k le vecteur des

¹ L'offre de crédit en selective, c'est du ressort de l'institution de décider de satisfaire ou non la demande de crédit, de même l'accès à la terre ne dépend pas nécessairement de l'individu. En outre, ces variables sont endogènes parce qu'il existe des variables explicatives qui sont corrélées avec elles, mais n'est pas observables et ne peut être incluses directement dans la régression.

²Cet estimateur est biaisé à cause de l'endogénéité des variables microcrédit et terre exploitée, il y a erreur de mesure.

³Y renvoie aux dépenses par tête des ménages, c'est la variable dépendante dans le modèle de base. Les dépenses par tête des ménages sont utilisées comme proxy du bien-être. Le choix des dépenses de consommation par tête au lieu du revenu comme indicateur du bien-être s'explique par le fait que lors de la troisième Enquête Camerounaise Auprès des Ménages, les ménages ont déclarés les dépenses et non les revenus et sur le fait qu'en Afrique en général et au Cameroun en particulier, on est confronté en grande partie à des économies agraires pauvres. Les dépenses subissent moins de fluctuations avec le temps Les revenus des ménages peuvent fluctuer au cours de l'année en fonction du cycle des récoltes. Ainsi, les réponses rapportées au sujet des dépenses par les ménages sont plus fiables que celles relatives à leurs revenus.

paramètres des variables endogènes, δ_y le vecteur des paramètres des variables explicatives exogènes avec le terme constant, x_1 est le vecteur des variables exogènes du modèle à estimer et ϵ_1 est le terme d'erreur. Dans l'équation (1), se pose à la fois le problème d'endogénéité et le problème de sélectivité. Nous allons résoudre respectivement ces problèmes par la technique des variables instrumentales et la technique de Heckman (1979). L'équation de la forme réduite est la suivante :

$$z_k = x\delta_k + \epsilon_2 \quad (2)$$

Où z_k représente l'accès à l'emprunt et l'exploitation des terres par le chef de ménage, $x = x_1 + x_2$, x symbolise le vecteur des paramètres des variables explicatives exogènes dans l'équation (2), x_1 représente le vecteur des paramètres des variables incluses dans l'équation de bien-être (équation 1). Les variables qui expliquent directement la fonction du bien-être des ménages. Elles renvoient aux caractéristiques du ménage, du marché et de la société. x_2 est le vecteur des variables exclues, il renvoie aux instruments qui ont des effets directs sur z_k , mais n'ont pas des influences directes sur la fonction du bien-être Y . δ_k est le vecteur des paramètres des variables exogènes de la forme réduite et ϵ_2 est le terme d'erreur (voir Wooldridge, 2002; Mwabu, 2009; Baye and Fambon, 2009; Baye, 2010a).

Pour l'estimation de l'équation du bien-être, même si le problème d'endogénéité est résolu, l'autre appréhension est relative à la question de la sélection de l'échantillon. Théoriquement, la demande de crédit doit déterminer le prix et le montant de crédit accordés à un ménage symbolique (Hao, 2005). Cependant, le marché du crédit est un marché au sein duquel les problèmes d'asymétrie de l'information et d'anti-sélection subsistent. L'existence de renseignements asymétriques peut poser aux prêteurs des problèmes de sélection adverse et de hasard de la morale, ce qui entraîne un rationnement de crédit (Akerlof, 1970 ; Stiglitz et Weiss, 1981 ; Bester, 1987).

Dans la base de données d'ECAM III de 2007, nous observons qu'il y a plusieurs ménages qui empruntent et d'autres pas. Parmi ceux qui forment une demande de crédit, certains l'obtiennent et d'autres pas. Plusieurs raisons expliquent cet état des choses. Il s'agit d'un rationnement du crédit par les prêteurs et le manque de garanties. Si nous sélectionnons seulement les ménages qui ont emprunté et nous estimons l'effet d'emprunter sur le bien-être des

ménages, l'estimation peut être influencée parce que les paramètres estimés ne sont pas applicables à tous les ménages. Donc il se pose le problème de biais de sélection. Pour contourner cette difficulté, nous allons prendre un échantillon qui inclue à la fois tous ceux qui ont formulé une demande de crédit, ceux à qui le crédit a été accordé et ceux dont le crédit n'a pas été accordé, ainsi que ceux qui n'ont pas sollicité le crédit. Pour la définition de l'indicateur de la sélection, nous donnons zéro aux ménages qui ont sollicité le crédit et ont obtenu le crédit et ceux qui n'ont même pas sollicité le crédit. Pour ceux qui ont sollicité le crédit et n'ont pas été servis, l'indicateur prend la valeur un. Pour traiter ce problème de sélection, nous introduisons l'Équation 3 (voir Ajaikeye and Mwabu, 2007; Baye and Fambon, 2009 ; Sikod and Baye, 2010). L'équation 3 prend la forme suivante :

$$G = 1 (w\delta_g + \varepsilon_3 > 0) \Leftrightarrow \text{Quand le ménage est exclu, } G = 1, \text{ sinon } G = 0 \quad (3)$$

δ_g est le vecteur des paramètres de toutes les variables exogènes (variables incluses et variables exclues) et w est le vecteur des paramètres des variables exogènes, avec $w = x_1 + v$, où x_1 est le vecteur des variables exogènes incluses dans l'équation structurelle, v le vecteur des instruments qui expliquent la variable de sélection G et ε_3 est le terme d'erreur. Exclusion =1 si le crédit est refusé. Exclusion =0 si le crédit est obtenu ou si ce crédit est non sollicité et G est l'indicateur de la fonction de sélection des observations, c'est l'indicateur de propension d'exclusion du marché.

L'équation 1 est l'équation structurelle, c'est la fonction de bien-être. L'équation 2 est la forme réduite, c'est la probabilité d'accès au crédit et celle d'accès à la terre. L'équation 3 est le probit pour la sélection de l'échantillon. C'est la probabilité pour qu'un ménage soit exclu dans l'échantillon à estimer. La résolution de ces problèmes s'effectue en plusieurs étapes ; Etape 1 : Nous allons prédire les valeurs résiduelles de l'emprunt d'une part et de la terre exploitée d'autre part par la méthode des variables instrumentales (équation 1). Les résultats obtenus sont ceux de la première étape des DMC⁴. Ces variables sont incluses dans l'équation 1 comme variables additionnelles pour l'estimation de la deuxième étape des DMC ; Etape 2: l'équation 3 est le probit de l'équation de sélection. A partir de cette équation, nous effectuons une estimation par le modèle probit. Cette estimation nous permet de calculer l'inverse du ratio de Mills qui sera inclus comme variable additionnelle dans l'équation 1. En

⁴Double Moindre Carrées

définitive, après avoir effectué ces deux étapes, les valeurs résiduelles et l'inverse du ratio de Mills seront incluses dans l'équation 1 comme des variables additionnelles pour avoir l'équation 4 à estimer:

$$Y = x_1\delta + \sum_{k=1}^2 \beta_k z_k + \sum_{k=1}^2 \varphi_k \hat{\varepsilon}_{2k} + \lambda HR + \varepsilon \quad (4)$$

Où Y , est la fonction de bien-être, x_1 le vecteur des variables explicatives exogènes, β_k le vecteur des paramètres des variables endogènes, φ_k le vecteur des paramètres des termes résiduelles, $\hat{\varepsilon}_{2k}$ les termes résiduelles de l'emprunt et de la terre exploitée, HR l'inverse du ratio de Mills, λ le paramètre de l'inverse du ratio de Mills, et ε le terme d'erreur.

4.2. Description des données

Les données utilisées sont issues de la troisième enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM III), collectées par l'INS au cours de l'année 2007. Cette enquête a couvert les 10 régions du Cameroun. Les variables de contrôle sont prises au niveau des zones de dénombrement pour éviter le piège d'endogénéité. Le tableau 1 présente la construction des variables relatives à l'emprunt. Ces variables sont construites suivant le sexe du chef de ménage et son milieu de résidence. Il ressort de ce tableau que sur un échantillon de 11391 ménages, 700 ont obtenu un crédit dont, 288 en milieu rural, 412 en milieu urbain. Parmi eux, on compte 180 femmes et 520 hommes⁵. Cependant, nous ne sommes pas informés au sujet de ceux qui ont formulé une demande de crédit auprès des institutions financières.

Les ménages qui exploitent leurs terres sont au nombre de 5185 contre 6204. Parmi les 5185, 3662 sont en milieu rural, 1523 en milieu urbain, 3830 ménages dont le chef de ménage est un homme exploitent leurs terres, 1355 ménages femmes. Le tableau 3 présente les statistiques descriptives des variables utilisées dans notre analyse. Ces variables sont réparties en variable à expliquer (Y), variables explicatives endogènes (Z_k), variables explicatives incluses dans l'équation structurelle (x_1), variables explicatives exclues de l'équation structurelle ou instruments (x_2 et v).

Sur les 11391 ménages interviewés, 6,36% (700) ont obtenu le crédit contre 4,35% (483) à qui le crédit a été refusé. Sur un total de 11391, 1734 disposent à la fois des terres exploitées et des terres non exploitées soit 15,22% du total des

⁵ Voir tableau A.1

ménages. Parmi ces ménages ayant accès à la terre, 45,22% exploitent leurs terres et 22% n'exploitent pas leurs terres, 17,56% des ménages n'ont pas des terres (INS, 2008). La moyenne d'âge est d'environ 42 ans, chaque ménage est composé en moyenne de 5 personnes. Pour ce qui est du niveau d'instruction, 23,53% des chefs de ménage sont illettrés, 33,21% ont le niveau primaire, 35,05% ont le niveau secondaire et 7,96% ont le niveau supérieur. De plus, 18% des chefs de ménages sont dans le secteur formel contre 82% dans l'informel. Environ 55,88% des ménages résident en milieu urbain et 44,12% sont en milieu rural. A peu près 27% de chefs de ménages visités sont de sexe féminin contre 73% de sexe masculin. Pour ce qui est du statut matrimonial, environ 47% de chefs de ménages sont monogames (tableau 3).

5. Résultats empiriques et discussion

5.1. Résultats des formes réduites

Le tableau 4⁶ présente la première étape des estimations des variables emprunt (colonne 2) et terre exploitée (colonne 3) par la méthode des doubles moindres carrées. Les résultats obtenus indiquent que les variables, marié monogame, densité de microfinance, crédit refusé sont significatifs à 1% et de signes positifs (colonne 2), ce sont les facteurs explicatifs de l'emprunt. Ces résultats s'expliquent par le fait que lorsque les structures de microfinance sont en grand nombre, il y a une certaine facilité pour accéder à ses services et les mariés monogames ont moins de charge que les polygames. La variable moyenne d'âge par zone de dénombrement est significative à 5%. Les variables marié monogame, densité de microfinance, crédit refusé sont significatives à 1% (colonne 3). L'exploitation des terres est fonction de l'âge du chef de ménage.

L'âge explique significativement l'exploitation des terres, toutefois le constat est que cette importance diminue lorsqu'on prend de l'âge, ce résultat peut s'expliquer par le type d'agriculture pratiquées. La majorité des agriculteurs interviewés sont en milieu rural et dans cette zone c'est l'agriculture intensive qui est pratiquée, elle utilise peu de moyens et par conséquent des rendements médiocres et ce type d'agriculture nécessite la force physique. Nous remarquons aussi que la propension marginale à exploiter les terres s'amenuise avec l'accroissement du niveau d'éducation du chef de ménage. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les chefs de ménages instruits exercent généralement leurs fonctions dans le secteur public (Gouvernement du Cameroun, 2009).

⁶ Tableau en annexe.

Le tableau 4 (colonne 4) présente la valeur du « *probit index* » qui est obtenu à partir de l'estimation de la variable d'exclusion (G), la densité de probabilité de l'index du probit et la densité cumulative sont générées. La probabilité de l'index du probit est la probabilité «prédicte⁷» d'exclusion de l'échantillon. Le rapport entre la densité de probabilité et la densité cumulative est l'inverse du ratio de Mills (Wooldridge, 2002 ; Ajakaiye and Mwabu, 2007 ; Mwabu, 2009 ; Sikod et Baye, 2010). Cette variable est incluse dans l'équation du bien-être (équation 4) et est notée HR (inverse du ratio de mills).

5.2. Pertinence, robustesse, validité et exogénéité des instruments

La première étape des doubles moindres carrés montre le F-statistique et le R² partiel. Ces statistiques donnent les informations sur la robustesse et la pertinence des instruments pour les variables endogènes. Le F-statistique pour l'exclusion de la variable emprunt est de 38,35, pour la variable terre exploitée le F-statistique est de 56,12 avec des p-value de 0,000. Le R² partiel est respectivement de 0,0138 et 0,020 pour l'emprunt et la terre exploitée (tableau 4, colonnes 2 et 3). Comme nous avons utilisé deux variables endogènes et 4 instruments, le test approprié pour la validité est celui de la statistique de Sargan⁸. Ce test atteste de la validité des instruments lorsque le modèle est sur identifié et c'est le cas dans notre travail. La valeur du Sargan Statistic =2,571 avec un P-value =0,2765. Ce qui montre que les quatre instruments choisis sont valides. Le test de faible identification des instruments (tableau 5, colonne 4) présente les statistiques de Cragg-Donald et du Stock of Yogo. Le Cragg-Donald est de 32,351 et est supérieur à la valeur critique de Stock-Yogo (2005) qui est de 11,04.

Ce résultat montre que l'hypothèse de faiblesse des instruments est rejetée. Ce test montre que les instruments sont puissants. De plus le test d'endogénéité des variables emprunt et terre exploitée montre que la statistique de Durbin-Wu-Hausman Chi-square pour l'exogénéité de nos variables emprunt et terre exploitée est de 63,369 avec un P-value de 0,000. Ce qui montre que l'hypothèse d'exogénéité de ces variables est rejetée. Ceci confirme les résultats des valeurs résiduelles des variables emprunt et terre exploitée. En outre, la statistique d'Anderson Canon donne un chi-square à 5 degré de liberté de 128,845 avec un p-value de 0,000. Nous pouvons conclure que l'hypothèse de sous-identification des instruments est rejetée.

⁷Cette valeur obtenue après l'estimation de la forme réduite qui est l'équation de sélection.

⁸Sargan statistic chez les anglo-saxons.

