



Université Cheikh Anta Diop de Dakar
Laboratoire d'Analyse des Politiques de Développement



ACTES DE LA CONFÉRENCE ÉCONOMIQUE INTERNATIONALE DE DAKAR (CEID)

*Améliorer le ciblage des politiques publiques pour une économie solide,
inclusive et génératrice d'emplois décents en Afrique*

Université Cheikh Anta Diop de Dakar – Sénégal, 2 et 3 mai 2023

L'ACCÈS AU CRÉDIT ET L'EFFICIENCE TECHNIQUE DES EXPLOITATIONS AGRICOLES DE MIL SANIO DANS LES RÉGIONS DE KOLDA ET DE SÉDHIOU (SÉNÉGAL)

SANDJIRY DIOP, Enseignant- Chercheur vacataire, Département Economie, Université Alioune Diop, Bambey, Sénégal

RÉSUMÉ : L'objectif de l'évaluer l'effet du crédit agricole sur l'efficacité technique des 200 producteurs de mil sanio dans les régions de Kolda et de Sédhiou. La méthode d'analyse des frontières stochastiques a été utilisée pour la mesure des scores d'efficacité et le modèle Tobit pour trouver les déterminants de l'efficacité. Les résultats révèlent le score d'efficacité technique moyen dans les exploitations agricoles du mil sanio est de 0,56. La production du mil sanio peut être augmentée de 67,80% dans les exploitations traditionnelles (avec de petites tailles). Les exploitations agricoles semi-modernes et modernes opèrent respectivement à 60,8% et 51% de leurs potentiels de production. L'efficacité technique dans les exploitations agricoles du mil sanio est fortement liée avec l'accès au crédit agricole. Sur le premier quartile des scores d'efficacité les exploitations agricoles sans accès aux crédits sont plus représentatives avec 25,92% des exploitations. Sur les scores d'efficacité technique de 0,75 à 1, les exploitations ayant accès aux crédits sont largement dominantes soit 38,05% des exploitations. Ces résultats impliquent de promouvoir des mécanismes de facilitation de l'accès au crédit agricole.

Les idées et opinions exprimées dans les textes publiés dans les actes de la CEID n'engagent que leurs auteurs et ne représentent pas nécessairement celles de l'UCAD ou de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

1. Introduction

La question de la performance des systèmes de production suscite un grand intérêt en raison de la récurrence des crises alimentaires et sanitaires qui menacent les pays de l’Afrique de l’Ouest. Les enjeux de la mondialisation imposent au niveau microéconomique l’adoption de la théorie du comportement productif. Le modèle d’intensification de l’agriculture implique aujourd’hui, des investissements financiers et des transformations techniques dans les pays en voie de développement. Kinuthia (2018), considère que la croissance agricole a des effets importants sur l’économie notamment sa contribution dans l’économie locale. L’accès au crédit agricole est un important moyen permettant de bénéficier d’un meilleur accès aux intrants et aux financements pour une amélioration de la productivité et du revenu agricole (Ebata et al., 2017). Le développement des activités agricoles et l’évolution de l’emploi dans les zones rurales reposent en grande partie sur la performance économique et notamment sur la capacité des producteurs à innover ou à adopter de nouvelles technologies. Cette capacité repose sur leurs compétences internes et surtout sur leurs habilités à capter dans leurs environnements, les ressources nécessaires à leurs dynamiques.

L’efficacité est la capacité à produire au moindre coût. En d’autres termes, une exploitation agricole est techniquement efficace lorsqu’elle se situe sur sa frontière des possibilités de production ; c’est-à-dire qu’avec une quantité déterminée de facteurs, elle obtient le plus haut niveau d’output réalisable (Beye et al., 2018). Par contre, l’efficacité technique est la capacité d’une unité de production à utiliser le minimum d’intrants pour atteindre un niveau de production donnée (Kumbakhar et Lovell, 2000). Inversement, elle peut aussi être comprise comme la capacité de produire un maximum d’output possible avec un niveau d’intrants donné. La mesure de l’efficacité technique est apparue dans les travaux de Koopmans (1951) relatifs à l’analyse de la production de Debreu (1951) qui introduit le coefficient d’utilisation des ressources. Ainsi, une multitude d’approches pour évaluer l’efficacité technique a été développée. Alors que, l’efficacité d’une exploitation ou d’un secteur peut être mesurée par des approches paramétriques ou non paramétriques qui diffèrent essentiellement par les hypothèses concernant les écarts à la frontière ainsi que la forme fonctionnelle de celle-ci (Sy, 2019). L’idée générale de ces développements est d’évaluer l’efficacité technique d’une unité de production en construisant une frontière de production, de profit ou de coût.

Au Sénégal, le mil [*Pennisetum glaucum* (L. R. Br.)] est la céréale la plus importante en termes de superficies emblavées (940 880 ha en 2017). Sa production se chiffrait à 827 601 tonnes en 2019. Le contexte actuel est marqué par une croissance démographique rapide, une augmentation des revenus, une urbanisation qui exerce une pression sur la demande des produits alimentaires. Les faibles performances s’expliquent par des aléas climatiques, le sous équipement agricole, l’inaccessibilité des intrants (engrais, semences, produits phyto, etc) et la faible utilisation du crédit agricole, les engrais, des semences et des nouvelles innovations. Par ailleurs, l’absence d’infrastructures praticables peut être un obstacle à l’intégration des producteurs agricoles au système de crédit, notamment ceux qui habitent dans les zones géographiquement isolées. Ainsi, la question qu’on se pose est de savoir : quel est le niveau d’efficacité technique des exploitations agricoles ayant accès au crédit agricole ? C’est la raison pour laquelle nous avons choisi de nous pencher sur cette problématique dans le contexte de la Haute Casamance. Cette recherche revêt un intérêt particulier dans cette zone étant donné que le mil sanio constitue un pilier de la sécurité alimentaire.

L’objectif général est d’étudier l’effet du crédit agricole sur l’efficacité technique des producteurs de mil sanio. Spécifiquement, il s’agit de faire la typologie, de calculer les scores de la frontière de production stochastique et d’identifier les déterminants de l’efficacité. Dans la deuxième section on dresse une revue à la fois théorique et empirique. Une présentation de la méthodologie est faite dans la troisième section. Enfin, les dernières sections présentent une synthèse des principaux résultats, discussions et la conclusion.

