

10^{es} Journées de Recherches en Sciences Sociales (JRSS)
Paris-La Défense - 8 et 9 décembre 2016

**Déterminants de l'inefficience allocative des producteurs de maïs au Bénin: approche
semi-paramétrique**

Raoul K. ADEGUELOU¹, Patrice Y. ADEGBOLA¹, Alphonse G. SINGBO^{1,2},
Kimseyinga SAVADOGO³

*¹Institut National des Recherches Agricoles du Bénin (INRAB), Cotonou, Benin :
raouladeguelou@gmail.com (auteur correspondant)*

*¹Institut National des Recherches Agricoles du Bénin (INRAB), Cotonou, Benin :
patrice.adegbola@yahoo.fr*

*^{1,2}Institut International de Recherche sur les Cultures des Zones Tropicales Semi-Arides
(ICRISAT), Bamako, Mali: a.singbo@cgiar.org*

*³Unité de Formation et de Recherche en Sciences Economique et de Gestion (UFR-SEG) de
l'Université de OUAGA II, Burkina Faso: ksavadogo101@yahoo.com*

Résumé

La présente étude utilise une approche semi-paramétrique en deux étapes dans un cadre de fonction de distance directionnelle pour analyser les déterminants de l'inefficience allocative des producteurs de maïs au Bénin. En premier lieu, l'inefficience allocative a été estimée avec la méthode DEA. Ensuite, les niveaux d'inefficience allocative obtenus ont été expliqués par des facteurs exogènes en utilisant la régression bootstrap tronquée unique. Les analyses empiriques ont été effectuées sur 151 producteurs de maïs enquêtés en 2011 au Bénin. Le modèle DEA a montré que, seulement 15,89% des producteurs sont allocativement efficaces, indiquant que la plupart d'entre eux n'utilisent pas les intrants dans des proportions optimales étant donné leur prix respectif. L'analyse des sources de l'inefficience allocative a révélé que le mode de faire valoir et l'accès au crédit influencent significativement les performances des producteurs de maïs au Bénin.

Mots clés : Bootstrap tronqué unique, Inefficience allocative, DEA, Maïs, Bénin.

Codes JEL : C31, C61, D61, Q12

1. Introduction

Les récents documents de stratégies adoptés par le Bénin préconisent une meilleure diversification agricole pour rendre l'économie béninoise moins dépendante du coton, forte et durable à l'horizon 2025. Pour sa réussite, la politique de diversification a été orientée essentiellement vers la promotion de treize (13) filières prioritaires dont la filière maïs comme axes majeurs d'intervention (MAEP, 2011).

Au Bénin, le maïs (*Zea mays* L.) occupe plus de 50% des superficies cultivées, près de 82% des superficies céréalières et représente environ 84% de la production céréalière (MAEP, 2011). Le maïs est devenu la deuxième source de revenus agricoles au Nord Bénin après le coton ou l'igname (LARES, 2012). Sur le plan alimentaire, le maïs vient au premier rang des cultures vivrières, et est à ce jour la céréale la plus consommée au Bénin loin devant le riz et le sorgho (Chogou, 2009; Adégbola et al. 2011b; MAEP, 2011). C'est d'ailleurs le produit agro-alimentaire le plus échangé sur le marché intérieur et le plus exporté dans la sous-région, en l'occurrence vers le Niger, le Togo et le Nigéria (Chogou, 2009; Sohinto et Aïna, 2011; MAEP, 2011). Dans l'agro-industrie, le maïs entre dans la fabrication de boisson essentiellement la bière, les farines améliorées infantiles et adultes (Chogou, 2009 ; Adégbola et al. 2011a).

Compte tenu de son importance dans la sécurité alimentaire et l'économie nationale au Bénin, le maïs est retenu comme filière prioritaire de relance du secteur agricole. Dans le cadre du Plan Stratégique de Relance du Secteur Agricole (PSRSA), l'objectif était d'accroître la production de maïs au Bénin de 931.599 tonnes en 2007 à 1.900.000 tonnes en 2015 et plus spécifiquement de relever le niveau de productivité actuel du maïs (MAEP, 2011). Mais à l'échéance du terme (2011-2015), l'objectif du PSRSA concernant le maïs n'a pas été atteint et toutes les potentialités économiques de la filière ne sont malheureusement pas encore bien valorisées. En effet, la production du maïs au Bénin connaît une évolution faible et irrégulière faisant fluctuer son solde vivrier dans des proportions parfois inquiétantes (MAEP, 2011). Tout ceci fait peser des menaces tant sur la sécurité alimentaire que sur les revenus des producteurs (MAEP, 2011). Ces menaces sont dues aux aléas climatiques, aux phénomènes cycliques de mévente et à la faible disponibilité des intrants de bonne qualité. A cela, s'ajoutent les bas rendements même dans les zones favorables de production et d'importantes pertes post-récoltes allant de 30 à 40 % (Chogou, 2009 ; ONS, 2010 ; Baco et al. 2011 ; MAEP, 2011).

