

Document de travail du LEM / Discussion paper LEM
2021-11

Inefficacité ou hétérogénéité ? Estimation des déterminants de la performance des institutions de microfinance de la Zone Franc

Thomas Blavet

Paris School of Economics (PSE), France, thomas.blavet@psemail.eu

Votsoma Djekna

Univ. Lille, CNRS, IESEG School of Management, UMR 9221-LEM-Lille Économie
Management, F-59000 Lille, France, votsoma.djekna@univ-lille.fr

<https://lem.univ-lille.fr/>

Les documents de travail du LEM ont pour but d'assurer une diffusion rapide et informelle des résultats des chercheurs du LEM. Leur contenu, y compris les opinions exprimées, n'engagent que les auteurs. En aucune manière le LEM ni les institutions qui le composent ne sont responsables du contenu des documents de travail du LEM. Les lecteurs intéressés sont invités à contacter directement les auteurs avec leurs critiques et leurs suggestions.

Tous les droits sont réservés. Aucune reproduction, publication ou impression sous le format d'une autre publication, impression ou en version électronique, en entier ou en partie, n'est permise sans l'autorisation écrite préalable des auteurs.

Pour toutes questions sur les droits d'auteur et les droits de copie, veuillez contacter directement les auteurs.

The goal of the LEM Discussion Paper series is to promote a quick and informal dissemination of research in progress of LEM members. Their content, including any opinions expressed, remains the sole responsibility of the authors. Neither LEM nor its partner institutions can be held responsible for the content of these LEM Discussion Papers. Interested readers are requested to contact directly the authors with criticisms and suggestions.

All rights reserved. Any reproduction, publication and reprint in the form of a different publication, whether printed or produced electronically, in whole or in part, is permitted only with the explicit written authorization of the authors.

For all questions related to author rights and copyrights, please contact directly the authors.

Inefficacité ou hétérogénéité ?

Estimation des déterminants de la performance des institutions de microfinance de la Zone Franc

Thomas Blavet* Votsoma Djekna†

24 août 2021

Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser les déterminants de l'inefficacité des institutions de microfinance (IMFs) dans la Zone Franc (CEMAC et UEMOA) à partir d'une approche par les frontières stochastiques. Nous estimons une fonction de coût total *Translog* sur un échantillon de 102 IMFs pour la période allant de 2003 à 2018 en appliquant la méthode d'estimation de Wang et Ho (2010), qui différencie l'hétérogénéité de l'inefficacité. Nous décomposons les dépenses opérationnelles en dépenses administratives, financières et d'amortissement pour estimer la technologie de production des prêts. Nous trouvons que les IMFs les plus jeunes et les IMFs qui se spécialisent moins dans les prêts aux femmes sont plus efficaces, et que la concurrence détériore l'efficacité des IMFs dans la Zone Franc.

Keywords : Microfinance, Frontière Stochastique, Inefficacité, Hétérogénéité, Déterminants

JEL Codes : C23, D24, G21

*Paris School of Economics (PSE), France, thomas.blavet@psemail.eu

†Univ. Lille, CNRS, IESEG School of Management, UMR 9221-LEM-Lille Économie Management, F-59000 Lille, France, votsoma.djekna@univ-lille.fr

1 Introduction

La microfinance est devenue un véritable acteur socioéconomique de lutte contre la pauvreté. Dans les pays en voie de développement, la microfinance n'est pas récente et elle joue un rôle de mobilisateur de fonds dans le secteur informel pour des personnes exclues du secteur bancaire classique et/ou limitées financièrement.

Les institutions de microfinance (IMFs) développent aujourd'hui des stratégies pour améliorer leurs performances financière et sociale afin de produire et de proposer davantage de services financiers aux ménages à revenus modestes. La viabilité et la pérennité imposent un style de management, une gestion optimale des coûts, un respect des contraintes et des objectifs spécifiques. L'objectif de l'article est d'analyser les déterminants de l'inefficacité des institutions de microfinance dans la Zone Franc¹. Il s'agit d'une part de la Communauté Économique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC) qui compte six pays : le Cameroun, le Congo, le Gabon, la Guinée Équatoriale, la République Centrafricaine et le Tchad qui utilisent le FCFA XAF et d'autre part de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) qui compte huit pays : le Bénin, le Burkina-Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo qui utilisent le FCFA XOF.

Outre leur fonction d'intermédiaire financier (collecte des dépôts et octroi de crédits), les institutions financières produisent des services financiers intensifs en matière d'informations et de diversification des risques. C'est cette conception de l'institution financière qui va orienter le choix des produits et des facteurs de production dans cet article.

La littérature économique et financière modélise les inputs et les outputs bancaires à travers deux approches principales : la production et l'intermédiation. L'approche par la production considère que les banques produisent diverses catégories de dépôts, de prêts et d'autres services à l'aide de facteurs physiques tels que le capital physique, le travail, les matériaux, la superficie (Benston (1965), puis Bell et Murphy (1968) et Berger et Humphrey (1991)). Le modèle de l'intermédiation² considère les institutions financières comme des agents (ou des in-

1. La Zone Franc est la zone économique directement liée à la France par des accords de développement et de coopération monétaire et qui utilise le Franc CFA (Franc de la Communauté Financière Africaine) comme monnaie.

2. L'approche de l'intermédiation se subdivise en trois composantes.

La première composante considère l'intermédiation financière comme la principale activité de la banque. Les dépôts, les autres comptes du passif, les ressources réelles sont considérées comme des inputs et les prêts, l'actif du bilan (qui utilisent les fonds qui génèrent la plupart des rendements perçus par la banque) seront considérés comme des outputs (Ohene-Asare, 2011; Sealey Jr et Lindley, 1977).

La seconde composante (coût de l'usage) a été proposée par Barnett (1978); Donovan (1978); Hancock (1985) pour déterminer si les dépôts constituaient un produit ou un facteur de production. Selon cette composante, les banques transforment des inputs non financiers tels que le travail, le capital et les matériaux achetés en produits financiers. Les coûts d'usage catégorisent les inputs et les outputs d'un produit bancaire en fonction de leur contribution nette au chiffre d'affaires de la banque ou en fonction des signes de leurs dérivés dans une fonction de profit bancaire. Les rendements financiers sur un actif doivent être supérieurs au coût d'opportunité des fonds pour qu'un produit financier soit considéré comme output (ou inversement le coût financier sur la créance doit être inférieur au coût d'opportunité).

La dernière composante de la valeur ajoutée concerne la modélisation du comportement de la banque. Elle a été développée par Berger *et al.* (1987); Berger et Humphrey (1992). Ici, les outputs sont représentés par l'offre

termédiaires) qui font véhiculer des fonds entre les agents à besoin de financement et ceux à capacité de financement. Dans cette optique, les facteurs de production sont : le travail, le capital physique et parfois des fonds propres pour convertir le capital financier tels que les dépôts et d'autres fonds en prêts, titres, investissements et autres actifs générant un revenu. La banque produit alors des services d'intermédiation dans la mesure où ses outputs émanent de l'actif de la banque, dans différents types de prêts et investissements et que ses coûts financiers des comptes sont enregistrés dans le passif (Sealey Jr et Lindley, 1977).

Plusieurs raisons motivent le choix de l'approche par l'intermédiation pour l'analyse de l'efficacité des IMFs dans la Zone Franc dans cet article. Tout d'abord, Berger et Mester (1997) ont remarqué que l'approche d'intermédiation est plus appropriée, car les dirigeants des banques se focalisent sur la réduction des coûts totaux et pas seulement les coûts non liés au taux d'intérêts. Ohene-Asare (2011) confirme que cette approche englobe la totalité des coûts bancaires et n'exclut pas les charges d'intérêts car ces dépenses constituent une part importante du coût total de la banque et leur élimination pourrait biaiser les résultats empiriques.

Une seconde raison est avancée par Sealey Jr et Lindley (1977) de part la nature de l'activité des institutions financières. Comme ces dernières sont spécialisées dans la transformation des dépôts et des crédits, les dépôts collectés vont constituer une partie des fonds utilisés pour accorder des crédits et réaliser des investissements. Les dépôts sont donc considérés comme des inputs et non des outputs comme dans l'approche de la production qui serait peut être plus appropriée, comme le souligne Ohene-Asare (2011), pour les études de l'efficacité au niveau des agences bancaires.

Pour Ferrier et Lovell (1990), la méthode d'intermédiation est la meilleure lorsque l'objectif est la viabilité économique de l'institution financière car elle intègre tous les frais bancaires généraux à l'inverse de la méthode de production qui insiste principalement sur les coûts de fonctionnement. Il n'existe pas de consensus quant à l'utilisation de certains outputs et inputs dans l'analyse de l'efficacité des institutions financières bien que l'approche d'intermédiation est dominante.

Pour analyser les déterminants de l'inefficacité des IMFs de la Zone Franc, nous utilisons la méthodologie développée par Wang et Ho (2010) qui permet de faire la distinction pour chaque IMF entre l'hétérogénéité invariante dans le temps de l'inefficacité variante dans le temps. De cette manière, les déterminants de l'inefficacité ne vont pas être attribués à des caractéristiques propres à chaque institution, évitant ainsi que l'hétérogénéité spécifique à chaque IMF soit confondue avec un facteur d'inefficacité.

Nous utilisons ainsi la méthode de Wang et Ho (2010) pour estimer une fonction de coût total *Translog* pour caractériser la technologie de production des IMFs et analyser les déterminants de l'inefficacité. Les estimations sont réalisées sur un échantillon de 102 IMFs de la CEMAC et de l'UEMOA pour une période de 16 années allant de 2003 à 2018.

L'étude met en exergue que dans la Zone Franc, trois déterminants apparaissent significatifs.

de prêts et les inputs par le travail et le capital physique qui sont utilisés.

L'âge des firmes, le pourcentage de femmes emprunteuses et l'indice de concentration des parts de marché. Les IMFs les plus jeunes sont les plus efficaces et les IMFs qui se spécialisent dans les prêts aux femmes sont moins efficaces. Nous trouvons également que moins il y a de concurrence dans le secteur des IMFs au niveau local, plus celles-ci sont efficaces.

La deuxième section de cet article traite de la revue de la littérature. La troisième section présente les méthodes de prise en compte des déterminants de l'inefficacité et en particulier les méthodes permettant de décomposer l'inefficacité de l'hétérogénéité. Cette section présente en particulier l'approche de [Wang et Ho \(2010\)](#) qui sera appliquée dans la suite de l'étude. Cette section présente aussi la stratégie d'estimation qui décompose les dépenses opérationnelles en dépenses administratives, financières et d'amortissement pour estimer la technologie de production des prêts, en veillant à imposer l'homogénéité et présente la spécification des variables de déterminants de l'inefficacité. La quatrième section présente l'échantillon des institutions de microfinance de la Zone Franc et les données utilisées. Enfin, la cinquième section présente les résultats empiriques et les interprétations des résultats obtenus.

2 Revue de littérature sur l'efficacité des IMFs

La littérature existante traitant de la mesure de l'efficacité des IMFs applique deux principales approches : l'approche paramétrique et l'approche non-paramétrique.