2. Revue de la littérature

La littérature existante explique les difficultés de financement de l'agriculture familiale de manière durable par le haut niveau de risques inhérents en agriculture. Les prises de décisions optimales conduisant à une allocation efficiente des moyens de production dépendent des opportunités dont disposent les agriculteurs pour le financement de leurs activités Wampfler, (2016) et Fall, (2006). De ce point de vue, le crédit agricole joue un rôle important dans l'amélioration de la production agricole. Selmi et al, (2015) a trouvé la relation positive entre l'accès des exploitants aux financements bancaires et leurs niveaux d'efficience. Bien qu'une large partie de la littérature confirme les effets positifs de l'accès au crédit des exploitants sur la productivité agricole (Mukasa et al., (2017) ; Abdulai et Huffman, (2000)). Certains travaux nuancent les résultats de recherches en montrant que l'influence de l'accès au crédit est limitée et des fois voire négative (Kinuthia, 2018).

Sur le plan théorique, le sens de cette liaison demeure controversé car cette évidence permet de montrer les possibilités de liens direct et indirect entre les deux variables. Ainsi, on peut distinguer trois approches concernant la liaison entre la performance de l'entreprise et l'accès aux crédits. La première est l'approche du « free cash-flow » revenant à Jensen (1986) cité par Selmi et al., (2015). Elle postule que la relation entre le niveau de l'endettement d'une entreprise et son niveau d'efficience est positive. Puisque, l'obligation de faire face aux charges de remboursement incite les dirigeants à augmenter leurs efforts et à limiter le gaspillage. En milieu agricole, les agriculteurs endettés doivent être incités à redoubler leurs efforts pour pouvoir honorer leurs engagements financiers. Ce qui aboutirait à une relation positive entre l'endettement agricole et l'efficience de la production (Barry et Robinson, 2001). La deuxième approche propose une relation négative entre le niveau de l'endettement et l'efficience de l'entreprise. Elle affirme que les coûts de suivi et de contrôle des crédits peuvent réduire l'efficience des firmes endettées (Selmi et al., 2015). Par voie de conséquence, et selon cette approche, les agriculteurs les plus endettés sont moins efficaces que ceux ayant un niveau d'endettement faible (Elinger et Barry, 1991). Selon Selmi et al., (2015), la troisième approche est fondée sur le critère de l'évaluation du crédit. Elle postule que la relation entre l'accès au crédit et l'efficience est positive. Mais l'inverse aussi, le niveau d'efficience de l'entreprise se répercute positivement sur son pouvoir d'accès au crédit.

Plusieurs travaux ont tenté d'évaluer l'efficience technique des exploitations agricoles ainsi que leurs déterminants dans les pays en voie de développement. En Afrique de l'Ouest, la plupart des travaux menés dans le domaine ont utilisé l'approche des frontières stochastiques.

Dieng et al, (2019) ont étudié l'efficience technique de la production d'anacarde dans les grandes régions de production au Sénégal. Les scores d'efficience sont établis par la méthode des frontières stochastiques sur un échantillon de 2261 producteurs. De ce fait, les résultats de l'estimation ont montré que les producteurs sont efficaces à 43%. Les ménages pourraient augmenter leurs productions de plus de 57% sans avoir à augmenter leurs volumes d'intrants. Ngom et al., (2018) par contre, ont utilisé une frontière de production stochastique pour mesurer l'efficacité technique de 493 riziculteurs dans le bassin du fleuve Sénégal. Grâce à cette approche paramétrique, les résultats de l'estimation montrent que les riziculteurs sont efficaces à 70%. Les riziculteurs auraient pu accroître leurs productions actuelles de 30% sans input additionnels contre une marge de progrès de 86% pour les riziculteurs moins performants.

Selmi et al., en (2015) ont étudié l'impact de l'accès des exploitants agricoles aux crédits bancaires sur l'amélioration de leurs efficacités techniques. C'est pourquoi, l'approche paramétrique SFA a été utilisée pour mesurer les niveaux de l'efficience des exploitants agricoles des périmètres irrigués de Tataouine dans le Sud-Est de la Tunisie. De même, l'analyse des déterminants de l'efficience a permis de révéler la relation positive entre l'accès des exploitants aux financements bancaires et leurs niveaux d'efficience. L'âge, le système de cultures et l'existence d'une activité d'élevage sont des facteurs contribuant de manière significative au rehaussement de l'efficience technique des exploitants agricoles. Bolarinwa et al., (2011) ont étudié les producteurs bénéficiaires et non bénéficiaires pour comprendre l'impact du crédit agricole sur la productivité au Nigeria. Les résultats

ont montré une corrélation entre le niveau de l'investissement de crédit et le niveau d'utilisation des technologies. L'expérience du producteur, le niveau d'éducation, la main d'œuvre sont associés à l'accès au crédit agricole pour influencer l'efficacité technique. Fall, (2006) a étudié l'impact du crédit sur le revenu des riziculteurs de la vallée du fleuve Sénégal. La proximité avec les structures d'encadrement, le nombre d'actif et la taille du ménage, le sexe sont trouvés déterminants à l'accès au crédit. Ce dernier est bénéfique aux producteurs moyens et riches qui ont des moyens palliatifs pour cautionner la livraison des intrants à temps et à des quantités suffisantes. Cependant, l'efficacité de l'utilisation du crédit pour des intrants dépend très fortement de l'âge, du niveau d'expérience et l'éducation.

En réalité, les travaux sur la mesure de l'efficacité technique se révèlent remarquables, il serait intéressant de regarder l'efficacité technique en fonction de l'accès au crédit selon des typologies des exploitations. C'est ainsi que la théorie de la décision qui modélise le comportement d'un agent face à ses facteurs de production multiple cadre bien avec ce chapitre. Dans cette étude, la méthode de frontière stochastique sera retenue. En effet, selon Coelli et al. (1998), les frontières de types stochastiques semblent être plus appropriées que la méthode non paramétrique dans le domaine agricole, en particulier pour les pays en développement, où les données sont fortement influencées par des variations aléatoires (le climat, les invasions acridiennes etc.).

