
Refinancement bancaire et performance financière des institutions de microfinance au Sénégal : effet sur l'efficacité technique

Djiby FALL¹

Mots clés:

Refinancement bancaire

Microfinance

Performance financière

Efficacité technique,

Sénégal

RÉSUMÉ

À travers une approche DEA en deux étapes, cet article cherche à déterminer l'impact des refinancements bancaires sur la performance financière de la microfinance au Sénégal, appréhendée en termes d'efficacité technique. Nous avons estimé les scores d'efficacité par un modèle non paramétrique captant l'efficacité financière. Puis, une régression économétrique est effectuée pour estimer l'impact des refinancements bancaires sur les scores d'efficacité technique obtenus, à l'aide d'un modèle paramétrique. Les résultats de la première étape ont révélé des taux assez faibles d'efficacité des SFD, qui sont en moyenne de 1,090 ; 0,934 ; 0,867 ; 0,944 et de 0,954 respectivement en 2017, 2018, 2019, 2020 et 2021. Les résultats de la seconde étape mettent en évidence un impact négatif ($\beta_1 = -0,13$) des refinancements bancaires sur les scores d'efficacité technique des SFD. Ces résultats semblent indiquer que les refinancements bancaires impactent négativement la performance financière des SFD, appréhendée en termes d'efficacité financière.

© 2026 RAG – Tout droit réservé.

Adresses de correspondance des auteurs :

1. Enseignant Chercheur à l'Institut Polytechnique de Dakar IPD Thomas Sankara - Université Professionnelle Africaine - Laboratoire de recherche FOCS - FASEG – UCAD - e-mail : djiby2.fall@ucad.edu.sn.

INTRODUCTION

Depuis que les promoteurs du microcrédit, dans les pays en développement, ont prouvé que les pauvres pouvaient être servis de façon rentable, la microfinance a suscité un engouement grandissant auprès des institutions internationales, des bailleurs de fonds et aussi auprès des banques commerciales (Fall et Servet, 2010). Dans quasi toute la planète, on a assisté à une forte croissance du secteur de la microfinance et à un développement de sa clientèle. Cette croissance a suscité, pour les institutions de microfinance (IMF), des besoins supplémentaires de financements externes, notamment en ressources longues (Roberts, 2013).

Dans les pays latino-américains, les niveaux de commercialisation et de maturité de la microfinance sont tels que les institutions de microfinance (IMF) ont accès aux marchés des capitaux (Fall, 2017 ; Dorfleitner et al., 2017). Mais dans les pays d’Afrique subsaharienne, la faible maturité et la faible rentabilité de la microfinance constituent un obstacle majeur à leur accès aux marchés internationaux de capitaux (Fall, 2017). Dès lors, les refinancements bancaires locaux sont devenus une source non négligeable de financement pour les IMF, qui sont limitées structurellement dans leur capacité à transformer des dépôts en crédits.

Notamment au Sénégal, les systèmes financiers décentralisés (SFD) se tournent essentiellement vers le secteur bancaire pour mobiliser des ressources financières (Nsabimana, 2004 ; Fall, 2009), sous forme de refinancements bancaires. Ces refinancements bancaires sont des lignes de crédit que les banques commerciales accordent aux institutions de microfinance (IMF). Le recours à ces dettes venant du système bancaire classique n’est pas sans implication sur l’orientation future de la microfinance. Dans la littérature, cette question renvoie au lien entre la structure financière et l’orientation financière ou sociale du secteur de la microfinance (Fall et Servet, 2010).

Certains auteurs estiment que les capitaux privés ont tendance à promouvoir la commercialisation des services de microfinance (Servet, 2006), tandis que d’autres considèrent que ces capitaux sont une bonne chose pour la viabilité, la pérennité et l’efficacité de la microfinance (Solhi et al., 2014). Une littérature existe sur le lien entre la structure du passif des IMF et leur performance (Hudon et Traca, 2011 ; D’Espallier, Hudon et Szafarz, 2013). Toutefois, cette littérature antérieure s’intéresse, pour la plupart, aux déterminants du refinancement bancaire des IMF et ne pose pas la question de l’impact du refinancement sur

la performance de la microfinance, qui est une question fondamentale du point de vue politique et opérationnel.

Notre présente étude s'intéresse justement à cette question d'impact des refinancements bancaires sur la performance de la microfinance. L'objet de cet article est de mettre en évidence l'effet du refinancement bancaire sur la performance financière des institutions de microfinance, appréhendée en termes d'efficacité technique. À travers un échantillon de 43 IMF sénégalaises en 2021, nous tentons de faire le lien entre refinancement bancaire et performance de la microfinance.

L'indicateur de performance analysé ici est l'efficacité technique au plan financier, qui désigne l'efficacité avec laquelle les IMF transforment les ressources mises à leur disposition en résultats financiers. Nous estimons alors cette efficacité technique au plan financier de façon non paramétrique en utilisant la méthode d'enveloppement des données (DEA). Les scores d'efficacité technique obtenus à travers le DEA sont régressés de façon paramétrique sur un ensemble de variables environnementales, dont le refinancement bancaire.

Nous faisons l'hypothèse que les refinancements bancaires impactent positivement l'efficacité technique au plan financier des SFD. Après cette introduction, le reste de l'article est organisé de la façon suivante : une revue de la littérature (1) est faite sur la relation entre banque et microfinance ainsi que sur l'efficacité technique de la microfinance ; par la suite, la méthodologie de la recherche est présentée (2), ainsi que les données et les variables ; les résultats de la recherche (3) sont présentés ainsi que leur discussion (4), pour enfin conclure cet article.

1. Revue de la littérature

Dans cette section, nous allons faire une brève revue des travaux portant sur la relation banque-microfinance et sur l'estimation de l'efficacité de la microfinance.