Depuis [Benston \(1965\)](#); [Berger et Humphrey \(1991\)](#); [Sealey Jr et Lindley \(1977\)](#) les modèles de mesure de l'efficacité, appliqués dans d'autres domaines, ont été importés dans le milieu bancaire.

2.1 Analyse des déterminants de l'inefficacité à l'aide des modèles d'enveloppement des données

De nombreux auteurs se sont focalisés sur des méthodes d'enveloppement de données (DEA) pour analyser l'efficacité des IMFs. Sans prétendre à l'exhaustivité, nous présentons ici quelques études marquantes liées à notre article.

[Nghiem et al. \(2006\)](#) se focalisent sur 46 IMFs au Vietnam, en utilisant d'une part les coûts de la main d'œuvre et des coûts non liés au facteur travail comme inputs et d'autre part le nombre d'épargnants, le nombre d'emprunteurs et le nombre de groupes comme outputs. Ils concluent que l'efficacité technique moyenne des IMFs au Vietnam est de 80% et que l'âge et l'emplacement de l'IMF ont une influence significative sur l'efficacité de ces IMFs. [Gutiérrez-Nieto et al. \(2007\)](#), quant à eux, s'intéressent à l'efficacité des IMFs d'Amérique Latine. En utilisant comme inputs le nombre d'agents de crédits et les dépenses de fonctionnement et comme outputs les intérêts créditeurs et les commissions, le portefeuille de prêts bruts et le nombre de prêts en cours, ils montrent la présence d'un effet pays car la localisation et la nature de l'IMF influencent l'efficacité technique. Ils sont rejoints par [Haq et al. \(2010\)](#) qui s'intéressent à 39

IMFs d'Asie, d'Afrique et d'Amérique Latine, ils trouvent que la nature de l'IMF, particulièrement les ONG, sont plus efficaces. [Gutiérrez-Nieto et al. \(2009\)](#) vont plus loin en se focalisant, sur l'efficacité financière et sociale, sur 89 IMFs dans le monde. Ils utilisent le total des actifs, les coûts et le nombre d'employés comme inputs et comme outputs, d'abord les prêts et les revenus pour mesurer l'efficacité financière et ensuite le nombre de femmes emprunteuses et l'indice de pauvreté pour mesurer l'efficacité sociale. Ils trouvent une relation faiblement positive entre la portée et l'efficacité financière. [Bassem \(2008\)](#), quant à lui, analyse l'efficacité sur un panel de 35 IMFs dans la zone méditerranéenne sur la période allant de 2004 à 2005 et trouve une relation négative entre la taille de l'IMF et l'efficacité.

[Segun et Anjugam \(2013\)](#) observent un autre volet des IMFs ; celle de la fourniture des services à la clientèle. Sur un échantillon de 27 IMFs dans 25 pays d'Afrique Saharienne, ils parviennent à la conclusion que les IMFs sont inefficaces dans la réalisation de leur fonction d'intermédiation financière. En utilisant comme angle d'observation la portée et la viabilité financière sur 52 banques rurales au Cameroun, [Piot-Lepetit et Nzongang \(2014\)](#) utilisent une méthodologie multi-DEA pour mesurer l'efficacité des banques rurales au Cameroun et font un compromis entre la portée et la viabilité financière. [Lebovics et al. \(2016\)](#) ne trouvent aucune relation entre l'efficacité financière et sociale. Sur un échantillon de 28 IMFs au Vietnam, ils utilisent les inputs variables tels que le total du passif, les coûts d'exploitation et le nombre d'employés et utilisent le portefeuille de prêts bruts et le revenu financier comme outputs financiers et la portée de la pauvreté et le nombre de déposants comme output social. Dans la section suivante, nous présentons les principales études utilisant la méthode des frontières stochastiques pour analyser les déterminants de l'inefficacité des IMFs.

2.2 Analyse des déterminants de l'inefficacité à l'aide des frontières stochastiques

L'application des frontières stochastiques (SFA) pour analyser l'efficacité des IMFs est assez récente. Nous pouvons néanmoins citer les travaux de [Desrochers et Lamberte \(2005\)](#); [Hermes et al. \(2011\)](#); [Oteng-Abayie \(2011\)](#); [Paxton \(2007\)](#); [Servin et al. \(2012\)](#) qui se sont focalisés sur les méthodes SFA dans les IMFs et [Altunbas et al. \(2001\)](#); [Fungáčová et al. \(2020\)](#); [Lang \(1996\)](#); [Weill \(2004a,b\)](#) dans les banques.

[Desrochers et Lamberte \(2005\)](#) dans leurs travaux cherchent à vérifier si les banques rurales coopératives aux Philippines minimisent dans leur gestion leurs coûts d'agence. Sur un échantillon de 50 banques rurales coopératives sur la période 1995 à 1999, ils utilisent d'une part l'approche d'intermédiaire qui considère la firme comme producteur de deux biens (prêts et dépôts) et d'autre part une approche SFA et de distribution libre pour estimer une fonction de coût. Les produits sont estimés en nombre de comptes, en montant des prêts et en investissements; les intrants en valeurs des dépôts, du capital, des salaires et des intérêts. Ils concluent que les coûts d'agence réduisent considérablement le rapport coût-efficacité des banques ru-

rales coopératives. Ainsi, une augmentation de la rémunération des dirigeants se traduirait par une amélioration de la performance de ces banques et par une hausse de la productivité. Enfin ils trouvent que les banques coopératives plus rentables font plus facilement face à des chocs externes.

[Gregoire et Tuya \(2006\)](#) s'intéressent à l'efficacité par type d'IMFs au Pérou. Sur un échantillon de 28 IMFs avec 1864 observations sur la période de 1999 à 2003, ils utilisent la méthodologie développée par [Battese et Coelli \(1995\)](#) pour estimer une fonction de coût à travers l'approche SFA. Suivant l'approche de l'intermédiation, le seul output qu'ils retiennent est le portefeuille de prêts. Le travail et le capital physique représentent les inputs nécessaires et les dépôts comme des inputs fixes. Ils arrivent à la conclusion que seuls l'indice de concentration, la taille et le crédit au secteur agricole sont négativement corrélés avec l'inefficacité des IMFs au Pérou. Par contre, pour cet échantillon, le coefficient du portefeuille de prêts moyen et du type d'IMF sont positifs et statistiquement significatifs avec l'inefficacité de ces IMFs.

[Paxton \(2007\)](#) utilise une méthode de frontières stochastiques pour analyser l'efficacité technique de 190 IMFs semi-formelles au Mexique en estimant une fonction de production *Translog*. La variable dépendante est le logarithme du volume de portefeuille de prêt en cours, des investissements et des dépôts à vue et les inputs sont le logarithme du capital, de la main d'oeuvre et des fonds prêtés. A partir du modèle de [Wang \(2002\)](#) et des données en coupe transversale en 2001, [Paxton \(2007\)](#) conclut que les outils technologiques (nombre d'ordinateurs par employé), la taille du portefeuille de prêts moyen, la portée (le portefeuille moyen de prêts par emprunteur), l'âge de l'IMF sont positivement corrélés à l'efficacité technique des IMFs au Mexique. Dans une même logique, [Masood et Ahmad \(2010\)](#), utilisent la méthodologie développée par [Battese et Coelli \(1995\)](#) pour mesurer le niveau d'efficacité et des déterminants de l'inefficacité sur un panel non-cylindré de 40 IMFs en Inde sur la période 2005 à 2008. Ils concluent que l'âge de l'IMF est un déterminant positif de l'efficacité bien que la taille n'apporte aucune explication. Ils trouvent aussi que plus la portée de l'IMF est importante, plus l'IMF est efficace, et que la situation géographique a une incidence sur l'efficacité des IMFs, car celles opérant dans les États du sud semblent plus efficaces que leurs homologues des États du nord.

De même, [Oteng-Abayie \(2011\)](#) à partir d'une approche d'intermédiation utilise une *Cobb-Douglas* sur 135 IMFs situées au Ghana sur la période de 2007 à 2010. Ils confirment les résultats obtenus par [Masood et Ahmad \(2010\)](#) et [Paxton \(2007\)](#) c'est-à-dire un lien positif entre l'efficacité et l'âge de l'IMF et aussi une relation positive entre l'efficacité de l'IMF et la portée, mais négative avec le nombre de dépôts par épargnant. Ils trouvent également une relation positive entre l'efficacité et les dépenses opérationnelles, les prêts par agent de crédit et les dépôts par agent de crédit.

[Quayes et al. \(2013\)](#) confirment les résultats obtenus par leurs prédécesseurs. En utilisant des données en coupe transversale sur 45 IMFs en 2013 situées au Bangladesh, [Quayes et al. \(2013\)](#) estiment une fonction de coût à partir de la méthodologie développée par [Battese et Coelli \(1995\)](#) en suivant l'approche de l'intermédiation. L'output est le portefeuille moyen de prêts

tandis que les prix sont le prix du travail, le coût du capital, le coût des fonds empruntés et le coût des dépôts et des intrants fixes pour mettre en lumière les déterminants de l'inefficacité tels que l'âge de l'IMF, la taille, le portefeuille moyen de prêts et le total des prêts. Ils arrivent à la conclusion selon laquelle l'âge de l'IMF (pas significatif), le total des membres, le portefeuille moyen de prêts, et les prêts locaux sont négativement corrélés à l'inefficacité de l'IMF. [Riaz \(2015\)](#) estime une fonction *Cobb-Douglas* en appliquant la méthodologie de [Battese et Coelli \(1995\)](#) en une étape sur un panel non-cylindrique, allant de 2007 à 2013, des IMFs au Pakistan. Il utilise l'approche de l'intermédiation, pour identifier trois facteurs de production (le coût par emprunteur, les dépenses financières et le total des actifs) et deux produits (la marge financière et le portefeuille de prêts moyen). Il arrive à la conclusion selon laquelle, d'une part, l'âge et le nombre de branches sont significatifs et négativement corrélés avec l'inefficacité de ces IMFs au Pakistan et, d'autre part, le nombre de personnel, le nombre de femmes emprunteuses et le portefeuille moyen de prêts par emprunteur sont significatifs et positivement corrélés avec l'inefficacité de ces IMFs.