3. Méthodologie

Analyse en Facteur Multiple (AFM)

Pour appliquer la méthode statistique, l'analyse exploratoire est faite pour vérifier le caractère factoriel des données :

- Tests de corrélation de Pearson avec un niveau de probabilité $\alpha=0.05$ ($p \leq 0,05$) qui permet l'analyse d'une relation linéaire entre deux variables. Pour ces analyses on pose H_0 = pas de relation et H_1 = relation (test bilatéral.)
- Test de sphéricité de Bartlett montre que la matrice des corrélations s'écarte significativement de la matrice unité. On rejette l'hypothèse selon laquelle il n'y a pas de corrélations différentes de 0. $\chi^2 = -(n - 1 - \frac{2p+5}{6}) \times \ln / R/$ (20)

Sous H_0 (tous les éléments en dehors de la diagonale sont nuls, aucune corrélation/covariance entre les variables) cette statistique suit une loi de χ^2 à $(\frac{P \times (P-1)}{2})$ degrés de liberté. On rejette H_0 lorsque la statistique lue dans la table de la loi de χ^2 est supérieure à la valeur seuil à un seuil d'erreur de 5%.

- La statistique de Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) : soit la matrice des corrélations brutes et la matrice des corrélations partielles, l'indice KMO globale s'écrit :

$$KMO = \frac{\sum \sum_{j \neq i} r^2_{ij}}{\sum \sum_{j \neq i} r^2_{ij} + \sum \sum_{j \neq i} a^2_{ij}} \quad (1)$$

La valeur du KMO se doit d'être au minimum égale à 0,5 et dans le meilleur des cas se situent entre 0,8 et 0,9 (Kaiser, 1974). La validation des tests de Bartlett et de Kaiser-Mayer-Olkin est obligatoire dans l'objectif de valider l'utilisation de l'analyse exploratoire

Modélisation de l'effet de l'accès au crédit sur l'efficacité

Afin de mesurer l'efficacité technique des exploitants agricoles établis dans les régions de Kolda et de Sédhiou, nous avons utilisé un modèle de frontière stochastique de production tel qu'introduit par Aigner et al. (1977), Meeusen et Vanden Broeck (1977). Le modèle de la frontière stochastique pour l'exploitant i , avec $i \in \{1, 2, 3, 4, \dots, n\}$ s'écrit :

$$\ln y_i = x_i \beta + v_i - u_i \quad (2)$$

y_i représente la production de l'exploitants i x_i désigne un vecteur d'intrants, c'est-à-dire le vecteur des coefficients associés à estimer, est le terme d'erreur qui capte les effets stochastiques qui ne sont pas sous le contrôle de l'exploitant i et u_i représente la variable aléatoire, positive ou nulle, traduisant l'inefficience technique en termes de de l'exploitant de i . Ces deux dernières variables sont indépendantes et distribuées selon une loi normale tronquée à zéro avec une moyenne δ_i et d'une variance: $\delta_u^2 (N(u_i, \sigma_u^2))$. La condition de non-négativité de i garantit que les observations ne peuvent pas se situer au-dessus de la frontière de production.

La production agricole de l'exploitant i peut être donnée par l'équation suivante :

$$\ln y_i^* = x_i \beta + v_i - u_i \quad (3)$$

Cette équation représente la sortie de la frontière sans inefficience

$$\ln y_i^{\wedge} = x_i \beta + v_i \quad (4)$$

Le ratio entre la production observée ($\ln y_i^*$) et celle estimée ($\ln y_i^{\wedge}$) sur la frontière de production du mil parfaitement efficace utilisant le même vecteur d'intrants, donne l'estimation de l'efficience technique. Ainsi, le niveau d'efficience de l'exploitant est obtenu de la façon suivante :

$$\ln ET_i = \frac{\ln y_i^*}{\ln y_i^{\wedge}} \quad (5)$$

Le niveau d'efficacité a une valeur comprise entre zéro et un. L'objectif est de mesurer la production maximale du riziculteur en proportion de la production correspondant à celle de la frontière de production optimale avec les mêmes intrants. Les paramètres du modèle de la frontière sont estimés dans l'équation (1) par l'estimation du maximum de vraisemblance. La spécification de la fonction de production Trans-logarithmique (translog) est utilisée pour estimer la fonction de vraisemblance.

Spécification empirique de la frontière stochastique et les déterminants de l'efficience

Mathématiquement, si on considère une exploitation agricole qui combine des facteurs pour produire une quantité Y de mil Sanio. La frontière de production stochastique est représentée par la fonction log de vraisemblance d'un échantillon de taille i . Par conséquent, notre modèle empirique admet la représentation logarithmique suivante :

$$\begin{aligned} \ln Pro_{mil_i} = & \beta_0 + \beta_1 \ln Sup_{mil_i} + \beta_2 \ln Main_{oeuv_i} + \beta_3 \ln Quant_{eng_i} \\ & + \beta_4 \ln Quant_{sem_i} + v_i - u_i \end{aligned} \quad (6)$$

Dans la deuxième étape, le modèle Tobit a été utilisé pour identifier les facteurs associés à l'efficience. Étant donné que les scores d'efficience sont distribués sur l'intervalle $[0 ; 1]$, cette régression est traduite par un modèle Tobit. L'équation suivante a été estimée, sur la base des données primaires obtenues :

$$TE_i = \beta_0 + \beta_1 Age_i + \beta_2 Moy_trans_i + \beta_3 Ac_cred_i + \beta_4 Typ_inst_i + \beta_5 Main_oeuv_i + \beta_6 Ac_Eng_i + \beta_7 Sexe_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

TE_i : Le score d'efficience technique de l'exploitant i .

ε_i : Le terme d'erreur

Tableau 1 : Signification des variables des modèles

variables	Signification	Variabes	Signification
<i>Prod</i>	Production	<i>Mont_cred</i>	Montant du crédit
<i>Surf</i>	Surface	<i>Dsit_frs</i>	Distance aux fournisseurs
<i>Qant_eng</i>	Quantité engrais	<i>Sexe</i>	Sexe
<i>Quant_sem</i>	Quantité semence	<i>Moy_trans</i>	Moyen de transport
<i>Main_oeuvr</i>	Main-œuvre	<i>Ac_eng</i>	Accès aux engrais
<i>Age</i>	Age	<i>Ac_cred</i>	Accès au crédit
<i>Ty_ins</i>	Type d'instruction		

Sources : Auteur

Zone et description des données

Les données de l'étude sont le fruit des enquêtes de terrain réalisées en 2017. L'étude a été réalisée dans l'aire d'intervention du projet Mil Sanio du Programme de Productivité Agricole en Afrique de l'Ouest. Il s'agit de la Casamance (région de Kolda (12°53'00'' N, 14°57'00'' O), Sédhiou (12°42'29'' N 15°33'25'' O)). À la suite de la prospection, une enquête orientée sur la culture du sanio sera effectuée au niveau des exploitations agricoles et selon les différents systèmes de production identifiés. Ainsi, un échantillonnage raisonné est fait pour les différents systèmes de production et un échantillonnage aléatoire sera privilégié. L'échantillon concerne 23 villages dont chaque village 9 exploitants sont interrogés. En effet, 200 exploitants agricoles ont finalement été obtenus dans le cadre de cette recherche.

