

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

# This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<a href="http://ageconsearch.umn.edu">http://ageconsearch.umn.edu</a>
<a href="mailto:aesearch@umn.edu">aesearch@umn.edu</a>

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

The 5th Conference of the African Association of Agricultural Economists (CAAAE) "Transforming smallholder agriculture in Africa: The role of policy and governance." 23-26 September 2016, Addis Ababa, Ethiopia

## Le budget d'autofinancement affecte t-il l'inefficience technique pure ? Cas des producteurs de maïs au Bénin

Raoul K. ADEGUELOU<sup>1</sup>, Patrice Y. ADEGBOLA<sup>1</sup>, Alphonse G. SINGBO<sup>1,2</sup>, Kimseyinga SAVADOGO<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Institut National des Recherches Agricoles du Bénin (INRAB), Cotonou, Benin : <u>raouladeguelou@gmail.com</u> (auteur correspondant)

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

<sup>1,2</sup>Institut International de Recherche sur les Cultures des Zones Tropicales Semi-Arides (ICRISAT), Bamako, Mali : <u>a.singbo@cgiar.org</u>

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

#### Résumé

Cette étude utilise une approche semi-paramétrique en deux étapes dans un cadre de fonction de distance directionnelle pour évaluer l'influence du budget d'autofinancement sur l'inefficience technique pure des producteurs de maïs au Bénin. En premier lieu, l'inefficience technique pure a été estimée avec la méthode DEA. Ensuite, les niveaux d'inefficience technique pure obtenus ont été expliqués par le budget d'autofinancement et des facteurs environnementaux en utilisant la régression bootstrap tronquée unique. Les analyses empiriques ont été effectuées sur 151 producteurs de maïs. Les résultats d'inefficience ont montré que seulement 20,53% des producteurs de maïs sont techniquement efficients. Le modèle DEA a aussi indiqué que les producteurs peuvent améliorer leur efficience en augmentant leur niveau de production actuelle et en réduisant simultanément leur usage actuel d'intrants de 26%. L'analyse des sources de l'inefficience a révélé que le budget d'autofinancement affecte négativement et faiblement l'inefficience technique pure des producteurs. En conséquence, les politiques visant à réduire la contrainte de budget sont nécessaires pour améliorer l'efficience technique des producteurs de maïs au Bénin.

**Mots clés :** Budget d'autofinancement, DEA, Bootstrap Tronqué, Inefficience technique pure, Maïs, Bénin.

#### 1. Introduction

Au Bénin, le maïs représente environ 75% de la production céréalière (Sohinto et Aïna, 2011) et vient au premier rang des cultures vivrières (Adégbola et *al.*, 2011a; MAEP, 2011).

Cependant, ce défi ne saurait être relevé sans la levée des contraintes majeures qui empêchent la filière de jouer pleinement son rôle dans la sécurité alimentaire et l'économie nationale. Parmi ces contraintes figurent en bonne place le manque d'un système adéquat de financement du secteur agricole en général, et en particulier de la production des cultures vivrières dont, le maïs (Adégbola et *al.*, 2011b; MAEP, 2011). L'état actuel de la production du maïs trouve quelque peu son explicatif dans le financement qui, à tout point de vue reste encore très limité, faible et coûteux pour les producteurs. Son accès est assorti des conditions peu compatibles aux situations socio-économiques des producteurs (Aïna, 2011).

En effet, l'apport financier de l'Etat aux filières agricoles demeure encore faible comparativement à celui des banques commerciales et des institutions de microfinance (IMF), et repose essentiellement sur les partenaires techniques et financiers (UEMOA, 2000; Aïna, 2011). Les subventions octroyées à travers le budget national demeurent inférieures à la norme sous régionale de 10% (Akomagni, 2009). Les IMF, considérées comme solutions au problème du financement agricole, après la faillite des banques de développement agricole<sup>1</sup>, n'ont pas atteint les objectifs (UEMOA, 2000; Kodjo et al., 2003). Toutefois, les IMF offrent plus de ressources au secteur agricole, soit 17% de leur financement (Aïna, 2011; Sossou et al., 2014). Les besoins sont énormes et l'offre actuelle, essentiellement basée sur la microfinance avec des crédits à 80% concentrés sur le court terme, reste insignifiante pour faire face aux besoins d'intensification de l'agriculture (Wampfler, 2000; Akomagni, 2009; MAEP, 2011). Les besoins d'investissements productifs en agriculture qui requièrent des crédits à moyen et long termes (équipements, infrastructures agricoles, etc.) ne sont pas satisfaits (Wampfler, 2000; MAEP, 2011). Cela laisse apparaître une inadaptation du système de crédit offert par les IMF aux besoins spécifiques (en nature et en espèce) de l'agriculture (MAEP, 2011; MEF, 2011). De plus, la quasi-totalité de ces IMF sont implantées sont implantées dans les grands centres urbains et ne proposent pas de services financiers aux ruraux, qui font recours aux usuriers du système informel de financement axé sur les relations de confiance (Akomagni, 2009; Aïna, 2011; MAEP, 2011).