En complément aux travaux précédemment cités, [Hermes et al. \(2011\)](#) mesurent la portée et l'efficacité de 435 IMFs situées dans le monde de 1997 à 2007. Ils estiment une fonction de coût en utilisant l'approche de l'intermédiation qui décrit comme output le portefeuille moyen de prêts et comme inputs le prix d'une unité de travail par an, l'intérêt par unité de dépôt et utilisent comme variables de déterminants de l'inefficacité l'âge de l'IMF, le pourcentage de femmes emprunteuses, le portefeuille moyen de prêts par emprunteur et le type de prêts fournis principalement par l'IMF. Ils trouvent un coefficient positif et significatif entre l'âge de l'IMF et l'inefficacité c'est-à-dire que les IMFs les plus jeunes sont plus efficaces que les IMFs plus âgées. D'après [Hermes et al. \(2011, 2018\)](#), les jeunes IMFs ont eu assez de temps d'apprentissage des échecs des anciennes et sont du coup, plus prudentes, d'où leur efficacité. Ils trouvent aussi une relation positive et significative entre le pourcentage de femmes emprunteuses et l'inefficacité : plus une IMF se spécialise dans les prêts aux femmes, plus celle-ci est inefficace. Ils trouvent aussi une relation positive entre les prêts individuels, les prêts de villages et l'inefficacité. D'autre part, ils mettent en évidence une relation négative entre le portefeuille moyen de prêts par emprunteur, les prêts de groupes et les prêts mixtes. Les mêmes résultats sont confirmés par [Hermes et al. \(2018\)](#) dans une analyse sur la relation existante entre le développement financier et l'efficacité des IMFs en utilisant un échantillon de 372 IMFs dans le monde. Ils estiment à nouveau une fonction de coût suivant l'approche de l'intermédiation et, en plus des déterminants utilisés par [Hermes et al. \(2011\)](#), ils utilisent un indicateur de développement financier, le nombre d'emprunteurs et des effets fixes région. Ils arrivent aux mêmes conclusions sur l'efficacité des jeunes IMFs et l'inefficacité des IMFs se spécialisant dans les prêts aux femmes. [Servin et al. \(2012\)](#) sur un échantillon de 315 IMFs, pour 1681 observations, dans 18 pays d'Amérique Latine sur la période allant de 2003 à 2009, analysent l'efficacité technique

des IMFs et trouvent que la structure de l'actionnariat et la nature de l'IMF³ sont associées à l'efficacité technique. En outre, ils montrent que les IMFs non gouvernementales et les coopératives ont des technologies moins performantes que celles des banques et des institutions non financières compte tenu de leurs objectifs.

Il existe toujours des controverses s'agissant du lien entre la concurrence et l'efficacité des institutions financières. Tandis que la plupart des auteurs trouvent que la concurrence améliore l'efficacité des institutions, quelques études montrent le contraire. C'est le cas de [Fecher et Pestieau \(1993\)](#) qui analysent la corrélation entre l'efficacité et la concentration dans le secteur de financier et trouvent une corrélation négative. [Grifell-Tatje et Lovell \(1996\)](#); [Kumbhakar et al. \(2001\)](#) montrent les conséquences négatives de la déréglementation sur les coûts et les profits des banques espagnoles, et [Humphrey et Pulley \(1997\)](#) à leur tour sur les banques américaines sur la période 1977-1988. [Weill \(1998\)](#) dans une étude sur la concurrence et l'efficacité dans les banques de 14 pays de l'OCDE sur la période de 1990 à 1994 trouve qu'une augmentation du nombre de banques entraîne une réduction de l'efficacité des banques.

Le tableau 1 fait une synthèse des études développées dans le cadre des frontières stochastiques.

TABLEAU 1 – Synthèse des études sur les frontières stochastiques

N°	Auteurs	Type de données	Années d'étude	Nombre d'observations	Méthode d'estimation	Fonction estimée	Pays/Regions
1	Desrochers et Lamberte (2005)	Panel	1995-1999	50	Coelli (1996)	Production	Philippines
2	Gregoire et Tuya (2006)	Panel	1999-2003	1864	Battese et Coelli (1995)	Coût	Pérou
3	Paxton (2007)	Coupe transversale	2001	190	Wang (2002)	Production	Mexique
4	Masood et Ahmad (2010)	Panel	2005-2008	40	Battese et Coelli (1995)	Production	Inde
5	Hermes et al. (2011)	Panel	1997-2007	435	Battese et Coelli (1995)	Coût	Monde
6	Oteng-Abayie (2011)	Panel	2007-2010	135	Battese et Coelli (1995)	Coût	Ghana
7	Servin et al. (2012)	Panel	2003-2009	1681	Servin et al. (2012)*	Production	Amérique Latine
8	Quayes et al. (2013)	Coupe transversale	2004	45	Battese et Coelli (1995)	Coût	Bangladesh
9	Bos et Millone (2015)	Panel	2003-2010	3880	Battese et Coelli (1988)	Coût	Monde
10	Riaz (2015)	Panel	2007-2013	148	Battese et Coelli (1995)	Coût	Pakistan
11	Abdulai et Tewari (2016)	Panel	2003-2013	619	Battese et Coelli (1995)	Coût	Afrique
12	Mor et al. (2016)	Coupe transversale	2014	78	Coelli et Battese (1996)	Production	Inde
13	Bensalem et Ellouze (2017)	Panel	2007-2013	723	Battese et Coelli (1995)	Production	Monde
14	Kendo (2017)	Panel	2004-2011	1205	Kendo (2017)*	Coût	Afrique
15	Pal et Mitra (2017)	Panel	2006-2013	6162	Battese et Coelli (1995)	Production	Monde
16	Hermes et al. (2018)	Panel	2008-2009	977	Battese et Coelli (1995)	Coût	Monde

*Dans ces articles, une méthodologie a été développée par les auteurs

3 Prise en compte des déterminants de l'inefficacité et distinction avec l'hétérogénéité

3.1 Questions méthodologiques

Pour estimer l'efficacité de la production, nous avons d'une part les méthodes paramétriques telles que les frontières stochastiques et la méthode de [Aigner et Chu \(1968\)](#) et d'autre part les

3. Il s'agit ici des organismes non gouvernementales, des coopératives, des unions de crédits, des banques rurales, des institutions non financières

méthodes non paramétriques telles que les méthodes *Data Envelopment Analysis* et *Free Disposal Hull*.

Les frontières stochastiques ont été développées par deux articles publiés simultanément, [Meeusen et van Den Broeck \(1977\)](#) et par [Aigner et al. \(1977\)](#). Nous pouvons chercher les déterminants du niveau d'inefficacité de chaque entreprise.

Dans la littérature, il existe des méthodes d'estimation en deux étapes pour déterminer le niveau d'inefficacité et ensuite expliquer ce niveau par la prise en compte de variables exogènes. Comme nous avons pu le constater dans la section précédente, de nombreux articles traitant des IMFs ont estimé l'inefficacité en utilisant la méthode DEA puis ont régressé le niveau d'inefficacité technique sur des variables exogènes utilisées comme proxy des déterminants de l'inefficacité. Dans le cadre des méthodes de frontière stochastique, une stratégie équivalente a été proposée notamment par [Pitt et Lee \(1981\)](#) mais l'estimation des déterminants de l'inefficacité en deux étapes pose problème car nous devons supposer à la première étape, lors du choix de l'hypothèse de distribution, que l'inefficacité et le terme aléatoire sont homoscédastiques en supposant que la variance de l'inefficacité et du terme aléatoire sont constants. Or, si nous disposons de variables permettant d'expliquer la différence d'inefficacité entre les entreprises, nous ne pouvons pas supposer que l'inefficacité est homoscédastique car le fait d'ignorer ces informations à la première étape va conduire à des paramètres estimés biaisés et non convergents. [Wang et Schmidt \(2002\)](#) ont démontré que l'estimation en deux étapes de l'inefficacité et des déterminants de l'inefficacité pose un problème de biais de variables omises si les variables de la technologie de production sont corrélées avec les variables captant les déterminants de l'inefficacité. Ce problème de biais de variables omises se répercute sur l'estimation du niveau d'inefficacité et sur le lien entre les déterminants et l'inefficacité même en l'absence de corrélation des variables technologiques et des variables de déterminants de l'inefficacité.

Des méthodes d'estimation en une seule étape ont donc été développées pour ne pas avoir ce problème de biais de variables omises et de paramètres estimés biaisés et inconsistents. Il y a eu trois stratégies pour prendre en compte les déterminants de l'inefficacité en une étape d'estimation. La première stratégie a été de prendre en compte les déterminants de l'inefficacité à travers la moyenne de l'hypothèse de distribution de l'inefficacité. Au lieu de supposer que la moyenne de l'inefficacité est constante et identique pour toutes les entreprises, les articles de [Kumbhakar et al. \(1991\)](#); [Huang et Liu \(1994\)](#); [Battese et Coelli \(1995\)](#) ont proposé de relâcher cette hypothèse de moyenne constante de l'inefficacité en proposant des formes algébriques différentes pour la paramétrisation de l'hypothèse portant sur la moyenne de l'inefficacité. Cette stratégie est appelée « KGMHLBC » dans la littérature sur l'estimation des frontières stochastiques due aux initiales des auteurs. La stratégie des auteurs consiste à prendre en compte des variables exogènes captant les déterminants de l'inefficacité pour supposer une moyenne spécifique à chaque entreprise.

La deuxième stratégie a été de prendre en compte les déterminants de l'inefficacité au travers

de la variance de l'hypothèse de distribution portant sur l'inefficacité. La méthode a été développée par [Caudill et Ford \(1993\)](#); [Caudill et al. \(1995\)](#); [Hadri \(1999\)](#) et s'intitule « CFCFGH ». Cette méthode relâche l'hypothèse d'homoscédasticité en ayant une variance différente pour chaque entreprise qui est fonction des déterminants de l'inefficacité.

La troisième stratégie a été développée par [Wang et Schmidt \(2002\)](#) en combinant l'approche « KGMHLBC » et l'approche « CFCFGH » pour prendre les déterminants de l'inefficacité à la fois dans la moyenne mais également dans la variance de l'hypothèse de distribution portant sur l'inefficacité. L'approche de [Wang et Schmidt \(2002\)](#) se justifie par le fait qu'il n'y a pas de raison de supposer que les déterminants vont impacter la moyenne mais pas la variance ou que les déterminants vont impacter la variance mais pas la moyenne de l'inefficacité. Pour paramétriser la moyenne et la variance, [Wang et Schmidt \(2002\)](#) suggèrent d'utiliser les mêmes variables de déterminants. Un des avantages de cette approche est qu'elle relâche l'hypothèse de monotonie entre les déterminants et le niveau d'inefficacité alors que les approches « KGMHLBC » et « CFCFGH » ne permettaient pas de prendre une relation non-monotone entre l'inefficacité et les déterminants sauf à prendre les variables en les élevant au carré ou en prenant une interaction entre les variables.

Dans la section suivante, nous décrivons les données que nous utilisons et qui sont des observations en données de panel. Le fait de travailler sur des données de panel va avoir des conséquences sur la distinction entre l'inefficacité et l'hétérogénéité. [Greene \(2005a,b\)](#) a été le premier à s'intéresser à la distinction entre l'inefficacité et l'hétérogénéité dans son étude, pour estimer l'efficacité des systèmes de santé dans 194 pays sur une période de 5 ans. Comme ces pays ont de grandes différences dans les caractéristiques économiques et culturelles, [Greene \(2004\)](#) s'est donc intéressé à l'hétérogénéité des pays, en particulier à la distinction entre les caractéristiques économiques et culturelles des différents pays et l'efficacité de leur système de santé. [Greene \(2004, 2005a,b\)](#) a développé le modèle à véritables effets aléatoires en décomposant le terme d'erreur en trois termes aléatoires. Un terme aléatoire pour l'inefficacité technique spécifique à l'entreprise et variante dans le temps, un terme aléatoire pour le choc spécifique à l'entreprise et variant dans le temps et enfin un terme aléatoire pour l'hétérogénéité spécifique à l'entreprise mais invariante dans le temps. Pour estimer ce modèle à véritables effets aléatoires, Greene propose d'utiliser une hypothèse de distribution pour chacun des effets aléatoires et de recourir à la méthode du maximum de vraisemblance. [Colombi et al. \(2014\)](#) ont repris le modèle développé par Greene en ajoutant un effet aléatoire spécifique à l'inefficacité technique permanente dans le temps pour avoir une distinction entre l'inefficacité technique permanente et donc invariante dans le temps et l'inefficacité technique transitoire et donc variante dans le temps. Ils proposent d'utiliser le maximum de vraisemblance où la somme des quatre effets aléatoires a une distribution *Closed-Skew Normal* (CSN). Ce résultat a été démontré par [Arellano-Valle et Azzalini \(2006\)](#); [Gonzalez-Farias et al. \(2004\)](#).