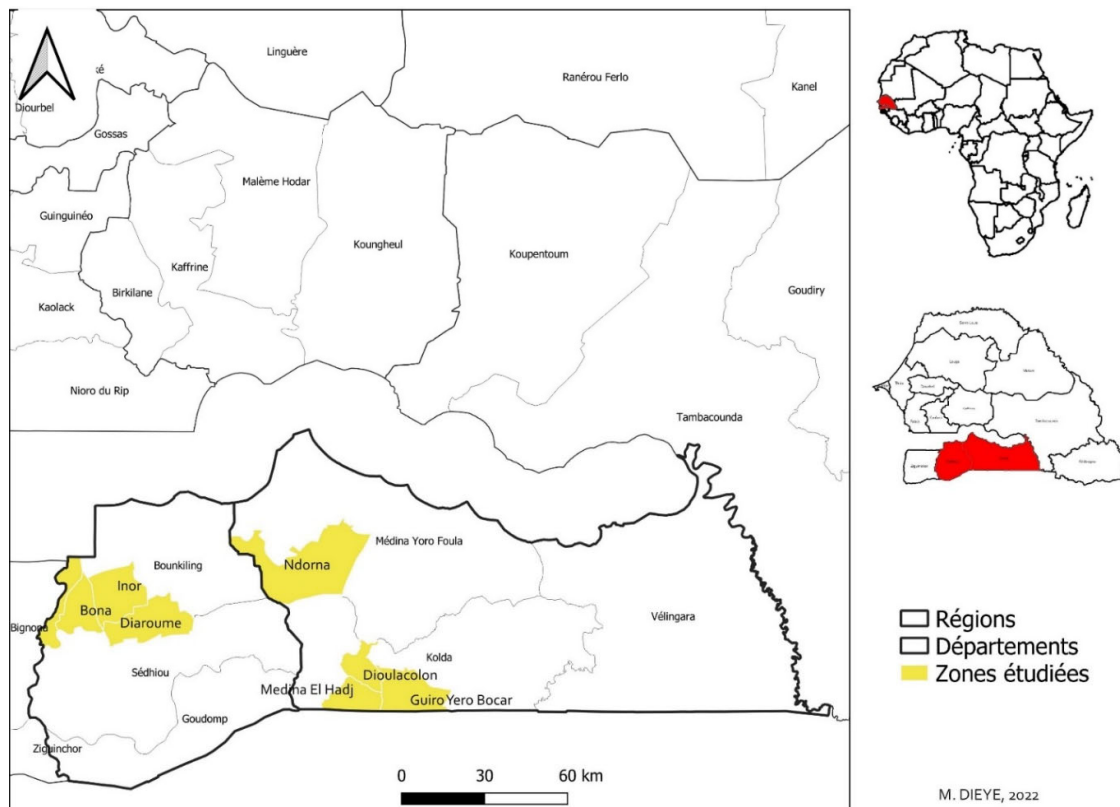
Figure 1: Présentation de la zone d'étude

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables quantitatives des modèles

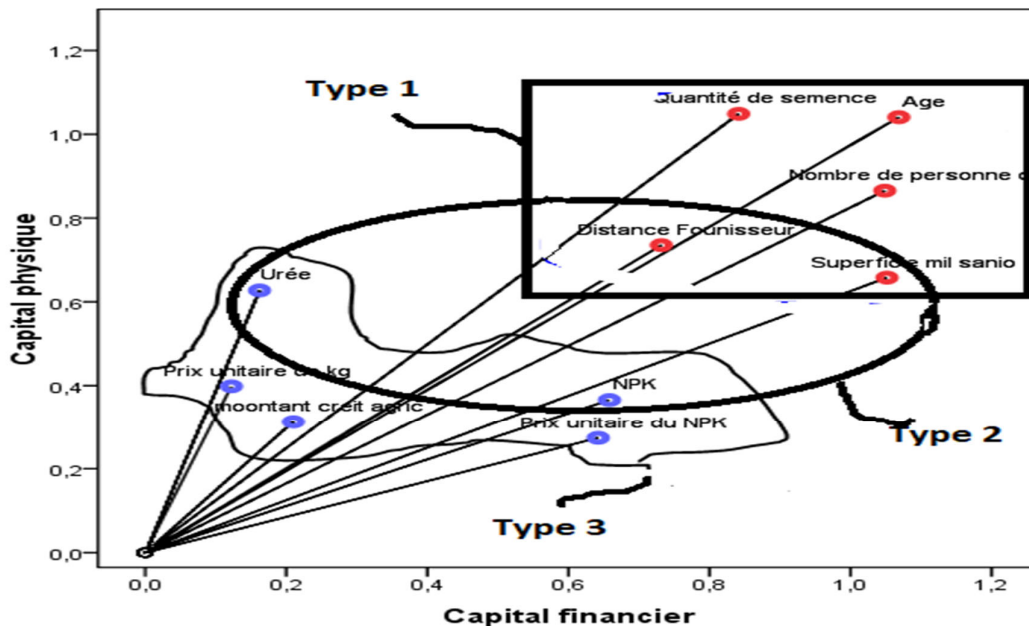
Variables	Description Des variables	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Production en kg	Continue	577,96	375	100	2360
Surface en Ha	Continue	1,66	0,84	1	5
Quantité engrais en kg	Continue	55,65	32,24	10	200
Quantité semences kg	Continue	23,78	12,34	2	59
Main-œuvre	Continue	13,29	8,47	2	40
Age	Continue	50	12,32	24	90
Montant du crédit	Continue	24028	20790	0	92 600
Variables	Description des variables qualitatives	Proportion dans l'échantillon			
Sexe	1 : Homme	92,5%			
	0 : Femmes	7,5%			
Moyen de transport	1 : À pieds	35%			
	2 : Charrettes	55%			
	3 : Motos	10%			
Accès au crédit	1 : Oui,	45%			
	0 : Non	55%			
Accès aux engrais	1 : Oui,	68%			
	0 : Non	32%			
Type d'instruction	1 : Français	40%			
	0 : Autres	60%			