1.1 Relation banque-microfinance dans la littérature

La relation financière entre banque et microfinance s'inscrit globalement dans une perspective de complémentarité entre les deux secteurs. L'un des facteurs les plus illustratifs de cette

complémentarité réside dans le produit de migration (Fall, 2009). L'institution de microfinance accepte de faire migrer une partie de sa clientèle de base ayant atteint un certain niveau vers la banque partenaire, et cette dernière s'engage en contrepartie à refinancer l'institution de microfinance.

Cette relation banque-microfinance a été analysée dans la littérature aussi bien au plan théorique qu'au plan empirique. À titre illustratif, nous pouvons citer les études de Fall (2009, 2010, 2011, 2017), de Nsabimana (2004), de Doumbouya (2008) et d'Omar Assani (2013). Ces auteurs ont montré que la relation entre ces deux secteurs est de type intermédiation financière. Dans la même veine, Nsabimana (2009) a exploré les stratégies d'entrée des banques commerciales dans la microfinance en Afrique. Dans le même ordre d'idées, Doumbouya (2008) avait proposé des solutions permettant de supprimer les cloisons qui séparent les deux secteurs afin de favoriser le refinancement bancaire de la microfinance. Plus récemment, Omar Assani (2013) a montré comment les différents types d'articulations entre banques et IMF peuvent influencer l'intermédiation financière en termes de volume de transactions financières.

Nous constatons que ces travaux ont été essentiellement théoriques et que, parmi les rares travaux empiriques existants, aucun n'a étudié l'impact du refinancement bancaire sur la performance de la microfinance.

1.2 Bref survol de l'analyse de l'efficience de la microfinance

L'estimation de l'efficience en microfinance a fait l'objet de nombreux travaux ces dernières années. Du point de vue méthodologique, deux grandes approches se distinguent : une approche paramétrique et une approche non paramétrique. Nous pouvons citer certains auteurs tels que Qayyum et Ahmad (2006), Gutiérrez-Nieto et al. (2007), Ben Soltane (2008), Hermes et al. (2008), Haq et al. (2010), Islam et al. (2011) ainsi que Mondjeli et Ndjokou (2013).

Certains auteurs ont mobilisé un modèle Tobit (Nghiem et al., 2006 ; Segun et Anjugan, 2013 ; Cornée et Thenet, 2016), d'autres ont utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires (Holf, 2007 ; McDonald, 2009), tandis que d'autres encore ont mobilisé l'approche bootstrap tronquée de Simar et Wilson. Nous pouvons également citer les études de Lafourcade et al.

(2005), Bauman (2005), Nghiem et al. (2006), Isern et Porteous (2009), Haq et al. (2010), Hermes et al. (2008), Raghunathan et al. (2013), Wijesiri et al. (2015), Widiarto et Emrouznejad (2015) et Fall (2018).

Du point de vue méthodologique, notre étude s'inscrit dans la catégorie des travaux dits « en deux étapes », qui tentent d'ajuster les scores d'efficacité de la microfinance par une régression paramétrique.

2. Méthodologie de la recherche

Pour mettre en évidence le lien entre le refinancement bancaire et l'efficacité des SFD au plan financier, nous procédons en deux étapes. Dans un premier temps, nous estimons un modèle (captant l'efficacité financière) par l'analyse DEA. Dans un second temps, les scores d'efficacité technique obtenus sont régressés sur la variable de refinancement bancaire et sur quelques variables environnementales de contrôle, par une procédure classique d'estimation sur données de panel. Cette régression en panel nous permet, d'une part, de tirer un maximum d'informations possibles et, d'autre part, de prendre en compte simultanément la dimension temporelle de l'étude et la dimension individuelle des SFD.

2.1 Estimation de l'efficacité technique des SFD par l'analyse DEA

Selon des auteurs comme Sealey et Lindley (1977) et Berger et Humphrey (1997), pour exécuter un modèle DEA permettant d'estimer l'efficacité des organisations, il convient traditionnellement d'opérer trois choix fondés sur des hypothèses réalistes : choisir entre une approche par la production et une approche par l'intermédiation (i), choisir entre une orientation input et une orientation output (ii), et choisir entre un modèle à rendements d'échelle variables (VRS) et un modèle à rendements d'échelle constants (CRS) (iii).

En effet, l'approche par la production considère les unités d'observation comme des institutions qui utilisent du capital, du travail et d'autres ressources pour offrir des produits et services financiers (dépôts, crédits, assurance, virements, etc.) à leurs clients. Cette approche se distingue de celle par l'intermédiation, qui considère les unités d'observation comme des institutions utilisant les dépôts des membres pour accorder des crédits.

Dans cette étude, nous faisons l'hypothèse réaliste que, dans la zone UEMOA et particulièrement au Sénégal, les IMF ont le droit de collecter des dépôts (Fall, 2011). Nous retenons une orientation input, à l'instar des études antérieures comme Wijesiri et al. (2005), Nghiem et al. (2006), Ben Soltane (2008), Nzongang et al. (2012), Piot-Lepetit et Nzongang (2014), Wijesiri et Moeli (2015) et Fall (2018). Au Sénégal, les institutions de microfinance n'ont pas globalement atteint leur taille optimale, en raison de leur faible maturité (Fall, 2018). Le modèle à rendements d'échelle variables (VRS) est donc plus pertinent dans cette présente étude. Nous exécutons ainsi un modèle à orientation input, sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables, avec une approche par intermédiation.

Nous considérons (k) SFD utilisant (N) inputs pour produire (M) outputs. L'équation duale d'un modèle VRS à orientation input s'écrit :

$$\begin{aligned} \min_{\theta^{VRS}, \lambda_k} \theta^{VRS} & \quad (1) \\ \text{S.T.} \quad \sum_{k=1}^K x_{nk} \lambda_k & \leq \theta x_{nk} \quad n = 1, \dots, N \\ \sum_{k=1}^K y_{mk} \lambda_k & \geq y_{mk} \quad m = 1, \dots, M \\ \sum_{j=1}^K \lambda_{k=1} & = 1 \\ \lambda_k & \geq 0, \lambda_k \quad k = 1, \dots, K \end{aligned}$$

θ^{VRS}, k est l'efficacité technique de l'SFD_k, utilisant N inputs pour produire M outputs

y_{mk} = la quantité d'outputs m, produit par SFD_k; x_{nk} = la quantité d'inputs n, produit par SFD_k;

$k=1, \dots, K$ (la taille de l'échantillon); λ_k = (la contrainte de convexité).