Par ailleurs, les institutions formelles de crédit sont réticentes à financer les filières agricoles, à cause de l'incertitude de l'environnement agricole (risques climatiques, catastrophes naturelles) et de l'absence de dispositions en matière d'assurance agricole (MAEP, 2011). Elles minimisent donc leurs pertes financières en fixant des taux d'intérêts élevés voire dissuasifs pour les petits paysans, surtout ceux du vivrier. Ce qui conduit à l'exclusion d'un grand nombre de petits producteurs du marché du crédit. Dans beaucoup de cas, c'est l'imperfection du marché du crédit qui conduit à l'exclusion (rationnement) de certains producteurs du marché (Rizov, 2001). L'imperfection du marché du crédit, résulte souvent de l'information asymétrique entre les prêteurs (institutions financières) et les emprunteurs (producteurs) (Bloch et Coeuré, 1995; Rizov, 2001). En effet, lorsque les institutions

\_

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Créées, au moment des indépendances

manquent d'information sur le degré de risque des producteurs, elles préfèrent "rationner" le crédit (discrimination par le coût du crédit, taille du prêt, les garanties en cas de défaut, les frais de dossier et procédures coûteuses de vérification) (Bloch et Coeuré, 1995; Stiglitz et Weiss, 1981<sup>2</sup>; Rizov, 2001). Dans ce contexte d'imperfection du marché du crédit, les producteurs de maïs au Bénin ne peuvent être productifs et efficients, le financement étant une préoccupation du développement agricole.

L'étude de l'imperfection du marché du crédit est au cœur de la problématique du développement agricole dans les pays en développement. L'imperfection du marché du crédit est l'un des problèmes majeurs pour accroître la productivité agricole. Elle est responsable de la difficulté d'accès aux intrants lorsque la production est régie par les seules lois du marché concurrentiel (Fok, 2001). C'est le cas dans les pays en développement où les producteurs faisant face à une contrainte de budget sont limités dans l'utilisation des inputs variables (Bhattacharyya et Kumbhakar, 1997). En effet, si le marché du crédit est parfait, le financement n'est pas un problème et les producteurs peuvent emprunter de l'argent pour acheter les quantités optimales d'intrants nécessaires. Par contre, si le marché du crédit est défaillant, les producteurs ne peuvent pas emprunter assez pour acheter les quantités optimales nécessaires ou accroître les dépenses d'inputs en vue de maximiser leurs profits (Bokusheva et Kumbhakar, 2007; Kumbhakar, 2008; Hashi et Toçi, 2010), ce qui fait que l'investissement est sensible au fonds interne (Fazzari et al., 1988).

Mais, la faible qualité des semences utilisées, la non disponibilité des engrais spécifiques, les pertes post-récoltes font que la production du maïs au Bénin connait une évolution faible et irrégulière (Goubalan, 2011; MAEP, 2011). Ce qui rend les revenus des producteurs faibles et irréguliers et limitent leur fonds interne disponible. Puisque le financement interne (autofinancement) est réalisé par réinvestissement des bénéfices non distribués des ménages agricoles (Hollinger, 2012). Ainsi, plutôt que d'évaluer la contrainte de budget comme le manque d'accès au crédit (Färe et *al.*, 1990; Ayaz et Hussain, 2011; Khanal et *al.*, 2016) ou comme les dépenses annuelles en inputs variables (Bhattacharyya et Kumbhakar, 1997; Bokusheva et Kumbhakar, 2007; Kumbhakar, 2008; Odu et Okoruwa, 2011), la présente étude, à l'instar de Fazzari et *al.* (1988) et de Hartarska et Mai (2008) aux Etats-Unis considère la contrainte de budget comme un budget limité d'autofinancement<sup>3</sup>.