5.3 Effet du microcrédit et de l'exploitation des terres sur le bien-être des ménages

Tableau 5: Résultats de l'estimation de la fonction de bien-être

Variables explicatives	Méthodes d'estimation			
	MCO	Heckman, correction du biais de sélection	2MC Correction de l'endogenéité	Résultats après correction de l'endogenéité et le biais de sélection
Variables endogènes				
Emprunt	0.135*** (7.23)	0.1339*** (7.18)	0.7426*** (4.45)	0.6269*** (3.27)
Terre exploitée	-0.0873*** (-7.32)	-0.0882*** (-7.39)	-0.7739*** (-8.72)	-0.8098*** (-9.05)
Variables exogènes incluses dans l'équation structurelle				
Age	0.0071*** (3.98)	0.0119*** (4.44)	0.0147*** (7.26)	0.0218*** (7.21)
Age au carrée	- 0.00004** (-2.30)	-0.00009*** (-3.32)	-0.00008*** (-4.59)	-0.0001*** (-5.32)
Taille	-0.1098*** (-43.39)	-0.1045*** (-31.08)	-0.0923*** (-27.26)	-0.0849*** (-20.60)
Taille au carrée	0.00247*** (26.89)	0.0024*** (26.74)	0.0019*** (14.65)	0.0019*** (14.82)
Primaire	0.12021*** (9.75)	0.1579*** (7.93)	0.1203*** (9.13)	0.176*** (7.79)
Secondaire	0.3227*** (22.65)	0.3466*** (19.99)	0.2731*** (17.19)	0.307*** (16.00)
Supérieur	0.7571*** (32.89)	0.8227*** (23.11)	0.6848*** (27.50)	0.7746*** (20.49)
Urbain	0.3977*** (30.92)	0.4175*** (27.38)	0.1065*** (2.69)	0.1179*** (2.97)
Accès à l'eau (MZD)	0.0417 (0.71)	0.0968 (1.53)	-0.1731** (-2.50)	-0.0825 (-1.10)
Accès à l'électricité	0.2728***	0.2988***	0.3607***	0.3822***

(MZD)				
	(7.98)	(8.34)	(8.95)	(9.35)
Accès aux soins (MZD)	0.2011***	0.2821***	0.1046***	0.2174***
	(5.92)	(5.91)	(2.86)	(4.25)
Formel (MZD)	0.5403***	0.5368***	0.1935***	0.1729***
	(15.73)	(15.62)	(3.46)	(3.07)
Variables de contrôle inobservables				
Emprunt résiduel			-0.6105***	-0.4944***
			(-3.64)	(-2.88)
Terre exploitée résiduelle			0.6988***	0.7345***
			(7.80)	(8.14)
Inverse du Ratio de Mills		-0.7973**		-1.0843***
		(-2.41)		(-3.14)
Constante	12.0963***	11.9574	12.46***	12.2894***
	(196.54)	(141.97)	(161.76)	(130.51)
R ² /R ² ajusté	0.5176/ 0.5170	0.5179/ 0.5172	0.5204/0.5197	0.5208/0.5200
F-stat [df, p-val]	842.43 [14, 10991 ; 0.000]	787.00 [17, 10990 ; 0.000]	745.10 [16, 10989 ; 0.000]	702.43 [17 10988 : 0.000]
Test de faible identification des instruments: Cragg-Donald F-Stat [5% maximal IV relative bias (Stock of Yogo 2005)			32.351 [11.04]	
Test de sous identification (Anderson canon. corr. LR statistic, Chi-sq (3) [p-value]			128.845 [0.0000]	

Durbin–Wu–Hausman Chi2, test d'exogénéité pour les variables endogènes potentielles [Chi-sq(2), p-value]			63.369 [0.0000]	
Sargan statistic, test de suridentification des instruments, Chi-sq (2) [p-value]			2.571 [0.2765]	
Observations	11006	11006	11006	11006

Source: *Compilé par les auteurs à partir d'ECAM III, 2007.*

Note: ***, **, * indiquent la significativité respective à 1%, 5% et 10%. MZD est la moyenne des zones de dénombrement.

Le tableau 5 présente différentes estimations de notre fonction de bien-être. La colonne 3 présente le modèle de Heckman pour la correction du biais de sélection. La colonne 4 renvoie à l'estimation de l'équation structurelle après la résolution de l'endogénéité. La colonne 5 expose les résultats de l'estimation de l'équation structurelle (équation 4) après correction de l'endogénéité et du biais de sélection. Les résultats des MCO montrent que l'emprunt est significatif à 1% avec un coefficient de 0,135 (colonne 2). Le signe positif de cette variable est conforme à nos attentes. La terre exploitée est significatif à 1% avec un coefficient de -0,0873 (colonne 2).

Après résolution du biais, cette variable demeure significative à 1% et conserve son signe négatif -0,0882. Lorsqu'on résout le problème de biais de sélection le coefficient de l'emprunt est de 0.1339 (colonne 3). En estimant par les DMC, la variable terre exploitée reste significative à 1% avec un coefficient de -0,7739. La variable emprunt maintient son degré de significativité et son signe. Mais la valeur du coefficient passe de 0,1359 à 0,7426. Soit une variation d'environ 61%. Toute chose étant égale par ailleurs, les ménages qui ont accès au microcrédit ont la capacité d'améliorer leur bien-être contrairement à ceux qui n'ont pas

accès. Ces résultats corroborent ceux de (Hao, 2005 ; Duflo et *al.* 2009 ; Sikod et Baye, 2010 ; Crépon et *al.* 2011 ; Karlan et Zinman, 2011).

Lorsque les problèmes d'endogénéité et de sélectivité sont résolus, le coefficient de la variable emprunt est de 0,6269 et celui de la terre exploitée est -0,8098. L'inverse du ratio de Mills est significatif. Donc l'estimation par la méthode de « *control function* » est la meilleure. Il ressort de cette analyse que les ménages qui disposent de terres n'ont pas une capacité d'améliorer leur bien-être économique (dépenses par tête). Ce résultat est contraire à nos attentes. Ce signe peut s'expliquer par la paupérisation de la classe paysanne. De plus les agriculteurs ont des surfaces cultivables très réduites et les techniques utilisées sont rudimentaires, on note toutefois le manque d'engrais, la non utilisation des semences sélectionnés ajoutées aux manques de voies de communication pour le transfert des produits agricoles des plantations vers les marchés.

Le bien-être des ménages est aussi influencé positivement par le niveau d'éducation du chef de ménage. La variable taille est fortement significative et de signe négatif, la variable taille au carrée est significative et de signe positif. Donc lorsque le nombre de personnes dans un ménage augmente, le bien-être diminue jusqu'à un certain seuil. Le secteur d'emploi, l'accessibilité aux soins, l'accès à l'électricité, le milieu de résidence du chef de ménage ont une influence positive sur le bien-être des ménages. Les travaux menés, par ailleurs, par Zeller et *al.* (1998); Shaw (2004); Hao (2005); Sikod et Baye (2010) ont obtenu des résultats similaires.

5. Conclusion et recommandations

Cet article a évalué l'effet de l'accès au microcrédit et l'exploitation des terres sur le bien-être des ménages. Pour ce faire, et compte tenu de l'endogénéité des variables microcrédit et terre exploitée, nous avons conduit les analyses en deux étapes. La première a consisté à analyser les déterminants de l'accès au microcrédit et ceux de la terre exploitée ainsi que des facteurs explicatifs du refus de crédit. La deuxième étape a consisté à analyser l'effet de ces variables sur le bien-être des ménages. Les problèmes posés par la sélection d'une part et par l'endogénéité d'autre part, nous ont conduit à utiliser un modèle de Heckman avec une instrumentalisation des variables emprunt et terre exploitée à partir des données ECAM III. Il ressort de ces analyses que l'accès au microcrédit améliore le bien-être des ménages et l'exploitation des terres produit un effet négatif sur le bien-être des ménages. De plus, le bien-être des ménages varie en fonction du niveau d'éducation du chef de ménage. Le secteur d'emploi et le milieu de résidence ont une influence positive sur le bien-être des ménages. Les ménages dont le chef justifie d'un niveau d'instruction supérieur montrent

une capacité d'amélioration de leur bien-être. Il n'en est pas de même pour ceux qui ont un niveau secondaire, primaire ou qui sont sans niveau.

Ces résultats inspirent ainsi un certain nombre de réponses politiques que nous pouvons formuler à travers les quelques recommandations suivantes. L'amélioration du bien-être des ménages doit passer par la construction des infrastructures, notamment l'amélioration des voies de transit, la construction des routes, l'aménagement des voies de communication existantes qui doivent permettre aux agriculteurs d'acheminer les produits agricoles vers les différents marchés. Il est aussi important d'accroître les surfaces cultivables et de favoriser l'agriculture mécanisée. Cette agriculture peut se réaliser par la distribution des semences améliorées, la distribution des engrais, la formation des formateurs des petits agriculteurs. Ceci peut se réaliser par la facilitation d'accès au crédit à ces agriculteurs. De plus, l'accès au crédit étant un élément primordial pour l'amélioration du bien-être, il est important de faciliter l'accès au crédit, surtout à ceux qui vivent en milieu rural.

Références Bibliographiques

1. Ajakaiye O. Mwabu G. (2007) The Demand for Reproductive Health Services: An Application of Control Function Approach, Paper presented in the Reproductive Health, Economic Growth and Poverty Reduction Capacity Building Workshop, organised by African Economic Consortium (AERC) in Abuja, Nigeria, October 15-19, 2007.
2. Agarwal B. (1994) *Une Zone de ses Propres, Droits de Genre et de Terre en Asie du Sud*, Presse d'Université, Cambridge.
3. Akerlof G. (1970) The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics* 84 (3), 488-500.
4. Attanasio O., Augsburg B., Dehaas R., Fitzsimons E., Harmgart H. (2011) Group Lending or Individual Lending? Evidence from a Randomised Field Experiment in Mongolia, European Bank for reconstruction and Development, Working Paper (136).
5. Banerjee A., Duflo E., Glennerster R., Kinnan C. (2013) The Miracle of Microfinance? Evidence from a Randomized Evaluation, This Paper Can be Downloaded Without Charge from the Social Science Research Network Paper Collection, Working Paper (9).
6. Baye M-F. (2010a) Contemporaneous Household Economics Well-being, Response to Preschool Children Health Status in Cameroon, *Botswana Journal of Economics* 7(11), 32-48.
7. Baye M-F., Fambon S. (2009) Linking Parental Education, Child Health and Economic Well-being in Cameroon, Paper Presented at the Centre for the Study of African Economies (CSAE) conference, at St Catherine's College, Oxford, 22-24 March, 2009.
8. Bebczuk R., Haimovich F. (2007) MDGs and Microfinance, An Empirical Evaluation for Latin America countries, Working Paper, *CEDLAS and Universidad Nacional de la Plata, Argentina*.
9. Beck T., Demirguc-Kunt A., Levine R. (2004) Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence, *NBER*, Working paper (10979).
10. Bester H. (1987) The Role of Collateral in Credit Markets with Imperfect Information, *European Economic Review* 31(4), 887-899.
11. Buckley G. (1997) Microfinance in Africa: Is it Either the Problem or the Solution? *World Development* 25(7), 1081-1093.
12. CGAP (1997) Microfinance, Subventions et Instruments non Financiers dans le Cadre de la Réduction de la Pauvreté : Quel est le Rôle de la Microfinance?, Focus Note (20).
13. CGAP (2003) L'Impact de la Microfinance, Note sur la Microfinance (13). <http://www.cgap.org>.

14. COBAC (2000). *Situation des Institutions de Microfinance du Cameroun*, Yaoundé.
15. Coleman B-E. (1999) The Impact of Group Lending in Northeast Thailand, *Journal of Development Economics* 60, 105-141.
16. Creusot A-C. (2006) L'Etat des Lieux de la Microfinance au Cameroun, *BIM* (09), Mai 2006.
17. Crépon B., Duflo E., Devoto F., Pariente W. (2011). Impact of Microcredit in Rural Areas of Morocco: Evidence from a Randomized Evaluation, J-PAL Working Paper.
18. Dichter T (2007) A second Look at Microfinance, Development Policy Briefing Paper, *CATO Institute* (1), 1-13.
19. Donaldson J. (2008) Growth is Good for Whom, When, How? Economic Growth and Poverty Reduction in Exceptional Cases, *World Development* 36(11), 2127-2143.
20. Duflo E. Parenté W. (2009) Développements Récents sur l'Impact et les Mécanismes de la Microfinance, *Revue de Proparco* (3), 10-12.
21. FIDA (2001) La Problématique du Financement de l'Agriculture en Afrique de l'Est et Australe, Séminaire de Dakar, 21-24 Janvier 2002.
22. FIDA (2008) L'Amélioration de l'Accès à la Terre et de la Sécurité Foncière Rome, Décembre 2008.
23. Gouvernement du Cameroun (2003) *Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté au Cameroun*, République du Cameroun, Yaoundé.
24. Gouvernement du Cameroun (2009) *Document de Stratégie pour la Croissance et l'Emploi*, République du Cameroun, Yaoundé.
25. Guérin I., Servet J-M. (2004) Exclusion et Liens Financiers, Rapport du Centre Walras 2003, Paris.
26. Guérin I., Palier J. (2007) Microfinance et Empowerment des Femmes, la Révolution silencieuse aura-t-elle Lieu ? *ADA Dialogue* 37, 27-34.
27. Hao Q-M. (2005) *Access to Finance and Poverty Reduction: an Application to Rural Vietnam*. Unpublished PhD thesis; Department of Accounting and Finance. Birmingham Business School, University of Birmingham, Birmingham.
28. Heckman J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error *Econometrica* 47(1), 153-161.
29. Hofmann E., Marius-Gnanou K. (2007a) Le Microcrédit est-il le Faux Nez du Néolibéralisme ? La Microfinance et les Femmes Pauvres: Etat du Débat, *Les Cahiers d'Outre-Mer* 238, 217-233.
30. Hulme D. (2000) Impact Assessment Methodologies for Microfinance: Theory, experience and Better Practice *World Development* 28(1), 79-98.
31. Institut National de Statistique (2002) *Conditions de Vie des Populations et Profil de Pauvreté au Cameroun en 2001*, Rapport Principal ECAM II.

32. Institut National de Statistique (2008) *Tendances, Profil et Déterminants de la Pauvreté au Cameroun en 2007*, Yaoundé 2008, www.statistic-Cameroun.org.
33. Karlan D., Zinman J. (2011) Microcredit in Theory and Practice: Using Randomized Credit Scoring for Impact Evaluation. *Science* 6035(332), 1278-1284.
34. Khandker S-R. (1998) *Fighting Poverty with Microcredit: Expérience in Bangladesh*, Oxford University Press, Inc. New York.
35. Khandker S-R. (2001) Does Microfinance Really Benefit the Poor? Evidence from Bangladesh, Asia and Pacific Forum on Poverty: Reforming Policies and Institutions for Poverty Reduction, *Asian Development Bank*, Manila, Philippines.
36. Khandker S-R. (2005) Microfinance and Poverty: Evidence Using Panel Data from Bangladesh, *World Bank Economics Review* 19(2), 263-286.
37. Karono E. (2000) Garantir l'Accès des Femmes à la Terre. Proposition parue dans *Assurant l'accès de la terre pour les femmes*, 33-40, Ouganda.
38. Lapeç C. (2009) Accès à la Terre et Développement Rural : Nouveaux Enjeux, Nouvelles opportunités, Briefing (9), <http://Bruxellesbriefings.net>.
39. Levine R., Loayza N., Beck T. (2000) Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes, *Journal of Monetary Economics* 46, 31-77.
40. Lhériaux L. (2005) Réglementer la Microfinance : Un Etat des Lieux, *Revue Technique Financière de Développement* (78), 63-76.
41. Minteu B., Razafindraibe R. (2003) Relations Terres Agricoles, Pauvreté à Madagascar, Conférence Agriculture et Pauvreté, 20 Mars 2003, Antananarivo.
42. Morduch J. (1999) The role of Subsidies in Microfinance: Evidence from the Grameen Bank, *Journal of development Economics* 60, 229-248.
43. Mosley P. (2001) Microfinance and Poverty Bolivia, *The Journal of Development Studies* 37 (4), 101-132.
44. Mwabu G. (2009) "The Production of Child Health in Kenya: A Structural Model of Birth Weight, *Journal of African Economies* 18(2), 212-260.
45. Okurut F., Bategeka L. (2005) The Impact of Microfinance on the Welfare of Poor in Uganda. African Economic Research Consortium (AERC).
46. Schumpeter, J.A. (1912). *The Theory of Economic Development*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
47. Shaw J. (2004) Microfinance Occupation and Poverty Reduction in Microfinance Program: Evidence from Sri Lanka, *World development* 7, 1247-1264.