L'exécution de ce programme permet de calculer un score d'efficacité pour chaque SFD. Les SFD ayant un score égal à 1 sont efficaces, tandis que ceux ayant un score inférieur à 1 sont inefficaces. Nous avons utilisé le programme informatique DEAP version 2.1, développé par le professeur Tim Coelli.

2.2 Estimation du lien entre les scores d'efficacité financière et le refinancement bancaire

Après l'estimation des scores d'efficacité technique des SFD, nous procédons à leur régression sur la variable de refinancement bancaire, en tenant compte d'un certain nombre de variables dites environnementales. Nous appliquons la procédure classique complète de l'estimation par données de panel, afin d'obtenir davantage d'informations conduisant à une plus grande précision dans les estimations. Cette procédure consiste, à partir de la structure du modèle général de panel, à choisir d'une part la meilleure spécification du modèle et, d'autre part, le meilleur estimateur permettant d'interpréter les données disponibles avec précision.

2.2.1 La structure du modèle général de panel

La structure générale du modèle est exprimée, pour l'individu i et à la date t , sous la forme :

$$Y_{it} = Z_{i\alpha} + \beta_{it} x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Où Y_{it} est l'observation relative à l' i ème individu à la date t (variable à expliquer). La variable x_{it} exprime la réalisation de la i ème variable pour l'individu i à la date t (vecteur des variables explicatives). B_{it} est un vecteur colonne représentant les coefficients ; ε_{it} est l'erreur du modèle relative à l'individu i à la date t . Enfin, l'élément $Z_{i\alpha}$ est le plus intéressant de ce modèle, car il permet de spécifier l'homogénéité (effets fixes), l'hétérogénéité (effets variables) ou l'absence d'effets entre les variables de la relation.

Suivant la nature de cet élément $Z_{i\alpha}$, trois types de modèles peuvent être spécifiés : un modèle à effets fixes, un modèle à effets variables et un modèle sans effets.

2.2.2 La procédure de spécification du modèle et le choix de l'estimateur

Dans un premier temps, nous spécifions le modèle général de panel en ses trois variantes (modèle à effets fixes, modèle à effets variables et modèle sans effets). Les tests traditionnels, à savoir les tests de Fisher, de Breusch-Pagan et de Hausman, permettent de choisir la meilleure spécification et le meilleur estimateur (MCO, Within, MCG) pour interpréter les données.

La structure du modèle 1 à effets fixes

Ce modèle suppose que les relations entre la variable dépendante et les variables explicatives

sont identiques pour tous les individus. Il s'écrit :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_{it} x_{it} + \varepsilon_{it}$$

α_i représente la spécification individuelle supposée fixe. Ce modèle est estimé par l'estimateur intra-individuel (estimateur Within). Sous STATA, la commande est : « xtreg variable_dépendante variables_explications, fe ».

La structure du modèle 2 à effets variables

Ce modèle à erreurs composées se distingue du modèle à effets fixes par la nature aléatoire des effets spécifiques. Il s'écrit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_{it} x_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = v_i + z_i$$

où v_i représente l'effet aléatoire individuel et z_i l'effet aléatoire temporel. Ce modèle est estimé par les moindres carrés généralisés (MCG). Cette méthode permet de traiter les problèmes d'endogénéité grâce à l'utilisation de variables instrumentales issues des retards des variables. Sous STATA, la commande est : « xtreg variable_dépendante variables_explications, re ».

La structure du modèle 3 sans effets (absence d'effets)

Ce modèle est estimé lorsqu'il n'existe aucun effet spécifique entre les variables. Il s'écrit :

$$Y_{it} = \beta_{it} x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ce modèle est estimé par les moindres carrés ordinaires (MCO), en empilant les données et en supposant l'homogénéité des comportements temporels et individuels. Cette méthode présente de bonnes propriétés d'estimation. Sous STATA, la commande « tsset » est utilisée.

2.3 Données et choix des variables

2.3.1 Données

Dans cette étude, nous avons mobilisé une base de données constituée des états financiers (bilans, comptes de résultat et certains indicateurs financiers et sociaux des institutions de microfinance) au Sénégal sur la période de 2017 à 2021. Cette base de données est recueillie par la Direction de la réglementation et de la supervision des systèmes financiers décentralisés

du ministère de l'Économie, des Finances et du Plan du gouvernement du Sénégal. Les données de cette étude portent sur un échantillon de 43 SFD sénégalais. Cet échantillon est composé de 05 réseaux, de 19 IMCEC isolées et d'une société commerciale. Pour garantir l'anonymat, les SFD sont numérotés de 1 à 43.

2.3.2 Choix des variables pour l'estimation de l'efficacité technique

Les variables que nous avons choisies pour l'analyse DEA et l'estimation non paramétrique sont celles habituellement utilisées dans la littérature antérieure. Nous avons estimé le modèle financier avec 2 inputs (total actif et frais de personnel/total actif) et 3 outputs (encours de crédits/total actif ; nombre total de dépôts et revenus financiers/actif total). Le modèle financier est estimé avec 05 variables. Donc, le rapport requis entre le nombre de variables et la taille de l'échantillon, pour avoir une bonne estimation de l'efficacité, est bien respecté ici. En effet, selon Cooper et al. (2001) et Stern et al. (1994), nous présentons les définitions et les mesures des variables retenues (tableau 1), ainsi que les définitions et spécifications des variables (tableau 2).

