

## UNIVERSITE THOMAS SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation  
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

# REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

## SÉRIES ÉCONOMIE

### **Qualité des institutions et composition des recettes fiscales dans les pays de l'UEMOA**

Aïchatou MOURFOU & Idrissa Mohamed OUEDRAOGO

### **Effet du pouvoir de marché sur le bien être des producteurs de coton au Togo et au Bénin**

Mezédoum PANESSE & Aklesso Yao Grégoire EGBENDEWE

### **Effets des contrats agricoles sur l'efficacité technique du coton et du maïs en milieu rural au Burkina Faso**

Patrick Josué P.W. KABORE, Kourgnan Patrice ZANRE,  
Denis B. AKOUWERABOU & Kimseyinga SAVADOGO

### **Dépenses sociales et croissance économique dans la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest**

Facinet CONTE

### **Différence de productivité agricole entre les hommes et les femmes au Burkina Faso : le rôle des caractéristiques agro climatiques**

Habi KY

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (74 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso

## **DIRECTEUR DE PUBLICATION**

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

## **COMITE EDITORIAL**

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

## **SECRETARIAT D'EDITION**

Dr Yankou DIASSO, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

## **COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE**

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

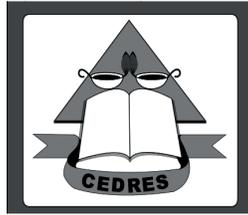
Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



[www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

# **REVUE CEDRES-ETUDES**

Revue Economique et Sociale Africaine

**REVUE CEDRES-ETUDES N°75**

**Séries économie**

**1<sup>er</sup> Semestre 2023**

# SOMMAIRE

<b>Qualité des institutions et composition des recettes fiscales dans les pays de l'UEMOA .....</b>	<b>05</b>
Aïchatou MOURFOU & Idrissa Mohamed OUEDRAOGO	
<b>Effet du pouvoir de marché sur le bien être des producteurs de coton au Togo et au Bénin .....</b>	<b>46</b>
Mezédom PANESSE & Aklesso Yao Grégoire EGBENDEWE	
<b>Effets des contrats agricoles sur l'efficacité technique du coton et du maïs en milieu rural au Burkina Faso.....</b>	<b>76</b>
Patrick Josué P.W. KABORE, Kourgnan Patrice ZANRE, Denis B. AKOUWERABOU & Kimseyinga SAVADOGO	
<b>Dépenses sociales et croissance économique dans la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest.....</b>	<b>113</b>
Facinet CONTE	
<b>Différence de productivité agricole entre les hommes et les femmes au Burkina Faso : le rôle des caractéristiques agro climatiques.....</b>	<b>147</b>
Habi KY	

# **Effets des contrats agricoles sur l'efficacité technique du coton et du maïs en milieu rural au Burkina Faso**

**Patrick Josué Ping-Wendé Kaboré**

Université Thomas SANKARA, Département des Sciences  
Économiques et de Gestion [U02/UFR/SEG]  
kaborepatrick91@yahoo.fr

**Kourgnan Patrice Zanré**

Université Thomas Sankara, Département des Sciences  
Économiques et de Gestion patricezanre1@gmail.com

**Denis B. Akouwerabou**

Université Thomas SANKARA, Département des Sciences  
Économiques et de Gestion [U02/UFR/SEG] denisj16@yahoo.fr

**Kimseyinga Savadogo**

International Food Policy Research Institute [IFPRI], Dakar  
k.savadogo@cgiar.org

## Résumé

Dans les pays en développement, l'imperfection des marchés biaise les anticipations et empêche les agriculteurs de satisfaire leurs demandes de facteurs de production. Dans ces conditions l'établissement d'un contrat de production et de vente entre les petits agriculteurs et les grandes entreprises industrielles peut permettre d'accroître la productivité agricole. Nous avons comparé l'efficacité technique des producteurs du coton et des céréaliers du Burkina Faso. La production du coton est faite sous contrat et nous avons supposé que cela devait permettre aux producteurs du coton d'être plus efficaces que les céréaliers. Les données qui ont été utilisées pour tester empiriquement cette hypothèse ont été collectées auprès de 1200 ménages agricoles en 2011. Les résultats obtenus à partir de l'estimation du modèle économétrique dérivé de la fonction distance output, montrent que les céréaliers ont une efficacité technique moyenne de 98% contre 77,68% pour les producteurs de coton.

**Mots clés :** Agriculture sous contrat, Efficacité technique, Fonction distance output, Burkina Faso.

**Classification JEL :** O12 ; O47 ; Q12 ; O55

## **Abstract**

In developing countries, imperfect markets bias expectations and prevent farmers from meeting their demands for inputs. Under these conditions, the establishment of a production and sales contract between small farmers and large industrial firms can help increase agricultural productivity. We compared the technical efficiency of cotton producers and grain farmers in Burkina Faso. Cotton production is done under contract, and we assumed that this should allow cotton farmers to be more efficient than grain farmers. The d

ata that were used to empirically test this hypothesis were collected from 1200 farm households in 2011. The results obtained from the estimation of the econometric model derived from the distance output function show that cereal farmers have an average technical efficiency of 98% compared to 77.68% for cotton farmers.

**Key words:** Contract farming, Technical efficiency, Distance output function, Burkina Faso.

## 1. Introduction

Dans les pays en développement, les agriculteurs sont confrontés à de nombreux problèmes qui les empêchent d'accroître leur niveau de productivité. Ceux-ci ont un faible accès au crédit, aux informations sur les nouvelles technologies et les semences améliorées (Arouna et al., 2015). De plus, Ragasa et Mazunda (2018) ont montré que les sols sont peu fertiles et la main d'œuvre employée dans l'agriculture de ces pays n'est pas qualifiée.