48. Sikod F., Baye M-F. (2010) Microfinance Access and Poverty Reduction in Cameroun, Papier présenté lors d'une Conférence sur le T'hème, Institutions de Microfinance et Réduction de la Pauvreté en Afrique Centrale, Yaoundé, Mars 2010.
49. Smith A. (1776) *An Enquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, Ed. Edwin Cannan 1976. The University of Chicago Press, Chicago.
50. Stiglitz J-E., Weiss A. (1981) Rationing in Markets with Imperfect Information, *American Economic Review* 71(3), 393-410.
51. Touna Mama (2008) *L'Economie Camerounaise: Pour un Nouveau Départ*. Africaine d' Edition. Yaoundé.
52. Wooldridge J-M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.
53. Wright G-A-N. (2000) *Microfinance Systems: Designing Quality Financial Services for the Poor*. Zed Books Ltd, London and New York, and the University Press Limited, Dhaka.
54. Yaron J-B., McDonald, Charitonenko S. (1998) Promoting Efficient Rural Financial Intermediation, *the World Bank Research Observer* 13 (2), 147-170.
55. Yunus M. (1999) The Grameen Bank, *Scientific American* 281(5), 114-119.
56. Zeller M., Sharma M. (1998) Rural Finance and Poverty Alleviation. Washington, D.-C., USA, *International Food Policy Reseach Institute (IFPRI)*.

AnnexesTableau A.1

Années	2007		
Sexe du chef de ménage	Ménages ayant accès au crédit suivant le sexe	Nombre de ménages suivant le sexe	Pourcentage (%)
Male	520	8350	6.23
Femelle	180	3041	5.91
	700	11391	

Source: *Auteurs*

Tableau 1 : Construction de la variable emprunt suivant le sexe et le milieu de résidence du chef de ménage.

Modalités	Crédit obtenu		Crédit refusé		Demande de crédit		Emprunt	
	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Rural	288	6077	180	4846	428	4598	288	4598
Urbain	412	4614	303	6062	657	5708	412	5708
Totaux	700	10691	483	10908	1085	10306	700	10306
Féminin	180	2861	97	2944	257	2784	180	2784
Masculin	520	7830	386	7964	828	7522	520	7522
Totaux	700	10691	483	10908	1085	10306	700	10306

Source : Compilé par les auteurs à partir des données d'ECAM III, 2007.

Tableau 2: Définition des variables utilisées pour cette étude

Variables	Définition
Y	Le logarithme népérien des dépenses par tête des ménages
Variables endogènes (z_k)	
Emprunt	Variable emprunt (crédit=1, non-emprunt=0, crédit refusé=.)
Terre exploitée	Variable terre exploitée (=1 et 0 sinon)
Variables exogènes incluses (x_1)	
Age	Age du chef de ménage homme ou femme
Age au carrée	Age du chef de ménage homme ou femme au carrée
Taille	Nombre moyen de personnes dans le ménage homme ou femme
Taille au carrée	Nombre moyen de personnes dans le ménage homme ou femme au carrée
Primaire	Chefs de ménages qui ont le niveau primaire (=1 et 0 sinon)
Secondaire	Chefs de ménages homme ou femme ayant le niveau secondaire (=1 et 0 sinon)
Supérieur	Chefs de ménages homme ou femme ayant le niveau supérieur (=1 et 0 sinon)
Urbain	Les ménages du milieu urbain (=1 et 0 autrement)
Accès à l'eau (MZD)	Moyenne des ménages qui ont accès à l'eau potable par zone dénombrement
Accès à l'électricité (MZD)	Moyenne des ménages qui ont accès à l'électricité par zone de dénombrement
Accès aux soins (MZD)	Moyenne des ménages homme ou femme ayant accès aux soins

	par zone de dénombrement
Formel (MZD)	Moyenne des ménages homme ou femme travaillant dans le secteur formel par zone de dénombrement
Variables exogènes exclues ($x_2 + v$)	
Marié monogame (MZD)	Moyenne des ménages où le chef de ménage est marié monogame par zone de dénombrement
Age par zone de dénombrement (MZD)	Moyenne d'âge des chefs de ménages par zone de dénombrement
Crédit refusé (MZD)	Moyenne des ménages qui sont exclus du marché par les prêteurs par zone de dénombrement
Densité de microfinance	Densité de microfinance par région
Membre association (MZD)	Moyenne des ménages membres d'une association par zone de dénombrement
Variable de sélection (G)	Ménages qui sont exclus du marché par les prêteurs (=1 et 0 autrement)
Autres variables	
Milieu de résidence	(=1 pour urbain et 2 pour rural)
Sexe du chef de ménage	(=1 pour homme et 2 pour rural)

Source : Compilé par les auteurs à partir des données d'ECAM III. Notes: MZD est la moyenne des zones de dénombrement.

Tableau 3 : Statistiques descriptives relatives aux principales données utilisées

Variables	Obs.	Population	Moyenne	Ecart type
Variable dépendante (Y)				
Logarithme des dépenses des ménages par tête	11391	1.7774* 10 ⁷	12.774	0.737
Variables endogènes (z_k)				
Emprunt (crédit obtenu=1, pas de demande de crédit=0 et crédit refusé =.	11006	1.724* 10 ⁷	0.063	0.244
Terre exploitée =1 et 0 autrement	11391	1.7774* 10 ⁷	0.455	0.498
Variables exogènes incluses (x_j)				
Age du chef de ménage	11391	1.7774* 10 ⁷	41.920	15.188
Age au carrée	11391	1.7774* 10 ⁷	1987.994	1465.369
Taille du ménage	11391	1.7774* 10 ⁷	4.493	3.068
Taille au carrée	11391	1.7774* 10 ⁷	29.610	49.217
Niveau primaire =1 et 0 autrement	11391	1.7774* 10 ⁷	0.332	0.470
Niveau secondaire =1 et 0 autrement	11391	1.7774* 10 ⁷	0.3505	0.477
Niveau supérieur =1 et 0 autrement	11391	1.7774* 10 ⁷	0.0796	0.270
Milieu urbain= 1 et 0 autrement	11391	1.7774* 10 ⁷	0.558	0.496
Accès à l'eau (MZD ¹)	11391	1.7774* 10 ⁷	0.9573	0.0864

¹Moyenne des zones de dénombrement.

Accès à l'électricité (MZD)	11391	1.7774* 10 ⁷	0.911	0.146
Accès aux soins (MZD)	11391	1.7774* 10 ⁷	0.158	0.1253
Formel (MZD)	11391	1.7774* 10 ⁷	0.180	0.178
Variables exogènes exclues (instruments), (x₂ + v)				
Marié monogame (MZD)	11391	1.7774* 10 ⁷	0.4706	0.1771
Densité de microfinance par région	11391	1.7774* 10 ⁷	0.2494	0.3976
Age du chef de ménage par (MZD)	11391	1.7774* 10 ⁷	41.9204	6.1226
Crédit refusé (MZD)	11391	1.7774* 10 ⁷	0.0424	0.0636
Variables dérivées				
Valeur résiduelle de l'emprunt	11006	1.724* 10 ⁷	-0.0053	0.2423
Valeur résiduelle terre exploitée	11391	1.7774* 10 ⁷	-0.0071	0.4048
Inverse du ratio de Mills	11391	1.7774* 10 ⁷	2.2739	0.2301
Variable de sélection (G)	11391	1.7774*10 ⁷	0.0337	0.1807

Source: Compilée par les auteurs à partir d'ECAM III (2007). MZD est la moyenne des zones de dénombrement.

Tableau 4: Résultats des estimations de la forme réduite et de la première étape du modèle de Heckman

Variable dépendantes	Emprunt (z_1)	Exploitation des terres (z_2)	Variable d'exclusion (G)
Variables exclues de l'équation structurelle ($x_2 + v$)			
Marié monogame (MZD)	0.0603*** (4.46)	0.106*** (5.11)	-0.2788** (-2.06)
Densité de microfinance par région	0.0498*** (3.14)	0.1870*** (7.70)	
Age (MZD)	0,0011** (2.49)	0, 0079*** (11.39)	
Crédit refusé (MZD)	0.4331*** (10.87)	-0.0943 (-1.63)	
Variables incluses de l'équation structurelle (x_1)			
Age	-0,0002 (-0.23)	0,009*** (6.44)	0.0341*** (3.39)
Age au carrée	-5.90e-06 (-0.65)	-0.00006*** (-4.45)	-0.0004*** (-3.52)
Taille	-0.0051*** (-4)	0.0206*** (10.44)	0.0315** (2.15)
Taille au carrée	0.0004*** (10.25)	-0.0003*** (-4.71)	-0.0003 (-0.36)
Primaire	0.0263*** (4.15)	0.0162* (1.66)	0.1857*** (2.63)

Secondaire	0.0286*** (3.88)	-0.0502*** (-4.44)	0.1031 (1.34)
Supérieur	0.0286** (2.43)	-0.0807*** (-4.51)	0.2947*** (2.97)
Urbain	-0.014** (-2.13)	-0.4356*** (-43.26)	0.1096** (2.05)
Accès à l'eau (MZD)	0.1657*** (5.53)	-0.1916*** (-4.13)	0.3382 (0.92)
Accès à l'électricité (MZD)	-0.1298*** (-7.44)	0.0321 (1.19)	0.1198 (0.55)
Accès aux soins (MZD)	0.0397** (2.25)	-0.1280*** (-4.72)	0.3843** (2.09)
Formel (MZD)	0.014 (0.83)	-0.4445*** (-16.48)	-0.0153 (-0.10)
Constant	-0.0694** (-1.96)	0.2136** (3.92)	-3.2183*** (-8.84)
R ² /R ² ajusté	0.0404/0.0390	0.3916/0.3908	
Partial R-squared of excluded instruments	0.0138	0.0200	
F-stat (4, 10989) [P-value]	38.35 [0.0000]	56.12 [0.0000]	
Probabilité de l'emprunt issue du probit			-1.8669 (0.2159)
Densité de probabilité de l'emprunt			0.0736 (0.0265)
Densité de probabilité cumulée de l'emprunt			0.5293 (0.0105)
Log likelihood			-1645.3212

LR chi2 (13)			74.44 [0.0000]
Pseudo R ²			0.0221
Observations	11006	11391	11391

Source : les auteurs à partir des données d'ECAM III, 2007. Notes ***, **, * indiquent le niveau de significativité 1%, 5% et 10% respectivement. MZD est la moyenne des zones de dénombrement.

Discrimination salariale sur le marché du travail: existe-t-il des différences significatives entre les différentes méthodes de décomposition?

Jean Remy OYAYA¹

Résumé: Les économistes appellent généralement la proportion de l'écart salarial moyen entre deux groupes qui n'ont pas pu être expliquée par les caractéristiques individuelles, 'discrimination'. Récemment, plusieurs théories ont suggéré que la discrimination sur le marché du travail réduit les salaires du groupe dit 'minoritaire', d'une part et conduit, d'autre part, à un salaire plus élevé pour le groupe dit 'majoritaire'. Dans un récent survol des différentes méthodes utilisées pour décomposer le différentiel salarial global entre les deux groupes, Oaxaca et Ransom ont comparé cinq approches dans les contextes de la race et de la discrimination entre les sexes. Cet article vérifie s'il existe des différences significatives entre les différentes méthodes de décomposition qui ont été publiées dans la littérature. Les tests utilisés reposent sur la technique du Bootstrap.

Mots clés : Décompositions – Discrimination – Marché du travail – Bootstrap

Classification JEL: J31, J24, J16, J15

Salary discrimination in the labor market: Are there significant differences between the different methods of decomposition?

Abstract: Economists usually call the proportion of the average wage gap between two groups which could not be explained by individual characteristics, 'discrimination'. Recently, several theories have suggested that labour market discrimination, on the one hand, lowers the wages of the 'minority' group, and on the other, leads to higher pay for the 'majority' group. In a recent survey of the various methods used to decompose the overall wage differential between two groups, Oaxaca and Ransom compared five approaches in the contexts of race and gender discrimination. This paper checks whether there are significant differences between the various decomposition procedures which have appeared in the literature. The tests used are based on bootstrap techniques.

Key words: Decompositions – Discrimination – Labour market - Bootstrap

JEL Classification: J31, J24, J16, J15

¹ Dr. Jean Remy Oyaya – FDSE –Maître Assistant, Université Omar Bongo, Libreville, Gabon.

Email: ojrluc@gmail.com

1. Introduction

En suivant Becker (1971), la proportion de l'écart salarial moyen entre deux groupes qui ne peut pas être expliquée par les caractéristiques individuelles est appelée 'discrimination' par les économistes. Dans une enquête sur les différentes méthodes utilisées pour décomposer le différentiel salarial global entre deux groupes (sexes), Oaxaca et Ransom (1994) ont comparé cinq approches différentes dans le contexte de la race et du sexe. Même s'ils ont déclaré que l'une des méthodes permet clairement d'obtenir les plus petits écarts types estimés, ils ont encore conclu que les 'cinq méthodes de décomposition peuvent conduire à des résultats très différents'.

Le but du présent article est d'examiner s'il existe des différences significatives entre les différentes procédures de décompositions qui sont apparues dans la littérature, en particulier sur le marché du travail. A cet effet, nous avons utilisé la technique du Bootstrap pour un échantillon initial de 5185 personnes tirées de l'enquête nationale sur le niveau de vie des ménages en 2008 (ENV 2008) réalisée par l'Institut National de Statistique (INS, Abidjan, Côte-d'Ivoire). Ces personnes, tous des adultes actifs ont été classés soit M (hommes) soit F (femmes). Les équations de salaires ont été utilisées distinctement pour les deux groupes; le capital humain et des composantes de discrimination de l'écart salarial entre les deux groupes ont été estimés selon chacune des cinq méthodes de décomposition citées par Oaxaca et Ransom (1994).

La suite de l'article est organisée comme suit: la Section 2 présente le cadre unifié d'analyse proposée par Oaxaca et Ransom (1994); tandis que la Section 3 décrit les données mais présente aussi les estimations distinctes des équations de salaires pour les hommes et les femmes. La Section 4 donne les résultats des différentes procédures de décomposition. La Section 5 conclut l'article.

2. Mesure de la discrimination sur le marché du travail: un cadre conceptuel

Cette section passe en revue les différentes méthodes utilisées pour analyser la discrimination sur le marché du travail; méthodes décrites par Oaxaca and Ransom (1994). Soit \bar{Y}^m et \bar{Y}^f , la moyenne du salaire mensuel actuel perçu, par des personnes appartenant respectivement au groupe des travailleurs de sexe masculin ou au groupe des travailleurs de sexe féminin.

Comme il est de coutume dans la littérature, nous supposons que,

$$\bar{Y}^m = \bar{X}^m \beta^m \quad (1)$$

$$\bar{Y}^f = \bar{X}^f \beta^f \quad (2)$$

Où \bar{X}^m et \bar{X}^f sont les vecteurs représentant respectivement les caractéristiques du capital humain moyen de ces deux groupes alors que β^m et β^f sont les vecteurs des rendements ou retour sur investissements de ces caractéristiques, obtenus par régression entre le logarithme des salaires et les caractéristiques.

En combinant les Équations 1 et 2, on peut écrire,

$$\bar{Y}^m - \bar{Y}^f = \bar{X}^m \beta^m - \bar{X}^f \beta^f$$

Désignons par β^* le vecteur des rendements sur les caractéristiques du capital humain qui serait observé en l'absence de discrimination. On peut alors écrire :

$$\bar{Y}^m - \bar{Y}^f = (\beta^m - \beta^*) \bar{X}^m + (\beta^* - \beta^f) \bar{X}^f + \beta^* (\bar{X}^m - \bar{X}^f) \quad (3)$$

Dans le membre de droite de l'Équation 3, le premier élément mesure la part de la discrimination en faveur du groupe du sexe masculin; le second élément, la part de la discrimination contre le groupe de sexe féminin; tandis que le troisième élément estime la différence de productivité entre les deux groupes.