Tableau 1 : Définition et mesure des inputs et des outputs de l'analyse DEA

Modèle	Inputs	Outputs
Modèle : Efficacité financière	02 Inputs : • Log Total actif (LOGTA) • Frais de personnel / total actif (FP_TA)	03 Outputs : • Encours de crédits / total actif (EC_TA) • Nombre total de dépôts (NTD) • Revenus financiers / actif total (RF_TA)

Source : L'auteur

Ces inputs « total actif » et « frais de personnel », qui sont très représentatifs dans l'activité des SFD, ont été largement utilisés dans les études antérieures comme variables d'entrée (inputs) pour mesurer l'efficacité des IMF (Nghiem et al., 2006 ; Gutiérrez-Nieto et al., 2009 ; Servin et al., 2012 ; Hermes et al., 2014 ; Piot-Lepetit et Nzongang, 2014 ; Widiarto et Emrouznejad, 2015 ; Fall F., 2018).

Tableau 2 : Définition et spécification des variables

Spécification	Variables	Dfinitions
Input	(1) Log Total actif (2) Frais de personnel/ total actif	(1) C'est le total actif exprimé en logarithme. (2) C'est le ratio frais personnel sur total actif
Output	(3) Encours de crédits (4) Nombre de dépôts (5) Revenus financiers/ actif total	(3) C'est le montant global du crédit en cours en fonction des échéances sur les clients (4) Nombre de dépôts des clients (5) C'est ratio revenus financiers / total actif

Source : L'auteur

2.3.3 Choix des variables environnementales pour la régression des scores d'efficience sur le refinancement bancaire

Dans cette régression post-DEA, nous prenons en compte trois variables environnementales dont les effets sur l'efficience technique sont déjà établis dans la littérature. À la suite de Gonzalez (2007) et de Wijesiri et al. (2015), nous introduisons la variable taille (TAIL). En effet, l'effet de la taille des IMF sur l'efficience peut être double (Ledgerwood, 1998). La variable rentabilité financière (Rfi) sera incluse comme deuxième variable de contrôle. La rentabilité financière des SFD est attestée comme un indicateur de durabilité financière des SFD. Elle mesure la façon dont les SFD génèrent des gains à partir de leurs investissements. Enfin, la variable type des SFD sera aussi prise en compte comme une variable fictive. Cette variable représente le statut des SFD, puisque dans notre base de données nous disposons uniquement de réseaux et d'IMCEC isolées. Elle prend la valeur unitaire (1) si le SFD est enregistré comme une IMCEC et une valeur nulle (0) s'il est considéré comme un réseau. Nous présentons les définitions et mesures de ces variables environnementales dans le tableau 3.

Tableau 3 : définition et indicateurs de mesure des variables

Variables	Définitions	Mesures
La variable à expliquer :		
Scores d'efficience technique $\hat{\theta}_k$	Scores d'efficience à caractère financier, indicateur de performance financier des SFD	Scores obtenus lors du premier stage
Les variables explicatives :		
Refinancement bancaire (Ref)	Dettes et emprunts bancaire des SFD	Ratio (dettes + emprunts / Fonds propres)
Type (TYP)	Type représente le statut des SFD (dans notre base de données nous disposons que des réseaux et des imcec isolées)	La variable TYPE est une variable fictive et prend la valeur unitaire (1) si l'IMF est enregistré comme une IMCEC et une valeur nulle (0) comme un réseau.
Taille (TAIL)	La taille du SFD	La variable taille est mesurée ici par le log de l'actif

		total.
Rfi	La rentabilité financière des SFD	

Source : L'auteur

3. Résultats

Dans cette partie, nous allons successivement présenter les résultats obtenus aux deux étapes.

3.1 Résultats de l'estimation des scores d'efficience technique

Nous avons estimé un modèle VRS à orientation inputs, captant l'efficience financière des SFD sur la période d'étude (2017 à 2021). Les scores d'efficience technique tirés des estimations sont présentés dans le tableau 4. Les institutions qui ont un score égal ou supérieur à 1 sont considérées comme efficaces, tandis que celles qui ont un score inférieur à 1 sont inefficaces.

Tableau 4 : Résultat de l'étape 1 : les scores d'efficience financière des 43 SFD

SFD	2017	2018	2019	2020	2021	R.E	Typologie SFD
SFD1	0.871	0.733	1.613	0.160	1.000	irs	Imcec isolée
SFD2	0.947	1.411	0.083	1.218	0.891	irs	Imcec isolée
SFD3	0.817	1.561	0.365	1.135	1.000	-	Imcec isolée
SFD4	0.967	1.896	0.881	0.670	0.992	irs	Imcec isolée
SFD5	1.203	0.974	1.085	0.942	1.000	irs	Imcec isolée
SFD6	1.236	0.781	0.358	0.370	0.860	irs	Réseau
SFD7	1.167	1.075	0.957	1.108	0.886	irs	Imcec isolée
SFD8	0.975	0.961	0.005	1.416	0.820	irs	Réseau
SFD9	1.185	1.660	0.903	0.917	1.000	-	Imcec isolée
SFD10	1.029	1.297	0.952	1.224	0.816	irs	Réseau
SFD11	1.170	1.960	0.566	0.632	0.905	irs	Imcec isolée
SFD12	1.649	1.055	1.783	0.953	0.877	irs	Réseau
SFD13	1.865	0.935	1.899	1.033	1.000	drs	Imcec isolée
SFD14	1.101	0.065	0.133	1.647	0.947	irs	Imcec isolée
SFD15	1.363	1.294	1.334	1.101	1.000	irs	Imcec isolée
SFD16	1.420	1.000	0.832	0.887	1.000	irs	Imcec isolée
SFD17	1.983	0.032	0.726	1.082	0.971	irs	Imcec isolée
SFD18	1.563	0.047	0.367	0.028	1.000	-	Imcec isolée
SFD19	1.278	0.648	0.457	1.630	0.918	irs	Imcec isolée
SFD20	1.151	0.060	0.570	0.977	0.896	irs	Imcec isolée
SFD21	1.177	0.037	0.505	0.835	0.935	irs	Imcec isolée
SFD22	1.187	1.328	0.604	1.290	0.999	irs	Imcec isolée
SFD23	0.230	0.966	0.067	0.822	0.958	irs	Imcec isolée
SFD24	1.328	0.454	0.844	0.718	1.000	-	Imcec isolée
SFD25	1.235	0.341	1.507	1.183	1.000	-	Imcec isolée