Greene a développé également le modèle à véritables effets fixes en décomposant le terme d'erreur en deux termes aléatoires : un terme aléatoire pour l'inefficacité technique spécifique

à l'entreprise et variante dans le temps et un terme aléatoire pour les chocs aléatoires spécifiques à l'entreprise. À la différence du modèle à véritables effets aléatoires, ce modèle prend en compte l'hétérogénéité invariante dans le temps sous la forme d'un effet fixe spécifique à chaque entreprise. Cette méthode est relativement simple car il suffit d'ajouter autant de variables dichotomiques que d'entreprises présentent dans le panel d'observations. Ce modèle pourrait être sujet à un problème de paramètres incidentales si nous avons peu d'années d'observations et de nombreuses entreprises. [Greene \(2005b\)](#) prouve que le problème de paramètres incidentales ne provoque pas un biais significatif pour les paramètres estimés lorsque le nombre d'années d'observation est élevé.

Pour estimer l'inefficacité des IMFs, nous utilisons le modèle de [Wang et Ho \(2010\)](#) permettant à la fois de prendre en compte les déterminants de l'inefficacité dans le cadre de données de panel mais aussi de distinguer l'hétérogénéité de l'inefficacité, élément important comme l'a démontré Greene et qui n'était pas pris en compte par les modèles « KGMHLBC » et « CFCFGH ». Le modèle estimé est le suivant :

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \\
 \varepsilon_{it} &= v_{it} - u_{it} \\
 v_{it} &\sim N(0, \sigma_v^2) \\
 u_{it} &= h_{it}u_i^* \\
 h_{it} &= f(z_{it}\delta) \\
 u_i^* &\sim N(\mu, \sigma_u^2)
 \end{aligned}$$

Avec : $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$.

Ce modèle repose sur celui développé par [Wang et Schmidt \(2002\)](#) qui suppose que la forme de la distribution de l'inefficacité est la même pour toutes les entreprises du panel en ne faisant pas intervenir les déterminants de l'inefficacité dans la moyenne et dans la variance de l'hypothèse de distribution mais utilise une fonction multipliant l'inefficacité en faisant intervenir les variables utilisées comme proxy des déterminants.

Cette fonction appelée *scaling function* permet d'étirer ou de rétrécir l'axe horizontal mais la forme de la distribution de l'inefficacité est la même pour toutes les entreprises c'est à dire une distribution demi-normale ou une distribution normale tronquée ayant les mêmes valeurs de paramètres pour la moyenne et la variance. Cet argument est l'un des principaux avantages du modèle de [Wang et Schmidt \(2002\)](#). Le second argument est que les paramètres des déterminants de l'inefficacité sont des semi-élasticités et l'interprétation en terme de semi-élasticité est conservée quelque soit l'hypothèse de distribution sur l'inefficacité. Pour éliminer le problème potentiel de paramètres incidentales dû à l'estimation des effets fixes firmes α_i , [Wang et Ho \(2010\)](#) proposent d'utiliser une différenciation première ou une transformation intra-

individuelle pour éliminer les effets fixes ⁴.

3.2 Méthode d'estimation

La méthodologie de Wang et Ho (2010) qui distingue l'hétérogénéité de l'inefficacité n'a pas encore été utilisée à notre connaissance dans le cadre de l'analyse de l'inefficacité des IMFs. Nous caractérisons la technologie de production en utilisant une fonction de coût total *Translog*. La forme fonctionnelle *Translog* permet une grande flexibilité et elle a été démontrée être la meilleure pour estimer une fonction de coût par Gagné et Ouellette (1998). Nous décomposons les dépenses opérationnelles en trois facteurs de production variables : les dépenses administratives, les dépenses financières et les dépenses d'amortissement en veillant à imposer l'homogénéité de degré un en divisant le coût total et les prix des facteurs de production par le prix de la dépréciation et d'amortissement. Notre analyse s'intéresse particulièrement aux IMFs des pays de la Zone Franc.

La fonction de coût total *Translog* que nous estimons est la suivante :

$$\begin{aligned}
\ln\left(\frac{CT_{it}}{DEP_{it}}\right) = & \beta_1 \ln\left(\frac{PERSO_{it}}{DEP_{it}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{ADM_{it}}{DEP_{it}}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{FIN_{it}}{DEP_{it}}\right) + \beta_4 \ln\left(PPB_{it}\right) \\
& + \beta_5 0,5 \ln\left(\frac{PERSO_{it}}{DEP_{it}}\right)^2 + \beta_6 0,5 \ln\left(\frac{ADM_{it}}{DEP_{it}}\right)^2 + \beta_7 0,5 \ln\left(\frac{FIN_{it}}{DEP_{it}}\right)^2 \\
& + \beta_8 0,5 \ln\left(PPB_{it}\right)^2 + \beta_9 \ln\left(\frac{PERSO_{it}}{DEP_{it}}\right) \ln\left(\frac{ADM_{it}}{DEP_{it}}\right) \\
& + \beta_{10} \ln\left(\frac{PERSO_{it}}{DEP_{it}}\right) \ln\left(\frac{FIN_{it}}{DEP_{it}}\right) + \beta_{11} \ln\left(\frac{PERSO_{it}}{DEP_{it}}\right) \ln\left(PPB_{it}\right) \\
& + \beta_{12} \ln\left(\frac{PERSO_{it}}{DEP_{it}}\right) Tendance + \beta_{13} \ln\left(\frac{ADM_{it}}{DEP_{it}}\right) \ln\left(\frac{FIN_{it}}{DEP_{it}}\right) \\
& + \beta_{14} \ln\left(\frac{ADM_{it}}{DEP_{it}}\right) \ln\left(PPB_{it}\right) + \beta_{15} \ln\left(\frac{ADM_{it}}{DEP_{it}}\right) Tendance \\
& + \beta_{16} \ln\left(\frac{FIN_{it}}{DEP_{it}}\right) \ln\left(PPB_{it}\right) + \beta_{17} \ln\left(\frac{FIN_{it}}{DEP_{it}}\right) Tendance \\
& + \beta_{18} \ln\left(PPB_{it}\right) Tendance + \beta_{19} Tendance + \beta_{20} 0,5 Tendance^2 \\
& + \beta_{22} PIB_{it} + \beta_{21} IDH_{it} + \beta_{23} TPP_{it} + v_{it} + u_{it}
\end{aligned}$$

4. Les auteurs démontrent également que la différenciation première et la transformation intra-individuelle sont mathématiquement équivalentes.

$$\begin{aligned}
v_{it} &\sim N(0, \sigma_v^2) \\
u_{it} &= h_{it}u_i^* \\
h_{it} &= f(z_{it}\delta) \\
u_i^* &\sim N(\mu, \sigma_u^2)
\end{aligned}$$

CT_{it} représente le coût total d'une IMF i à l'année t , $PERSO_{it}$ représente le prix du travail calculé par la dépense totale en personnel par le nombre d'employés de l'IMF, ADM_{it} représente le prix de l'administration calculé par la dépense totale en administration par le nombre d'employés de l'IMF, FIN_{it} représente le prix des dépenses d'intérêt calculé par la dépense totale en intérêt par dollar de dépôt, DEP_{it} représente le prix de la dépréciation et de l'amortissement du capital calculé par la dépense totale en dépréciation et en amortissement par rapport au total des actifs fixes de l'IMF. Enfin, PPB_{it} représente le portefeuille de prêt brut de l'IMF.

Plusieurs variables de contrôle ont été ajoutées dans les estimations, notamment les provisions pour pertes sur prêts divisées par l'encours brut des prêts (TPP) pour contrôler les différences dans les stratégies de prise de risque entre les IMFs, variable utilisée par [Fries et Taci \(2005\)](#); [Lensink et al. \(2008\)](#) et [Hermes et al. \(2011, 2018\)](#). Nous avons également utilisé le Produit Intérieur Brut (PIB), comme [Gregoire et Tuya \(2006\)](#) et l'Indicateur de Développement Humain (IDH) pour contrôler les différences de développement entre les pays de la Zone Franc.

La spécification générale des variables de déterminants de l'inefficacité est la suivante :

$$z_{it} = \delta_1 \log_AGE_{it} + \delta_2 IHH_{it} + \delta_3 FEM_{it} + \delta_4 F_PRO_{it} + \delta_5 \log_PMP_{it} + \delta_6 \log_SME_{it}$$

Dans cette équation, z_{it} représente le vecteur des déterminants de l'inefficacité de la firme i à la période t .

\log_AGE_{it} est le logarithme du nombre d'années d'existence de la firme depuis sa création. Cette variable représente le nombre d'années d'expérience de l'IMF depuis sa création et reflète le comportement de la firme dans le temps. Un signe positif indiquerait que les IMFs les plus jeunes sont plus efficaces que les firmes les plus anciennes. Cette variable a été utilisée par [Fall \(2018\)](#); [Hermes et al. \(2011, 2018\)](#); [Oteng-Abayie \(2011\)](#); [Quayes et al. \(2013\)](#), entre autres. IHH_{it} est l'indice de concentration de *Herfindahl-Hirschman* qui permet de mesurer la concentration du marché local à une période donnée. Un signe négatif de cette variable indiquerait que moins il y a de concurrence, plus les IMFs sont efficaces. Une augmentation du nombre de banques entraîne une diminution du profit de chaque banque et un niveau optimal d'efficacité faible pour compenser la perte de profit liée à la concurrence ([Weill, 1998](#)). Cette variable a été aussi utilisée par [Demsetz \(1973\)](#); [Gregoire et Tuya \(2006\)](#); [Nurboja et Kořak \(2017\)](#).

FEM_{it} représente le pourcentage de femmes emprunteuses dans le portefeuille total. Une valeur élevée de cette variable pourrait indiquer l'étendue et la spécification de l'IMF dans les

prêts aux femmes (généralement associée aux emprunteurs pauvres). Un signe positif de son coefficient indiquerait que les IMFs qui se spécialisent dans les prêts aux femmes sont moins efficaces. Cette variable a été utilisée, par exemple, par [Hermes et al. \(2011, 2018\)](#); [Oteng-Abayie \(2011\)](#); [Schreiner \(2002\)](#), notamment, pour intégrer la portée sociale de l'IMF.