Diverses méthodes pour estimer β^* ont été proposées dans la littérature. La première est celle d'Oaxaca(1973) qui considère deux cas. Dans le premier cas, β^* serait égal à β^m de telle sorte qu'il n'y ait pas de discrimination en faveur du groupe male; et la discrimination contre le groupe féminin serait mesurée par l'expression $(\beta^m - \beta^f) \bar{X}^f$. Dans le second cas, il y a discrimination en faveur du groupe male; cette discrimination est mesurée par le troisième terme $(\beta^m - \beta^f) \bar{X}^m$. Oaxaca (1973) a fait valoir que la réalité correspond, le plus souvent, à une situation intermédiaire entre ces 2 cas extrêmes. Oaxaca et Ransom (1994) ont bien résumé les différents algorithmes qui peuvent être utilisés pour estimer ...en écrivant :

$$\beta^* = \Omega \beta^m + (I - \Omega) \beta^f \quad (4)$$

Où I est la matrice unité diagonale et Ω une matrice de pondérations. Les deux possibilités extrêmes suggérées initialement par Oaxaca (1973) correspondent aux cas où $\Omega = 0$ et $\Omega = I$

Une autre possibilité, suggérée par Reimer (1983), est de supposer que $\Omega = 0.5I$ et dans ce cas :

$$\beta^* = \frac{(\beta^m + \beta^f)}{2} \quad (5)$$

Cotton (1988) considère un schéma de pondérations où $\Omega = f_m I$ avec f_m représentant la proportion de travailleurs males dans la population totale.

Neumark (1988) suppose que β^* est le vecteur des rendements qui serait obtenu en estimant les Équations 1 et 2 sur l'ensemble de la population. Oaxaca et Ransom (1994) ont, en fait, montré que la solution de Neumark (1988) est identique au cas où la matrice de pondérations Ω dans l'Équation 4 est définie par :

$$\Omega = (X'X)^{-1} (X_m'X_m) \quad (6)$$

Où X et X_m sont respectivement la matrice des caractéristiques individuelles du capital humain dans l'échantillon groupé (groupes des hommes et femmes combinés) et celle du groupe des hommes seulement.

L'objectif principal de cette étude est de vérifier si ces différentes façons d'estimer β^* conduisent à des résultats sensiblement différents dans le calcul des contributions de la discrimination et de la productivité de l'écart salarial global $\bar{Y}^m - \bar{Y}^f$

Mais tout d'abord, examinons les données et les estimations des équations de salaires pour les travailleurs masculins et féminins.

3. Les Données

Pour l'analyse empirique, les données utilisées proviennent de l'enquête nationale sur le niveau de vie des ménages en 2008 (ENV 2008). Elles ont été collectées par l'Institut National de la Statistique (INS, Abidjan, Côte-d'Ivoire) à partir d'une enquête effectuée sur un échantillon de 12 600 ménages répartis dans 11 strates et 630 échantillons de grappes. Les 12.600 ménages ont été obtenus grâce à un tirage au sort à deux degrés. Pour cette étude, un échantillon de 5185 adultes actifs à travers le pays a été choisi, soit 3741 hommes et 1444 femmes. Les statistiques descriptives relatives à cet échantillon sont décrites dans le Tableau 1.

Tableau 1. Statistiques Descriptives

	Hommes		Femmes	
	Moyenne	Écart Type	Moyenne	Écart Type
Logarithme du salaire mensuel**	10.627	1.326	10.160	1.360
Scolarisation	8.084	3.895	6.891	3.357
Expérience	11.254	9.102	8.519	7.367
Logarithme des heures de travail par semaine	3.782	0.5015	3.684	0.546
Métier 1*	0.263	0.440	0.537	0.499
Métier 2*	0.244	0.429	0.131	0.337
Métier 3*	0.335	0.472	0.184	0.388
Nombre d'individus	3741		1444	

Notes: 1. *Voir l'annexe pour la définition des différents métiers. 2. ** Le salaire est donné en FCFA de l'année 2008.

Il semble que les travailleurs de sexe féminin ont étudié en moyenne un an de moins que les travailleurs de sexe masculin. De surcroît, les travailleurs de sexe féminin ont en quelque sorte moins d'expérience de travail (un peu plus de deux ans). Le Tableau 1 montre un écart de revenu (en logarithme) de 0.467 dans notre échantillon. La répartition professionnelle des deux populations est tout à fait différente.

Les résultats de l'estimation empirique des équations de salaires sont présentés dans le Tableau 2. La plupart des coefficients ont le signe attendu et la proportion attendue. Une comparaison des résultats obtenus pour les hommes et les femmes montre cependant quelques différences importantes:

- Les taux de rendements liés au niveau scolaire sont plus importants chez les travailleurs du sexe féminin (9.7%) que chez les travailleurs du sexe masculin (7.8%). Les taux de rendement liés à l'expérience sont toutefois plus élevés pour le groupe masculin.
- On observe des différences entre les deux groupes concernant l'impact de la profession; quoique les effets des variables liées à la profession soient de même signe.

L'écart entre le terme constant le plus élevé et celui le plus bas est similaire pour les hommes et pour les femmes et concerne les mêmes professions (agriculteurs

pour les plus hauts, les travailleurs sans compétences pour le terme constant le plus bas).

Tableau 2. Équations de Salaires des travailleurs hommes et femmes

	Hommes		Femmes	
	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Scolarisation	0.078 ^a	3.950	0.097 ^a	3.146
Expérience	0.050 ^a	3.071	0.023 ^b	1.433
Expérience au carré	-0.0008 ^a	2.828	-0.00026	0.806
Heures de travail par semaine (en log)	0.0594	1.267	0.3593 ^a	2.579
Métier 1	0.2276 ^c	1.974	0.754 ^a	2.954
Métier 2	0.7207 ^a	3.388	1.395 ^a	3.407
Métier 3	-0.700 ^a	3.468	-0.413 ^b	1.980
Constante	9.377	7.594	7.496	5.721
R-carré	0.302		0.3393	
R-carré Ajusté	0.3007		0.3360	
Nombre d'individus	3741		1444	

Notes: ^a, ^b et ^c indiquent la significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Passons maintenant à l'analyse de la décomposition de l'écart salarial entre les deux groupes.

4. La décomposition des écarts salariaux entre capital humain et composantes de discrimination

Conformément au cadre conceptuel présenté dans la Section 2, nous avons décomposé la différence de salaire moyen entre les deux groupes, hommes et femmes, selon l'équation 3. Comme indiqué dans la Section 2, cinq (05) procédures de décomposition ont été comparées. Il y a d'abord la technique proposée à l'origine par Oaxaca (1973) qui considère elle-même deux cas, le cas d'une discrimination 'contre' les femmes ($\beta^* = \beta^m$) (Méthode d'Oaxaca-1 cf. Tableaux 3 à 5) et le cas de discrimination exclusivement 'en faveur' des hommes ($\beta^* = \beta^f$) (Méthode d'Oaxaca-2 cf. Tableaux 3 à 5).

La troisième approche (Méthode de Reimer) est définie par l'Équation 5 alors que la quatrième approche (Méthode de Cotton) suppose que $\beta^* = f_m \beta^m + (1 - f_m) \beta^f$ où f_m et $1 - f_m$ sont respectivement, la proportion des hommes et la proportion des femmes dans l'échantillon. La cinquième et

dernière approche (l'approche de Neumark) a été à l'origine suggérée par Neumark (1988) et dérive le vecteur de référence β^* à partir de l'Équation 6.

Le Tableau 3 indique que la contribution de la composante du capital humain est la plus élevée selon la répartition proposée par Neumark (1988) tandis que la composante de discrimination (total) est la plus élevée selon la répartition proposée par Oaxaca (1973) où la structure des salaires de référence retenue est celle des femmes (Oaxaca-2).

Tableau 3. Décomposition de l'écart salarial moyen entre hommes et femmes en capital humain et composantes de discrimination

Méthode	Différence salariale totale	Composante capital Humain	Discrimination en faveur des hommes	Discrimination contre les femmes	Discrimination Totale
OAXACA-1	0.466	0.081	0	0.385	0.385
NEUMARK	0.466	0.122	0.096	0.2482	0.344
REIMERS	0.466	0.0806	0.193	0.1925	0.385
COTTON	0.466	0.0808	0.1074	0.278	0.385
OAXACA-2	0.466	0.0803	0.386	0	0.386

Puisque, pour chacune des deux composantes les estimations fournies par les différentes méthodes ne sont pas très différentes, nous avons testé si les différences entre ces estimations sont significativement différentes. Pour ce faire, nous avons appliqué une technique statistique appelée Bootstrap qui peut être résumée comme suit.

Le Bootstrap (voir par exemple, Efron, 1982; Efron et Gong, 1983 et Efron et Tibshirani, 1994) propose une méthode pour estimer la distribution d'une statistique par ré-échantillonnage avec remise à partir des données. Cette technique permet de tirer plusieurs valeurs d'une même statistique et une telle distribution peut alors être utilisée pour établir la probabilité que la valeur de la statistique comprenne la valeur implicite de l'hypothèse nulle.

Dans notre cas, nous utilisons d'abord un échantillon de 5185 observations (hommes et femmes confondus) pour lequel nous avons estimé les moyennes des variables et les coefficients des fonctions de revenus pour les femmes et les hommes; puis nous avons appliqué à ces estimations, les différentes procédures de décomposition décrites dans la Section 2. La procédure de Bootstrap consiste alors à tirer, avec remise, 5185 observations de l'échantillon original, à estimer les équations de salaires correspondantes et ensuite à obtenir les cinq (05) décompositions précitées. Une telle procédure a été répétée 500 fois ce qui permet d'obtenir une distribution de chacune des composantes des décompositions des différences salariales, pour chacune des cinq approches

choisies. A partir de ces distributions, nous obtenons des intervalles de confiance à 99%, 95% et 90% (voir Tableau 4). Ces intervalles de confiance sont à la base des tests réalisés dans le Tableau 5, où nous vérifions, pour chaque composante de la décomposition, s'il y avait des différences significatives entre les cinq approches choisies.

Examinons à présent les résultats. Les différents intervalles (99%, 95% et 90%) sont donnés dans le Tableau 4 pour chaque méthode et pour chaque composante. C'est précisément cette comparaison binaire de la valeur moyenne selon une approche avec des intervalles dérivés d'une autre approche qui nous permet de tirer des conclusions. Le Tableau 5 résume ces conclusions. Comparons par exemple, la valeur du montant total de la discrimination selon Neumark à celle issue de l'approche d'Oaxaca-1. Le Tableau 4 montre que la méthode de Neumark donne une moyenne de 0,344 alors que l'intervalle issu de la méthode d'Oaxaca-1 est de 0,296 à 0,473 (à 99%). D'autre part, la méthode d'Oaxaca-1 donne une moyenne de 0,385 alors que la méthode Neumark donne un intervalle de 0,266 à 0,420. Dans de tels cas, il apparaît clairement que l'estimation de Neumark du montant total de la discrimination n'est pas significativement différente de celle d'Oaxaca-1. En fait, dans notre cas, les comparaisons binaires ne montrent pas de différences significatives dans les estimations du montant total de la discrimination pour les cinq approches.

Tableau 4. Moyenne et intervalles de confiance des composantes de la décomposition de l'écart salarial

Composante	Méthode	Moyenne	Intervalles		
			99%	95%	90%
I. Différences en termes de capital Humain	OAXACA-1	0,081	0.026-	0.041-	0.048-
			0.152	0.129	0.116
	NEUMARK	0,122	0.071-	0.086-	0.092-
			0.187	0.169	0.156
	REIMERS	0,081	0.017-	0.038-	0.050-
0.147			0.131	0.117	
COTTON	0,081	0.025-	0.040-	0.051-	
		0.142	0.129	0.116	
II. Discrimination en faveur des hommes	OAXACA-2	0,080	-0.010-	0.026-	0.040-
			0.170	0.142	0.124
	OAXACA-1	0,000	0		
			0.073-	0.080-	0.084-
	NEUMARK	0,096	0.119	0.112	0.109
0.142-			0.161-	0.168-	
REIMERS	0,193	0.242	0.227	0.220	
		COTTON	0,107	0.078-	0.088-

			0.136	0.128	0.124
			0.284-	0.322-	0.336-
	OAXACA-2	0,386	0.484	0.454	0.440
III. Discrimination			0.296-	0.323-	0.336-
contre les femmes	OAXACA-1	0,385	0.473	0.449	0.438
			0.192-	0.210-	0.218-
	NEUMARK	0,248	0.304	0.286	0.280
			0.148-	0.162-	0.168-
	REIMERS	0,192	0.237	0.224	0.219
			0.214-	0.234-	0.243-
	COTTON	0,278	0.343	0.322	0.316
	OAXACA-2	0,000	0		
IV. Montant total de			0.296-	0.323-	0.336-
la discrimination	OAXACA-1	0,385	0.473	0.449	0.438
			0.266-	0.291-	0.301-
	NEUMARK	0,344	0.420	0.397	0.387
			0.296-	0.329-	0.340-
	REIMERS	0,385	0.468	0.445	0.435
			0.297-	0.329-	0.339-
	COTTON	0,385	0.468	0.446	0.435
			0.284-	0.322-	0.336-
	OAXACA-2	0,386	0.484	0.454	0.440

Les résultats de tous ces types de comparaisons binaires sont résumés dans le Tableau 5 (en utilisant un intervalle de 95%) et nous permettent de tirer les conclusions suivantes:

1. En ce qui concerne la composante du capital humain, dans son ensemble, il n'y a pas de différence significative entre les estimations données par les cinq méthodes; mais l'approche de Neumark donne des estimations ainsi que des intervalles plus élevés que les quatre autres méthodes. Cela est due au fait que l'estimateur utilisé par Neumark, prend en compte non seulement la population totale mais surtout les caractéristiques du groupe des hommes qui est par hypothèse le groupe non discriminé (Voir équations 4 et 6).
2. En ce qui concerne le montant total de la discrimination, les résultats sont exactement contraires: l'approche de Neumark donne une estimation plus faible que n'importe laquelle des quatre autres méthodes; en effet, cela découle du fait qu'à une différence salariale identique, l'approche de Neumark, comparée aux autres approches, dispose d'une composante de capital humain plus élevée.
3. Si on regarde maintenant la discrimination 'en faveur' des hommes, il apparaît que la méthode d'Oaxaca-1 donne l'estimation la plus faible (zéro), tandis que la méthode d'Oaxaca-2 donne l'estimation la plus

élevée. Ceci est logique dans la mesure que ces deux approches sont des approches qui se veulent extrêmes. Cependant, il est intéressant de remarquer que parmi ces derniers que l'approche Neumark donne une estimation nettement plus faible que celle de Reimer ou de la méthode de Cotton (mais il n'y a pas de différence significative entre les deux dernières approches). Puisque en effet, l'approche de Neumark par des caractéristiques du groupe non discriminé; alors que l'approche de Reimer et celle de Cotton partent de l'effectif du groupe non discriminé (prendre pour Reimer); La principale implication de ce qui précède est que l'approche de Neumark, comparée aux autres approches, a tendance à affecter une part plus élevée au capital humain.

4. En ce qui concerne la discrimination 'contre les femmes', la valeur la plus forte (méthode d'Oaxaca-1) nous donne un écart de plus de 38%. Pour les autres approches (hors mis la méthode d'Oaxaca-2), on retrouve le même résultat que ci-dessus.
5. Peu importe la méthode choisie, les données indiquent que la valeur de la composante liée au capital humain est nettement inférieure à celle de la mesure de la discrimination totale.
6. Si l'on compare les deux types de discrimination, les résultats sont moins tranchés. En fait, les approches d'Oaxaca-1 et de Neumark indiquent que la discrimination 'en faveur des hommes' est significativement moins importante que celle 'contre les femmes'.