Source : Auteur

4. Résultats et discussion

Typologie des exploitations agricoles familiales de mil sanio

Le diagramme des facteurs de la figure 4 permet de montrer trois types de producteur en fonction de l'utilisation des facteurs de production en capital et travail. Les exploitations traditionnelles de type 1 (avec de petites tailles) pratiquent une agriculture traditionnelle en se basant sur le capital avec l'utilisation de grandes surfaces et de grandes quantités de semence pour une production très faible. Les types 2 et 3 : peu productives (semi-modernes tournées vers la diversification de la production) et très productives ou modernes (utilisant des facteurs pour une production commerciale) utilisent les intrants tels que le NPK et l'urée dans le processus de production. En outre, la volonté individuelle des types d'exploitations constitue un vecteur déterminant du changement dans la mesure où, elle assure la transmission et l'apprentissage de pratiques nouvelles.

Figure 2: Diagramme des facteurs

Source : Auteur

Test de validation des hypothèses du modèle

Il s'agit de voir si : (i) la fonction translog est la plus appropriée dans cette étude ; (ii) il y a une présence d'inefficience technique ; et (iii) l'inefficience technique peut être expliquée par les variables socio-économiques (Ngom et al, 2018).

Le premier test tente d'examiner la significativité globale des intrants considérés dans l'estimation de la fonction de production. H_{01} . La fonction stochastique est de type Cobb-Douglas ($\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$), hypothèse alternative étant la fonction translog. Le rejet de l'hypothèse nulle H_{01} , permet d'affirmer que les intrants permettent d'expliquer la production dans l'ensemble.

Le deuxième test permet d'expérimenter l'existence ou non de d'inefficience dans le modèle. Si H_{02} est retenue, alors le modèle est considéré comme une fonction de production ordinaire dans laquelle les variables censées déterminer l'inefficience sont intégrées dans la fonction qui sera estimée par la méthode des Moindres Carrées Ordinaires. En d'autres termes, les erreurs sont non-stochastiques. Le rejet de l'hypothèse nulle (H_{02}) indique que la spécification d'un modèle à effets d'inefficience est une représentation adéquate des données.

Dans le troisième test on évalue l'influence des variables sélectionnées sur le degré d'efficience des exploitants. H_{03} : Les variables socio-économiques ne déterminent pas l'inefficience. ($\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 + \delta_7 = \delta_8 = 0$). En testant l'hypothèse nulle H_{03} , nous pouvons vérifier si l'effet conjoint des variables sélectionnées est significatif, indépendamment du pouvoir explicatif de chaque variable. Le fait que cette hypothèse nulle H_{03} ait été rejetée confirme que les variables sélectionnées illustrent bien l'efficience si elles sont prises dans leur ensemble.

Pour mesurer la fiabilité de ces hypothèses, nous avons testé la fonction de vraisemblance en calculant une statistique de $\lambda(LR)$ dont la formule est la suivante :

$$\lambda = -2\{\ln \ln [L(H_0)] - \ln \ln [L(H_1)]\} \quad (7)$$

Sachant que $L(H_0)$ et $L(H_1)$ sont respectivement les valeurs de la fonction de vraisemblance sous l'hypothèse nulle H_0 et sous l'hypothèse alternative H_1 .

- $L(H_0)$ désigne la valeur de la fonction de vraisemblance sous l'hypothèse nulle (H_0) H_0 : pas d'inefficience technique : $\gamma = \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}\right) = 0$

Le paramètre λ est supposé suivre une distribution de Khi-deux mixte dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de restrictions imposées, c'est-à-dire la différence entre le nombre de paramètres sous les deux hypothèses (Donkoh, 2013). La valeur de λ calculée est comparée à la valeur critique tabulée par Kodde et Palm, (1986) avec un seuil de tolérance de 5% (Ngom et al., 2018). Si la statistique λ calculée est supérieur de Khi Deux lue au seuil de 5% avec un degré de liberté égal au nombre supposés être zéro dans l'hypothèse nulle, alors on rejette H_0 .

Tableau 3: Résultats des tests de rapport de vraisemblance

Test	Hypothèse nulle	Lamda	Décision
Significativité du modèle de production	$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	26,54	Rejet de H01
Effets d'inefficience	$\gamma = 0$	157,8	Rejet de H02
Caractéristiques socioéconomiques sur l'inefficience	$\gamma = \delta_i = \dots = 0$	241,29	Rejet de H03

Source : Auteur

Le tableau 3 fournit les résultats concernant les paramètres d'estimation du maximum de vraisemblance permettant de vérifier les hypothèses avant le choix de la modélisation. C'est pourquoi la valeur de la fonction de vraisemblance obtenue après les estimations de fonction de de Cobb-Douglas et celle obtenue après estimation de la fonction translog permettent d'avoir la statistique λ ci-dessus (26,54). Cette dernière est supérieure à la valeur critique qui permet de rejeter l'hypothèse nullité H_0 . Ainsi c'est la forme translogarithmique de la frontière de production stochastique qui est adéquate pour cette étude. Elle peut être estimée par la méthode du maximum de vraisemblance. La valeur de la fonction de vraisemblance obtenue après estimation de la fonction translog par la méthode des MCO et celle obtenue après estimation par la méthode du maximum de vraisemblance permettent d'avoir la statistique λ ci-dessus (157,8). Par la suite, les estimations sont faites en tenant compte uniquement des variables qui entrent dans la fonction de production. Le test conduit aussi à un rejet de l'hypothèse nulle. Pour le troisième test, le même principe que dans le deuxième test est retenu mais ici les estimations sont effectuées en considérant à la fois les variables qui expliquent la fonction de production et la fonction d'inefficience. Les résultats obtenus aboutissent également à un rejet de l'hypothèse nulle.

En résumé, la fonction de production peut être représentée par la forme fonctionnelle générale translogarithmique.