Face à ces contraintes, on pourrait se demander si les producteurs de maïs au Bénin sont efficaces dans l'allocation des ressources disponibles. Eu égard aux potentialités existantes, la priorité du gouvernement d'accroître la production du maïs est possible, mais une croissance soutenue et durable de cette production va découler de l'amélioration de l'efficacité des producteurs. Certes, des études récentes ont permis d'évaluer la rentabilité de la filière, révélant entre autres que, le maïs est rentable quelle que soit la région avec des disparités selon la variété cultivée, traditionnelle et améliorée (Adégbola et al. 2011a ; Sohinto et Aïna, 2011). Mais en ce qui concerne l'efficacité des producteurs de maïs, ces études sont quasi-inexistantes.

La présente étude se propose d'analyser les déterminants de l'inefficience allocative des producteurs de maïs au Bénin. Dans ce domaine, par rapport aux travaux antérieurs privilégiant les fonctions de production et/ou de coût (Midingoyi, 2008) et à l'instar de Blancard *et al.*, (2006), la fonction de distance directionnelle (FDD) a été utilisée comme outil théorique pour décrire et analyser l'ensemble de production. La fonction de distance est inversement liée à la mesure radiale d'efficacité de Debreu-Farrell (Blancard *et al.*, 2006 ; Pastor et Aparicio, 2010), et ainsi un proxy pour l'inefficience. La FDD est duale à la fonction de profit et a une nature additive (Chambers *et al.*, 1998), ce qui permet d'estimer et de décomposer facilement l'inefficience de profit non seulement en inefficience technique et allocative. Le présent travail apparaît ainsi comme une contribution au peu de littérature existant sur le sujet au Bénin.

Les études analysant des données à la fois avec les méthodes paramétrique et non paramétrique ont trouvé des résultats hautement corrélés (Wadud, 2003 ; Olson et Vu, 2009). Toutefois, le choix d'une méthode d'estimation particulière, dépend des objectifs de l'étude, des données disponibles, du type d'unité de production et de la préférence du chercheur (Watto et Mugeru, 2014). La méthode non paramétrique DEA a été utilisée dans le présent travail parce que cette méthode s'adapte bien à l'étude d'une production mono-output/multi-inputs comme dans notre cas.

Dans la suite, la structuration du travail est axée sur les sections suivantes :le cadre théorique et la spécification empirique ; les données et les statistiques descriptives; les résultats empiriques et la discussion ; les conclusions et les implications politiques.

2. Cadre théorique et spécification empirique

2.1. Modélisation des déterminants de l'inefficience allocative et d'échelle des producteurs

L'estimation en deux étapes est devenue un standard dans la littérature lorsque l'on utilise l'approche non paramétrique DEA. L'inefficience est d'abord estimée, puis une régression des scores d'inefficience est effectuée sur des variables exogènes notées Z_i . L'utilisation des Z_i dans la deuxième étape permet d'éviter le biais de la première étape qui ignore lesdites variables. L'avantage de cette méthode est qu'en cas d'erreur de spécification dans la deuxième étape, le biais affecte uniquement les coefficients des déterminants et non les coefficients de la frontière.

Mais, il y a plusieurs problèmes liés à l'usage pratique des résultats asymptotiques de la procédure en deux étapes notamment pour faire des inférences (Simar et Wilson, 2014). En effet, la condition de séparabilité entre les variables exogènes (Z_i) et la combinaison inputs-output (x_i, y_i) n'est pas toujours vérifiée. De plus les scores d'efficacité estimés avec le DEA dans la première étape quoique consistants sont biaisés et corrélés en série (i.e. liés les uns aux autres), invalidant donc les inférences conventionnelles dans la deuxième étape. Puisque x_i et y_i sont corrélés avec Z_i alors le terme d'erreur est corrélé avec Z_i (Simar et Wilson,

2007, 2014). Ainsi, l'hypothèse de base d'indépendance des observations dans tout modèle économétrique n'est pas respectée et l'approche est biaisée.

Simar et Wilson (2007) ont suggéré les méthodes consistantes de bootstrap (bootstrap tronqué unique, bootstrap double) qui permettent de remédier au problème d'inférence des déterminants de l'inefficience mais l'hypothèse de séparabilité demeure une hypothèse restrictive qu'on doit tester (Olson et Vu, 2009; Singbo et *al.*, 2014; Simar et Wilson, 2014). Ces méthodes de bootstrapping permettent aussi de faire face au caractère déterministe et au problème d'outliers de la méthode DEA (Olson et Vu, 2009).