Tableau 5. Comparaison des méthodes de décomposition des différences salariales (Intervalle à 95%)

Composante	Méthode	Intervalles	(→)			
	Moyenne(↓)		OAXACA-1	NEUMARK	REIMERS	COTTON
I. Différences en termes de capital humain	OAXACA-1		<	=	=	=
	NEUMARK		=	=	=	=
	REIMERS		=	<	=	=
	COTTON		=	<	=	=
	OAXACA-2		=	<	=	=
II. Discrimination en faveur des hommes	OAXACA-1		<	<	<	<
	NEUMARK		>	<	=	<
	REIMERS		>	>	>	<
	COTTON		>	=	<	<
	OAXACA-2		>	>	>	>
III. Discrimination contre les femmes	OAXACA-1		>	>	>	>
	NEUMARK		<	>	=	>
	REIMERS		<	<	<	>
	COTTON		<	=	>	>
	OAXACA-2		<	<	<	<
IV. Montant total	OAXACA-1		=	=	=	=

de la
discrimination

NEUMARK	=		=	=	=
REIMERS	=	=		=	=
COTTON	=	=	=		=
OAXACA-2	=	=	=	=	

5. Conclusion

Dans cet article, nous comparons les différentes méthodes de décomposition qui ont été proposées dans la littérature pour étudier la discrimination sur le marché du travail. En utilisant les cinq approches proposées, nous avons estimé la contribution des caractéristiques du capital humain et de la discrimination à l'écart global de rémunération entre travailleurs masculins et féminins à partir des données ivoiriennes (ENV2008). Nous sommes arrivés aux conclusions suivantes : à différence salariale totale égale, (i) La composante de capital humain est plus élevée chez Neumark, entraînant chez lui (ii) une discrimination totale faible par rapport aux autres approches; (iii) Hors mis les deux extrêmes (méthode d'Oaxaca-1 et -2) l'approche de Neumark, parmi les approches combinant les deux types de discrimination, est celle qui fournit l'écart le plus faible en ce qui concerne la discrimination en faveur des hommes; (iv) La comparaison de ces différentes approches, faite grâce aux techniques de Bootstrap, ne révèle aucune différence significative -au moins sur la base des données utilisées-. Quant au problème de discrimination salariale en Côte d'Ivoire, le gouvernement devrait, toute chose égale par ailleurs, mettre en place des politiques visant à : (1) augmenter l'insertion des femmes dans le milieu du travail qui passe bien évidemment par une augmentation du niveau scolaire moyen des femmes; (2) S'assurer qu'à un poste de travail donné, la rémunération ne dépend que du niveau de qualification de l'individu et non de son sexe : prôner l'égalité des sexes dans le milieu du travail.

Références Bibliographiques

1. Becker, G.S (1971) *The Economics of discrimination*. The University of Chicago Press Books.
2. Cotton, J. (1988) 'On the decomposition of wage differentials', *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 236-243.
3. Deininger, K., Jin, S. and Nagarajan, H. (2013) 'Wage discrimination in India's informal labor market: exploring the impact of caste and gender', *Review of Development Economics*, 17(1), pp. 130-147.
4. Efron, B. (1982) 'The Jackknife, the Bootstrap, and Other resampling plans', Society of Industrial and Applied Mathematics CBMS-NSF Monographs, 38.
5. Efron, B. and Gong, G. (1983) 'A leisurely look at the bootstrap, the jackknife and cross validation', *The American Statistician*, 37(1), pp. 36-48
6. Efron, B. and Tibshirani, R. (1994) *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall/CRC Monographs on Statistics & Applied Probability.
7. Elder, F.E, Goddeeris, J.H and Harder, S.J (2010) 'Unexplained gaps and Oaxaca Blinder Decompositions', *Labour Economics*, 17, pp. 284-290.
8. Oaxaca, R. (1973) 'Male-female wage differentials in urban labor markets', *International Economic Review*, 14, pp. 693-709.
9. Oaxaca, R. and Ransom, M. (1998) 'Identification in detailed wage decompositions', *Review of Economics and Statistics*, 81, pp. 154-157.
10. Reimer, C. (1988) 'Labor market discrimination against hispanic and black men', *Review of Economics and Statistics*, 65, pp. 570-579.
11. Siller, J. and Weber, M. (1999) 'Labour market discrimination: are there significant differences between the various decomposition procedures', *Applied Economics*, 31, pp. 359-365.

ANNEXE

Variable	Définition
Métier 1	Fonctionnaires, Manager, chef d'entreprises et travailleurs qualifiés
Métier 2	Fermiers travaillant à leur propre compte et autres travailleurs dans l'agriculture
Métier 3	Travailleurs non qualifiés
Métier 4	Domestiques

Arbitrage entre efficacité et Equité d'une fonction de bien-etre social généralisée au Cameroun : 2001-2007

Francis MENJO BAYE¹

Ferdinand MBENDA KOMBO²

Résumé: L'objectif de ce travail est de décomposer la tendance du bien-être social au Cameroun, en examinant l'arbitrage entre efficacité et équité, sur les périodes 2001 et 2007. Pour cela, nous avons utilisé une fonction de bien-être social (FBS) généralisée que nous avons décomposée en sous-groupes grâce à la méthode développée par Podder. Sur la base des données d'enquêtes réalisées en 2001 et 2007 par l'institut national de la statistique (INS), on est arrivé à la conclusion que le bien-être social est plus élevé dans les zones rurales que dans les zones urbaines. Les parts relatives de bien-être sont maximales dans les zones rurales, des zones qui présentent également des équités relatives réductrices d'inégalités. Les zones urbaines très inégalitaires contribuent très peu au bien-être social, qui d'ailleurs est plus sensible à toute augmentation de revenu dans les zones rurales. D'où la nécessité d'accorder la priorité des interventions à ces zones rurales, qui sont plus susceptibles de stimuler l'économie, et de maximiser le bien-être social, dans un contexte de contraintes budgétaires élevées.

Mots clés : Fonction de Bien-être Social, Coefficient de Gini, Parétianité, Cameroun.

Arbitrage between efficiency and Equity as a function of social well-being generalized in Cameroon: 2001-2007

Abstract: The aim of this paper is to decompose trends in social welfare in Cameroon between 2001 and 2007, while appropriately addressing the trade-off between equity and efficiency. The method applied is a generalized social welfare function (SWF), which can be non-Paretian under special circumstances. A method of subgroup decomposition proposed by Podder is utilized to decomposing the SWF. This paper is based on survey data collected by the government's statistics office in 2001 and 2007. Social welfare in rural areas is higher than that in urban areas. With a maximum welfare share, the rural regions also register relative equity with inequality reducing effects. The urban regions which register more inequality, present a very little contribution to social welfare. Social welfare in Cameroon is very sensitive to income increases in rural areas, than in any other regions. It is therefore more interesting to target interventions to rural areas, which are more likely to maximize social welfare and engender a multiplier effect, especially in the context of budgetary constraints.

Key words: Social Welfare Function, Gini Coefficient, Paretianity, Cameroon.

¹ Francis Menjo Baye, Faculte des Sciences Economique et de Gestion, Universite de Yaounde II, Cameroun BP1365 Yaounde

² Ferdinand Mbenda Kombo, Faculte des Sciences Economiques et de Gestion, Universite de Yaounde II, Cameroun BP1365 Yaounde

1. Introduction

Le Cameroun a atteint en octobre 2000 le point de décision de l'initiative en faveur des pays pauvres très endettés (IPPTE)¹, puis le 28 Avril 2006, le point d'achèvement malgré la faible croissance enregistrée en 2005 et 2006 avec respectivement 2,8% et 4,3%. Avec l'atteinte du point d'achèvement de l'initiative en faveur des pays pauvres très endettés, le Cameroun devrait pouvoir envisager sérieusement son décollage économique, pour devenir un pays émergent dans une quinzaine d'années (Touna Mama, 2007) et améliorer ainsi le niveau de vie de ses populations.

Le bien-être social, défini comme le niveau de satisfaction de la société totale tiré de la consommation de biens et services, semble ainsi revêtir une importance capitale pour le gouvernement camerounais dont l'objectif est de faire du Cameroun un pays émergent, démocratique et uni dans sa diversité à l'horizon 2035. Le Document de Stratégies pour la Croissance et l'Emploi (DSCE)² annonce en effet quatre objectifs généraux dont le premier est la réduction de la pauvreté à un niveau socialement acceptable (en dessous des 1/10 c'est-à-dire qu'un seul camerounais sur dix serait encore pauvre en 2035).

Plusieurs études ont montré par ailleurs que depuis 1980 la pauvreté était en nette augmentation au Cameroun (Fambon et *al*, 2001). Les conclusions du rapport du PNUD (1998) sur le Développement Humain au Cameroun, centré sur la pauvreté, révèlent qu'au milieu des années 80, une pauvreté de grande ampleur et de dimension multiple s'est installée dans l'ensemble du pays et dans toutes les couches socioprofessionnelles. Au regard de la pauvreté monétaire, le rapport note que 50,5 % de la population était considérée comme pauvre en 1996, contre 40 % en 1984.

Toutefois, la dynamique de réduction de la pauvreté au Cameroun enregistrée à la fin de la décennie 90 avec une baisse de 13 points du taux de pauvreté monétaire, passé de 53,3 % à 40,2 % entre 1996 et 2001, ne s'est pas poursuivie jusqu'en 2007. En effet, ce taux est resté à 39,9 % entre 2001 et 2007, en retrait par rapport à l'objectif de 37 % retenu par le Gouvernement dans le Document de Stratégie pour la Réduction de la Pauvreté (DSRP).

Pour la quasi-totalité de personnes rencontrées sur le terrain, lors des consultations participatives de l'élaboration du DSRP, la pauvreté est avant tout le manque de ressources matérielles et financières pour satisfaire les besoins

¹ L'initiative en faveur des pays pauvres très endettés (IPPTE) est un dispositif global de réduction de la dette des pays pauvres très endettés qui appliquent des programmes d'ajustement et de réforme appuyés par le FMI et la banque mondiale.

² Document de Stratégies pour la Croissance et l'Emploi (DSCE), Cadre de référence de l'action gouvernementale au Cameroun pour la période 2010-2020

essentiels des individus (DSRP, 2003). Tandis que, Le PNUD (1998) considère la pauvreté comme un phénomène complexe qui désigne généralement une insuffisance de ressources et une privation de possibilités de choix et d'opportunités qui offriraient aux individus des conditions de vie descentes.

L'analyse de l'évolution de l'incidence de la pauvreté c'est-à-dire de la proportion de la population vivant en-dessous du seuil de pauvreté monétaire, ne peut à elle seule, permettre d'apprécier correctement des progrès réalisés en matière de réduction de la pauvreté ou d'amélioration du bien-être social. Elle doit être complétée par une analyse de l'évolution des inégalités dans la distribution des revenus afin de disposer d'une vue complète de la dynamique de la pauvreté monétaire. En effet, il peut arriver qu'à partir d'une situation de faibles inégalités dans la distribution des revenus, ou d'une forte concentration des populations autour de la moyenne et du seuil de pauvreté, que l'incidence de la pauvreté soit apparemment améliorée.

L'analyse comparative des résultats des enquêtes ECAM 1 et ECAM 2 a permis de conclure que l'incidence de la pauvreté monétaire a baissé d'environ 13,1 points entre 1996 et 2001. Cette baisse peut provenir d'une forte croissance du revenu moyen (effet « croissance ») ou d'une amélioration dans la distribution des revenus (effet « distribution »). Au Cameroun, la décomposition de l'évolution de la pauvreté montre que le recul de celle-ci serait plutôt dû à l'effet croissance économique qu'à l'effet distribution. Sur les 13,1 points de recul de la pauvreté entre 1996 et 2001, 11,8 sont attribués à l'effet croissance et seulement 1,8 à l'effet redistribution³.

Dans la littérature économique, il est souvent reconnu que la croissance peut cohabiter avec la pauvreté si des politiques de répartition appropriés ne sont pas mises en application. Une telle situation se traduit généralement par une accentuation ou une stagnation des inégalités de revenus. De même, une répartition plus équitable du revenu national d'une année à l'autre entraîne une réduction de la pauvreté.

Ce résultat renforce la nécessité d'accompagner la politique de croissance par une politique de répartition appropriée des fruits de cette croissance entre toutes les couches de la population. Seulement, Dans un contexte africains et camerounais plus précisément où la disponibilité des ressources est faible, face à la nécessité d'accélérer le rythme de réduction de la pauvreté et par ricochet améliorer le bien-être des populations, il est impossible pour les politiques d'attaquer efficacement la pauvreté sur tous les fronts. De même, il devient indispensable d'identifier des groupes cibles pouvant répercuter sur le reste du pays les efforts de développement consentis à leurs niveaux. Il devient

³ Direction de la statistique et de la comptabilité nationale (DSCN) Cameroun, 2001 (Confère DSRP 2003).

impérieux de choisir entre agir sur la croissance ou sur les inégalités de revenus d'une zone à l'autre. Ce qui permet de déterminer les zones qui entraînent l'évolution du bien-être social et celles plus porteuses de bien-être social, ce qui contribuerait, de fait, à rendre optimales les politiques économiques retenues.

L'objectif poursuivi dans ce travail est de décomposer la tendance du bien-être social au Cameroun, en examinant l'arbitrage entre efficacité et équité. Plus spécifiquement il s'agit:

- De déterminer les zones de résidence qui contribuent à la réduction de l'inégalité au sein de la population camerounaise.
- De déterminer les parts relatives de bien-être à travers les zones de résidence au Cameroun.
- De déterminer l'effet de la croissance économique de chaque zone de résidence sur le bien-être social au Cameroun, afin d'identifier les zones susceptibles de maximiser ce dernier.

Pour résoudre les problèmes qui font l'objet de notre étude le reste de notre travail sera organisé comme suit : nous présenterons en section Deux quelques techniques de mesure du bien-être social recensées dans la littérature, la méthodologie d'analyse et les données retenues pour la vérification de nos hypothèses seront examinées dans la section Trois. La section Quatre donnera les résultats empiriques et la Cinquième et dernière section conclura notre travail.

2. La mesure du bien-être social dans la littérature

Le niveau de vie d'un individu ou de la société est un concept multidimensionnel englobant en principe chaque aspect de la consommation directe, ainsi que les activités et principes non immédiatement consommables (Sen, 1987). L'expansion des mesures de bien-être des individus, tend de plus en plus à remplacer les indices économiques traditionnels de bien-être par les indicateurs alternatifs qui capturent des dimensions non-économiques ou immatérielles de la vie humaine. En particulier, selon McGillivray et Shorrocks (2005) il est maintenant majoritairement admis que le bien-être des individus devrait être traité comme un concept multidimensionnel le long des lignes préconisées par Sen (1985, 1993), Stewart (1985), Doyal et Gough (1991), Cummins (1996), Narayan *et autres* (2000) ou Nussbaum (2000).

La nature pluridimensionnelle du concept de bien-être vient du fait qu'on ne peut pas facilement transformer plusieurs de ses composantes en numéraires. Deaton et Muellbauer (1980) pensent que la meilleure façon de mesurer le bien-être individuel est donc d'utiliser une mesure monétaire. On doit donc disposer de données exhaustives sur le niveau de revenu ou de dépense des ménages et

L'utilisation d'une mesure de bien-être fondée sur la dépense est très soutenue⁴. Alors même que dans tous les documents de la Banque mondiale sur ce thème, il est un consensus nouveau, que les institutions de Bretton Woods partagent : la réduction de la pauvreté ne peut plus être considérée comme une simple conséquence à terme de la croissance (Jacquet et *al*, 2004).

En effet, en présence de changements de grande ampleur en matière d'inégalité (et plus généralement dans la répartition des revenus), le produit intérieur brut (PIB) ou tout autre agrégat calculé par habitant peut ne pas fournir une évaluation appropriée de la situation dans laquelle la plupart des gens se trouvent. Si les inégalités se creusent par rapport à la croissance moyenne du PIB par tête, beaucoup de personnes peuvent se trouver plus mal loties, alors même que le revenu moyen a augmenté.