F_PRO_{it} est le ratio des fonds propres sur le total des actifs. Il permet de mesurer la solidité et la différence de prise de risque d'une IMFs. Cette variable a été utilisée par [Berger et Mester \(1997\)](#); [Dietsch et Lozano-Vivas \(2000\)](#); [Grigorian et Manole \(2006\)](#); [Hermes et al. \(2011, 2018\)](#); [Lozano-Vivas et al. \(2001\)](#).

log_PMP_{it} est le logarithme du portefeuille moyen de prêts par emprunteur. Tout comme la variable FEM , elle mesure la portée sociale donc une valeur élevée de cette variable pourrait indiquer une portée moindre corrélée à l'exclusion des pauvres du segment cible de l'IMF. Cette variable a été utilisée par [Fall \(2018\)](#); [Hermes et al. \(2011, 2018\)](#); [Quayes et al. \(2013\)](#); [Schreiner \(2002\)](#).

log_SME_{it} représente le solde d'épargne moyen par épargnant. C'est le rapport du total des dépôts par le nombre d'épargnants, c'est également un indicateur de la portée sociale de l'IMF donc une valeur élevée (moins élevée) pour cette variable indiquerait la nature riche (pauvre) des clients de l'IMF. Cette variable a été utilisée par [Oteng-Abayie \(2011\)](#).

4 Echantillon et données de l'étude

Nous disposons d'un échantillon de 102 IMFs, situées dans les pays en Afrique centrale (CE-MAC) et en Afrique de l'ouest (UEMOA), sur une période de 16 ans allant de 2003 à 2018. Les données utilisées sont issues de la base de données *Mix Market* qui est une base de données de la Banque Mondiale sur la microfinance dans le monde, exploitée par *MIX (Microfinance Information Exchange)* et couvrant des milliers de prestataires de services financiers. Nous disposons de 530 observations sur la période.

Le tableau 2 fournit une matrice de corrélation de l'ensemble des variables utilisées. CT représente le logarithme du coût total tandis que $PERSO$, ADM et FIN représentent respectivement le logarithme des prix du personnel, de l'administration et financier. Il n'y a pas de corrélation importante entre les variables explicatives. Il y a une forte corrélation entre le logarithme du portefeuille de prêts bruts et le logarithme du coût total car naturellement plus une IMF octroie des prêts, plus son coût total augmente. Ce même niveau de corrélation est observable dans les articles de [Hermes et al. \(2011, 2018\)](#).

Les tableaux 3 et 4 présentent le nombre d'observations par IMFs et par année d'étude. Alors que le tableau 3 présente le nombre d'observations par année, le tableau 4 présente le nombre d'IMFs par rapport au nombre d'année pour laquelle l'IMF est observée. La grande majorité des 530 observations est concentrée entre 2006 et 2017.

Le tableau 5 ci-après présente la répartition des IMFs par pays. Nous avons retenu les observations uniquement pour lesquelles dans un pays donné à une année donnée le nombre d'IMFs

TABLEAU 2 – Matrice de corrélation

	CT	PERSO	ADM	FIN	log_PPB	IDH	PIB	TPP	log_AGE	IHH	FEM	F_PRO	log_PMP	log_SME
CT	1.0000													
PERSO	0.6087	1.0000												
ADM	0.5384	0.6666	1.0000											
FIN	0.2272	0.2671	0.1999	1.0000										
log_PPB	0.9565	0.5920	0.4682	0.1962	1.0000									
IDH	0.3461	0.1222	0.0043	0.1240	0.3353	1.0000								
PIB	0.3911	0.3156	0.2803	0.0962	0.3524	0.7545	1.0000							
TPP	0.0954	0.0854	0.0473	0.0737	0.0845	0.0258	0.0935	1.0000						
log_AGE	0.4044	0.0829	0.0762	-0.0108	0.4239	0.1597	-0.0353	-0.0291	1.0000					
IHH	-0.2063	-0.2007	-0.1010	-0.2814	-0.2269	-0.3694	-0.3808	-0.0269	0.0278	1.0000				
FEM	-0.2684	-0.0547	-0.2908	-0.0222	-0.2543	-0.0562	-0.0672	-0.0103	-0.3319	-0.0160	1.0000			
F_PRO	-0.1480	0.0658	-0.0632	-0.0728	-0.0785	-0.1837	-0.1654	-0.0306	-0.0273	0.0037	0.2438	1.0000		
log_PMP	0.3753	0.3031	0.2875	0.1390	0.4091	0.2719	0.3103	0.1133	0.1591	-0.0006	-0.3282	-0.1856	1.0000	
log_SME	0.3227	0.1897	0.3136	0.0025	0.3352	0.2603	0.3495	0.0701	0.1691	-0.0677	-0.3325	-0.1615	0.4408	1.0000

TABLEAU 3 – Nombre d'observations par année

Années	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Total
Nombre d'observations	4	8	13	25	35	42	47	48	59	50	45	43	38	33	25	15	530

TABLEAU 4 – Nombre d'IMFs par rapport au nombre d'années d'observations

Nombre d'années d'observations	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	Total
Nombre d'IMFs	24	8	10	7	14	5	5	5	8	8	2	0	3*	1	2	0	102

*Note de lecture : 3 IMFs sont observées pendant 13 années

est supérieur à deux ; l'objectif étant d'éliminer de l'échantillon des IMFs n'étant pas soumis à une concurrence.

TABLEAU 5 – Nombre d'IMFs par pays

Pays	Bénin	Burkina Faso	Cameroun	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Total
Nombre d'observations	120	70	70	44	52	40	82	52	530

Le tableau 6 présente les statistiques descriptives des variables du modèle (les variables technologiques, les variables de contrôle, les variables de déterminants de l'inefficacité).

5 Résultats

Le tableau 7 présente les résultats d'estimation⁵. La méthode de Wang et Ho (2010) que nous avons utilisée estime simultanément la technologie de production et les déterminants de l'inefficacité. Notre estimation de référence est la colonne (6) dans laquelle nous n'intégrons que les variables technologiques et l'ensemble des déterminants de l'inefficacité.

En ce qui concerne les déterminants de l'inefficacité, il ressort que la variable *log_AGE* est significative avec un coefficient positif au seuil de 1% ce qui signifie que les plus jeunes IMFs de la Zone Franc sont plus efficaces. En reprenant l'interprétation de Abdulai et Tewari (2016); Hermes et al. (2011, 2018); Nghiem et al. (2006); Singh et al. (2013), il ressort que les IMFs plus jeunes sont plus averties compte tenu de l'expérience des anciennes IMFs accumulée dans le

5. Nos estimations ont été réalisées sur Stata à partir des commandes programmées par Kumbhakar et al. (2015)

TABLEAU 6 – Statistiques descriptives (530 Observations)

Variables	Unités	Moyenne	Ecart-type	Min.	Max.
Coût total	Dollar	4774521	7789559	18923	8.09e+07
Dépenses de personnel	Dollar	1609949	2228398	5098	1.16e+07
Dépenses d'administration	Dollar	1721466	2806477	6227	2.37e+07
Dépenses de dépréciation et amortissement	Dollar	480637.1	939266.3	454	7053714
Dépenses financières	Dollar	962469.3	2741985	4	4.74e+07
Portefeuille de prêts bruts	Dollar	2.39e+07	3.83e+07	2171	2.35e+08
Nombre de personnel	Nombre	239.9671	320.2496	3	2009
Actifs fixes	Dollar	2827139	5690187	5219	6.54e+07
Total des dépôts	Dollar	2.36e+07	4.80e+07	30262	2.82e+08
Tendance	1 à 16	9.267925	3.521995	1	16
Indice de développement humain (IDH)	Indice	.4602358	.0557562	.314	.557
Produit intérieur brut (PIB)	Indice	978.6969	315.3348	465.0038	1600.765
Taux de pertes sur prêts (TPP)	Indice	1.105158	3.78544	-22.31	43.12
Prix du personnel	Indice	5888.935	3205.85	1049.713	18147
Prix de l'administration	Indice	6293.9	3744.365	1043.968	31891.59
Prix financier	Indice	.0668801	.0946967	7.90e-06	1.406891
Prix de dépréciation et amortissement	Indice	.3128816	.4928535	.0096581	5.923357
log_AGE	Indice	2.417401	.6922115	0	3.912023
Indice de Herfindal-Hirschmann (IHH)	Indice	.4539107	.1958038	.2198687	.9768976
Pourcentage de femmes emprunteuses (FEM)	Pourcentage	53.40635	25.67197	.11	100
Ratio d'autonomie financière (F_PRO)	Indice	.2243348	.3086748	-4.077847	.9734545
log_Portefeuille moyen de prêts (log_PMP)	Indice	6.379672	1.024557	3.375591	8.957542
log_Solde moyen d'épargnants (log_SME)	Indice	4.904111	1.094078	.9746972	7.730952

passé. Elles profitent ainsi sur la base des informations et connaissances des autres IMFs existantes pour mieux faire face aux chocs.

Le coefficient de la variable *FEM* est positif et significatif au seuil de 1%, ce qui signifie que les IMFs de la région qui se spécialisent dans les prêts aux femmes sont moins efficaces que les IMFs qui desservent des prêts à l'ensemble de la population. Par conséquent, les IMFs spécialisées dans les prêts au seul genre féminin devraient continuer à octroyer des prêts aux femmes en se diversifiant pour améliorer leur efficacité compte tenu du capital humain et des actifs fixes qui se déprécient avec le temps (Bos et Millone, 2015; Hermes *et al.*, 2011, 2018; Riaz, 2015).

Le coefficient de la variable *IHH* est significatif et négatif au seuil de 1%, ce qui signifie que moins il y a de la concurrence dans le secteur des IMFs au niveau local, plus celles-ci sont efficaces. Ceci peut s'expliquer par le fait que les firmes en situation de concurrence qui cherchent à élargir leur portefeuille de prêts ne contiennent pas leurs coûts (Nurboja et Košak, 2017). Weill (1998) démontre à partir d'un modèle théorique, qu'une augmentation du nombre de banques entraîne une réduction de leur efficacité. D'après lui, lorsque le nombre de banques augmente, le profit de chacune se réduit pour un niveau d'efficacité donné. Ainsi, pour atteindre le niveau minimum de profit, les banques sont forcées de modifier leur technologie de production (sans tenir compte de la concurrence qui réagit de la même manière). L'augmentation de l'efficacité d'une banque, suite à la modification de sa technologie, provoque implicitement la réduction du profit de ses concurrentes ce qui va amener ces dernières à ré-

agir pour compenser cette perte de profit. L'augmentation de l'efficacité de chaque banque entraîne donc une réduction de leur profit et inversement. Par conséquent, suite à l'arrivée de nouvelles banques dans le secteur, chaque banque est forcée de réduire son efficacité pour compenser la perte de profit liée à cette nouvelle concurrence. Des études antérieures comme celle de [Demsetz \(1973\)](#); [Fecher et Pestieau \(1993\)](#) montrent cette corrélation négative entre l'efficacité des institutions financières et le niveau de concurrence.