Le bootstrap consiste à approcher la vraie distribution¹ (inconnue) d'une statistique par sa distribution empirique qui est ré-échantillonnée un grand nombre de fois (Efron, 1979 ; Latruffe et *al.*, 2008 ; Olson et Vu, 2009 ; Simar et Wilson, 2014). Il permet par exemple de déterminer les limites de confiance des paramètres estimés pour les variables exogènes (Xue et Harker, 1999; Palm, 2002), validant ainsi les tests d'hypothèses sur les déterminants de l'efficience (bootstrap unique) et à la fois sur les déterminants et les niveaux d'efficience estimés (bootstrap double) (Olson et Vu, 2009). Mais, le bootstrap double² est assez complexe et n'est pas encore développé pour les estimateurs DEA de la fonction de distance directionnelle (Singbo et *al.*, 2014). Bien que l'algorithme développé par Kneip et *al.* (2011) peut s'étendre au cas de la fonction de distance directionnelle, il est assez complexe³. De là, contrairement à l'approche usuelle de la régression Tobit, la présente étude utilise dans la deuxième étape la régression bootstrap tronquée unique qui permet de mieux estimer les intervalles de confiance des déterminants de l'inefficience. Ce choix est dû au fait que le bootstrap tronquée unique assure aussi une meilleure couverture des intervalles de confiances estimés (Simar et Wilson, 2007). De plus, les résultats qu'il donne ne diffèrent pas trop de ceux obtenus avec le bootstrap double⁴, et restent donc valides (Latruffe et *al.*, 2008). L'algorithme 1 de Simar et Wilson (2007 p11-12) (Annexe 1), appliqué au cas de la fonction de distance directionnelle, est utilisé à cet effet pour obtenir des estimations consistantes des coefficients de deuxième étape.

La régression bootstrap tronquée unique pour identifier les sources de l'inefficience allocative est spécifiée comme suit:

$$\hat{\theta}_i = \beta_0 + \beta_1 AGE + \beta_2 REGN + \beta_3 REGC + \beta_4 MOFAV + \beta_5 VARC + \beta_6 TRAIN + \beta_7 CRED + \beta_8 VISIT + \varepsilon_i \geq 0 \quad (1)$$

Où, $\hat{\theta}_i$ est l'inefficience allocative du producteur i ; β_0 est le terme constant, β_i représente les paramètres à estimer et ε_i est le terme d'erreur.

Les variables de l'équation (1) comprennent l'âge du producteur (AGE) ; la région Nord (REGN) et la région centre (REGC) spécifiques à la région de production⁵; le mode de faire valoir (MOFAV) indiquant le mode d'acquisition de la parcelle cultivée; le type de variété de

¹ L'inférence statistique étant basée sur les résultats de la vraie distribution (Palm, 2002)

² Algorithme 2 de Simar et Wilson (2007 p 22)

³ Voir annexe A de Simar et *al.* (2012 p 22-23) pour les détails

⁴ Voir algorithme 2 de Simar et Wilson (2007 p12-13) pour les détails

⁵ La région sud est la région de référence.

maïs cultivée (VARC); la participation à une formation (TRAIN); l'accès au crédit; le nombre de visites reçues des vulgarisateurs (VISIT).

Puisque le modèle de la régression (1) ci-dessus indique seulement le sens de l'effet de chaque variable exogène sur les inefficiences. Pour l'évaluation de l'effet des variables explicatives sur la variable dépendante, il est indispensable d'analyser les effets marginaux (Eakins, 2013). Ainsi, les contributions de chaque variable sur les niveaux des inefficiences ont été estimées à travers les effets marginaux, en utilisant la différentiation partielle des inefficiences estimées en relation avec la variable considérée. En suivant Cameron et Trivedi (2009 p. 527) et Singbo et al. (2014 p. 11), l'effet marginal d'une variable tronquée à gauche en zéro est défini comme suit:

$$\frac{\partial E(\hat{\theta}_{TE} | z, \hat{\theta}_{TE} > 0)}{\partial z} = \left\{ 1 - \frac{z \hat{\beta}_{TE}^*}{\hat{\sigma}_{TE}^*} \frac{\phi(z \hat{\beta}_{TE}^* / \hat{\sigma}_{TE}^*)}{\Phi(z \hat{\beta}_{TE}^* / \hat{\sigma}_{TE}^*)} - \left[\frac{\phi(z \hat{\beta}_{TE}^* / \hat{\sigma}_{TE}^*)}{\Phi(z \hat{\beta}_{TE}^* / \hat{\sigma}_{TE}^*)} \right]^2 \right\} \hat{\beta}_{TE}^*$$

Où, $\hat{\theta}_{TE}$ est l'inefficience allocative, z est une variable explicative, $\hat{\beta}_{TE}^*$ sont les coefficients consistants des variables explicatives obtenues dans la régression bootstrap tronquée, $\hat{\sigma}_{TE}^*$ est l'écart-type du terme d'erreur, $\phi(\cdot)$ est la distribution normale standard, et $\Phi(\cdot)$ est la fonction de distribution cumulative normale standard.

2.2. Procédure d'estimation du niveau d'inefficience allocative

La fonction de distance directionnelle⁶ (FDD) développée par Chambers et al. (1998) a servi d'outil théorique pour mesurer l'inefficience allocative dans la présente étude. Dans le modèle directionnel, l'inefficience de profit totale est décomposée en inefficience technique et en inefficience allocative (Chambers et al., 1998). Ainsi, dans la présente étude l'inefficience allocative (AIE) est obtenue en soustrayant l'inefficience technique totale (TIE) de l'inefficience économique (OIE). La valeur de l'inefficience allocative (AIE) est supérieure ou égale à zéro. La valeur de zéro indique que le producteur est allocativement efficace. Par contre, une valeur supérieure à zéro indique que le producteur est allocativement inefficace.