Les décisions d'allocation des inputs par les producteurs, sont devenues importantes, principalement à cause du besoin d'accroître leur efficience d'usage. Mais, l'insuffisance de financement interne limite sérieusement l'efficience d'usage des inputs (Bhattacharyya et Kumbhakar, 1997; Bokusheva et Kumbhakar, 2007). Le manque de cash est l'un des problèmes majeurs des producteurs dans l'adoption des technologies modernes et dans l'amélioration de l'efficience de production agricole (Ayaz et Hussain, 2011). D'où, un budget limité pour l'autofinancement va induire un faible investissement sur les inputs variables et une incapacité à louer la main-d'œuvre extérieure<sup>4</sup>, qui à leur tour vont entrainer

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Stiglitz J. et Weiss A. (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", American Economic Review, vol. 71, pp. 393-410.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup>Le cash-flow est utilisé comme proxy du fonds interne disponible (Bloch et Coeuré, 1995 ; Hashi et Toçi, 2010)

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Ceci parce que le marché du crédit et le marché du travail sont inter-liés

une baisse de la productivité agricole et par ricochet une inefficience technique des producteurs.

Certes, des études récentes au Bénin ont permis d'évaluer l'effet de la contrainte de crédit sur les productions agricoles (Adégbola et *al.*, 2011c; Sohinto et Aïna, 2011). Mais, très peu d'études se sont intéressées à l'effet du budget d'autofinancement sur l'efficience des producteurs de maïs. En conséquence, il s'avère nécessaire pour éclairer les décideurs, d'entreprendre la présente étude empirique qui examine l'influence du budget d'autofinancement sur l'inefficience technique pure des producteurs de maïs. L'hypothèse centrale de l'étude est que le budget d'autofinancement affecte négativement l'inefficience des maïsiculteurs béninois. Toutefois, il convient de souligner que la présente étude suppose que, les producteurs de maïs au Bénin sont inefficients techniquement dans un contexte d'imperfection du marché du crédit et que les marchés d'inputs et d'output sont parfaits.

Dans la suite, l'étude est structurée de la façon suivante: la deuxième section développe le cadre théorique et la spécification empirique. La troisième section présente les données et les statistiques descriptives; la quatrième section les résultats empiriques et la discussion; la cinquième partie résume les conclusions et les implications politiques.

#### 2. Cadre théorique et spécification empirique

### 2.1. Estimation de l'inefficience technique pure avec la fonction de distance directionnelle

La fonction de distance directionnelle développée par Chambers et al. (1998) a servi d'outil théorique pour mesurer l'inefficience technique pure dans la présente étude. Puisque, l'estimation de l'inefficience commence par la définition de la structure de la technologie, supposons, l'utilisation des données d'échantillon sur n producteurs de maïs qui produisent un vecteur de produit  $y \in \mathbb{R}^M_+$  à partir d'un vecteur de facteurs  $x \in \mathbb{R}^N_+$  décomposé en facteur variable  $x_v \in \mathbb{R}^N_+$  et en facteurs quasi-fixes  $x_f \in \mathbb{R}^N_+$ . L'ensemble de production de la variété considérée est donnée par:

$$T = \{(x, y); x \text{ peut produire } y\}$$
 (1)

La fonction de distance directionnelle de court-terme est spécifiée comme suit:

$$\vec{D} = (x_v, y; -g_{x_v}, g_y) | x_f = \sup_{\beta} \{ \beta \in \mathbb{R} : (x_v - \beta g_{x_v}, y + \beta g_y) \in T \}$$
 (2)

Où le vecteur  $g=(-g_{x_v},g_y)\neq 0$  détermine la direction dans laquelle  $\overrightarrow{D}$  est définie. La FDD<sup>5</sup> lie ensemble l'augmentation de l'output et la réduction de l'input pour atteindre la frontière d'efficience à travers un paramètre unique  $\beta$ . L'inefficience technique pure de chaque producteur de maïs i evalué  $(i\neq k)$  a été calculée avec le modèle (I) de programmation linéaire suivant:

\_

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Voir Adeguelou et *al.* (2016) et pour plus de détails sur la fonction de distance directionnelle.

$$\vec{D}(x_{v}, y; -x_{v}, y) | CRS = \max_{\beta \lambda} \beta$$
s.c
$$y_{im} + \beta y_{im} \leq \sum_{k=1}^{K} \lambda_{k} y_{km}, m = 1$$

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

Bien que  $\beta$  ne soit pas contraint en signe, sa valeur maximale sera toujours non négative (Aparicio et al., 2012). 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). L'équation (d) garantit la non négativité de  $\lambda_k$ . L'équation (e) indique la contrainte de convexité caractérisant les rendements d'échelle variables, ce qui permet de tenir compte de l'imperfection du marché du crédit et de déterminer l'inefficience technique pure.