Ainsi les études ont tendance à se focaliser soit sur l'évolution de la croissance (Dollar et Kraay (2000), Ravallion et Chen (2003), Kakwaniet Pernia(2000) etc.), soit sur l'évolution des inégalités (Milanovic (2002), Bourguignon et Morrison (2002), McGillivray et Shorrocks (2005), Nembua (2005), Baye (2007), etc.) , soit encore sur la contribution spécifique de chacun de ces éléments sur la pauvreté (Datt et Ravallion (1992), Fambon, (2001), Besbes et Boujelbene (2010) etc.). Certes, prendre en compte simultanément la croissance et les inégalités rendrait l'analyse plus complexe mais aussi plus pertinente.

Par ailleurs, pour apprécier le niveau de vie des populations d'une société, les économistes utilisent souvent les fonctions de bien-être qui peuvent se présenter sous une forme ou sous une autre. On distingue ainsi la fonction de bien-être Utilitariste et la fonction de bien-être social Individualistique.

La fonction de bien-être Utilitarienne classique ou fonction de bien-être de Bentham⁵, est simplement une quelconque des fonctions d'utilité individuelles. Elle permet de classer différentes allocations sur la base des seules préférences individuelles et elle est croissante par rapport à l'utilité de chaque individu. Tandis que, la fonction de bien-être Individualistique ou fonction de Bergson-Samuelson⁶, est une fonction directe des niveaux d'utilités des individus et une fonction indirecte de leurs paniers de consommation, donc de leur revenu ; sachant que les paniers de consommation dépendent du revenu réel individuel.

⁴Notamment par deux arguments : - Sur le plan conceptuel, la théorie du revenu permanent suggère que les dépenses sont une meilleure approximation des revenus à long terme dont du niveau de vie ; que le revenu courant dévoilé par une enquête auprès des ménages. Sur le plan empirique, on peut montrer que les dépenses sont mesurées avec une plus grande précision que le revenu, surtout dans le cas où une part importante de ceux-ci est tirée du secteur informel.

⁵ Jeremy Bentham (1748-1832) est le fondateur de l'école Utilitarienne de philosophie morale, une école qui considère que l'idéal est le plus de bonheur possible pour le plus grand nombre.

⁶ Abram Bergson et Paul Samuelson sont des économistes contemporains. Ils ont analysé les propriétés de ce type de fonction de bien être au début des années 40. Samuelson a reçu le prix Nobel d'Economie pour ses nombreuses contributions.

De nombreuses études sur le bien-être des populations ont eu recours à la fonction de bien-être social, et plus spécifiquement à celle de Sen. Mukhopadhaya dans un de ses articles paru en 2001, analyse les changements dans le bien-être social à Singapour en utilisant les données de l'enquête sur la force de travail de 1982, 1991 et 1999. Pour analyser ces changements Mukhopadhaya utilise à la fois les mesures ordinales que sont : l'approche de dominance de Lorenz et l'approche généralisée de dominance de Lorenz ; mais aussi une mesure cardinale qui est la FBS.

Mukhopadhaya (2001) et Baye (2010) pour enquêter sur les disparités de bien-être social entre les régions respectivement en Australie et au Cameroun, utilisent une fonction de bien-être social généralisée. Ce qui leur permet, de déterminer les groupes cibles, de même que les raisons des différences de bien-être social entre les régions d'Australie et du Cameroun. On en arrive également à la détermination des contributions des régions à l'inégalité sociale globale. Autant d'informations qui peuvent aider dans l'adoption de mesures de politique économique, en vue d'améliorer le bien-être social. Pour le cas spécifique du Cameroun malgré les travaux de Baye (2010) portant sur l'enquête budget consommation de 1984 (EBC) et les enquêtes camerounaises sur les ménages de 1996 et 2001 (ECAM 1 et ECAM 2), les études faisant recours à la fonction de bien-être social restent assez rares.

3. Méthodologie et données d'analyse

La fonction de bien-être social généralisée, est le principal outil d'analyse dans cet article. Avant de la présenter en 3.2, de même que sa décomposition en sous-groupe en 3.3, nous présenterons d'abord succinctement la fonction traditionnelle de bien-être social et ses caractéristiques en 3.1. Les données sur lesquelles notre application sera faite seront présentées en fin de section (3.4).

3.1. La fonction de bien-être social

La forme fonctionnelle de la fonction de bien-être social en elle-même, fut élaborée par Sen, Dagum, Yitzhaki et Sheshinski (indépendamment). Soit un vecteur de revenu, (x_1, x_2, \dots, x_n) représentant la distribution de revenu dans la société, la forme générale de la fonction de bien-être social de Bergson et Samuelson s'écrit :

$$W = W(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (1)$$

Cette fonction est croissante et unique pour toute distribution de revenu. Elle est encore appelée fonction de bien-être Utilitarienne. Généralement cette fonction est appelée forme fonctionnelle de la fonction de bien-être social car, on soutient souvent que W le bien-être social dépend de l'utilité individuelle qui dépend à son tour du revenu réel.

Cette forme est appelée Welfarist par Sen du fait de sa seule dépendance de l'utilité individuelle. L'utilité de chaque individu ne dépend que de sa propre consommation, donc de son revenu; il n'y a donc pas d'externalité de consommation. Dès lors, lorsque le niveau d'utilité d'une personne peut dépendre de son panier de biens ou de son revenu une certaine désutilité peut être générée par l'inégalité de la société entière. Par conséquent la forme de la fonction de bien-être social (FBS) non Utilitarienne commune de Bergson et Samuelson s'écrit :

$$W=W(S, \theta) \quad (2)$$

Où S est le niveau de revenu total représentant l'Efficacité et $\theta = \theta(x_1, x_2, \dots, x_n)$ la mesure d'Inégalité représentant l'Equité. La FBS ci-dessus doit ainsi satisfaire les conditions suivantes : - Croissante par rapport au Revenu et - Décroissante par rapport à la mesure d'Inégalité.

En plus, si la fonction de bien-être sociale est supposée parétienne, toute augmentation du revenu (toutes choses restant égales par ailleurs) entraîne une augmentation du bien-être social. Ainsi, si l'on augmente le revenu du plus riche de la société, le bien-être augmente également. Notons que *ceteris paribus*, l'augmentation du revenu de la personne la plus riche de la société entraîne une hausse de l'inégalité dans la société en même temps qu'une hausse du revenu global. Mais l'augmentation du bien-être due à l'augmentation du revenu total est supérieure à la baisse du bien-être social due à l'augmentation de l'inégalité.

Ce principe est lié à l'aspect efficacité de la FBS. Ainsi lorsque les bénéfices de l'efficacité de la société entière sont captés par les plus riches de la société (individus ou groupes), la question est de savoir s'il y aura amélioration du bien-être social. Pour la forme Utilitarienne de la FBS toute augmentation de la croissance implique une amélioration du bien-être social quel que soit le bénéficiaire des fruits de cette croissance.

La série de FBS admise et qui satisfait les conditions ci-dessus est énorme. Un certain nombre de restrictions doivent donc être imposées pour réduire cette série. Sen à l'aide de quatre axiomes a introduit la classe des FBS de Bergson et Samuelson comme :

$$W= \mu (1-G) \quad (3)$$

μ étant le revenu moyen de la société et G le coefficient de Gini.

Sen en 1976 a montré que cet indice calculé sur la base de la distribution de revenu est une sous relation des relations de préférence sociale définies suivant la distribution des biens. Il est aisé de montrer que la FBS de Sen est parétienne

et partant plus sensible au revenu moyen qu'à l'inégalité. Comme G et μ sont déterminés par le profil de revenu de la société et ne peuvent être changés par les décideurs pour différents niveaux de croissance ou de distribution de revenu, cette FBS est très rigide. Le bien-être marginal par rapport au revenu moyen dans ce cas est $(1-G)$ qui est constant. Ainsi dans le cas d'une comparaison internationale cette FBS sera toujours favorable à des régions plus développées, qui ont un revenu par tête plus élevé et un niveau d'inégalité relativement bas. Aussi quelle que soit la région, le niveau de bien-être ne peut être soumis à comparaison en cas de recours à la fonction de bien-être social. Ceci est d'autant plus vrai quand le pays enregistre un fort taux de croissance moyennant une exploitation des ressources minières accompagnée d'une distribution déséquilibrée du revenu.

3.2. La fonction de bien-être social généralisée

La FBS de Sen peut aisément être modifiée pour en faire une fonction plus générale et plus flexible ; tel est le cas de la classe des fonctions de bien-être social généralisées (FBS généralisées) qui se présente comme suit:

$$W = \mu^\beta (1 - G) \quad \text{avec } 0 \leq \beta \leq 1 \quad (4)$$

Ainsi formulée, cette fonction, offre des avantages que la FBS de Sen ne possède pas en ce sens qu'elle permet d'appréhender distinctement en les découplant les deux attributs (efficacité et équité) du BS. Ainsi β étant variable, la FBS devient flexible et permet par conséquent de faire la part de l'efficacité et de l'égalité dans la mesure du BS. L'interprétation pratique de ce nouvel avantage peut s'énoncer comme suit : les valeurs élevées de β ($\beta \leq 1$) indiquent que l'efficacité a été privilégiée par le modèle de croissance au cours de la période observée et vice versa. Cette formulation illustre bien l'aboutissement d'une démarche analytique et explicative des causalités.

Mais en termes décisionnels ou de politiques économiques, la formulation devient du type : Si l'on veut accorder plus d'importance à l'efficacité qu'à l'égalité, on doit choisir un β plus grand et tendant vers 1, si au contraire, l'on s'intéresse plus à l'équité, il convient alors de choisir un β faible. C'est vraisemblablement cette flexibilité introduite dans la formulation de la FBS par le biais du coefficient β qui a donné à ce dernier son nom de « coefficient d'arbitrage ».

Cette FBS est Parétienne pour de grande valeur de β , pour lesquelles cette FBS deviendra une FBS de Sen. Il est évident que si c'est seulement les groupes les plus riches qui profitent des fruits de la croissance, le bien-être social de la société ne s'améliorera pas tant que $\beta < 1$. Cette FBS peut être critiquée pour son parti pris en faveur des pauvres. S'il s'agit plutôt d'une augmentation du

revenu des pauvres quelle que soit la valeur de β et G (dans notre cas spécifique c'est entre 0 et 1), le bien-être va s'améliorer. Ainsi cette FBS a un certain parfum Rawlsien. Cependant pour la FBS de Rawls si les personnes les plus riches ont une augmentation de revenu, le bien-être reste inchangé, mais pour notre FBS avec $\beta < 1$ une augmentation du revenu des plus nantis entraîne une réduction du bien-être social. Cette classe de FBS avec $\beta < 1$ n'est donc ni parétienne ni rawlsienne.

3.3. Décomposition de la FBS généralisée par sous-groupes de la population

Il est bien connu que le coefficient de Gini ne peut pas exactement⁷ être décomposé en sous-groupes de population en termes d'intra groupe et d'inter groupe de Gini comme les autres indices d'inégalité, notamment l'indice de Theil et d'Atkinson. Cependant il peut être décomposé de manière différente en utilisant la méthode de Podder (Podder, 1993). Pour montrer que cette méthode de Podder permet de décomposer la FBS généralisée en sous-groupes de population, nous essayerons de représenter le bien-être total comme une somme pondérée du bien-être individuel de groupes variés. Ainsi notre objectif est de décomposer le bien-être total W comme :

$$W = \sum_{i=1}^g \Omega_i W_i \quad (5)$$

Où W_i est le bien-être du i ème sous-groupe et Ω_i est le poids attaché au bien-être individuel du groupe en supposant que l'on a g sous-groupes.

En appliquant la méthode de Podder le coefficient de Gini peut être décomposé en sous-groupes de population. Cette méthode, pas très répandue peut être expliquée très brièvement comme suit : considérons une société constituée de cinq personnes dont les revenus sont rangés selon un ordre croissant dans un vecteur $Y = [y_1, y_2, y_3, y_4, y_5]$. Aussi supposons que la société en question est constituée de deux sous-groupes tels que le premier sous-groupe a deux membres dont les revenus sont représentés par le second et le troisième élément du vecteur de revenu. Les éléments restants sont les revenus des trois membres du second groupe. Nous pouvons maintenant construire deux vecteurs, un par groupe, et chacun de ces groupes sera constitué de cinq éléments. Le vecteur du premier groupe contiendra les revenus de ses membres placés à leurs positions respectives dans Y , et les positions restantes seront complétées par zéro. Un vecteur similaire peut être construit pour le second groupe également. Ainsi :

⁷ Dans le cas où les sous-groupes se chevauchent entre eux, il n'est pas possible de décomposer exactement l'indice de Gini en sous-groupe, dans la mesure où cette décomposition admet un résidu.

$$y^{(1)} = \begin{bmatrix} 0 \\ y_2^{(1)} \\ y_3^{(1)} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \text{ et } y^{(2)} = \begin{bmatrix} y_1^{(2)} \\ 0 \\ 0 \\ y_4^{(2)} \\ y_5^{(2)} \end{bmatrix} \quad \text{par conséquent, } Y = y^{(1)} + y^{(2)}$$

En appliquant cette méthode, le coefficient de Gini peut être décomposé en sous-groupe de population comme :

$$G = \sum_i^g \left(\frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} \right) C_i \quad (6)$$

Où c_i est le coefficient de concentration (défini selon Podder ,1993) du groupe i , n_i est la taille de la population du groupe i et μ_i est le revenu moyen de ce groupe. n et μ sont respectivement la taille et le revenu moyen de la population entière. Comme le coefficient de concentration est compris dans l'intervalle (0 ; 1) et satisfait à la condition de Pigou- Dalton⁸ de transfert progressif de revenu d'une personne moins pauvre à une personne pauvre, il sert d'indicateur d'inégalité dans ce groupe, ainsi nous écrivons :

$$W = \mu^\beta (1 - G) = \sum_i^g \Omega_i W_i \quad (7)$$

On a donc $\Omega_i = \frac{n_i}{n} \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right)^{1-\beta}$, est le poids attaché au sous-groupe i et

$W_i = \mu_i^\beta (1 - C_i)$ est le bien-être du groupe i . Il est clair que si $0 < \beta < 1$, le poids ne sera jamais supérieur à 1. Pour $\beta = 1$ (i-e pour une FBS de Sen), cette même forme de décomposition établit une relation du bien-être total comme une somme pondérée du bien-être individuel des sous-groupes (Podder et Mukhopadhaya, 1995,1999). Le poids dépendant de la part de population du sous-groupe, du revenu moyen proportionnel du groupe et de la valeur de β , quand la valeur de β augmente, l'importance du revenu moyen proportionnel diminue dans le poids. Cette part¹⁰ dépend de la part de revenu de ce sous-groupe et du coefficient de concentration de ce sous-groupe. Dans cette part, le coefficient β n'a aucun rôle à jouer. La raison est évidente; en fait le paramètre β

⁸ La sensibilité de transfert de Pigou- Dalton est un critère qui est réalisé lorsqu'un transfert de revenu d'une personne moins pauvre à une personne pauvre, entraîne une baisse dans la mesure de l'inégalité sans contrarier la direction des richesses.

⁹ Confère développement en annexe 1

¹⁰ Confère annexe 1

sert de coefficient d'arbitrage entre équité et efficacité. Quand notre intérêt est de trouver la contribution relative d'un sous-ensemble de la population au bien-être total, la question d'arbitrage entre efficacité et équité ne se pose plus.