Le calcul de l'inefficience économique consiste à résoudre tout d'abord le problème DEA (I) suivant pour le producteur i évalué ($i \neq k$) :

⁶ Voir Adeguelou et al. (2016) pour plus de détails sur la fonction de distance directionnelle.

$$\begin{aligned}
& \max_{y, x_v} (py - wx_v) && (I) \\
& \text{s.c} \\
& y_{im} \leq \sum_{k=1}^K \lambda_k y_{km}, m = 1 && (a) \\
& \sum_{k=1}^K \lambda_k x_{kv} \leq x_{iv}, v = 1 && (b) \\
& \sum_{k=1}^K \lambda_k x_{kf} \leq x_{if}, f = 1, 2, 3 && (c) \\
& \lambda_k \geq 0 && (d) \\
& \sum_{k=1}^K \lambda_k = 1 && (e) \\
& y \geq 0 && (f) \\
& x_v \geq 0 && (g)
\end{aligned}$$

Où p et w sont respectivement le prix du maïs produit et le prix du facteur variable et sont supposés fixés de façon exogène. Les variables y_{im} et x_{iv} sont des variables directionnelles et indiquent respectivement l'output (i.e. la quantité de maïs produite en valeur monétaire) et l'input variable (i.e. coût d'exploitation dont coût des semences, coût des engrais, et coût des herbicides) observés au niveau du producteur. La variable x_{if} indique les inputs fixes (la superficie en hectare, le coût de la main-d'œuvre en FCFA à court-terme, le coût du capital en FCFA). Le couple (x_{iv}, y_{im}) représente le vecteur directionnel. L'équation (d) garantit la non négativité de λ_k . L'équation (e) indique la contrainte de convexité caractérisant les rendements d'échelle variables. Les équations (a) et (b) imposent des restrictions sur le produit et le facteur variable et expriment respectivement que la solution optimale est inférieure ou égale (supérieure ou égale) aux meilleures pratiques observées. L'équation (c) indique que les niveaux de facteurs fixes utilisés ne dépassent pas ceux du producteur analysé. L'équation (d) suppose l'hypothèse de VRS, ce qui garantit une solution finie pour le profit optimal (Blancard et al., 2003) puisque sous l'hypothèse de CRS, soit le niveau du profit maximal est zéro, soit il est non défini (Portela et Thanassoulis, 2006). En effet, à long terme, lorsque les marchés sont parfaits, toute firme a un profit nul et peut disparaître du marché. Les équations (e), (f) et (g) assurent la non négativité des variables de choix optimal. La fonction de profit maximise la différence entre recette et coût variable étant donné les niveaux des 3 facteurs quasi-fixes comme dans le cas de l'inefficience technique. Ceci pour éviter que le modèle souffre du biais d'omission de variables. Pour une représentation correcte de la technologie tous les facteurs (variable et fixes) doivent être inclus dans le modèle (Blancard et al. 2003 ; Blancard et al. 2006 ; Singbo et Oude Lansink, 2010).

Ensuite, l'inefficience économique (OIE) s'obtient en faisant la différence entre le profit maximal et le profit observé, normalisé par la valeur de la combinaison du facteur variable et du produit de référence. L'inefficience économique pour chaque producteur i est spécifiée comme suit :

$$OIE(p, w, y, x_v, g_{x_v}, g_y) |_{x_j} = \frac{\pi^*(p, w) - \pi^i(p, w)}{pg_y + wg_{x_v}} = \frac{(py^* - wx_v^*) - (py - wx_v)}{pg_y + wg_{x_v}}$$

Puisque le profit observé est inférieur ou égal au profit maximal, il s'ensuit que les scores de profit total sont positifs ou nuls. Les variables y^* et x_v^* représentent l'output optimal et le facteur variable optimal obtenus dans la résolution du problème (I) de programmation.

Quant à l'inefficience technique totale, elle s'obtient en résolvant le modèle de programmation (II) suivant pour chaque producteur de maïs i évalué ($i \neq k$):

$$\bar{D}(x_v, y; -x_v, y)|CRS = \max_{\beta, \lambda} \beta \quad (I)$$

s.c

$$y_{im} + \beta y_{im} \leq \sum_{k=1}^K \lambda_k y_{km}, m = 1 \quad (a)$$

$$\sum_{k=1}^K \lambda_k x_{kv} \leq x_{iv} - \beta x_{iv}, v = 1 \quad (b)$$

$$\sum_{k=1}^K \lambda_k x_{kf} \leq x_{if}, f = 1, 2, 3 \quad (c)$$

$$\lambda_k \geq 0 \quad (d)$$

Toutes les variables et notations sont comme précédemment déjà définies. La stratégie d'estimation est essentiellement quantitative et fait recours au logiciel GAMS (General Algebraic Modeling System).

3. Données utilisées et statistiques descriptives

Les données sont nécessaires pour appréhender les divers paramètres et tester les hypothèses de recherche. Les données secondaires provenant du Programme d'Analyse de Politiques Agricoles (PAPA) de l'Institut National des Recherches Agricoles du Bénin (INRAB) ont été utilisées dans la présente étude. Ces données ont été collectées en 2011 auprès de 182 producteurs de maïs sélectionnés par échantillonnage aléatoire dans les régions du Nord, du Centre et du Sud. Après vérification des données manquantes et inconsistantes, l'échantillon retenu dans la présente étude porte sur 151 producteurs de maïs (61 au Nord, 13 au Centre et 77 au Sud) dont 42 produisent les variétés améliorées et 109 produisent les variétés traditionnelles.