#### 2.2. Modélisation des déterminants de l'inefficience des producteurs

La mesure de l'inefficience manque de capter les déterminants de l'inefficience. Eu égard à la nature déterministe de l'approche non paramétrique DEA, l'estimation en deux étapes est devenu un standard dans la littérature. 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. Dans cette deuxième étape, la régression censurée (Tobit<sup>6</sup>) est préférée pour tenir compte du fait que les scores d'efficience de la première étape sont confinés dans l'intervalle ]0,1], au détriment de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires.

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 inputsoutput ( $x_i, y_i$ ) n'est pas toujours vérifiée. De plus les scores d'efficience estimés avec le DEA dans la première étape quoique consistants sont biaisés et corrélées 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.

<sup>6</sup> L'utilisation du Tobit est une mauvaise spécification i.e. une confusion entre censurée et tronquée (Voir annexe de Simar et Wilson, 2007)

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). De plus, ces méthodes de bootstrapping permettent de faire face au caractère déterministe et au problème d'outliers de la méthode DEA (Olson et Vu, 2009).

Le bootstrap un outil statistique attractif dans les cas où l'inférence statistique classique n'est plus valable (Efron, 1979; Tziogkidis, 2014). Il a été introduit dans l'analyse de frontière non paramétrique par un travail pionnier de Simar en 1992 (Xue et Harker, 1999). Le bootstrap consiste à approcher la vraie distribution (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 double<sup>8</sup> est assez complexe et n'est pas encore développé pour les estimateurs DEA de la fonction de distance directionnelle (Singbo et al., 2014). Aussi, l'algorithme développé par Kneip et al. (2011) pouvant s'étendre au cas de la fonction de distance directionnelle est assez complexe<sup>9</sup>. 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 double<sup>10</sup>, 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 tester l'hypothèse relative à l'effet de la contrainte de budget sur l'inefficience technique pure est spécifiée comme suit:

$$\hat{\theta}_i = \beta_0 + \beta_1 AGE + \beta_2 REGN + \beta_3 REGC + \beta_4 MOFAV + \beta_5 VARC + \beta_6 TRAIN + \beta_7 VISIT + \beta_8 CASH + \varepsilon_i \ge 0$$
(3)

Où,  $\hat{\theta}_i$  est l'inefficience technique pure du producteur i;  $\beta_0$  est le terme constant,  $\beta_i$  représente les paramètres à estimer et  $\varepsilon_i$  est le terme d'erreur.

Les variables de l'équation (3) comprennent l'âge du producteur (AGE); la région Nord (REGN), la région centre (REGC) spécifiques à la région de production 11 ont été introduites;

-

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> L'inférence statistique étant basée sur les résultats de la vraie distribution (Palm, 2002 ; Tziogkidis, 2014).

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Algorithme 2 de Simar et Wilson (2007 p 22)

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Voir annexe A de Simar et *al.* (2012 p 22-23) pour les détails

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> Voir algorithme 2 de Simar et Wilson (2007 p12-13) pour les détails

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> La région sud est la région de référence.

le mode de faire valoir (MOFAV) indiquant le mode d'acquisition de la parcelle cultivée; le nombre de visites reçues des vulgarisateurs (VISIT); le type de variété de maïs cultivée (VARC); la participation à une formation (TRAIN); la variable CASH introduite pour capter la sensibilité de l'inefficience technique pure au cash-flow. Pour Hartarska et Mai (2008), le cash-flow (ou fonds interne disponible ou capacité d'autofinancement ou marge brute d'autofinancement) du producteur est défini comme les revenus courants moins les dépenses (inputs variables, équipements) et taxes. Dans la présente étude le cash-flow a été calculé suivant cette dernière définition.

#### 3. Données et statistiques descriptives des variables

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. Les détails de la méthodologie d'enquête sont donnés par Adégbola et *al.* (2011a). 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 (± 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. Leur budget d'autofinancement (cash-flow) varie de 1115 FCFA à 964400 FCFA avec une moyenne de 174315 FCFA.