Des tests de raffinement ont été réalisés sur les estimations pour s'assurer des résultats obtenus sur l'indice de *Herfindahl-Hirschman*. Pour cela, nous avons classé les IMFs en fonction du degré de concurrence sur leur marché local sous la forme de quatre variables dichotomiques en fonction des différents quartiles. Ces estimations sont présentées dans le tableau 8 de la colonne (12) à la colonne (15), le quartile de référence représente les IMFs soumises au plus faible niveau de concurrence. Les résultats confirment le résultat obtenu c'est-à-dire que plus il y a de concurrence, plus les IMFs sont inefficaces. Étant donné que les IMFs représentées dans la catégorie de référence sont les IMFs soumises au plus faible degré de concurrence, on s'attend à ce que les coefficients des trois autres quartiles soient positifs. Les résultats indiquent que les IMFs du troisième quartile ont respectivement un plus faible niveau d'accroissement de l'inefficacité (0.0438) que celle du deuxième quartile (0.0638) ou du premier quartile (0.0703), confirmant que plus il y a de la concurrence, moins les IMFs sont efficaces.

La variable *log_PMP* n'est pas significative pour expliquer l'inefficacité des IMFs dans la Zone Franc.

Le coefficient de la variable *log_SME* est faiblement significatif, il semblerait que plus il y a des épargnants dans le portefeuille des IMFs de la Zone Franc, plus celles-ci sont efficaces. Ces IMFs doivent donc se mobiliser dans la collecte de l'épargne. Un résultat similaire a été obtenu par [Oteng-Abayie \(2011\)](#).

Plusieurs tests de robustesse ont été réalisés dans le tableau 8 de la colonne (7) à la colonne (11), nous pouvons constater que les résultats restent stables. En intégrant des variables de contrôle comme le Produit Intérieur Brut (*PIB*), puis l'Indice de Développement Humain (*IDH*) pour prendre en compte la richesse et le niveau de développement des pays ou même le Taux de Pertes sur Prêts (*TPP*) pour prendre en compte les différentes stratégies de prise de risque des IMFs, les résultats restent stables. Les coefficients de la technologie de production restent stables, leurs signes et les variables de déterminants de l'inefficacité restent significatives. Comme on peut le voir dans le tableau 7, le coefficient de la variable *log_AGE* est toujours positif et significatif à 1%, celui de la variable *IHH* est toujours négatif et significatif à 1% et le coefficient de la variable *FEM* est toujours positif et significatif à 1%. Enfin, le coefficient de la variable *log_SME* est toujours négatif avec un faible niveau de significativité.

6 Conclusion

L'objectif est d'analyser les déterminants de l'inefficacité des IMFs dans la Zone Franc à partir de la méthodologie développée par Wang et Ho (2010). Cette méthode permet de faire la distinction entre l'hétérogénéité invariante dans le temps de l'inefficacité variante dans le temps. Ainsi, les déterminants de l'inefficacité ne vont pas être attribués à des caractéristiques propres à chacune des institutions de microfinance.

A partir d'un échantillon de 102 IMFs comprenant 530 observations, nous avons estimé la technologie de production à l'aide d'une fonction de coût total *Translog*. En appliquant la méthode de Wang et Ho (2010) qui prend en compte l'hétérogénéité invariante dans le temps et spécifique à chaque IMF, nous trouvons que les véritables déterminants de l'inefficacité dans la Zone Franc sont l'âge, le pourcentage de femmes emprunteuses et l'indice de concentration d'Herfindahl-Hirschman. Plus l'IMF est âgée, moins elle est efficace et les IMFs qui se spécialisent dans les prêts aux femmes sont également moins efficaces.

Une autre variable qui explique l'inefficacité des IMFs dans la Zone Franc est l'indicateur de *IHH* qui est également significatif relevant l'importance de la concentration du marché local des IMFs. Bien que ce résultat s'oppose du point de vue normatif aux politiques de déréglementation du secteur bancaire dans la plupart des pays afin d'accroître la concurrence dans le domaine bancaire, notre conclusion sur le secteur des IMFs dans la Zone Franc réfute cette argumentation des décideurs politiques selon laquelle une concurrence élevée permet d'accroître la compétitivité des banques.

Les résultats obtenus restent robustes et significatifs après l'ajout des variables de contrôle. Pour améliorer l'efficacité des IMFs dans la Zone Franc nous suggérons quelques pistes. La première est l'amélioration et le contrôle de la réglementation; les IMFs les plus anciennes doivent être mieux encadrées et un suivi de la libéralisation reste indispensable dans le secteur, la seconde est que les IMFs diversifient leurs portefeuilles sans se concentrer spécialement sur les femmes.

Références

- ABDULAI, A. et TEWARI, D. D. (2016). Efficiency of microfinance institutions in Sub-Saharan Africa : A stochastic frontier approach. *Ghana Journal of Development Studies*, 13(2):117–139.
- AIGNER, D., LOVELL, C. A. et SCHMIDT, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1):21–37.
- AIGNER, D. J. et CHU, S.-F. (1968). On estimating the industry production function. *American Economic Review*, 58(4):826–839.

- ALTUNBAS, Y., EVANS, L. et MOLYNEUX, P. (2001). Bank ownership and efficiency. *Journal of money, credit and banking*, pages 926–954.
- ARELLANO-VALLE, R. B. et AZZALINI, A. (2006). On the unification of families of skew-normal distributions. *Scandinavian Journal of Statistics*, 33(3):561–574.
- BARNETT, W. A. (1978). The user cost of money. *Economics letters*, 1(2):145–149.
- BASSEM, B. S. (2008). Efficiency of microfinance institutions in the Mediterranean : An application of DEA. *Transition Studies Review*, 15(2):343–354.
- BATTESE, G. E. et COELLI, T. J. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of econometrics*, 38(3):387–399.
- BATTESE, G. E. et COELLI, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical economics*, 20(2):325–332.
- BELL, F. W. et MURPHY, N. B. (1968). Economies of scale and division of labor in commercial banking. *Southern Economic Journal*, pages 131–139.
- BENSALEM, S. et ELLOUZE, A. (2017). Profit-orientation and efficiency in microfinance industry : an application of stochastic frontier approach. *INFOR : Information Systems and Operational Research*, 57(3):411–429.
- BENSTON, G. J. (1965). Branch banking and economies of scale. *The Journal of Finance*, 20(2): 312–331.
- BERGER, A. N., HANWECK, G. A. et HUMPHREY, D. B. (1987). Competitive viability in banking : Scale, scope, and product mix economies. *Journal of monetary economics*, 20(3):501–520.
- BERGER, A. N. et HUMPHREY, D. B. (1991). The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking. *Journal of Monetary Economics*, 28(1):117–148.
- BERGER, A. N. et HUMPHREY, D. B. (1992). Measurement and efficiency issues in commercial banking. In *Output measurement in the service sectors*, pages 245–300. University of Chicago Press.
- BERGER, A. N. et MESTER, L. J. (1997). Inside the black box : What explains differences in the efficiencies of financial institutions? *Journal of Banking and Finance*, 21(7):895–947.
- BOS, J. W. et MILLONE, M. (2015). Practice What You Preach : Microfinance Business Models and Operational Efficiency. *World Development*, 70:28–42.
- CAUDILL, S. B. et FORD, J. M. (1993). Biases in frontier estimation due to heteroscedasticity. *Economics Letters*, 41(1):17–20.

- CAUDILL, S. B., FORD, J. M. et GROPPER, D. M. (1995). Frontier estimation and firm-specific inefficiency measures in the presence of heteroscedasticity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1):105–111.
- COELLI, T. J. (1996). A guide to frontier version 4.1 : a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. Rapport technique, CEPA Working papers.
- COELLI, T. J. et BATTESE, G. E. (1996). Identification of factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers. *Australian journal of agricultural economics*, 40(2):103–128.
- COLOMBI, R., KUMBHAKAR, S. C., MARTINI, G. et VITTADINI, G. (2014). Closed-skew normality in stochastic frontiers with individual effects and long/short-run efficiency. *Journal of Productivity Analysis*, 42(2):123–136.
- DEMSETZ, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. *The Journal of Law and Economics*, 16(1):1–9.
- DESROCHERS, M. et LAMBERTE, M. (2005). Efficiency and expense preference in Philippines' cooperative rural banks. *SSRN Electronic Journal*, (Developpement International Desjardins (DID)).
- DIETSCH, M. et LOZANO-VIVAS, A. (2000). How the environment determines banking efficiency : A comparison between french and spanish industries. *Journal of Banking & Finance*, 24(6):985–1004.
- DONOVAN, D. J. (1978). Modeling the demand for liquid assets : an application to Canada. *Staff Papers*, 25(4):676–704.
- FALL, F. (2018). L'efficience technique des institutions de microfinance en zone UEMOA. *Revue d'économie politique*, 128(4):667.
- FECHER, F. et PESTIEAU, P. (1993). Efficiency and competition in oecd financial services. *The measurement of productive efficiency : Techniques and applications*, pages 374–385.
- FERRIER, G. D. et LOVELL, C. A. K. (1990). Measuring cost efficiency in banking : Econometric and linear programming evidence. *Journal of econometrics*, 46(1-2):229–245.
- FRIES, S. et TACI, A. (2005). Cost efficiency of banks in transition : Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries. *Journal of Banking & Finance*, 29(1):55–81.
- FUNGÁČOVÁ, Z., KLEIN, P. O. et WEILL, L. (2020). Persistent and transient inefficiency : Explaining the low efficiency of Chinese big banks. *China Economic Review*, 59:101368.
- GAGNÉ, R. et OUELLETTE, P. (1998). On the choice of functional forms : summary of a Monte Carlo experiment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(1):118–124.

- GONZALEZ-FARIAS, G., DOMINGUEZ-MOLINA, A. et GUPTA, A. K. (2004). Additive properties of skew normal random vectors. *Journal of statistical planning and inference*, 126(2):521–534.
- GREENE, W. (2004). Distinguishing between heterogeneity and inefficiency : stochastic frontier analysis of the World Health Organization’s panel data on national health care systems. *Health economics*, 13(10):959–980.
- GREENE, W. (2005a). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of productivity analysis*, 23(1):7–32.
- GREENE, W. (2005b). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of econometrics*, 126(2):269–303.
- GREGOIRE, J. R. et TUYA, O. R. (2006). Cost efficiency of microfinance institutions in Peru : A stochastic frontier approach. *Latin American Business Review*, 7(2):41–70.
- GRIFELL-TATJE, E. et LOVELL, C. K. (1996). Deregulation and productivity decline : The case of Spanish savings banks. *European Economic Review*, 40(6):1281–1303.
- GRIGORIAN, D. A. et MANOLE, V. (2006). Determinants of commercial bank performance in transition : An application of data envelopment analysis. *Comparative Economic Studies*, 48(3):497–522.
- GUTIÉRREZ-NIETO, B., SERRANO-CINCA, C. et MAR MOLINERO, C. (2007). Microfinance institutions and efficiency. *Omega*, 35(2):131–142.
- GUTIÉRREZ-NIETO, B., SERRANO-CINCA, C. et MAR MOLINERO, C. (2009). Social efficiency in microfinance institutions. *Journal of the Operational Research Society*, 60(1):104–119.
- HADRI, K. (1999). Estimation of a doubly heteroscedastic stochastic frontier cost function. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(3):359–363.
- HANCOCK, D. (1985). Bank profitability, interest rates, and monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(2):189–202.
- HAQ, M., SKULLY, M., PATHAN, S., HAQ, M., SKULLY, M. et PATHAN, S. (2010). Efficiency of microfinance institutions : A Data Envelopment Analysis. *Asia-Pacific Financial Markets*, 17:63–97.
- HERMES, N., LENSINK, R. et MEESTERS, A. (2011). Outreach and efficiency of microfinance institutions. *World Development*, 39(6):938–948.
- HERMES, N., LENSINK, R. et MEESTERS, A. (2018). Financial development and the efficiency of microfinance institutions. *In Research Handbook on Small Business Social Responsibility*. Edward Elgar Publishing.