Estimation du modèle de frontière de production

Les résultats de l'estimation de la frontière de production du mil sanio sont globalement significatifs au seuil de 1% ($\text{Prob} > \chi_1(2) = 0.000$) dans le tableau 4. Les coefficients des facteurs de production (superficie, engrais (Urée et NPK), et les semences) valent respectivement 0,38 ; 0,50 et 0,46 et sont positifs. Un accroissement de la superficie de 10% entraîne une augmentation de 3,82% de la production. La quantité d'engrais a un plus grand effet sur la production. Un accroissement de 10% des engrais entraîne une hausse de 5,04% de la production.

Tableau 4 : Estimation de la fonction de production

Nombre d'observation =200		Wald chi2(4)= 198	
Log vraisemblance (-156)	Prob>chi2	0.0000	
Y (Production)	Coefficients	Probabilité	
Superficie	0,382**	0,003	
Quantité de semence	0,416***	0,001	
Quantité engrais	0,504***	0,000	
Main-d'œuvre	0,017	0,161	
Constante (cons)	0,429***	0,000	
Usigma (variables d'inefficience)			
_Cons	0,385	0,482	
Vsigma (chocs exogènes aléatoires)			
Cons	0,442**	0,021	
Lambda	1,480***	0,001	

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

Source : Auteur

Ainsi, une augmentation de 1% de la quantité de semence qui accroît de 0,41% la production. Par conséquent, le coefficient lambda est significatif à 1% ce qui indique la présence d'inefficience technique des producteurs de la zone. Par ailleurs, la valeur de gamma (0,44) est significative au seuil de 5%. Cela implique que 44% des variations de l'écart à la frontière de production sont expliquées par les chocs aléatoires. Ces résultats sont aussi corroborés par Faye et al., (2018), une augmentation de 1°C de la température entraîne une réduction de 11,21kg/ha alors qu'une baisse de 1 mm des précipitations fait régresser les rendements des céréales de 0,796kg/ha.

Évaluation de l'efficacité technique

L'estimation de la frontière de production stochastique a permis d'évaluer la performance des exploitations de la zone (tableau 5). En moyenne, les producteurs ont un niveau d'efficacité technique de 0,56 % pour l'ensemble de l'échantillon (Diop et al, 2022). L'analyse des proportions d'efficacité technique du point de vue des types d'exploitations donne un aperçu intéressant du niveau d'efficacité. Ces scores montrent que la production du mil sanio peut être augmentée de 66,80% pour les exploitations traditionnelles (avec de petites tailles). Ceci explique que dans ce type les producteurs emblavent plus les champs de case avec une production pour l'autoconsommation. Les exploitations peu productives (semi-modernes, tournées vers la diversification de la production) ont des proportions scores moyennes 60,82% et celles très productives ou modernes (utilisant des facteurs pour une production commerciale) de 51% près de la moyenne de la zone.

Tableau 5 : Distribution de l'efficacité technique en fonction des types d'exploitation

Exploitations	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Type 1 (traditionnelles)	98	0,3220	0,2353	0,0150	0,8859
Type 2 (peu productives ou semi-modernes)	62	0,6082	0,2769	0,1052	0,9976
Type 3 (très productives ou modernes)	40	0,5100	0,2477	0,5640	0,9299

Source : Auteur

Déterminants de l'efficacité technique

Les résultats de l'estimation du modèle Tobit montrent que les variables l'accès au crédit, le type d'instruction, et la main d'œuvre sont les déterminants de l'efficacité technique (tableau 6). Le crédit agricole est positivement lié à l'efficacité au seuil de 5%, indiquant qu'un meilleur accès au crédit induit une efficacité technique du producteur. En effet, l'accès au crédit permet à un agriculteur d'améliorer l'efficacité de l'allocation conventionnelle en surmontant les contraintes financières liées à l'achat d'engrais, par exemple, ou à un nouveau package technologique, tel que des semences à haut rendement. Globalement, ces résultats suggèrent que l'accès au crédit améliore la rentabilité des producteurs et sont conformes à certains travaux empiriques ayant démontré l'effet positif sur l'efficacité agricole (Fall, 2006). Abdulai et Huffman (2000) affirment que le crédit augmente les recettes nettes tirées des intrants fixes, des conditions de marché et des caractéristiques individuelles.

La main d'œuvre familiale n'augmente pas l'efficacité technique dans la production du mil sanio. Ce résultat peut être expliqué par le désintérêt suscité par l'agriculture chez les jeunes. Ainsi dans certaines zones, on note que la substitution de la main d'œuvre familiale par la main d'œuvre salariale reste très difficile sur le plan financier. Ce résultat est en phase avec les travaux de Beye et al., (2018) dont le nombre d'actifs du ménage n'impacte pas la performance productive des exploitations agricoles dans la vallée. Dans la même dynamique Baldé et al. (2014) arrivent à cette conclusion sur les ménages riziculteurs.

Le type d'instruction était également attendu comme variable explicative de l'efficacité. La conception du rôle du capital humain dans la production, communément appelée « capacité d'allocation », découle du fait que la réaffectation des ressources en réponse à l'évolution de la conjoncture économique nécessite (i) de percevoir que le changement s'est produit, (ii) collecter, récupérer et analyser les informations utiles, (iii) tirer des conclusions valables des informations disponibles et (iv) agir rapidement et de manière décisive (Abdulai et Huffman, (2000). Selon Ngom et al., (2018) le niveau d'instruction contribue en effet à l'amélioration du niveau d'efficacité.

Cette probabilité significative de l'accès aux engrais au seuil de 10% peut s'expliquer par une substitution des engrais par les fumures organiques. Là encore, ce résultat pourrait être expliqué par un effet de substitution des engrais par les engrais organiques. Le conseil agricole traduit la facilité des agriculteurs d'accéder aux intrants agricoles et aux services de vulgarisation leur permettant d'obtenir des informations et des compétences pour une meilleure gestion des cultures.