Les statistiques descriptives des inputs et des outputs du modèle DEA et des variables exogènes de la deuxième étape sont indiquées respectivement dans le tableau 1 et le tableau 2 ci-dessous. L'analyse du tableau 1 révèle qu'en moyenne, la production de maïs engendre un profit de 363918,8 FCFA de contre un coût variable de 89885,94 FCFA. La superficie moyenne emblavée est de 2,02 ha ($\pm 2,24$), ce qui indique qu'en moyenne, l'échantillon étudié est constitué de petits producteurs de maïs. Concernant les variables exogènes, il ressort de l'analyse du tableau 2 que l'âge moyen des producteurs est de 44 ans (± 11). Ceci pourrait s'expliquer d'une part par l'exode rural poussé des jeunes vers les pays voisins (Togo, Burkina-Faso et surtout Nigéria). Aussi avec le degré d'urbanisation de certaines régions, les jeunes délaissent la production au profit d'autres activités porteuses. Ces producteurs ont reçu en moyenne 2 fois la visite des agents de vulgarisation ces 5 dernières années, montrant leur faible contact avec les agents d'encadrement.

Tableau 1. Statistiques descriptives des inputs et outputs du modèle DEA

Paramètres	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Output (FCFA)	453182,8	435285,7	125000	4000000
Input variable: coûts d'exploitation (FCFA)	89885,94	204957,6	1400	2184750
Inputs fixes				
Superficie (Ha)	2,02	2,24	0,5	22
Coût du travail (FCFA)	165544,8	169363,7	1000	988500
Coût annuel du capital (FCFA)	13884,22	30893,38	730	274000
Profit variable (FCFA)	363918,8	281994,9	100590	1815250
Nombre d'observations (n) = 151				

Tableau 2: Statistiques descriptives des variables exogènes de la régression tronquée

Variables	Variables continues				% de producteurs avec variables muettes	
	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	0	1
Age	44,37	10,89	25	78		
Région Nord					59,60	40,40
Région Centre					91,39	8,61
Mode de faire valoir (1 = héritage)					37,09	62,91
Variété cultivée (1 = variété traditionnelle)					27,81	72,19
Participation à une formation					80,79	19,21
Accès au crédit					79,47	20,53
Nombre de visites des vulgarisateurs	2,96	6,97	0	52		

Note : la taille de l'échantillon (n) = 151

Seulement 20,53 % des producteurs ont reçu de crédit i.e. font recours à la finance externe. Une proportion importante des producteurs (62,91 %) cultivent sur leur propre parcelle (héritage). Environ 40% des producteurs résident dans la région Nord alors que seulement 8,61% produisent dans le Centre. Seulement 19,21 % ont eu à participer à des formations.

4. Résultats et discussion

4.1. Résultats de l'inefficience allocative et d'échelle

La méthode DEA a été utilisée dans le cadre de la fonction de distance directionnelle pour estimer l'inefficience d'échelle et l'inefficience allocative. Le vecteur directionnel choisi pour l'output et l'input variable correspond aux valeurs observées comme suggérées par Chambers *et al.* (1998). Les estimations du modèle DEA dans la première étape sont renseignées dans le tableau 3. La valeur moyenne de l'inefficience allocative estimée est de 0,189, indiquant que les producteurs de maïs n'utilisent pas les intrants dans des proportions optimales étant donné

leur prix respectif. Ils existent donc des possibilités d'amélioration de celle-ci de l'efficience allocative en combinant les intrants qui minimisent les coûts variables pour un vecteur d'output et d'intrants quasi-fixes donné. En effet, les producteurs enquêtés peuvent économiser 18,9% de leurs coûts variables actuels en améliorant leur performance allocative. Des auteurs ont déjà trouvé des valeurs proches mais supérieures à celle-ci en production de coton (0,24) et de soja (0,25) au Bénin (Midingoyi 2008; Labiyi *et al.*, 2012). Dans l'échantillon étudié, seulement 15,89% (24 sur 151) des producteurs de maïs enquêtés sont allocativement efficaces i.e. AIE = 0. Ceci implique que 84,11% d'entre eux sont allocativement inefficients.

Tableau 3 : Statistiques descriptives de l'inefficience allocative

Moyenne (Ecart-type)	Minimum	Maximum
0,189 (0,201)	0,000	0,867

Nombre d'observations (n) = 151

4.2. Déterminants des inefficiences allocative et d'échelle des producteurs

Dans la deuxième étape de l'analyse, les niveaux d'inefficience allocative ont été régressés sur un ensemble de variables exogènes. La matrice de corrélation desdites variables (annexe 2) montre qu'aucun des coefficients de corrélation partielle n'est élevé, suggérant l'absence de problème de multicollinéarité. Les intervalles de confiance bootstrap à 99%, 95% et 90% des coefficients estimés ont été construits en utilisant L = 2000 réplifications comme Simar et Wilson (2007) dans leurs exemples empiriques. Les résultats de l'estimation de la régression bootstrap tronquée unique sont présentés dans le tableau 4. La statistique de Wald indique que les variables exogènes dans l'ensemble ont un impact significatif au seuil de 1% sur les inefficiences. Un coefficient estimé est significatif lorsque la valeur de zéro n'appartient pas à l'intervalle de confiance bootstrap. Un coefficient positif (négatif) indique un effet positif (négatif) sur l'inefficience allocative du producteur.