- HUANG, C. J. et LIU, J.-T. (1994). Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function. *Journal of productivity analysis*, 5(2):171–180.
- HUMPHREY, D. B. et PULLEY, L. B. (1997). Banks' responses to deregulation : Profits, technology, and efficiency. *Journal of Money, Credit, and Banking*, pages 73–93.
- KENDO, S. (2017). Do decision variables improve microfinance efficiency ? a stochastic frontier analysis for African countries. *Strategic Change*, 26(2):159–174.
- KUMBHAKAR, S. C., GHOSH, S. et MCGUCKIN, J. T. (1991). A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in us dairy farms. *Journal of Business & Economic Statistics*, 9(3):279–286.
- KUMBHAKAR, S. C., LOZANO-VIVAS, A., LOVELL, C. K. et HASAN, I. (2001). The effects of deregulation on the performance of financial institutions : the case of Spanish savings banks. *Journal of money, credit and banking*, pages 101–120.
- KUMBHAKAR, S. C., WANG, H. et HORNCastle, A. P. (2015). *A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using Stata*. Cambridge University Press.
- LANG, G. (1996). Efficiency, profitability and competition : empirical analysis for a panel of German universal banks.
- LEBOVICS, M., HERMES, N. et HUDON, M. (2016). Are financial and social efficiency mutually exclusive ? a case study of Vietnamese microfinance institutions. *Annals of Public and Co-operative Economics*, 87(1):55–77.
- LENSINK, R., MEESTERS, A. et NAABORG, I. (2008). Bank efficiency and foreign ownership : Do good institutions matter ? *Journal of Banking and Finance*, 32(5):834–844.
- LOZANO-VIVAS, A., PASTOR, J. T. et HASAN, I. (2001). European bank performance beyond country borders : What really matters ? *Review of Finance*, 5(1-2):141–165.
- MASOOD, T. et AHMAD, M. (2010). Technical efficiency of microfinance institutions in India - a stochastic frontier approach. *Working Paper*.
- MEEUSEN, W. et van DEN BROECK, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International economic review*, pages 435–444.
- MOR, S., PHOOL, B., MAHILA, S., CHANGE, C., AGRICULTURE, I., LEVEL, Z., ZEAL, E. et MOR, S. (2016). Transaction cost and technical efficiency : The case of Indian microfinance institutions.
- NGHIEM, H., COELLI, T. et RAO, P. (2006). The efficiency of microfinance in Vietnam : Evidence from NGO schemes in the North and the Central regions. *International Journal of Environmental, Cultural, Economic and Social Sustainability*, 2(5):71–78.

- NURBOJA, B. et KOŠAK, M. (2017). Banking efficiency in South East Europe : Evidence for financial crises and the gap between new EU members and candidate countries. *Economic Systems*, 41(1):122–138.
- OHENE-ASARE, K. (2011). *Nonparametric efficiency and productivity change measurement of banks with corporate social responsibilities : the case for Ghana*. Thèse de doctorat, University of Warwick.
- OTENG-ABAYIE, E. F. (2011). The measurement and determinants of economic efficiency of microfinance institutions in Ghana : a Stochastic Frontier approach. *African Review of Economics and Finance*, 2(2):149–166.
- PAL, D. et MITRA, S. K. (2017). Does the number of borrowers per loan officer influence microfinance institution asset quality ? a stochastic frontier analysis. *Investigación económica*, 76(300):81–103.
- PAXTON, J. (2007). Technical efficiency in a semi-formal financial sector : The case of Mexico. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(1):57–74.
- PIOT-LEPETIT, I. et NZONGANG, J. (2014). Financial sustainability and poverty outreach within a network of village banks in Cameroon : A multi-DEA approach. *European Journal of Operational Research*, 234(1):319–330.
- PITT, M. M. et LEE, L.-F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of development economics*, 9(1):43–64.
- QUAYES, S., KHALILY, M. B. et al. (2013). *Efficiency of microfinance institutions in Bangladesh*. Institute of Microfinance.
- RIAZ, M. (2015). In competency aspects of microfinance industry : Via SFA approach. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 7(1):1–12.
- SCHREINER, M. (2002). Aspects of outreach : A framework for discussion of the social benefits of microfinance. *Journal of international development*, 14(5):591–603.
- SEALEY JR, C. W. et LINDLEY, J. T. (1977). Inputs, outputs, and a theory of production and cost at depository financial institutions. *The journal of finance*, 32(4):1251–1266.
- SEGUN, K. R. S. et ANJUGAM, M. (2013). Measuring the efficiency of Sub-Saharan Africa's microfinance institutions and its drivers. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 84(4): 399–422.
- SERVIN, R., LENSINK, R. et van den BERG, M. (2012). Ownership and technical efficiency of microfinance institutions : Empirical evidence from Latin America. *Journal of Banking and Finance*, 36(7):2136–2144.

- SINGH, S., GOYAL, S. et SHARMA, S. K. (2013). Technical efficiency and its determinants in microfinance institutions in India : a firm level analysis. *Journal of Innovation Economics Management*, (1):15–31.
- WANG, H.-J. (2002). Heteroscedasticity and non-monotonic efficiency effects of a stochastic frontier model. *Journal of Productivity Analysis*, 18(3):241–253.
- WANG, H.-J. et HO, C.-W. (2010). Estimating fixed-effect panel stochastic frontier models by model transformation. *Journal of Econometrics*, 157(2):286–296.
- WANG, H.-J. et SCHMIDT, P. (2002). One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18(2):129–144.
- WEILL, L. (1998). Concurrence et efficience dans la banque. *Revue française d'économie*, 13(2): 101–127.
- WEILL, L. (2004a). Measuring cost efficiency in European banking : A comparison of frontier techniques. *Journal of Productivity Analysis*, 21(2):133–152.
- WEILL, L. (2004b). On the relationship between competition and efficiency in the EU banking sectors. *Kredit und Kapital*, 37(3):329–352.

TABLEAU 7 – Résultats des estimations

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ln(PERSO/DEP)</i>	0.550 (1.21)	0.466 (1.06)	0.371 (0.86)	0.383 (0.88)	0.428 (0.99)	0.403 (0.95)
<i>ln(ADM/DEP)</i>	0.319 (0.76)	0.426 (1.04)	0.509 (1.27)	0.492 (1.21)	0.466 (1.16)	0.555 (1.42)
<i>ln(FIN/DEP)</i>	0.194 (1.10)	0.224 (1.30)	0.252 (1.49)	0.255 (1.51)	0.246 (1.45)	0.172 (1.00)
<i>ln(PPB)</i>	-0.00511 (-0.02)	0.162 (0.70)	0.169 (0.75)	0.182 (0.80)	0.216 (0.96)	0.242 (1.09)
<i>ln(PERSO/DEP)</i>	0.183** (2.57)	0.220*** (3.15)	0.214*** (3.10)	0.210*** (3.02)	0.210*** (3.05)	0.237*** (3.42)
<i>ln(ADM/DEP)</i>	0.0288 (0.51)	0.0703 (1.27)	0.0564 (1.03)	0.0565 (1.03)	0.0590 (1.08)	0.0608 (1.12)
<i>ln(FIN/DEP)</i>	0.0181* (1.92)	0.0151* (1.65)	0.0167* (1.85)	0.0161* (1.78)	0.0164* (1.81)	0.0136 (1.50)
<i>ln(PPB)</i>	0.0629*** (3.96)	0.0488*** (3.10)	0.0443*** (2.87)	0.0433*** (2.77)	0.0387** (2.49)	0.0393** (2.56)
<i>ln(PERSO/DEP)ln(ADM/DEP)</i>	-0.0730 (-1.42)	-0.112** (-2.21)	-0.105** (-2.10)	-0.104** (-2.06)	-0.107** (-2.14)	-0.122** (-2.44)
<i>ln(PERSO/DEP)ln(FIN/DEP)</i>	-0.0155 (-0.66)	-0.0103 (-0.46)	-0.0105 (-0.47)	-0.0104 (-0.47)	-0.00897 (-0.41)	-0.0123 (-0.55)
<i>ln(PERSO/DEP)ln(PPB)</i>	-0.0880*** (-4.16)	-0.0810*** (-3.90)	-0.0761*** (-3.69)	-0.0752*** (-3.64)	-0.0755*** (-3.69)	-0.0826*** (-3.98)
<i>ln(PERSO/DEP)Tendance</i>	0.00492 (0.53)	0.00702 (0.78)	0.00768 (0.88)	0.00732 (0.84)	0.00688 (0.80)	0.00929 (1.10)
<i>ln(ADM/DEP)ln(FIN/DEP)</i>	-0.0153 (-0.73)	-0.0189 (-0.94)	-0.0191 (-0.96)	-0.0194 (-0.98)	-0.0198 (-1.00)	-0.0129 (-0.64)
<i>ln(ADM/DEP)ln(PPB)</i>	0.0321* (1.73)	0.0251 (1.38)	0.0256 (1.44)	0.0251 (1.40)	0.0271 (1.52)	0.0327* (1.81)
<i>ln(ADM/DEP)Tendance</i>	0.00172 (0.18)	-0.00231 (-0.25)	-0.00343 (-0.38)	-0.00249 (-0.27)	-0.00286 (-0.32)	-0.00581 (-0.66)
<i>ln(FIN/DEP)(PPB)</i>	0.0242*** (3.75)	0.0208*** (3.32)	0.0193*** (3.14)	0.0190*** (3.07)	0.0187*** (3.02)	0.0201*** (3.26)
<i>ln(FIN/DEP)Tendance</i>	-0.00799** (-2.34)	-0.00855*** (-2.59)	-0.00852*** (-2.63)	-0.00832** (-2.53)	-0.00790** (-2.41)	-0.00737** (-2.28)
<i>ln(PPB)Tendance</i>	-0.00492 (-1.06)	-0.00230 (-0.53)	-0.00196 (-0.48)	-0.00215 (-0.52)	-0.00155 (-0.39)	-0.00130 (-0.35)
<i>Tendance</i>	0.0442 (0.55)	0.0118 (0.15)	0.0173 (0.23)	0.0151 (0.20)	0.0187 (0.26)	0.0259 (0.38)
<i>Tendance</i> ²	-0.00752*** (-4.48)	-0.00642*** (-3.89)	-0.00679*** (-4.29)	-0.00678*** (-4.28)	-0.00692*** (-4.53)	-0.00709*** (-4.83)
<i>log_AGE</i>	0.703*** (5.76)	0.724*** (6.24)	0.750*** (6.34)	0.748*** (6.34)	0.711*** (5.88)	0.730*** (5.91)
<i>IHH</i>		-0.162*** (-3.94)	-0.146*** (-3.54)	-0.146*** (-3.54)	-0.130*** (-3.08)	-0.160*** (-3.28)
<i>FEM</i>			0.00141*** (2.97)	0.00136*** (2.84)	0.00128*** (2.83)	0.00169*** (3.26)
<i>F_PRO</i>				-0.0409 (-0.49)	-0.0401 (-0.49)	-0.0128 (-0.16)
<i>log_PMP</i>					0.0153 (1.28)	0.0207 (1.51)
<i>log_SME</i>						-0.0264* (-1.75)
<i>vsigmas</i>						
<i>_cons</i>	-4.078*** (-53.02)	-4.160*** (-54.25)	-4.192*** (-54.81)	-4.191*** (-54.83)	-4.193*** (-54.89)	-4.187*** (-55.00)
<i>usigmas</i>						
<i>_cons</i>	-2.117** (-2.21)	-2.022** (-2.23)	-2.342** (-2.48)	-2.323** (-2.47)	-2.294** (-2.33)	-2.420** (-2.48)
<i>N</i>	530	530	530	530	530	530