Tableau 6 : Résultats économétriques de l'effet des variables socio-économiques de l'efficacité

Variable d'efficacité	Paramètres	Coefficient	Écart-type
Constante	β_0	0,593	0,364
Age	β_1	0,003	0,032
Moyen de transport	β_2	-0,242	-1,810
Accès au crédit	β_3	0,046**	0,037
Type instruction	β_4	0,002**	0,002
Main d'œuvre	β_5	-0,372*	0,441
Accès engrais	β_6	0,035*	0,032
Sexe	β_7	-0,431	0,059
Sigma		0,219	0,011
Log likelihood		19,380	

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Source : Auteur

Effet de l'accès au crédit sur l'efficacité technique

L'observation des tranches d'efficacité dans le tableau 7 montre que les exploitations sans accès au crédit sont largement supérieures sur l'échelle de 0 à 25 pour un effectif de 28 contre 14 exploitants ayant accès aux crédits agricoles. Le score maximal est de 0,93 pour les exploitations bénéficiant du crédit. En outre, 38,05% des exploitants ayant accès aux crédits ont des scores d'efficacité supérieurs à 75% soit 35 exploitations contre 16,67% pour ceux qui n'ont pas accès au crédit soit 18 exploitants. Ainsi, l'accès au crédit prouve que les facilités financières allouées par le crédit bancaire contribuent au rehaussement du niveau d'efficacité technique des agriculteurs. En effet, ces facilités permettent à l'exploitant de renforcer ses capacités de production et de moderniser son exploitation par l'apport de nouvelles technologies.

Tableau 7 : Distribution de l'efficacité technique en fonction de l'accès aux crédits agricoles dans les exploitations

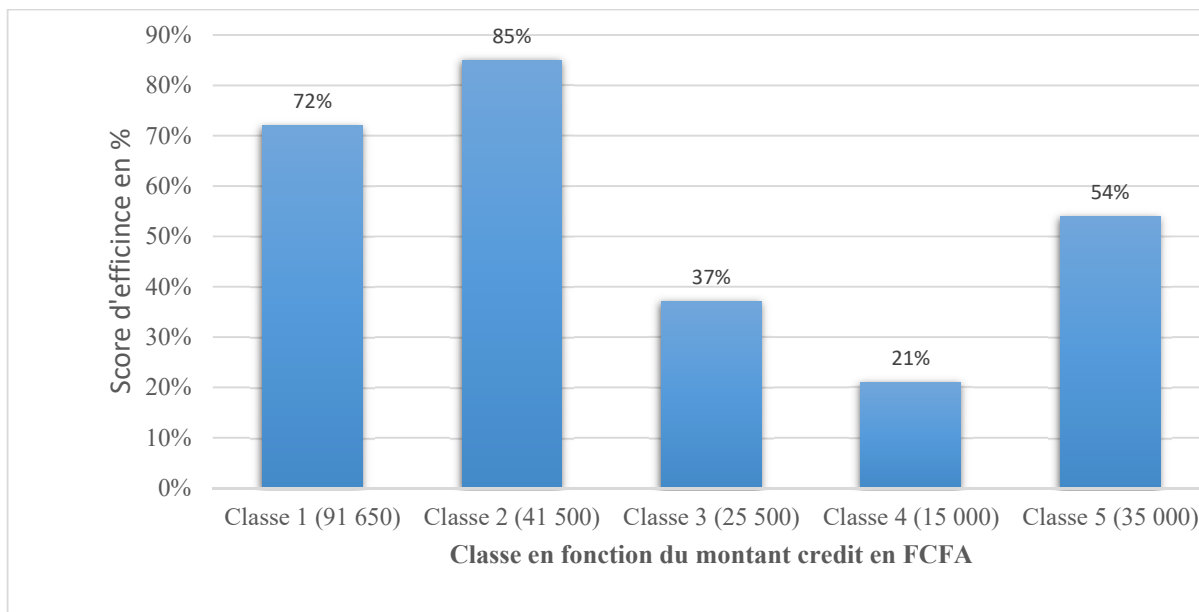
Niveau d'efficacité (%)	Accès aux crédits		Sans accès au crédit	
	Effectif	Fréquence relative (%)	Effectif	Fréquence relative (%)
0-25	14	15,22	28	25,92
25-50	18	19,56	33	30,55
50-75	25	27,17	29	26,86
75-100	35	38,05	18	16,67
Total	92	100	108	100

Source : Auteur

La figure 3 permet de faire la classification des scores d'efficacité en fonction du montant du crédit des exploitations agricoles. Les résultats montrent que les exploitations qui ont accès à de grands

montants du crédit n'ont pas les plus grands scores d'efficacité technique. Les exploitations de la classe 1 ont un score de 72%. Dès lors, leurs montants de crédit moyen sont de 91 650 Francs CFA, en revanche ceux de la classe 2 ont un score de 85% avec un montant de crédit moyen de 41 500 FCFA. Ces résultats montrent l'inadéquation entre l'offre et la demande qui entraîne la faiblesse de la productivité agricole dans la zone. Les proportions des scores sont faibles pour les exploitations avec des crédits de 25 500 (classe 3) et 15 000 (classe 4). Ce qui montre que seule une très faible proportion des exploitations a recours à l'emprunt et du crédit à l'agriculture. Elles ont encore des difficultés à investir dans les technologies agricoles qui boosteraient leur activité. Il serait logique que les institutions financières conditionnent leurs prêts aux agriculteurs à la souscription d'une assurance contre les dommages dus aux aléas climatiques. Mais dans beaucoup de zones agro écologiques, une telle assurance n'est pas disponible ou les producteurs la considèrent techniquement déficiente ou trop coûteuse.

Figure 3: Distributions du score d'efficacité en fonction des classes de montants du crédit



Source : Auteur

Conclusion

Le développement de l'agriculture à travers l'accroissement de la productivité agricole de la terre passe nécessairement par une maîtrise de ces facteurs. Dans cette optique, l'intensification est vue par de nombreux scientifiques et les décideurs comme une option efficace pour réduire les impacts négatifs du changement climatique en particulier dans les pays en développement. Il urge dès lors de s'interroger sur la pertinence de l'accès au crédit à travers une évaluation de la performance productive des exploitations agricoles. L'accès au crédit agricole demeure encore faible dans la Haute Casamance. Les résultats de l'estimation de la frontière de production montrent qu'une augmentation des facteurs de production permettent d'augmenter les rendements de la production significativement.

L'analyse de ces scores d'efficacité permet de confirmer que l'exploitant du mil sanio peut accroître la production de 67,8% dans les exploitations traditionnelles, de 56,88% dans exploitations semi-modernes et dans les exploitations très productives ou modernes sont évaluées à 49% sans recourir à des intrants additionnels.