L'inefficience allocative est affectée fortement (1%) et négativement par l'accès au crédit. Par contre elle est affectée positivement par le mode de faire valoir au seuil de 10%. Ces résultats suggèrent que le producteur ayant accès au crédit est plus efficace allocativement. Le résultat de l'accès au crédit corrobore ceux de Midingoyi (2008), Labiyi *et al.* (2012) et Sossou *et al.* (2014) sur l'efficience technique au Bénin. Le coefficient du mode de faire valoir (0,1226), suggère que les producteurs qui cultivent sur leur propre parcelle sont plus inefficients allocativement. Ce résultat infirme les résultats de Midingoyi (2008) au Bénin et Watto et Mugeru (2014) au Pakistan. Le signe inattendu de cette variable s'expliquerait par le fait que, ces producteurs n'ont pas une dette en nature⁷ ou en espèce⁸, vis-à-vis d'un autre individu. Ils n'intensifient donc pas leur système de production. Ainsi, leurs décisions d'allocation des ressources variables ne leur permettraient pas d'être efficaces allocativement.

⁷ Cas du métayage

⁸ Cas de la location

Tableau 4: Coefficients de la régression tronquée et les intervalles de confiance bootstrap

Variables	Coefficients	Erreurs standards	BSCI, 95%
Constante	-0,6612**	0,2954	[-2,1882;-0,0780]
Age	-0,0077	0,0033	[-0,0187;0,0031]
Région Nord	-0,0796	0,0812	[-0,3882;0,1416]
Région Centre	0,1468	0,1443	[-0,2848;0,6041]
Mode de faire valoir (1 = Héritage)	0,1226*	0,0747	[-0,0171;0,5231]
Variété de maïs cultivée (1 = Variété traditionnelle)	-0,0471	0,0894	[-0,3734;0,2035]
Participation à une formation	0,0410	0,1171	[-0,3624;0,3794]
Accès au crédit	-0,4638***	0,1446	[-1,0024;-0,1306]
Nombre de visites des vulgarisateurs	-0,0043	0,0068	[-0,0395;0,0081]

Statistique de Wald : $\chi^2(11) = 31,40***$

Note: Les intervalles de confiance Bootstrap (BSCI) à 95% et 90% sont indiqués dans l'annexe 4; *Significatif à 10 % ; **Significatif à 5 % ; ***Significatif à 1 % ; les différentes étapes de l'algorithme 1 (annexe 1) ont été exécutées avec un programme écrit dans STATA 13 pour réaliser l'estimation.

Le tableau 5 ci-dessous renseigne sur les effets marginaux des déterminants de l'inefficience allocative. Il ressort de l'analyse dudit tableau que, les effets marginaux du mode de faire valoir et de l'accès au crédit sont significatifs et s'élèvent respectivement à 0,0483 et -0,1651.

Tableau 5 : Effets marginaux des déterminants de l'inefficience allocative

Variables	Effets marginaux	Erreurs standards	z
	Inefficience allocative		
Mode de faire valoir (1 = Héritage)	0,0483*	0,0268	1,80
Accès au crédit	-0,1651***	0,0351	-4,70

* Significatif à 10 % ; ** Significatif à 5 % ; *** Significatif à 1%

5. Conclusions et implications politiques

La présente étude a utilisé une approche semi-paramétrique pour analyser les déterminants de l'inefficience allocative des producteurs de maïs au Bénin. La méthode DEA a été utilisée dans la première étape pour générer les niveaux d'inefficience allocative. Dans la deuxième étape la régression bootstrap tronquée unique a permis d'identifier les sources de variation de l'efficience allocative des producteurs.

Les résultats empiriques de la 1^{ère} étape indiquent qu'en moyenne, les producteurs de maïs enquêtés peuvent économiser 18,9% de leurs coûts variable (intrants) actuel pour être efficaces allocativement respectivement dans la production de VA et VT pour un vecteur d'output et d'intrants quasi-fixes donné.

La réduction de cette inefficience permettrait d'améliorer les performances des producteurs. C'est dans cette optique que les facteurs explicatifs de l'inefficience allocative ont été recherchés. Les résultats suggèrent l'influence du mode de faire valoir et du facteur institutionnel (accès au crédit) sur les performances des producteurs.

L'accès au crédit rapproche les producteurs de leur niveau d'allocation optimale. Ainsi, la création des incitations au niveau institutionnel pour accroître l'offre de crédit agricole est recommandée.

L'approche statistique adoptée, alternative à la régression censurée et qui implique une régression tronquée suivi d'un bootstrap paramétrique, conduit à une estimation consistante dans la deuxième étape de l'analyse. Toutefois, il serait intéressant, bien que nos résultats demeurent valides, que les recherches futures développent un modèle d'inefficience dans le cadre directionnel en recourant au bootstrap double.