SFD26	1.202	0.422	1.732	0.942	0.988	irs	Imcec isolée
SFD27	1.584	0.758	1.053	1.452	1.000	-	Imcec isolée
SFD28	0.897	0.090	1.142	1.000	0.991	irs	Imcec isolée
SFD29	0.720	1.506	1.412	1.084	1.000	irs	Imcec isolée
SFD30	1.076	1.103	1.090	1.064	1.000	-	Réseau
SFD31	1.037	1.581	0.739	1.997	0.923	irs	Imcec isolée
SFD32	1.184	1.092	0.136	1.000	0.821	irs	Imcec isolée
SFD33	1.193	1.032	0.600	0.011	0.928	irs	Imcec isolée
SFD34	1.340	0.220	1.133	1.105	1.000	irs	Imcec isolée
SFD35	1.502	1.463	1.319	1.832	1.000	-	Réseau
SFD36	1.008	1.990	0.995	1.022	0.936	irs	Imcec isolée
SFD37	1.052	1.878	1.196	0.090	0.991	irs	Imcec isolée
SFD38	1.957	1.236	0.970	1.302	1.000	irs	Imcec isolée
SFD39	0.891	1.582	1.678	0.646	0.947	irs	Imcec isolée
SFD40	0.663	1.467	0.603	0.748	0.955	irs	Imcec isolée
SFD41	0.501	1.191	1.717	1.000	0.960	irs	Imcec isolée
SFD42	0.005	1.023	0.934	0.853	0.926	irs	Réseau
SFD43	1.196	0.452	0.154	1.041	1.000	irs	Réseau

Source : L'auteur, à partir des résultats des estimations

Une synthèse des résultats de cette analyse DEA (tableau 5) est dressée. En 2017, nous avons observé un score d'efficacité technique moyen de 1,090, ce qui signifie globalement que les SFD sont efficaces, avec 12 SFD, soit 27,90 %, qui sont non efficaces, contre 31 SFD qui sont efficaces, soit 72,01 %.

En 2018, nous avons observé un score d'efficacité technique moyen de 0,934, ce qui signifie globalement que les SFD ne sont pas efficaces, avec 19 SFD, soit 44,18 %, qui sont non efficaces, contre 24 SFD qui sont efficaces, soit 55,82 %.

En 2019, nous avons observé un score d'efficacité technique moyen de 0,867, ce qui signifie globalement que les SFD sont inefficaces, avec 27 SFD, soit 62,79 %, qui sont inefficaces, contre 16 SFD qui sont efficaces, soit 37,21 %.

En 2020, nous avons observé un score d'efficacité technique moyen de 0,944, ce qui signifie globalement que les SFD sont inefficaces, avec 25 SFD, soit 58,14 %, qui sont inefficaces, contre 18 SFD qui sont efficaces, soit 41,86 %.

En 2021, nous avons observé un score d'efficacité technique moyen de 0,954, ce qui signifie globalement que les SFD ne sont pas efficaces, avec 26 SFD, soit 60,46 %, qui sont non efficaces, contre 17 SFD qui sont efficaces, soit 39,54 %.

Ces résultats mettent en évidence une faible efficacité financière de la microfinance au Sénégal sur la période de l'étude.

Tableau 5 : synthèse des résultats de l'étape 1 sur l'estimation de l'efficacité des SFD

Année	Nombre de SFD non efficaces		Nombres de SFD efficaces		Scores d'efficacité moyen
2017	Imcec	Réseaux	Imcec	Réseaux	Efficacité technique
	10 83,33 %	02 16,67 %	24 77,41 %	07 22,49 %	1.090
	12 SFD (27,90%)		31 SFD (72,01%)		
2018	Imcec	Réseaux	Imcec	Réseaux	Efficacité technique
	40 93,02 %	03 6,98 %	19 92,17 %	05 20,83 %	0.934
	19 SFD (44,18%)		24 SFD (55,82%)		
2019	Imcec	Réseaux	Imcec	Réseaux	Efficacité technique
	38 83,37 %	05 16,63 %	13 81,25 %	03 18,75 %	0.867
	27 SFD (62,79%)		16 SFD (37,21%)		
2020	Imcec	Réseaux	Imcec	Réseaux	Efficacité technique
	15 83,34 %	03 16,66 %	20 80 %	05 20 %	0.944
	18 SFD (41,86%)		25 SFD (58,14%)		
2021	Imcec	Réseaux	Imcec	Réseaux	Efficacité technique
	22 84,61 %	04 15,39 %	15 88,23 %	02 11,77 %	0.954
	26 SFD (60,46%)		17 SFD (39,54%)		

Source : L'auteur

3.2 Les résultats de la régression des scores d'efficacité sur le refinancement

Nous analysons ici les résultats de cette seconde étape.

3.2.1 Les statistiques descriptives des variables

Une statistique descriptive est présentée dans le tableau 6 suivant.

Tableau 6 : statistiques descriptives des variables

Variable	Obs.	Means	Std. Dev.	Min	Max
$\ddot{O}_k$	215	27.73559	125.2612	0	1426.742
Refin	215	2.636576	10.78012	-.0991566	113.9275
Tail	215	8.66947	973463	7.185652	11.33923
Rfi	215	0.0805164	1.045838	-5.136825	9.298947

Source : auteur lui-même

3.2.2 Les résultats des tests de spécification du modèle

Test 1 : Nous avons effectué le test de Fisher.