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 travai	l (FCFA)	165544,8	169363,7	1000	988500
Coût annuel d	a 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	
	Moyenne	Ecart-	Minimum	Maximum	0	1	
		type					
Age	44,37	10,89	25	78			
Région Nord					59,60	40,40	
Région Centre					91,39	8,61	
Mode de faire valoir (1					37,09	62,91	
= héritage)							
Variété cultivée (1=					27,81	72,19	
variété traditionnelle)							
Participation à une					80,79	19,21	
formation							
Nombre de visites des	2,96	6,97	0	52			
vulgarisateurs							
Budget	174314,6	163202,6	1115	964400			
d'autofinancement							

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

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 technique pure

Les estimations du modèle DEA dans la première étape sont renseignées dans le tableau 3. La valeur moyenne de l'inefficience technique pure estimée est de 0,260, allant de 0,000 (minimum) à 0,956 (maximum). Ce résultat signifie qu'en moyenne, les producteurs de maïs peuvent simultanément réduire leur utilisation en input variable et augmenter leur quantité de maïs produite de 26% pour être techniquement efficients. Par conséquent, il est possible d'accroître l'efficience des producteurs de l'échantillon en adoptant de meilleures pratiques agricoles. Dans l'échantillon étudié, seulement 20,53% (31 sur 151) sont efficients techniquement.

Tableau 3 : Statistiques descriptives de l'inefficience technique pure

Paramètres	Moyenne (Ecart-type)	Minimum	Maximum
Inefficience technique pure	0,260 (0,223)	0,000	0,956

Nombre d'observations (n) = 151

#### 4.2. Effet du cash-flow sur l'efficience des producteurs

Les niveaux d'inefficience technique pure ont été régressés sur un ensemble de variables explicatives. 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 multicolinéarité. Les intervalles de confiance bootstrap à 99%, 95% et 90% des coefficients estimés ont été construits en utilisant L = 2000 réplications 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 l'inefficience technique pure. 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 technique pure du producteur.

Il ressort de l'analyse du tableau 4 que le budget d'autofinancement affecte négativement au seuil de 1% (néanmoins, petite en valeur/importance) l'inefficience technique pure, indiquant que plus la contrainte de budget se relâche (i.e. cash élevé), plus le producteur devient efficient techniquement. Ce résultat n'est pas surprenant puisque la grande conséquence du manque de cash est l'incapacité des producteurs (surtout les petits producteurs comme dans notre cas) à acquérir et à mieux combiner les intrants et nouvelles technologies et à investir dans la main-d'œuvre au temps approprié. Ce qui ne permet pas d'accroître la productivité agricole et par ricochet l'efficience technique des producteurs. Beaucoup d'autres études ont trouvé des résultats similaires. En effet, Kpadonou et *al.* (2010) ont trouvé que la levée de la contrainte de crédit des petites exploitations permettrait d'accroître la production du piment au Bénin.

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

Variables	Coefficients	Erreurs standards	BSCI, 99%				
Inefficience technique pure							
Constante	0,2624*	0,1133	[-0,1426; 0,6491]				
Age	0,0006	0,0017	[-0,0053; 0,0064]				
Région Nord	-0,1776***	0,0449	[-0,3403; -0,0301]				
Région Centre	0,1400	0,0856	[-0,1492; 0,4212]				
Mode de faire valoir (1 = héritage)	0,0162	0,0387	[-0,1213; 0,1458]				
Variété cultivée (1 = traditionnelle)	0,2664***	0,0716	[0,0645;0,5272]				
Participation à une formation	0,0460	0,0542	[-0,1577; 0,2196]				
Nombre de visites des vulgarisateurs	-0,00004	0,0033	[-0,0138; 0,0092]				
Budget d'autofinancement (cash)	-1,3e-06***	2.8e-07	[-2,2e-06; -6,3e-07]				

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.