Il est connu que si le coefficient de concentration d'un sous-groupe est supérieur (inférieur) à l'indice global de Gini ce sous-groupe a un effet positif (négatif) sur l'inégalité¹¹. Ainsi, si la valeur de l'équité relative donné par l'expression $\frac{1-C_i}{1-G}$ est supérieure (inférieure) à 1, le ième sous-groupe aura tendance à réduire (augmenter) l'inégalité. Par conséquent, la part relative de bien-être total de tout sous-groupe peut changer à tout moment du fait de 2 facteurs : Sa part de revenu et, son équité relative.

Il est aussi possible d'obtenir l'élasticité de la fonction de bien-être social par rapport à l'équité d'un groupe sans changer son revenu moyen. Cette élasticité du ième sous-groupe notée $\eta_{1-C_i}^W$ ¹² n'est rien d'autre que la part relative de bien-être du ième sous-groupe. Par conséquent une autre interprétation de la part relative de bien-être de tout sous-groupe est l'élasticité du bien-être par rapport à l'équité de ce sous-groupe.

Comme notre objectif est toujours de trouver le groupe cible pour une politique donnée, il est très intéressant d'obtenir l'élasticité du bien-être par rapport à un changement proportionnel du revenu du sous-groupe sans modification de la distribution du revenu. Cette élasticité de sous-groupe i notée $\eta_{\mu_i}^W$ est égale à l'élasticité du bien-être par rapport au revenu moyen de ce sous-groupe si $\beta = 1$; si $0 < \beta < 1$, cette élasticité est inférieure à la part relative de bien-être. Ainsi pour une augmentation proportionnelle du revenu, le sous-groupe au plus grand revenu a plus d'effet réducteur que le sous-groupe au faible revenu. C'est ici que se trouve l'intérêt et la force de cette FBS, le décideur en considérant cette élasticité pour des prescriptions de politique pourra être en mesure de choisir le groupe cible. Il est évident que le groupe cible sera cette partie de la population pour laquelle la part relative de bien-être et l'élasticité par rapport au revenu moyen seront les plus élevées. Et celles-ci sont élevées pour les groupes dont l'équité relative est élevée avec une part relative de revenu assez substantielle. D'où, pour des propositions de politiques deux facteurs très importants sont l'équité relative et la part de revenu.

¹¹ Un franc supplémentaire dans ce groupe augmente (réduit) le niveau d'inégalité.

¹² Confère annexe 3

3.4. Présentation des données d'analyse

Dans cette étude les données utilisées proviennent des deux dernières enquêtes camerounaises auprès des ménages (ECAM 2 et ECAM 3), réalisées en 2001 et 2007 par l'institut national de la statistique (INS).

ECAM II était une enquête par sondage qui couvrait l'ensemble du territoire national et portait sur un échantillon de 10992 ménages¹. Elle visait à construire un profil de pauvreté au niveau national et au niveau des dix provinces.

L'objectif principal d'ECAM III était de produire les indicateurs sur les conditions de vie des populations. Ces indicateurs devront permettre l'actualisation du profil de pauvreté, le suivi et l'évaluation de la stratégie nationale de réduction de la pauvreté (DSRP) et de la progression vers l'atteinte des objectifs du millénaire pour le développement (OMD). Ils permettront également d'évaluer les effets des programmes et politiques macro-économiques mis en œuvre au Cameroun au cours des cinq dernières années sur les conditions de vie des ménages.

Sur le plan géographique par conséquent, le champ couvert par l'ECAM III a été le territoire national et ses opérations concernaient l'ensemble des ménages ordinaires (par opposition aux ménages collectifs : internats, casernes, hôpitaux, couvents, etc.) résidant sur l'ensemble du territoire national à l'exclusion des membres du corps diplomatique et de leurs ménages soit 11391 ménages.

Par ailleurs nous utiliserons ici la stratification retenue par ECAM II et ECAM III, à savoir trois milieux de résidences : le milieu urbain, le milieu semi-urbain et le milieu rural. Le revenu annuel moyen ici considéré est estimé par la dépense par tête moyenne par équivalent adulte.

4. Résultats empiriques

Les résultats empiriques sont présentés sous quatre volets : une analyse des disparités par milieux de résidences au Cameroun (4.1), la contribution au bien-être social et à l'inégalité au Cameroun (4.2), la tendance du bien-être social à travers les milieux de résidences au Cameroun (4.3) et l'analyse de la sensibilité du bien-être au Cameroun par rapport au revenu par milieu de résidence (4.4).

4.1. Analyse des disparités par milieu de résidence au Cameroun

Cette analyse des disparités par milieu de résidence au Cameroun, se fera à travers l'examen de la distribution des revenus, de la population et des inégalités

¹ A l'exclusion des membres du corps diplomatique et leurs ménages

entre ces milieux. Des données que nous utiliserons par la suite pour la détermination des différentes contributions au bien-être social et à l'inégalité.

Nous allons apprécier la distribution des revenus et des inégalités au Cameroun à travers les résultats que nous donne le Tableau 1. En effet, si le calcul de la part de la population et du revenu moyen proportionnel est assez simple, la décomposition en sous-groupes de l'indice de Gini fait problème. Nous avons donc eu recours à la méthode de décomposition en sous-groupes de l'indice de Gini développée par Podder pour calculer les coefficients de concentration.

Tableau 1 : Taille de la population, Revenu moyen annuel, Part de la population, revenu moyen proportionnel et Coefficient de concentration entre les deux périodes par milieu de résidence.

Milieux de résidences	Taille de la population par milieu, n_i		Revenu moyen annuel par milieu, μ_i		Part de la population par milieu en (%), n_i/n		Revenu moyen proportionnel par milieu, μ_i/μ		Coefficient de Concentration c_i	
	2001	2007	2001	2007	2001	2007	2001	2007	2001	2007
Urbain	3824	3910	618492	743998	34,79	34,32	1,524	1,559	0,658	0,664
Semi – urbain	898	1109	414775	469354	8,17	9,74	1,022	0,984	0,429	0,379
Rural	6270	6372	274848	314692	57,04	55,94	0,677	0,659	0,095	0,044
Total	10992	11391	405834	477105	100	100			0,421*	0,408*

*indique le coefficient de Gini pour toute la société Camerounaise

Source : Calculé à partir des données ECAM 2 et ECAM3 et des logiciels DASP2.2 et Excel.

A partir du tableau 1, on peut noter une augmentation de la population enquêtée qui est passée de 10992 en 2001 à 11391 en 2007. Surtout, on peut relever une augmentation du revenu moyen par tête (405 834 FCFA en 2001 contre 477 105 FCFA en 2007), et ce malgré l'augmentation de la taille de la population.

On peut également relever que la plus grande partie de la population est concentrée en zones rurales avec 57,01% en 2001 et 55,94 en 2007, même si l'on note une légère baisse en 2007 de 1,88%. En termes de part de population, les zones urbaines sont après les zones rurales, les zones les plus peuplées, malgré la légère baisse également enregistrée entre 2001 et 2007 ; la part de la population étant passée de 34,79% à 34,32%. Les zones semi-urbaines

restent les moins peuplées des trois, néanmoins, on note une hausse de la proportion de leurs populations entre 2001 et 2007 de 19,21%.

Avec un revenu moyen proportionnel de 1,524 en 2001 et 1,559 en 2007, les zones urbaines connaissent un revenu moyen par tête supérieur à celui de la société camerounaise en général. Cependant, en zones rurales le revenu moyen par tête est largement inférieur au revenu moyen de la société globale. En plus, avec un revenu moyen proportionnel évalué à 0,677 et 0,659 entre les deux périodes, l'écart par rapport au revenu moyen national s'est aggravé, alors que le revenu moyen par tête dans les zones rurales a augmenté, passant de 274 848 FCFA à 314 692 FCFA.

Les zones semi-urbaines quant à elles, en 2001 avaient un revenu moyen proportionnel égal à 1,022, ce qui traduit que le revenu moyen par tête de ce milieu se situe au-delà du revenu moyen national. En 2007, on a vu la tendance ce renverser, le revenu moyen national devenant supérieur à celui de ce milieu du fait d'un revenu moyen proportionnel estimé à 0,984. Pourtant, on avait assisté entre les deux périodes à une augmentation du revenu moyen par tête : de 414 775 FCFA en 2001 on était arrivé à 469 354 FCFA en 2007.

En somme, le niveau de vie, globalement apprécié par le niveau de revenu moyen par tête a augmenté sur le plan national et même dans tous les milieux de résidences à travers les périodes 2001 et 2007. En plus du fait que le revenu par tête ait connu une augmentation évaluée à 14,94% en général, on note également une diminution de l'inégalité de l'ordre de 3,08% entre 2001 et 2007.

En effet, l'indice de Gini estimé à 0,421 en 2001 est réduit en 2007 à 0,408. Une diminution des inégalités tirée par les zones rurales et semi-urbaines ou l'inégalité s'est respectivement rétractée à hauteur de 53,7% et 11,65%. Les zones urbaines quant à elles connaissent le niveau d'inégalité le plus élevé, mais plus encore ce niveau d'inégalité va en croissant à travers les périodes passant de 0,658 en 2001 à 0,664 en 2007, bien au-delà du niveau de l'inégalité général dans la société quelle que soit la période.

4.2. Contribution au bien-être social et à l'inégalité au Cameroun

La contribution au bien-être et à l'inégalité sera évaluée à l'aide des données du tableau 2.

Tableau 2 : Parts de revenu, Équité relative et Parts relatives de bien être par strate de 2001 à 2007

Milieux de résidences	Parts de revenu par milieu (%) $\frac{\mu_i \cdot n_i}{\mu \cdot n}$		Équité relative $(1-C_i) / (1-G)$		Parts relative de bien-être (%) $\frac{\Omega_i W_i}{W}$	
	2001	2007	2001	2007	2001	2007
Urbain	53,02	53,52	0,591	0,567	31,33	30,35
Semi – urbain	8,35	9,58	0,986	1,048	8,23	10,04
Rural	38,63	36,90	1,563	1,615	60,38	59,60
Total	100	100	1	1	1	1

Source : Calculé à partir des données ECAM 2 et ECAM3 et des logiciels DASP2.2 et Excel.

L'analyse du tableau 2, nous permet d'apprécier les parts de revenu par milieu de résidence. On peut aussi y retrouver l'équité relative et les parts relatives de bien-être social par milieu de résidence. Notons que les parts relatives de bien-être social peuvent également s'analyser comme étant des élasticités du bien-être social de chaque milieu par rapport à l'équité.

Une analyse de la contribution au bien-être social global, montre que le milieu rural est celui qui contribue le plus au bien-être social global, malgré la décroissance de cette contribution à travers les périodes (de 60,38% en 2001, on est passé à 59,60% en 2007). Cette forte contribution des zones rurales est surtout due à une équité relative réductrice d'inégalités. Une équité relative qui s'est d'ailleurs améliorée le long des périodes d'étude, passant de 1,563 à 1,615. Mais aussi, les zones rurales bénéficient d'une part assez substantielle de revenu, même si en termes de proportion elles viennent après les zones urbaines. En effet, de 2001 à 2007 on est passé en zones rurales de 38,63% à 36,90%, alors qu'en zones urbaines on est passé de 53,02% en à 53,52%.

Toutefois, malgré la forte concentration du revenu en zones urbaines, le milieu urbain contribue moins au bien-être social que le milieu rural. Une contribution qui va d'ailleurs en diminuant d'une période à l'autre : 31,33% en 2001 contre 30,35% en 2007. Ce niveau de contribution peut-être le fait d'une part de la population relativement faible par rapport au milieu rural, mais aussi et surtout le fait d'une équité relative à effet amplificateur d'inégalité globale, dans la

mesure où l'équité relative en zones urbaines est évaluée à 0,591 en 2001 et 0,567 en 2007.

Le milieu semi-urbain est celui qui contribue le moins au bien-être social global, cependant d'une période à l'autre, on note une légère amélioration de cette contribution : de 8,23% on est passé à 10,04%. Mais plus que cette amélioration d'ailleurs peu significative en terme de contribution au bien-être social global, ce qui est intéressant à observer dans ce milieu, est le passage de ses zones, de zones à effets aggravants sur l'inégalité globale à des zones à effets réducteurs sur l'inégalité nationale. Leur équité relative étant passée de 0,986 en 2001 à 1,048 en 2007.

4.3. Tendence du bien-être social entre les Milieux de résidences du Cameroun

L'estimation du bien-être social, permettra non seulement de déterminer la tendance du bien-être social au Cameroun, mais également d'apprécier la sensibilité de ce bien-être par rapport au revenu d'un milieu à l'autre.

Tableau 3: Tendence du bien-être social au Cameroun entre les différents milieux de résidences de 2001 à 2007

Milieux de résidences	Wi ($\beta=0,5$)		Wi ($\beta=0,75$)		Wi ($\beta=1,0$)	
	2001	2007	2001	2007	2001	2007
Urbain	269,09	290,10	7546,36	8520,12	211626,93	250229,59
Semi – urbain	367,87	425,50	9335,65	11137,17	236917,82	291507,79
Rural	474,37	536,38	10861,46	12704,17	248691,81	300896,85
Total	368,59	409,12	9303,36	10752,43	234815,55	282592,29

Source : Calculé à partir des données du tableau 1 (sur Excel).

Dans le Tableau3, le bien-être social total et par milieux est présenté pour différentes valeurs de β . On observe que quelle que soit la valeur de β , le bien-être social global a augmenté entre 2001et 2007. Le taux d'augmentation varie cependant d'une valeur de β à une autre, soit 20,34 % pour $\beta =1$; 15,6 % pour $\beta = 0,75$ et 11% pour $\beta = 0,5$ (pour de petites valeurs de β l'augmentation est moins prononcée).

Cette augmentation du bien-être au Cameroun, peut se justifier par l'augmentation du revenu global en 2007, mais aussi par la baisse du niveau global des inégalités. Par ailleurs plus β est grand plus le revenu moyen annuel influence le bien-être. De ce fait, la forte croissance du bien-être entre les deux périodes pour $\beta =1$ ou encore pour des β élevés s'explique.

En outre, cette évolution croissante a maintenu l'ordre en termes de niveau de bien-être social entre les milieux de résidences. Le milieu rural continue de connaître le niveau de bien-être social le plus élevé quelle que soit la période et la valeur de β . Il est suivi du milieu semi-urbain, alors que le milieu urbain, pourtant le plus pourvu en revenu, connaît le niveau de bien-être social le plus faible. Ce faible niveau de bien-être social dans les zones urbaines est certainement le fait du fort niveau d'inégalité.

4.4. Analyse de la sensibilité du bien-être social au Cameroun par rapport au revenu moyen par milieu de résidence.

L'analyse de la sensibilité du bien-être social au Cameroun se fera grâce au calcul des élasticités.

Tableau 4 : Élasticité du bien-être social par rapport au revenu moyen au Cameroun pour les différents milieux de résidences : entre 2001 à 2007

Milieux de résidences	$\eta_{u_i}^w(\beta = 0.5)$		$\eta_{u_i}^w(\beta = 0.75)$		$\eta_{u_i}^w(\beta = 0.9)$	
	2001	2007	2001	2007	2001	2007
Urbain	0,048	0,036	0,181	0,170	0,260	0,250
Semi –urbain	0,041	0,052	0,061	0,076	0,074	0,091
Rural	0,411	0,411	0,507	0,504	0,565	0,559
Total	<i>0,5</i>	<i>0,5</i>	<i>0,75</i>	<i>0,75</i>	<i>0,9</i>	<i>0,9</i>

Source : Calculé à partir des données du tableau 1 (sur Excel).

Le Tableau 4, présente les élasticités de bien-être social par rapport aux revenus moyens des différents milieux de résidences, pour différentes valeurs de β et pour les deux périodes. Cette élasticité mesure les changements espérés dans le bien-être social global pour une augmentation d'un point de pourcentage du revenu moyen par milieu (distribué proportionnellement entre tous les membres, l'inégalité restant inchangée).