Statistiques de Student

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

TABLEAU 8 – Tests de raffinement et de robustesse

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
<i>ln(PERSO/DEP)</i>	0.381 (0.90)	0.460 (1.07)	0.394 (0.93)	0.450 (1.04)	0.376 (0.88)	0.306 (0.73)	0.379 (0.89)	0.297 (0.71)	0.316 (0.76)
<i>ln(ADM/DEP)</i>	0.563 (1.44)	0.526 (1.34)	0.565 (1.43)	0.538 (1.36)	0.569 (1.45)	0.544 (1.40)	0.511 (1.31)	0.545 (1.41)	0.534 (1.39)
<i>ln(FIN/DEP)</i>	0.180 (1.04)	0.155 (0.89)	0.172 (1.00)	0.154 (0.89)	0.180 (1.04)	0.219 (1.29)	0.195 (1.14)	0.222 (1.31)	0.219 (1.29)
<i>ln(PPB)</i>	0.261 (1.16)	0.232 (1.05)	0.243 (1.10)	0.233 (1.05)	0.261 (1.16)	0.281 (1.26)	0.268 (1.20)	0.289 (1.27)	0.280 (1.25)
<i>ln(PERSO/DEP)</i>	0.239*** (3.45)	0.235*** (3.40)	0.236*** (3.42)	0.235*** (3.39)	0.239*** (3.44)	0.231*** (3.33)	0.232*** (3.34)	0.232*** (3.34)	0.231*** (3.34)
<i>ln(ADM/DEP)</i>	0.0600 (1.11)	0.0642 (1.18)	0.0593 (1.08)	0.0623 (1.14)	0.0590 (1.08)	0.0390 (0.72)	0.0447 (0.82)	0.0387 (0.71)	0.0407 (0.76)
<i>ln(FIN/DEP)</i>	0.0141 (1.54)	0.0132 (1.44)	0.0137 (1.50)	0.0132 (1.44)	0.0141 (1.54)	0.0150* (1.69)	0.0143 (1.60)	0.0153* (1.70)	0.0150* (1.69)
<i>ln(PPB)</i>	0.0387** (2.51)	0.0397*** (2.60)	0.0393** (2.56)	0.0397*** (2.60)	0.0387** (2.51)	0.0356** (2.30)	0.0361** (2.35)	0.0353** (2.27)	0.0356** (2.30)
<i>ln(PERSO/DEP)ln(ADM/DEP)</i>	-0.122** (-2.44)	-0.124** (-2.49)	-0.121** (-2.42)	-0.123** (-2.46)	-0.121** (-2.42)	-0.105** (-2.10)	-0.110** (-2.19)	-0.105** (-2.09)	-0.106** (-2.12)
<i>ln(PERSO/DEP)ln(FIN/DEP)</i>	-0.0126 (-0.56)	-0.0124 (-0.56)	-0.0128 (-0.57)	-0.0131 (-0.58)	-0.0129 (-0.57)	-0.0178 (-0.80)	-0.0180 (-0.81)	-0.0179 (-0.81)	-0.0173 (-0.79)
<i>ln(PERSO/DEP)ln(PPB)</i>	-0.0833*** (-4.00)	-0.0830*** (-4.01)	-0.0826*** (-3.98)	-0.0829*** (-4.00)	-0.0832*** (-3.99)	-0.0841*** (-4.05)	-0.0849*** (-4.10)	-0.0843*** (-4.05)	-0.0841*** (-4.06)
<i>ln(PERSO/DEP)Tendance</i>	0.00967 (1.13)	0.00825 (0.96)	0.00939 (1.10)	0.00834 (0.97)	0.00972 (1.14)	0.00770 (0.91)	0.00651 (0.77)	0.00782 (0.93)	0.00759 (0.90)
<i>ln(ADM/DEP)ln(FIN/DEP)</i>	-0.0137 (-0.67)	-0.0114 (-0.56)	-0.0124 (-0.61)	-0.0108 (-0.53)	-0.0133 (-0.65)	-0.00949 (-0.47)	-0.00742 (-0.37)	-0.00986 (-0.49)	-0.01000 (-0.50)
<i>ln(ADM/DEP)ln(PPB)</i>	0.0327* (1.81)	0.0331* (1.84)	0.0327* (1.81)	0.0331* (1.84)	0.0327* (1.80)	0.0368** (2.03)	0.0377** (2.08)	0.0368** (2.03)	0.0368** (2.03)
<i>ln(ADM/DEP)Tendance</i>	-0.00602 (-0.69)	-0.00460 (-0.52)	-0.00589 (-0.67)	-0.00467 (-0.52)	-0.00606 (-0.69)	-0.00400 (-0.46)	-0.00252 (-0.29)	-0.00406 (-0.47)	-0.00392 (-0.45)
<i>ln(FIN/DEP)(PPB)</i>	0.0203*** (3.28)	0.0202*** (3.28)	0.0202*** (3.26)	0.0203*** (3.28)	0.0204*** (3.28)	0.0188*** (3.06)	0.0189*** (3.09)	0.0188*** (3.06)	0.0187*** (3.05)
<i>ln(FIN/DEP)Tendance</i>	-0.00731** (-2.26)	-0.00743** (-2.30)	-0.00738** (-2.28)	-0.00745** (-2.30)	-0.00732** (-2.26)	-0.00744** (-2.33)	-0.00754** (-2.36)	-0.00741** (-2.32)	-0.00743** (-2.32)
<i>ln(PPB)Tendance</i>	-0.00143 (-0.39)	-0.00120 (-0.33)	-0.00135 (-0.37)	-0.00127 (-0.35)	-0.00146 (-0.40)	-0.00255 (-0.72)	-0.00238 (-0.67)	-0.00263 (-0.73)	-0.00251 (-0.71)
<i>Tendance</i>	0.0269 (0.39)	0.0361 (0.51)	0.0267 (0.39)	0.0374 (0.53)	0.0273 (0.40)	0.0416 (0.62)	0.0530 (0.78)	0.0422 (0.63)	0.0409 (0.61)
<i>Tendance²</i>	-0.00740*** (-4.58)	-0.00750*** (-4.83)	-0.00709*** (-4.84)	-0.00750*** (-4.85)	-0.00739*** (-4.57)	-0.00668*** (-4.57)	-0.00719*** (-4.68)	-0.00681*** (-4.22)	-0.00668*** (-4.56)
<i>PIB</i>	0.000165 (0.46)				0.000159 (0.44)			0.0000671 (0.19)	
<i>IDH</i>		-1.458 (-0.77)		-1.494 (-0.78)			-1.889 (-0.99)		
<i>TPP</i>			-0.000358 (-0.19)	-0.000471 (-0.25)	-0.000243 (-0.13)	-0.000394 (-0.21)	-0.000521 (-0.28)	-0.000348 (-0.18)	
<i>log_AGE</i>	0.736*** (5.92)	0.725*** (5.91)	0.730*** (5.90)	0.724*** (5.90)	0.736*** (5.91)	0.748*** (6.05)	0.742*** (6.06)	0.751*** (6.02)	0.749*** (6.05)
<i>FEM</i>	0.00171*** (3.26)	0.00167*** (3.29)	0.00169*** (3.27)	0.00167*** (3.30)	0.00171*** (3.26)	0.00179*** (3.87)	0.00176*** (3.84)	0.00180*** (3.85)	0.00179*** (3.86)
<i>F_PRO</i>	-0.0142 (-0.17)	-0.00976 (-0.12)	-0.0125 (-0.15)	-0.00933 (-0.12)	-0.0140 (-0.17)	-0.0282 (-0.34)	-0.0235 (-0.29)	-0.0288 (-0.35)	-0.0285 (-0.35)
<i>log_PMP</i>	0.0202 (1.46)	0.0205 (1.51)	0.0208 (1.52)	0.0206 (1.53)	0.0203 (1.47)	0.0106 (0.73)	0.0109 (0.76)	0.0104 (0.71)	0.0104 (0.72)
<i>log_SME</i>	-0.0265* (-1.74)	-0.0260* (-1.76)	-0.0264* (-1.76)	-0.0260* (-1.76)	-0.0265* (-1.74)	-0.0255* (-1.80)	-0.0252* (-1.80)	-0.0255* (-1.79)	-0.0255* (-1.80)
<i>IHH</i>	-0.164*** (-3.27)	-0.156*** (-3.23)	-0.160*** (-3.27)	-0.155*** (-3.22)	-0.164*** (-3.26)				
<i>HHI_QUARTILE1</i>						0.0701*** (3.32)	0.0700*** (3.35)	0.0706*** (3.31)	0.0703*** (3.33)
<i>HHI_QUARTILE2</i>						0.0637*** (3.80)	0.0619*** (3.76)	0.0641*** (3.78)	0.0638*** (3.81)
<i>HHI_QUARTILE3</i>						0.0438*** (3.39)	0.0427*** (3.35)	0.0440*** (3.38)	0.0438*** (3.38)
<i>vsigmas _cons</i>	-4.187*** (-54.97)	-4.190*** (-55.03)	-4.187*** (-54.99)	-4.190*** (-55.02)	-4.187*** (-54.96)	-4.210*** (-55.42)	-4.216*** (-55.45)	-4.210*** (-55.40)	-4.211*** (-55.43)
<i>usigmas _cons</i>	-2.460** (-2.52)	-2.370** (-2.44)	-2.422** (-2.48)	-2.370** (-2.44)	-2.460** (-2.52)	-2.648*** (-2.71)	-2.582*** (-2.66)	-2.670*** (-2.72)	-2.649*** (-2.72)
<i>N</i>	530	530	530	530	530	530	530	530	530

Statistiques de Student
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$