Bibliographie

- Adégbola, Y. P., Aloukoutou, A., Hinnou, C. L., 2011a. Analyse de la performance des chaînes de valeurs ajoutées de la filière maïs au Bénin. Rapport provisoire. Programme Analyse de la Politique Agricole (PAPA). 87p.
- Adeguelou, R., Adegbola, P., Singbo, A., Savadogo, K., 2016. Estimation and Decomposition of Economic Inefficiency of Maize Producers in Benin : A directional distance function framework. (*in press*)
- Baco, M. N., Abdoulaye, T., Sanogo, D. et Langyintuo, A., 2011. Caractérisation des ménages producteurs de maïs en zone de savane sèche au Bénin. Projet Maïs tolérant à la sécheresse (DTMA) pour l’Afrique. Rapport pays-Enquête-ménage. 49p.
- Blancard, S., Boussemart, J-P., Kerstens, K., 2003. L’influence des contraintes de financement de court terme sur le profit des exploitations agricoles. Une approche non paramétrique. *Economie et Prévision*, 159 (159), pp 77-81.
- Blancard, S., Boussemart, J-P., Briec, W., Kerstens, K., 2006. short- and long-run credit constraints in french agriculture: a directional distance function framework using expenditure-constrained profit functions. *Oxford Journals*, Vol. 3, pp 51-64.
- Chambers, R. G., Chung, Y., Färe, R. 1998. Profit, Directional Distance Functions, and Nervolian Efficiency. *Journal of Optimization Theory*, 98 (2), pp 351–364.
- Chogou, K. S., 2009. Réformes des marchés agricoles : coûts de transaction, choix des modes de transaction des producteurs et dynamique de l’efficacité du marché des céréales: cas du maïs au Bénin. Thèse de Doctorat. Université de Liège. Gembloux Agro-Bio Tech. 202p.
- Efron, B., 1979. Bootstrap Methods: Another Look at Jackknife. *The Annals of statistics*, 7 (1), pp 1-26.
- Labiya, I. A., Ayédèguè, L., Yabi, A. J., 2012. Analyse de l’efficacité économique d’allocation des ressources dans la production du soja au Bénin. Laboratoire d’Analyse et de Recherches sur les Dynamiques Economiques et Sociales, Université de Parakou. 19p.
- Latruffe, L., Davidova, S., Balcombe, K., 2008. Application of a double bootstrap to investigation of determinants of technical efficiency of farms in Central Europe. *Journal of Productivity Analysis*, 29 (1), pp 83-91.
- ONS, 2010. Rapport d’étude du prix plancher du maïs au titre de la campagne 2010-2011. Office National de Soutien des Revenus agricoles. République du Burkina Faso. 70p.
- MAEP, 2011. Plan Stratégique de Relance du Secteur Agricole. République du Bénin. Ministère de l’Agriculture de l’Elevage et de la Pêche. 115 p.
- Midingoyi, G. S-K., 2008. Analyse des déterminants de l’efficacité de la production cotonnière au Bénin: Cas des départements de l’Alibori et de l’Atacora. Mémoire de Master Complémentaire en Economie et Sociologie Rurales. 90 p.
- Olson, K., Vu, L., 2009. Economic efficiency in farm households: trends, explanatory factors, and estimation methods. *Agricultural Economics*, Vol. 40, pp 587-599.
- Palm, R., 2002. Utilisation du bootstrap pour les problèmes statistiques liés à l’estimation des paramètres. *Biotechnol. Agron. Soc. Environ.* 6 (3), 143–153.
- Pastor, T. J., et Aparicio, J., 2010. Distance Functions and Efficiency Measurement. *Indian Economic Review*. Published by Department of Economics, Dheli School of Economics, University of Dheli, 45 (2), pp 193-231.
- Simar, L., Wilson, W. P., 2007. Estimation and inference in two-stage, semiparametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, Vol. 136, pp 31-64.
- Simar, L., Wilson W. P., 2014. Statistical Approaches for Non-parametric Frontier Models: A Guided Tour. *International Statistical Review*, 0 (0), pp 1-34 doi:10.1111/insr.12056.
- Singbo, A. G., Oude Lansink, A., 2010. Lowland farming system inefficiency in Benin : directional distance function and truncated bootstrap approach. *Food Security* 2 (4), pp 367-382.

- Singbo, A. G., Oude Lansink, A., Emvalomatis, G., 2014. Estimating farmers' productive and marketing inefficiency : an application to vegetable producers in Benin. *Journal of Production Analysis*. DOI 10.1007/s11123-014-0391-1. 13p.
- Sohinto, D., Aïna, M. S., 2011. Analyse de la rentabilité économique de 5 chaînes de valeur ajoutée maïs au Bénin 83p.
- Sossou, C. H., Noma, F., Yabi, A. J., 2014. Rural Credit and Farms Efficiency : Modelling Farmers Credit Allocation Decisions, Evidences from Benin. *Economics Research International*. Article ID 309352, 8p.
- Wadud, A., 2003. Technical, Allocative, and Economic Efficiency of Farms in Bangladesh: A Stochastic Frontier and DEA Approach. *Journal of Developing Areas*. Published by College of Business, Tennessee State University, 37 (1), pp 109-126.
- Watto, A. M., Mugeru, W. A., 2014. Measuring Production and Irrigation Efficiencies of Rice Farms: Evidence from the Punjab Province, Pakistan. *Asian Economic Journal*, 28(3), pp 301–322.
- Xue, M., Harker, P. T., 1999. Overcoming the inherent dependency of DEA efficiency scores: a bootstrap approach. Wharton School University of Pennsylvania. 34p.