H0 : Absence d'effets — Modèle (2.3)

H1 : Présence d'effets fixes — Modèle (2.1)

À la suite de la commande « Xtnes $\ddot{O}_k$ Refin Tail Rfi, fe », le logiciel STATA a effectué automatiquement le test de Fisher, et les estimations par l'estimateur intra-individuel (estimateur Within) apparaissent également. Les résultats se trouvent dans le tableau 7 suivant (estimations obtenues par l'estimateur intra-individuel (estimateur Within)).

Le logiciel indique la statistique de Fisher suivante :

F test that all $u_i = 0$: F (4, 207) = 0,88 ; Prob > F = 0,4796

La probabilité associée au test (0,4796) est largement supérieure à 5 %. Par conséquent, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, et l'on conclut à l'absence d'effets fixes dans les données relatives aux 43 SFD de notre étude. Les résultats de ce test suggèrent ainsi que l'estimateur MCO est plus approprié que l'estimateur Within.

Tableau 7 : estimations obtenues par l'estimateur intra-individuel (estimateur Within)

Xtreg $\ddot{O}_{k,}$ Refin Tail Rfi, fe			
Fixed - effects (Winthin) régression		Number of obs	= 215
Group variable: annee		Number of groups	= 5
R-sq : Winthin = 0.0004		Obs per group : min	= 43
Between = 0.0880		avg	= 43.0
Overall = 0.0006		max	= 43
		F (3,207)	= 0.03
Corr (u_i, Xb) = 0.0343		Prob > F	= 0.9934

$\ddot{O}_{k,}$	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
Refin	-.1994403	8121527	-0.25	0.030	-1.800591	1.401711
Tail	.0643177	8.875212	0.01	0.004	-17.43308	17.56171
Rfi	-1.077363	8.454518	-0.13	0.002	-17.74537	15.59064
_cons	27.79058	77.36733	0.36	0.020	-124.7384	180.3195
Sigma_u	18.167854					
Sigma_u	126.24189					
rho	02029072	(fraction of variance due to u_i)				

Source : L'auteur

F test that all $u_i = 0$: F (4, 207) = 0,88 ; Prob > F = 0,4796

Ensuite, il nous a fallu passer au test de Breusch-Pagan, conformément à la procédure standard des modèles de panel.

Test 2 : les résultats du test de Breusch-Pagan

H0 : Absence d'effets — Modèle (2.3)

H1 : Présence d'effets aléatoires — Modèle (2.2)

À la suite de la commande « Xtreg $\ddot{O}_{k,}$ Refin Tail Rfi, re », le logiciel STATA a effectué automatiquement le test de Breusch-Pagan, et les estimations par l'estimateur MCG apparaissent également.

Le logiciel indique les résultats suivants :

$$\text{Wald } \chi^2(3) = 0,19$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0,9796$$

La probabilité associée au test (0,9796) est largement supérieure à 5 %. Par conséquent,

l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, et l'on conclut à l'absence d'effets aléatoires dans les données relatives aux 43 SFD de notre étude. Les résultats de ce test suggèrent ainsi que l'estimateur MCO est plus approprié que l'estimateur MCG pour l'analyse des données dont nous disposons (tableau 8).

Tableau 8 : estimations obtenues par l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG)

SS

. Xtneg $\ddot{\Theta}_k$, Refin Tail Rfi, re						
Random-effects GLS régression	Number	of	obs	=	21	5
Group variable: annee	Number	of	groups	=	5	
R-sq : Winthin = 0.0003	Obs	per	group : min	=	43	
Between = 0.3794			avg	=	43.0	
Overall = 0.0009			max	=	43	
			Wald chi2 (3)	=	0.19	
Corr (u_i, X) = 0 (assumed)			Prob > chi2	=	0.9796	
$\ddot{\Theta}_k$	Coef.	Std. Err.	Z	P>t	[95% Conf. Interval]	
Refin	-.13759	.8073813	-0.170	0.000	-1.720028	1.444848
Tail	.271224	8.862473	0.01	0.005	-17.0989	17.64135
Rfi	-3.085805	8.314905	-0.13	0.042	-19.38272	13.21111
_cons	25.99545	77.25296	0.36	0.034	-125.4176	177.4085
Sigma_u	0					
Sigma_u	126.24189					
rho	0 (fraction of variance due to u_i)					

Source : L'auteur

Les résultats des deux tests de Fisher et de Breusch-Pagan précédemment réalisés ont éliminé l'hypothèse de non-présence d'effets dans nos données, et l'estimateur des MCO est également écarté. Il reste alors à tester, parmi le modèle à effets fixes et le modèle à effets variables, lequel est le plus adapté à nos données. Pour ce faire, nous avons recours au test de Hausman (tableau 9) pour la spécification finale et pour le choix de l'estimateur le plus performant dans le cadre de cette étude.

Test 3 : les résultats du test de Hausman

H0 : Présence d'effets aléatoires — Modèle (2.2)

H1 : Présence d'effets fixes — Modèle (2.1)

À la suite des commandes « Xtreg $\ddot{\Theta}_k$ Refin Tail Rfi, fe » puis « estimates store fixed » et « Xtreg $\ddot{\Theta}_k$ Refin Tail Rfi, re » suivies de « hausman fixed », dans le logiciel STATA, nous avons obtenu le résultat du test de Hausman consigné dans le tableau 9.

Le logiciel indique les résultats suivants :

$$\text{Wald chi}^2(3) = 0,18$$

$$\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0,056$$

La probabilité associée au test est de 0,056, soit une valeur proche du seuil de 5 %. Par conséquent, l'hypothèse nulle est acceptée. Il convient donc de privilégier l'adoption d'un modèle à effets aléatoires, c'est-à-dire le modèle (2.2) dans notre notation, et de retenir l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG), plus performant que l'estimateur MCO dans l'analyse des données dont nous disposons.