Ailleurs, Khanal et *al.* (2016) ont indiqué que les contraintes financières (manque d'accès au crédit) influencent négativement l'efficience des producteurs de riz en Indonésie. Chen (2010)

a trouvé que la productivité totale des facteurs des entreprises chinoises est affectée positivement par la disponibilité de financement interne (cash-flow). De même, la contrainte de budget (fonds interne) a un effet négatif (positif) et significatif sur l'investissement agricole aux Etats-Unis (Hartarska et Mai, 2008). Blancard et *al.* (2003) ont trouvé que la contrainte de financement exerce un effet significatif sur le niveau de profitabilité des exploitations agricoles en France. Aussi, Blancard et *al.* (2006) ont indiqué que les producteurs contraints sont moins performants dans leur analyse de la fonction de profit sous contrainte de crédit en France. Dans le même ordre d'idée, Odu et Okoruwa (2011) ont indiqué que la production de riz en présence de contrainte de crédit au Niger et au Nord-Ouest du Nigéria est moins efficiente et moins profitable que la production non contrainte. Bokusheva et Kumbhakar (2007) dans leur modélisation des décisions de production sous contrainte budgétaire en Russie trouvent que la contrainte budgétaire cause une perte de production.

Par ailleurs, la région Nord influence négativement (-0,1776) au seuil de 1% l'inefficience technique pure, indiquant que les producteurs de la région Nord sont en moyenne plus efficients techniquement que ceux de la région Sud (région de référence). Par contre, la variété cultivée affecte positivement (0,2664) et au seuil de 1% l'inefficience technique pure, suggérant que les producteurs de variété améliorée sont plus proches de leur frontière que les producteurs de variété traditionnelle ne le sont par rapport à leur propre frontière.

#### **5.** Conclusions et implications politiques

La présente étude a employé une approche en deux étapes dans un cadre de fonction de distance directionnelle pour analyser l'effet du budget d'autofinancement sur la performance technique des producteurs de maïs au Bénin. La méthode DEA et la régression bootstrap tronquée unique ont été utilisées respectivement pour générer les niveaux d'inefficience technique pure et identifier les sources de variation de l'efficience technique des producteurs.

Les résultats empiriques de la première étape indiquent qu'en moyenne, les producteurs de maïs peuvent améliorer leur efficience technique en augmentant leur production actuelle et en réduisant simultanément l'usage actuel des intrants (semences, engrais, herbicide) de 26%. Concernant les facteurs explicatifs de l'inefficience, les résultats suggèrent que le budget d'autofinancement affecte négativement l'inefficience des producteurs, ce qui confirme l'hypothèse centrale de l'étude. Par ailleurs, la variété cultivée et la région de production (Nord) ont une affecte significativement l'efficience des producteurs de maïs.

Le principal résultat suggère que le relâchement de la contrainte de budget rapproche les producteurs de leur niveau d'allocation optimale. La création des incitations au niveau institutionnel pour accroître l'offre de crédit agricole est recommandée. Les IMF devraient favoriser les appuis financiers aux producteurs en leur proposant des taux d'intérêt accessibles et en veillant à la mise en place à temps des crédits pour leur permettre de faire face aux dépenses d'investissement sur les inputs variables et de sollicitation de la main-d'œuvre extérieure. Aussi, la mise en place au niveau institutionnel d'un système financier adapté à leur réalité socio-économique permettrait d'accroître l'accès des producteurs au crédit. Enfin, l'existence d'un système de gestion et d'information efficaces pour les

exploitations est nécessaire pour garantir la bonne utilisation des facteurs de production acquis avec le crédit.

L'approche adoptée dans la présente étude tient compte des critiques statistiques récentes sur les approches en deux étapes d'estimation de l'efficience et utilise l'une des solutions proposées par Simar and Wilson (2007). Cette 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.