Annexes

Annexe 1: Algorithme 1 de Simar et Wilson (2007 p11-12) appliquée dans un cadre de fonction de distance directionnelle

Les quatre étapes suivantes résument la procédure :

1. Utiliser la base de données originale pour estimer l'inefficience technique pure $\hat{\theta}_i$ de chaque producteur ($i= 1, \dots, n$) dans GAMS.
2. Utiliser la méthode du maximum de vraisemblance pour estimer $\hat{\beta}$ de β dans la régression tronquée de $\hat{\theta}_i$ sur les facteurs exogènes Z_i utilisant les observations $m < n$ où $\hat{\theta}_i > 0 : \hat{\theta}_i = Z_i\beta + \varepsilon_i > 0$
3. Réaliser en boucle les 3 sous-étapes (a, b et c) suivantes L fois pour obtenir un ensemble de L estimations bootstrap $\hat{\beta}^*$ de β :
 - a. Dans le nouvel échantillon $i = 1, \dots, m$, retirer pour chaque producteur le terme d'erreur ε_i de la distribution normale $N(0, \hat{\sigma}_\varepsilon^2)$, pour laquelle il est supposé une troncature à gauche en $(0 - Z_i\hat{\beta})$ puisque $(0 - Z_i\hat{\beta}) < \varepsilon_i$. La procédure de réalisation de cette étape est indiquée dans l'annexe de Simar et Wilson (2007).
 - b. Encore pour chaque producteur $i = 1, \dots, m$, calculer $\hat{\theta}_i^* = Z_i\hat{\beta} + \varepsilon_i$.
 - c. Utiliser la méthode du maximum de vraisemblance pour estimer la régression tronquée de $\hat{\theta}_i^*$ sur Z_i , donnant une estimation bootstrap ($\hat{\beta}^*$).
4. Enfin, utiliser les valeurs bootstrap $\hat{\beta}^*$ obtenues et l'estimation originale $\hat{\beta}$, pour construire les intervalles de confiance pour chaque élément de β . Si la distribution $(\hat{\beta}_j - \beta_j)$ était connue pour chaque élément j de β , ce serait trivial de trouver les valeurs a_α et b_α telles que:

$$Pr[-b_\alpha \leq \hat{\beta}_j - \beta_j \leq -a_\alpha] = 1 - \alpha ; 0 \leq \alpha \leq 1 ; \alpha = 0,05 \text{ par exemple} \quad (A1)$$

Puisque la distribution $(\hat{\beta}_j - \beta_j)$ est inconnue pour chaque élément j de β , l'élément j de chaque valeur bootstrap $\hat{\beta}^*$ est utilisé pour trouver les valeurs a_α^* et b_α^* telles que:

$$Pr[-b_\alpha^* \leq (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_j) \leq -a_\alpha^*] \approx 1 - \alpha ; 0 < \alpha < 1 ; \alpha = 0,05 \text{ par exemple} \quad (A2)$$

Avec un nombre important d'estimations (par exemple $L=2000$ réplifications), la substitution de a_α, b_α par a_α^*, b_α^* dans (A1) conduit à un intervalle de confiance estimé $[\hat{\beta}_j + a_\alpha^*, \hat{\beta}_j + b_\alpha^*]$

Annexe 2: Matrice des coefficients de corrélation des variables de la régression tronquée

	age	regn	regc	mofav	varc	train	cred	visit
age	1,0000							
regn	-0,1412	1,0000						
regc	-0,0105	-0,2527	1,0000					
mofav	0,0123	0,0733	0,0401	1,0000				
varc	0,1083	-0,1817	-0,2310	-0,2012	1,0000			
train	0,0561	-0,0245	0,3298	-0,0433	0,0025	1,0000		
cred	-0,0777	0,2164	-0,0391	-0,0510	0,0228	0,2100	1,0000	
visit	-0,0528	-0,1215	0,1071	0,0311	-0,1503	0,3440	0,0383	1,0000

Annexe 3: Intervalles de confiance bootstrap à 99% et à 90%

Variables	Inefficiences allocatives	
	BSCI, 99%	BSCI, 90%
Cons	[-3,0907;0,1342]	[-1,8488;-0,1915]
AGE	[-0,0242;0,0082]	[-0,0160;0,0016]
REGN	[-0,5116;0,2238]	[-0,3341;0,0978]
REGC	[-0,4403;0,8358]	[-0,2085;0,5187]
MOFAV	[-0,0972;0,6444]	[0,0240;0,4557]
VARC	[-0,5143;0,3283]	[-0,3127;0,1599]
TRAIN	[-0,5478;0,5892]	[-0,2868;0,3124]
CRED	[-1,2664;-0,0476]	[-0,8855;-0,1744]
VISIT	[-0,0532;0,0141]	[-0,0339;0,0051]