Les résultats de l'estimation du modèle Tobit montrent l'accès au crédit est un déterminant très significatif de l'efficacité technique en plus du type d'instruction, de l'accès aux engrais et recours à la main d'œuvre familiale. Les tranches d'efficacité montrent que les exploitations sans accès aux

crédits sont largement supérieures sur l'échelle de 0 à 25% pour un effectif de 28 contre 14 exploitants ayant accès aux crédits agricoles. En outre, 38,05% des exploitants ayant accès aux crédits ont des scores d'efficacité supérieurs à 75% soit 35 exploitations contre 15,78% pour ceux qui n'ont pas accès au crédit soit 18 exploitants.

Le fait que le crédit agricole détermine l'efficacité technique confirme que le mil devient de plus en plus une culture génératrice de revenus dans le contexte des nouvelles dynamiques du secteur de la transformation céréalière. Les résultats varient cependant d'une exploitation à une autre. Toutefois, ils prouvent la nécessité de continuer la promotion des institutions de micro-finance dans les zones agro-écologiques afin qu'elles soient adoptées par un grand nombre de producteurs. Le point le plus important reste l'accès à des montants importants et disponibles. Les services d'encadrement doivent aussi être assurés pour que le potentiel de ces innovations puisse être pleinement exploité. En termes de perspectives, il serait intéressant d'intégrer l'hétérogénéité spatiale des résultats de cette étude, en prenant en compte les spécificités par zone agro-écologique. L'approche de l'estimation simultanée (en une seule étape) qui est beaucoup plus efficace que la méthode à deux étapes et voir si ces résultats seront confirmés ou infirmés.

Références

- Abdulai, A. et Huffman, W. (2000). « Structural Adjustment and Economic Efficiency of Rice Farmers in Northern Ghana », *Economic Development and Cultural Change*, 48(3), 503-520.
- Aigner, D., Lovell, J. and Schmidt, P. (1977). « Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Functions », *Journal of Econometrics*, vol. 6, pp. 21-37.
- Baldé, B.S., Kobayashi, H., Nohmi, M., et Ishida, A. (2014). An analysis of technical efficiency of Mangrove rice production in the Guinean Coastal Area, *J.Agr.Sci.* 6(8).
- Barry, P.J., Robinson, L. J. (2001). « Agricultural finance : Credit constraints, and consequences ». *Handbook of Agricultural Economics*. V. 1, part A, pp. 513-571.
- Beye, A., Sall, M. et Camara, A. (2018). « Quels leviers pour améliorer la performance productive des exploitations agricoles en milieu rural sénégalais ? » *ROASEG* Vol 1, n°2.
- Bolarinwa, K. K., and Fakoya, E. O. (2011). « Impact of farm credit on farmers socio-economic status in Ogun State, Nigeria », *Journal of Social Science*, vol. 49, no. 1, pp. 67-71, 2011.
- Coelli, T.J., et Battese, G.E. (1996). « Identification des facteurs qui influencent l'inefficacité technique des agriculteurs indiens ». *Journal australien d'économie agricole*, 40 (2), 103-128.
- Coulibaly, A., Savadogo, K., Diakité, L. (2017). « Les déterminants de l'efficacité technique des riziculteurs au Mali », *Journal of Agriculture and Environmental Sciences*, 6(2), 88-97.
- Debreu, G. (1951). « Le coefficient d'utilisation des ressources. *Econometrica* »: *Journal de la société économétrique*, 273-292.
- Dieng, F., Ngom, D., Dia D. (2019). Efficacité technique de la production d'anacarde dans les grandes régions de production du Sénégal, *Int. J. Biol. Chem. Sci.* 13(6).
- Direction de la Prévision des études Économiques. (2019), « *Rapport de la situation économique et financière de 2018 et perspectives de 2019 au Sénégal* », 37p.
- Ebata, A., Pacheco P.A.V., et Cramon-Taubadel, S.V. (2017), « The influence of proximity to market on bean producer prices in Nicaragua. » *Agr. Econ.*, 48(4), 459-467.
- Fall, A. A. (2006). *Impact du crédit sur le revenu des riziculteurs de la vallée du fleuve Sénégal*, s.l. : These de doctorat de l'Université Montpellier 1.
- Farell, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency Envelopment analysis

Faye, A., Ndiaye, M., et Ndiaye, A. (2018). « L'impact des changements climatiques sur les rendements des principales cultures céréalières au Sénégal », *revue RIEF* Vol.3, 2018, N°2.

Jensen, M. C., (1986). « Agency costs of free cash-flow, corporate finance, and takeovers ». *American Economic Review*, 76 : 323-329.

Kinuthia, B. K. (2018). « *Credit Constraints and Agricultural Productivity in Developing Countries* »: The Case of East Africa. AGRODEP Working Paper 0040.

Kodde, DA, & Palm, FC (1986). « Critères de Wald pour tester conjointement les restrictions d'égalité et d'inégalité ». *Econometrica* , 1243-1248.

Kumbhakar, S., and Lovell, C. (2000). « *Stochastic Frontier Analysis* », *Oxford University Press, Oxford*.

Koopmans, T. (1951). « *Activity analysis of production and allocation* ». New York : Wiley.

Lovell, C. (1993). « *Production Frontiers and Productive Efficiency* »: *Techniques and Applications*, Oxford U.K, pp. 3-67.

Mukasa, A.N., Simpasa, A.M., et Salami, A.O. (2017). « Credit constraints and farm productivité » : Micro-level evidence from smallholder farmers in Ethiopia, Working, *Paper Series N° (247)*.

Ngom, C.A. B., Sarr F., et Fall A.A. (2018). « Mesure de l'efficacité technique des riziculteurs du bassin du fleuve Sénégal », *Économie rurale*, /5021 ; DOI : 10.4000.

Perelman, S. (1996). « la mesure de l'efficacité des services publics », *Revue Française des Finances Publiques*, Volume 55, pp. 65-79.

Selmi, S., Ali, S. B., & Hadded, S. (2015). « Accès aux crédits bancaires et efficacité technique des exploitations agricoles dans les périmètres irrigués du gouvernorat de Tataouine dans le Sud-Est tunisien ». *New Medit*, 1, 75-80..

Sy, R. (2019). « *Proximité aux marchés et efficacité technique des exploitations familiales de tailles moyennes : cas des producteurs de mil au Sénégal* », Mémoire de Master en Méthodes Statistiques et Économétriques (MSE).

Wampfler, B. (2016). « Pourquoi est-il si difficile de financer l'agriculture familiale »? *Grain de sel* n° 72 — janvier – juin 2016.