#### Références

- 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.
- Adégbola, Y. P., Arouna, A., Ahoyo, N., Olou, B. D., Hounhinto, A., Adékambi, S., 2011b. Identification et analyse des mécanismes efficaces de remboursement de créditssur vivriers au Bénin. Programme Analyse de la Politique Agricole (PAPA). 86p.
- Adégbola, Y. P., Aloukoutou, A., Diallo, B., 2011c. Analyse de la compétitivité du maïs local au Bénin. Programme de Renforcement et de Recherche sur la Sécurité Alimentaire en Afrique de l'Ouest (PRESAO). 11p.
- 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*)
- Aïna, M. S., 2011. Etudes sur les mesures institutionnelles et pratiques pour améliorer l'octroi des crédits aux producteurs du maïs au Bénin, 72p.
- Akomagni, L., 2009. Financement des exploitations agricoles du programme d'urgence d'appui à la sécurité alimentaire. Rapport définitif. 60p.
- Aparicio, J., T. J. Pastor, and C. S. Ray.(2013). "An overall measure of technical inefficiency at the firm and at the industrial level: the lost profit on outlay." European Journal of Operational Research 226, 154-162.
- Ayaz, S., Hussain, Z., 2011. Impact of institutional credit on production efficiency of farming sector: a case study of district faisalabad. Pakistan Economic and Social Review, 49 (2), pp 149-162.
- Bhattacharyya, A., Kumbhakar, S. C., 1997. Market Imperfections and Output Loss in the Presence of ExpenditureConstraint: A Generalized Shadow Price Approach. American Journal of Agricultural Economics, 79 (3), pp 860-871.
- 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.
- Bloch, L., Coeuré, B., 1995. Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique. In: Économie & prévision. N° 120, pp 161-185.
- Bokusheva, R., Kumbhakar, S., 2007. Modelling farms' production decisions under expenditure constraints. Paper prepared for presentation at the 107th EAAE Seminar "Modeling of Agricultural and Rural Development Policies". Sevilla, Spain. 8p.
- Chambers, R. G., Chung, Y., Färe, R. 1998. Profit, Directional Distance Functions, and Nervolian Efficiency. Journal of Optimization Theory, 98 (2), pp 351–364.
- Chen, M., 2010. Financial Effects and Firm Productivity: Evidence from Chinese Manufacturing Data. School of Economics. University of Nottingham. 33p.
- Efron, B., 1979. Bootstrap Methods: Another Look at Jackknife. The Annals of statistics, 7 (1), pp 1-26.
- Färe, R., Grosskopf, S., Lee, H., 1990. "A Non parametricApproach to Expenditure-Constrained Profit Maximization", American Journal of Agricultural Economics, 72 (3), pp 574-581.
- Fazzari, S., Hubbard, R., Petersen, B., 1988. "Financial constraints and corporate investment", Brookings Papers on Economic Activity, N° 1, pp 141-95.

- Fok, M. A. C., 2001. Les effets de l'imperfection de quelques marchés fondamentaux sur l'adhésion au coton et sur la façon de le produire. Communication à l'atelier-chercheurs : "Concevoir des prototypes d'itinéraires techniques, cas du cotonnier". 5p.
- Goubalan, E., 2011. Revue documentaire sur les filières agricoles et le crédit vivrier au Bénin : Cas de la filière maïs.
- Hartarska, V., Mai, C., 2008. Financing Constraints and the Family Farm: How do Families React. Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Dallas. 20p.
- Hashi, I., Toçi, V. Z., 2010. Financing constraints, credit rationing and financing obstacles: evidence from firm-level data in south-eastern europe. Economic and business review, 12 (1), pp 29–60.
- Hollinger, F., 2012. Financement des investissements agricoles à terme. Nouveau regard sur le financement agricole, N° 7, 224p.
- Khanal, R. A., Koirala, K., Regmi, M., 2016. Do Financial Constraints Affect Production Efficiency in Drought Prone Areas? A Case from Indonesian Rice Growers. Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association's 2016 Annual Meeting, San Antonio, Texas, February 6-9, 2016. 23p.
- Kodjo, Z. M., Abiassi, E. H., Allagbé, M. C., 2003. Le financement de l'agriculture béninoise dans un contexte de libéralisation: contribution de la microfinance. 51 p.
- Kpadonou, R. A. B., Adégbola, P. Y., Tovignan, S. D., 2010. Application de la Programmation Stochastique Discrète à l'évaluation de l'impact de la contrainte de crédit sur le revenu et la production agricoles dans la basse vallée de l'Ouémé. 25p.
- Kumbhakar, C. S., 2008. Background, Estimation and Interpretation of Indirect Production Function. KeynoteAddress at the HAWEPA 2nd Halle Workshop on Efficiency and ProductivityAnalysis. 28p.
- 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.
- 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.
- Odu, O. O., Okoruwa, V. O., 2011. Effect of credit constraint on profit of small rice-based farmers in Niger state, NorthwesternNigeria. University of Ibadan, Ibadan, Nigeria. 18 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.
- Rizov, M., 2001. Budget Constraints and Profitability: Evidence from a Transition Economy. Centre for Transition Economics. Discussion paper 116. 25p.
- MEF, 2011. Stratégie de Croissance pour la Réduction de la Pauvreté (SCRP) 2011-2015. République du Bénin. 207 p.
- 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., Vanhems, A., Wilson, W. P., 2012. Statistical Inference for DEA Estimators of Directional Distances. Forth coming, European Journal of Operational Research. 32p.
- 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., 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 chaines de valeur ajoutée maïs au Bénin 83p.
- Sossou, C. H., Noma, F., Yabi, A. J., 2014. Rural Credit and Farms Efficiency: ModellingFarmersCredit Allocation Decisions, Evidences from Benin. EconomicsResearch International. Article ID 309352, 8p.
- Tziogkidis, P., 2014. Essays on efficiency and productivity: the greekbanking case. A ThesisSubmittedfor the Degree of Doctor of Philosophy of Cardiff University. 436p.
- UEMOA, 2000. Etude sur le financement des filières agricoles dans les pays membres de l'UEMOA. Rapports sur le Bénin. 85p.
- Wampfler, B., 2000. Le financement de l'agriculture dans un contexte de libéralisation : quelle contribution de la microfinance ? Techniques Financières et Développement (59-60), pp 61-70.
- 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,...,n) dans GAMS.
- 2. Utiliser la méthode du maximum de vraisemblance pour estimer  $\hat{\beta}$  de  $\beta$  dans la régression tronquée de  $\hat{\theta}_i$  sur les facteurs exogènes Zi 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  $\beta$ :
  - a. Dans le nouvel échantillon i = 1,...,m, retirer pour chaque producteur le terme d'erreur  $\varepsilon_i$  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,...,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 Zi, 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  $\beta$ . Si la distribution  $(\hat{\beta}_j \beta_j)$  était connue pour chaque élément j de  $\beta$ , ce serait trivial de trouver les valeurs  $a_{\alpha}$  et  $b_{\alpha}$  telles que:

$$Pr[-b_{\alpha} \leq \hat{\beta}_{j} - \beta_{j} \leq -a_{\alpha}] = 1 - \alpha$$
;  $0 \leq \alpha \leq 1$ ;  $\alpha = 0.05$  par exemple (A1)  
Puisque la distribution  $(\hat{\beta}_{j} - \beta_{j})$  est inconnue pour chaque élément j de  $\beta$ , l'élément j de chaque valeur bootstrap  $\hat{\beta}^{*}$  est utilisé pour trouver les valeurs  $a_{\alpha}^{*}$  et  $b_{\alpha}^{*}$  telles que:

$$Pr[-b_{\alpha}^* \le (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_j) \le -a_{\alpha}^*] \approx 1 - \alpha$$
;  $0 < \alpha < 1$ ;  $\alpha = 0.05$  par exemple (A2)

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

A 2 3 4 · 1	CC' ' 1	/1 / · 1	'11 1	1 / ' / /
Annava / Matrica da	e coatticiante da	correlation dec	Voriobles de	la ragracción francica
A HUEXE Z. WIZHLICE HE	s coentricients de	COLICIATION UES	variables ue	la régression tronquée

	age	regn	regc	mofav	varc	train	visit	cash
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		
visit	0,0528	-0,1215	0,1071	0,0311	-0,1503	0,3440	1,0000	
cash	-0,0252	-0,1427	0,2609	0,0467	-0,3965	0,0971	0,0221	1,0000

Annexe 3: Statistiques descriptives de la régression tronquée

	Lower Limit	Upper limit	Log likelihood	Nombre d'observations	Wald chi2 (8)	Prob > chi2
Inefficience technique pure	0	+inf	67,005856	120	49,83	0,0000

Annexe 4: Intervalles de confiance bootstrap à 95% et à 90%

Variables	BSCI, 95%	BSCI, 90%				
Inefficience technique pure						
Constante	[-0,0193; 0,5604]	[0,0419; 0,5194]				
Age	[-0,0041; 0,0051]	[-0,0036; 0,0045]				
Région Nord	[-0,2956; -0,0605]	[-0,2773; -0,0798]				
Région Centre	[-0,0794; 0,3540]	[-0,0510; 0,3145]				
Mode de faire valoir (1 = héritage)	[-0,0844; 0,1111]	[-0,0722; 0,1007]				
Variété cultivée (1 = variété traditionnelle)	[0,1018; 0,4377]	[0,1231; 0,4012]				
Participation à une formation	[-0,0964; 0,1804]	[-0,0722; 0,1638]				
Nombre de visites des vulgarisateurs	[-0,0098; 0,0072]	[-0,0079; 0,0059]				
Budget d'autofinancement (cash-flow)	[-2,0e-06; -8,0e-07]	[-1,8e-06; -8,7e-07]				