Tableau 9 : résultats du test de Hausman

Xtreg $\ddot{\Theta}_k$ Refin Tail Rfi, re est store fixed Xtreg IPM Refin Tail Rfi, re hausman fixed			
***** Coefficient *****			
	Fixed	Random	Différence
$\ddot{\Theta}_k$	Effects	Effects	
Refin	-.1994403	-.13759	1.131993
Tail	.0643177	.271224	-0.206906
Rfi	-1.077363	3.085805	4.163168
Test : HO : difference in coefficients not systematic			
Chi2(3)	= 0.18		
Prob > chi2	= 0.056		

Source : L'auteur

3.2.3 Le modèle à effets aléatoires et l'estimateur des MCG retenus

À l'issue de la procédure complète de spécification et d'estimation des modèles de panel appliquée à nos données, nous retenons le modèle à effets aléatoires (2.2) dans notre notation, qui fournit les estimations les plus robustes. Les résultats de cette procédure suggèrent également que l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG), présenté dans le tableau 8, est le plus performant et offre la meilleure qualité d'estimation.

La spécification finale retenue s'écrit comme suit :

$$\ddot{\Theta}_{(k,it)} = 25,99545 - 0,13 \text{ Refin}_{(it)} + 0,27 \text{ Tail}_{(it)} + 3,08 \text{ Rfi}_{(it)} + u_{(it)} + \varepsilon_{(it)} \quad (3)$$

Dans notre étude, $i = 1, \dots, 43$ SFD au Sénégal, observés sur $T = 5$ périodes (2017 à 2021). La variable $\ddot{\Theta}_{(k,it)}$ représente les scores d'efficacité technique obtenus lors de la première étape. La variable $\text{Refin}_{(it)}$ désigne les refinancements bancaires du i^{e} SFD à la période t , et constitue la variable explicative principale de cette étude. La variable $\text{Rfi}_{(it)}$ représente la rentabilité financière du i^{e} SFD à la période t , tandis que $\text{Tail}_{(it)}$ correspond à la taille du SFD, mesurant l'ampleur de son activité. Le terme d'erreur est décomposé comme suit : $\varepsilon_{(it)} = v_{(it)} + z_{(it)}$, où $v_{(it)}$ représente l'effet aléatoire individuel et $z_{(it)}$ l'effet aléatoire temporel, conformément au modèle classique à effets aléatoires. Les probabilités associées ($P > t$) sont, pour la plupart, inférieures à 5 %, ce qui atteste de la significativité des coefficients estimés.

4. Discussion

Pour discuter des résultats obtenus, nous abordons successivement leur interprétation scientifique et leurs implications managériales.

4.1 Interprétation scientifique des résultats

La régression des scores d'efficacité des SFD sur la variable principale de refinancement bancaire, sous le contrôle des variables taille et rentabilité financière, met en évidence un impact négatif ($\beta_1 = -0,13$) des refinancements bancaires sur les scores d'efficacité technique des SFD au Sénégal. L'efficacité technique au plan financier mesurant la performance financière des SFD, ces résultats indiquent que les refinancements bancaires exercent un effet défavorable sur leur performance.

Concernant les variables de contrôle, la rentabilité financière (Rfi) et la taille (Tail) présentent

des effets positifs sur la performance financière des SFD, avec des coefficients respectifs de $\beta_2 = 0,27$ et $\beta_3 = 3,08$. En résumé, les résultats de cette seconde étape montrent clairement que les refinancements bancaires sont négativement corrélés à la performance financière des SFD au Sénégal, mesurée en termes d'efficacité technique. Globalement, cette étude met en évidence un impact significatif des refinancements bancaires sur l'efficacité de la microfinance au Sénégal.

4.2 Implications managériales

Les résultats de cet article montrent que le refinancement bancaire impacte négativement l'efficacité financière des SFD. Deux principales implications managériales peuvent être dégagées pour les décideurs du secteur de la microfinance en matière de politique d'endettement bancaire :

- Implication managériale 1 : Au regard de nos résultats, les décideurs qui souhaitent orienter davantage leurs institutions vers une logique commerciale pourraient limiter leur recours aux refinancements bancaires.
- Implication managériale 2 : Une gestion prudente de la dette s'impose, impliquant un arbitrage entre performance sociale et viabilité financière. En effet, les refinancements bancaires tendent à exercer une influence négative sur la santé financière des institutions de microfinance.

Conclusion

À travers une démarche en deux étapes, cet article a mis en évidence le lien entre les refinancements bancaires et l'efficacité de la microfinance. Dans une première étape, les scores d'efficacité technique ont été déterminés à l'aide d'un modèle financier permettant de capturer l'efficacité financière. Dans une seconde étape, nous avons estimé l'impact des refinancements bancaires sur ces scores à partir d'une procédure complète d'analyse sur données de panel.

Les résultats de la première étape révèlent des niveaux relativement faibles d'efficacité des SFD au Sénégal, avec des scores moyens de 1,090 ; 0,934 ; 0,867 ; 0,944 et 0,954

respectivement pour les années 2017, 2018, 2019, 2020 et 2021. Les résultats de la seconde étape mettent en évidence un impact négatif ($\beta_1 = -0,13$) des refinancements bancaires sur les scores d'efficacité technique au plan financier des SFD.

Ces résultats suggèrent que les refinancements bancaires, assimilés à de l'endettement bancaire, impactent négativement la performance financière des SFD, appréhendée en termes d'efficacité technique au plan financier.

Bibliographie

- Adair, P., & Berguiga, I. (2010). Les facteurs déterminants de la performance sociale et de la performance financière des institutions de microfinance dans la région MENA : une analyse en coupe instantanée. *Région et Développement*, (32), 92–119.
- Bassem, B. S. (2008). Efficiency of microfinance institutions in the Mediterranean: An application of DEA. *Transition Studies Review*, 15(2), 343–354.
- Bassem, B. S. (2008). Efficiency of microfinance institutions in the Mediterranean: An application of DEA. *Transition Studies Review*, 15(2), 343–354. <https://doi.org/10.1007/s11300-008-0012-7>
- Ben Soltane, B. (2014). Total productivity change of MENA microfinance institutions: A Malmquist productivity index approach. *Economic Modelling*, 39, 182–189.
- Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1997). Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research*, 98, 175–212.
- Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429–444.
- Charnes, A., Cooper, W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Econometrics*, 106, 1–25.
- Coelli, T., Rao, D. S. P., & Battese, G. E. (1998). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Kluwer Academic Publishers. <https://doi.org/10.1007/978-1-4615-5493-6>
- Cooper, W., Li, S., Seiford, L., Thrall, R. M., & Zhu, J. (2001). Sensitivity and stability analysis in DEA: Some recent developments. *Journal of Productivity Analysis*, 15, 217–

246.