Quelle que soit, la valeur de β et quelle que soit la période d'analyse, le fait est que si l'on accorde une unité de revenu à tous les milieux de résidences à la fois, l'unité de revenu reversée au milieu rural est plus à même d'améliorer le bien-être social dans la nation toute entière, que celle reversée partout ailleurs. En effet, à travers le temps et indépendamment de la valeur de β , l'élasticité du bien-être social par rapport au revenu moyen au Cameroun est plus élevée en zones rurales que dans les autres milieux.

Elle est également, plus élevée dans le milieu urbain que dans le milieu semi-urbain, sauf en 2007 pour $\beta = 0,5$, où elle est évaluée à 0,036 pour le milieu urbain et 0,052 pour le semi-urbain. Cette inversion pourrait s'expliquer par le fait que l'élasticité est plutôt croissante d'une période à l'autre dans le milieu

semi-urbain alors qu'elle est décroissante dans les deux autres milieux, la valeur de β n'y changeant rien. De plus, ces élasticités sont quasiment nulles pour $\beta = 0,5$. Ceci s'explique par le niveau d'inégalité plus élevé dans ces milieux et sachant qu'une valeur faible de β est plus liée à l'équité. En zones urbaines, L'élasticité atteint sa valeur la plus significative lorsque $\beta = 0,90$ avec 0,260 en 2001 et 0,250 en 2007. Tandis que, en zones semi-urbaines elle reste extrêmement faible, sa valeur la plus élevée étant de 0,091 en 2007 pour $\beta = 0,9$.

5. Conclusion

L'objectif poursuivi dans cette étude était de décomposer la tendance du bien-être social au Cameroun en examinant l'arbitrage entre efficacité et équité. A travers une analyse des disparités par milieux de résidences et une estimation du bien-être social au Cameroun, cette étude a contribué à atteindre cet objectif. Nous avons pu déterminer des variables telles que la part de revenu, l'équité relative, l'indice de bien-être et l'élasticité de bien-être social par rapport au revenu. Ces variables nous ont permis de décomposer la tendance du bien-être social. De même que nous avons pu examiner l'arbitrage entre efficacité et équité, grâce au paramètre d'arbitrage β .

Il se dégage de cette analyse, que les zones rurales contribuent plus au bien-être social et à l'équité dans la société camerounaise que les zones urbaines. Par ailleurs ces zones rurales connaissent les niveaux de bien-être et les élasticités de bien-être par rapport au revenu les plus élevés.

En somme, du fait de la forte sensibilité du bien-être social au Cameroun à toute augmentation de revenu en zones rurales, et de la forte contribution des zones rurales au bien-être social, il apparaît évident que toute politique visant l'amélioration du niveau de vie des camerounais, devrait s'orienter vers les zones rurales en priorité.

En effet, les zones rurales semblent avoir un effet Spillover sur le bien-être général de la société. Les activités susceptibles de créer de la richesse devraient ainsi y être encouragées en fonction des atouts spécifiques de chaque milieu. L'agriculture étant l'activité principale en zones rurales, il nous paraît tout à fait indiqué d'actionner ce levier. Seulement, la préservation des acquis, notamment le faible niveau d'inégalité ici identifié, nous semble également un élément fondamental.

References Bibliographiques

1. Baye, M.F. (2007). «Exact configuration of poverty inequality and polarisation Trends in the Distribution of well-being in Cameroon», Paper presented at the Centre for the Study of African Economies (CSAE), Conference 2008 on 'Economic Development in Africa', St Catherine's College, Oxford.
2. Baye, M. F. (2010), « A Gini-based generalized decomposition analysis of Social Welfare trends in Cameroon », African Journal of Economic Policy, vol.17, n°1.
3. Besbes, L. et Boujelbene, Y. (2010), « Croissance économique, inégalité et pauvreté : Cas des pays de l'UMA », 6ème colloque international « Stratégies de développement: Quel chemin parcouru ? Quelles réponses face aux nouvelles contraintes économiques et climatiques? Hammamet (Tunisie).
4. Bourguignon, F. et C. Morrison, (2002), «Inequality Among World Citizens: 1820–1992», *American Economic Review*, 92(4), pp.727–44.
5. Cummins, R. A. (1996), «Domains of Life Satisfaction: An Attempt to Order Chaos», *Social Indicators Research*, 38(3), pp. 303–328.
6. Datt, G. et Ravallion, M. (1992), « Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s », *Journal of Development Economics*, vol. 38, n° 2, pp. 275-295.
7. Deaton, A. et Muellbauer, J. (1980), « Economics and consumer behaviour », Cambridge University Press.
8. Dollar, D. et Kraay, A. (2000), « Growth is Good for the Poor », Development Research Group, World Bank.
9. Doyal, L. and I. Gough, (1991), «*A Theory of Human Needs*», Macmillan, Basingstoke,
10. Fambon, S., Ajab Amin, A., Baye, M. F., Nomba, I., Tamba, I. et Tawah, R. (2001), « pauvreté et répartition des revenus au Cameroun durant les années 90 », cahier de recherche, n°01-06 du CREFA, département d'économie, Université de Laval, Canada.
11. Fambon, S. (2001), « Pauvreté croissance et redistribution au Cameroun », idrc.ca home.
12. Gouvernement du Cameroun, (2003), « document de stratégie et de réduction de la pauvreté », république du Cameroun, Yaoundé.
13. Gouvernement du Cameroun, (2009), « Document de Stratégies pour la Croissance et l'Emploi (DSCE) », République du Cameroun.
14. Jacquet, P., Jauniaux, L. de Boissieu C. et Sgard J. (2004), « Amartya Sen, la pauvreté comme absence de capacité », Ceras - revue *Projet* n°280, Mai.
15. Kakwani, N. et Pernia, E. (2000), «What is Pro-Poor Growth? », *Asian Development Review* 18(1), pp. 116.

16. Kraay, A. (2006), «When is Growth Pro-Poor? Evidence from a Panel of countries», *Journal of Development Economics*, Vol.80 N°1, pp.198-217.
17. McGillivray, M. and Shorrocks, A. (2005), «Inequality And Multidimensional Well-Being », *Review of Income and Wealth Series 51, Number 2, World Institute for Development Economics Research, United Nations University, Helsinki*, June 2005
19. Milanovic, B. (2002), «Worlds Apart: International and World Inequality 1950–2000», World Bank, Washington DC.
20. Mukhopadhaya, P. (2001a), «The ordinal and cardinal judgement of social welfare changes in Singapore, 1982-99», department of Economics, National University of Singapore.
21. Mukhopadhaya, P. (2001b), «*A Generalized social welfare function, its decomposition and application*», working paper N° 0119, Department of Economics, National University of Singapore.
22. Mukhopadhaya, P. (2001c), «*The trend of welfare disparity among subgroups of population in Australia 1983-84, 1993-94*», working paper N° 0115, Department of Economics, National University of Singapore.
23. Narayan, D., Chambers, R. Shah, M. K. et Petesch, P. (2000), «*Voices of the Poor: Crying Out for Change*», Oxford University Press for the World Bank, New York.
24. Nembua, C. C. (2005), «*A Three component subgroup Decomposition of the Hirschman-Herfindahl Index and Households Income Inequality in Cameroon*», *Applied Economic Letter*, 12, pp. 941-947.
25. Nussbaum, M. C. (2000), «*Women and Human Development: The Capabilities Approach*», Cambridge University Press, Cambridge.
26. PNUD, (1998), «*Rapport sur le développement humain au Cameroun* »
27. Podder, N. and Mukhopadhaya, P. (1995), «*Welfare disparities among subgroups of population in Australia*», Paper presented at 24th Annual conference of Economists, the University of Adelaide, Adelaide.
28. Podder, N and P. Mukhopadhyay (1999), «Welfare disparities among subgroups of population: the method of analysis with an application», *Advances in Econometrics, Income Distribution And Scientific Methodology*, Ed. D. J. Slottje, pp. 87- 101.
29. Podder, N. (1993), «A New Method of Disaggregating the Gini Index by groups», *Sankhya, Series B*, 55, pp. 262-271.
30. Ravallion, M. et Chen, S. (2003), «Measuring Pro Poor Growth», World Bank, Policy Research Working Paper.
31. Sen, A. (1993), «Capability and Well-being », in M. Nussbaum and A. Sen (eds), *The Quality of Life*, Clarendon Press, Oxford, pp. 30–53.
32. Sen, A. (1987), «The standard of living», Cambridge University press.
33. Sen, A. (1985), «*Commodities and Capabilities* », Elsevier, Amsterdam.
34. Sen, A. (1976), «*Poverty: An ordinal approach to measurements*», *econometrica*, 44.

35. Sheshinski, E. (1972), «Relation between a social welfare function and the Gini index of inequality», *Journal of Economic Theory*, 4, pp. 98-100.
36. Stewart, F. (1985), «*Basic Needs in Developing Countries* », Johns Hopkins University Press, Baltimore.
37. Touna, M. (2007), « L'Economie Camerounaise : un nouveau départ », extrait du projet éditorial paru dans le journal Repères n° 028 du 27 juin 2007.
38. Yitzhaki, S. (1979), « Relative deprivation and the Gini coefficient », *Quarterly Journal of Economics*, 93, pp. 321-324.
39. Yitzhaki, S. (1982), «Relative deprivation and the economic welfare», *European Economic Review*, 17, 19.

ANNEXES (Mukhopadhaya, 2001b)**Annexe 1 : Part relative du bien être social**

$$\frac{\Omega_i W_i}{W} = \frac{\left[\frac{n_i}{n} \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right)^{1-\beta} \right] \left[\mu_i^\beta (1 - C_i) \right]}{\mu^\beta (1 - G)} = \left(\frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} \right) \left(\frac{1 - C_i}{1 - G} \right)$$

Annexe 2: Décomposition de la fonction de bien-être social généralisée

$$\begin{aligned} W &= \mu^\beta (1 - G) \\ &= \mu^\beta \left(1 - \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} C_i \right) \\ &= \mu^\beta - \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu^{1-\beta}} C_i \\ &= \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} \mu^\beta - \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu^{1-\beta}} C_i \quad \text{Comme} \quad \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} = 1 \\ &= \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu^{1-\beta}} (1 - C_i) \\ &= \sum_i \left[\frac{n_i}{n} \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right)^{1-\beta} \right] \left[\mu_i^\beta (1 - C_i) \right] \\ &= \sum_i \Omega_i W_i \end{aligned}$$

Annexe 3 : Elasticité par groupe

$$\eta_{1-C_i}^W = \frac{\partial W}{\partial (1 - C_i)} \frac{1 - C_i}{W} = \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} \frac{1 - C_i}{1 - G}$$

Annexe 4 : Elasticité du bien-être par rapport au revenu

$$\begin{aligned} \eta_{\mu_i}^W &= \frac{\partial W}{\partial \mu_i} \frac{\mu_i}{W} \\ &= \frac{\mu_i}{\mu} \frac{n_i}{n} (\beta - 1) + \frac{\mu_i n_i (1 - C_i)}{\mu n (1 - G)} \end{aligned}$$

Politique rédactionnelle

Les articles soumis à la Revue africaine de l'intégration et de Développement sont évalués de façon anonyme par au moins deux lecteurs externes. La Revue n'accepte pas de publier des articles présentés simultanément ailleurs. De plus, une fois l'article accepté, l'auteur ne peut le retirer sans l'assentiment du rédacteur. Les opinions exprimées par les auteurs n'engagent en rien la Revue.

Présentation des articles

- Envoyer l'article au:

Département des Affaires économiques
Commission de l'Union africaine
B.P. 3243
Addis Abeba, ETHIOPIE
Fax: +251-11-5- 18 26 78
Tel: +251-11-5 18 26 58
E-mail:
ReneKouacy@yahoo.com
KaneD@africa-union.org
YounoussaI@africa-union.org
OlomoP@africa-union.org

- Veiller à ce que l'article comporte:
 - Au plus trente pages, références comprises, imprimées à double interligne et d'un seul côté du papier ;
 - Un résumé en français et en anglais (abstract) d'au plus 100 mots, une notice biographique et la bibliographie ;
 - Une introduction et une conclusion ;
 - Une page titre donnant le nom de l'auteur, son affiliation et, le cas échéant, les remerciements.
- Indiquer l'emplacement des hors-texte (tableaux, graphiques, cartes, etc.) dans le manuscrit, les numéroter et les présenter sur des pages à part. Soumettre cartes et graphiques en prêt-à-photographier ; Ecrire les nombres inférieurs à dix en toutes lettres et utiliser le signe de pourcentage dans le texte et les tableaux, en prenant soin de les séparer du nombre par une espace ;
- Mettre en retrait et sans guillemets les citations dépassant cinq lignes ;

Ecrire en italique, dans le texte et les équations, les lettres utilisées comme symboles statistiques ou variables algébriques, scores de test et échelles;

- Limiter les notes aux explications absolument nécessaires, les numéroter consécutivement et les présenter en notes de bas de page; la numérotation doit être recommencée sur chaque page;

- Indiquer les références dans le texte selon la présentation auteur-date, par exemple:

(Kouassi, 1998), (Abebe, 1987, p.10-13; Makeba, 1990, chap.2);

- Indiquer les références bibliographies comme suit:

- *livre*: Fanon, F.(1961), *Les Damnés de la Terre*, Paris, François Maspero.

- *article dans un livre*: Jean-Paul, Azam (1988). “*Examen de Quelques Problèmes*”

Économétriques Soulevés par la Méthode d'Analyse des Stratégies.” Dans *Stratégies de Développement Comparées*, sous la direction de Patrick et Sylviane Guillaumont, Ed. Economica, Paris, pp. 157-16

Editorial Policies

All articles submitted to the African Integration and Development Review are assessed anonymously by two or more outside readers. Multiple submissions are not accepted. Once a paper has been accepted for publication, it may not be withdrawn by the author without consulting the editor. The African Integration and Development Review is not responsible for the opinions expressed in the articles.

Submission of manuscripts

- Manuscripts should be sent to:

Economic Affairs Department

African Union Commission

Box 3243

Addis Ababa, ETHIOPIA

Fax: +251-11-5- 18 26 78

Tel: +251-11-5 18 26 58

E-mail:

ReneKouacy@yahoo.com

KaneD@africa-union.org

YounoussaI@africa-union.org

OlomoP@africa-union.org

- The manuscript should:
 - be not more than thirty pages long, including the list of references, all double-spaced and printed on one side of the paper only;
 - include an abstract, of not more than 100 words, a biographical note and a bibliography;
 - An introduction and conclusion;
 - A cover page including the title of the article, the author's name and affiliation as well as any acknowledgements that may apply.
- Letters used as statistical symbols or algebraic variables, test scores and scales should be in italics.
- Notes are limited to content notes only, and should be numbered consecutively and placed as a footnote; the numbering should be restarted on each page.

- References are indicated in text, using the author-date method of reference, e.g. (Kouassi, 1998), (Abebe, 1987, p.10-13; Makeba, 1990, chap.2)

Indicate the bibliographical references as follows:

- *book*: Fanon, F. (1961), *Les Damnés de la Terre*, Paris, François Maspero.
 - *article in book* : Jean-Paul, Azam (1988). "Examen de *Quelques Problèmes Économétriques Soulevés par la Méthode d'Analyse des Stratégies.*" Dans *Stratégies de Développement Comparées*, sous la direction de Patrick et Sylviane Guillaumont, Ed. Economica, Paris, pp. 157-164.
- The location of tables, figures and maps in the text should be indicated. They should also be numbered consecutively and placed on separate pages. Maps or graphs must be in camera-ready copy with the final version of the manuscript.
 - Numbers below 10 are written in words. The percentage sign is used in both text and tables provided that it is separated from the figure by a space.
 - Quotations of more than five lines should be indented without quotation marks.