- Cornée, S. (2007). Une proposition d'évaluation conjointe des performances sociales et financières en microfinance. Document de travail SPI 3, CERISE.
- Cull, R., Demirgüç-Kunt, A., & Morduch, J. (2009). Microfinance meets the market. *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), 167–192.
- Daley-Harris, S. (2009). *State of the Microcredit Summit Campaign Report 2009*. Microcredit Summit Campaign.
- D'Espallier, B., Hudon, M., & Szafarz, A. (2013). Unsubsidized microfinance institutions. *Economics Letters*, 120(2), 174–176. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.04.021>
- Doligez, F., & Lapenu, C. (2007). Mesure des performances sociales : implications pour le secteur de la microfinance. *Revue internationale de l'économie sociale*, 304, 46–62.
- Dorfleitner, G., Rohe, M., & Renier, N. (2017). The access of microfinance institutions to debt capital: An empirical investigation. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 65, 1–15.
- Fall, F. S. (2009). Panorama de la relation banques/institutions de microfinance à travers le monde. *Revue Tiers Monde*, 485–500.
- Fall, F. S. (2010). La complémentarité banque/microfinance dans le contexte subsaharien. *Techniques financières et développement*, (101).
- Fall, F. S. (2011). La complémentarité banque/microfinance dans les économies en développement. *Revue d'économie industrielle*, (133).
- Fall, F. S. (2017). Determinants of microfinance institutions' access to bank credit in Senegal. *Economics Bulletin*, 37(2), 1327–1338.
- Fall, F. S. (2018). L'efficacité technique des institutions de microfinance en Afrique de l'Ouest. *Revue d'économie politique*, 128(4).
- Fall, F. S., & Servet, J. M. (2010). Microfinance peut-elle être sociale et rentable ? *Revue Banque*, (720).
- Fall, F. S., Akim, A. M., & Wassongma, H. (2018). DEA and SFA research on the efficiency of microfinance institutions: A meta-analysis. *World Development*, 107, 176–188.
- Gutiérrez-Nieto, B., Serrano-Cinca, C., & Molinero, C. M. (2007). Social efficiency in

- microfinance institutions. *Journal of the Operational Research Society*, 58, 1–16.
- Hartarska, V., & Mersland, R. (2012). Which governance mechanisms promote efficiency in reaching poor clients? *European Financial Management*, 18(2), 218–239.
- Hermes, N., Lensink, R., & Meesters, A. (2011). Outreach and efficiency of microfinance institutions. *World Development*, 39(6), 975–981.
- Hudon, M., & Traca, D. (2011). On the efficiency effects of subsidies in microfinance. *World Development*, 39(6), 966–973.
- Kipsha, E. F. (2012). Efficiency of microfinance institutions in East Africa. *European Journal of Business and Management*, 4(17), 77–88.
- Kipsha, E. F. (2013). Production and efficiency of microfinance institutions in Tanzania. *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(1), 149–159.
- Luzzi, G. F., & Weber, S. (2006). Measuring the performance of microfinance institutions. In *Microfinance and public policy* (pp. 153–169).
- Mondjeli, M. N. (2013). Ciblage des pauvres et rentabilité financière dans les IMF au Cameroun. Rapport FR-CIEA.
- Navajas, S., Conning, J., & Gonzalez-Vega, C. (2003). Lending technologies and microfinance competition. *Journal of International Development*, 15, 747–770.
- Nghiem, H. S., Coelli, T. J., & Rao, D. S. P. (2006). Efficiency of microfinance in Vietnam. *International Journal of Environmental, Cultural, Economic and Social Sustainability*, 2(5), 71–78.
- Nsabimana, A. (2009). Articulation banques-microfinance en Afrique. *Reflets et perspectives de la vie économique*, 48(3), 29–38.
- Paxton, J. (2007). Technical efficiency in semi-formal financial sectors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(1), 57–74.
- Piot-Lepetit, I., & Nzongang, J. (2014). Financial sustainability and outreach in microfinance. *European Journal of Operational Research*, 243(1), 319–330.
- Qayyum, A., & Ahmad, M. (2006). Efficiency and sustainability of microfinance. *Pakistan Institute of Development Economics*.
- Roberts, P. W. (2013). Profit orientation of microfinance institutions. *World Development*, 41(1), 120–131.

- Segun, K. R. S., & Anjugam, M. (2013). Efficiency of sub-Saharan microfinance institutions. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 84(4), 399–422.
- Servet, J. M. (2006). *Banquiers aux pieds nus: La microfinance*. Odile Jacob.
- Servin, R., Lensink, R., & Van den Berg, M. (2012). Ownership and efficiency of microfinance institutions. *Journal of Banking & Finance*, 36(7), 2136–2144.
- Simar, L., & Wilson, P. W. (2007). Estimation and inference in two-stage DEA models. *Journal of Econometrics*, 136, 31–64.
- Tchakoute Tchuigoua, H. (2010). Formes juridiques et performance des IMF. *Finance Contrôle Stratégie*, 13(3), 39–60.
- Wijesiri, M., Viganò, L., & Meoli, M. (2015). Efficiency of microfinance institutions in Sri Lanka. *Economic Modelling*, 47, 74–83.
- Widiarto, I., & Emrouznejad, A. (2015). Social and financial efficiency of Islamic microfinance institutions. *Socio-Economic Planning Sciences*, 50, 1–17.