Dans une chaîne de valeur agricole, les acteurs qui sont en aval de la production de peur que le producteur ne leur livre des produits de mauvaise qualité peuvent lui accorder une assistance. La nécessité d'entraide qui naît de l'existence d'externalité peut prendre plusieurs formes. Les acteurs en aval de la production peuvent offrir un encadrement technique au producteur (Ragasa et Mazunda, 2018), ils peuvent également lui faciliter l'accès aux inputs de très bonne qualité (Erappa, 2007 ; Traore, 2020).

Lorsque les liens verticaux sont bien développés dans une chaîne de valeur (Kaminski et Thomas, 2011), cela favorise la mise en œuvre des stratégies d'entraides qui permettent d'avoir des gains de productivité. Dans ces pays, au-delà des externalités liées à l'existence des liens verticaux, les agriculteurs sont liés aux grandes sociétés industrielles à travers un contrat de production et de vente. Les clauses du contrat stipulent que les sociétés industrielles doivent fournir aux producteurs les intrants et un encadrement technique. Les producteurs ont quant à eux l'obligation de vendre toutes leurs productions à ces dernières. L'agriculture contractuelle fait généralement référence à un accord de vente établi avant le début de la production entre un agriculteur et une entreprise, qui s'engage à lui fournir des ressources nécessaires et des services (Ton et al., 2018).

Le contrat peut accroître le niveau de la productivité en améliorant l'accès à l'information sur les nouvelles technologies (Fok et Xu, 2010). Le contrat étant établi entre des grandes entreprises privées et des petits producteurs agricoles, le désir de disposer l'output de grande qualité oblige les industrielles à rechercher et partager des informations utiles aux agriculteurs (Ton et al., 2018). De plus, le contrat peut à travers la fixation du prix à l'avance contribuer à réduire le risque de marché (Bouamra-Mechemache et al., 2015). La participation aux contrats agricoles permet aux petits exploitants de faire face aux défis de marketing de leurs produits grâce au système de chaîne de valeur qu'offre le contrat (Assassi et Souillier, 2023; Dubbert, 2019).

La garantie du marché est une condition nécessaire mais pas suffisante pour inciter les producteurs à accroître les quantités produites. Les zones rurales des pays d'Afrique sub-saharienne (ASS) sont caractérisées par l'imperfection du marché financier à travers des restrictions d'accès au crédit (Miller et Da Silva, 2007). Cette situation limite les capacités de production de ces producteurs (Hugo et Kabata, 2002). L'agriculture sous contrat permet au producteur de contourner cette difficulté. Dubbert (2019) montre que la participation des producteurs Ghanaéens de noix de cajou offre un marché de prix garantie et facilite l'accès aux crédits, ce qui contribue à améliorer considérablement la productivité du travail, le rendement et les revenus. Dans certains pays, les sociétés cotonnières offrent les intrants aux producteurs sous forme de crédit de campagne. La clause de vente exclusive de coton graine émanant du contrat est un moyen pour les sociétés cotonnières de déflaquer le crédit au moment de l'achat auprès des producteurs.

La production sous contrat peut également être vue comme un moyen de partage de risque entre les producteurs eux-mêmes, et entre les producteurs et l'entreprise (Bellemare, 2012). Certains contrats agricoles s'établissent à l'échelle d'un groupe de producteurs et stipulent qu'en cas de faillite d'un membre, les autres doivent rembourser sa part du crédit. Une telle organisation constitue ainsi une caution solidaire. Ensuite, étant donné que l'entreprise offre aux producteurs des intrants à crédit en début de campagne, elle leur apportera un soutien minimum afin d'éviter que

beaucoup d'entre eux ne soient défaillants. Le contrat fait ainsi naître une entraide horizontale et verticale.

En dépit de ces avantages le contrat peut présenter également des désavantages pour les deux parties. Lorsqu'une des parties a un pouvoir de négociation faible, l'autre partie dominante a tendance à abuser de sa position stratégique en l'exploitant. Par exemple, Bouamra-Mechemache et al. (2015) estiment que le contrat conduit à une perte d'autonomie pour le producteur des pays ASS. Bijman (2008), quant à lui pense que dans les pays en développement, l'entreprise propose souvent des prix bord champs très bas aux producteurs. Dans ce cas, les agriculteurs peuvent être tentés à vendre leurs produits ailleurs après avoir reçu les services de l'entreprise (Ton et al., 2018). La prise en compte de ce risque, amène l'entreprise à leur proposer toujours des prix justes supérieurs ou égaux au prix du marché. Ensuite, elle stocke la production à des fins spéculatives de sorte à profiter des prix élevés pendant les périodes de soudure. Dans certains cas, les producteurs peuvent aussi détourner le crédit à d'autres fins et produire des quantités d'outputs insuffisantes pour couvrir le crédit contracté en début de campagne agricole. Pour éviter que les agriculteurs ne détournent les crédits en intrants, les grandes sociétés industrielles accordent des crédits d'intrants pour la production des spéculations non indexées dans le contrat (Traoré, 2020).

Le cas de la chaîne de valeur du coton du Burkina Faso paraît intéressant car elle est bien organisée et jusqu'ici aucune étude n'a essayé de comparer son efficacité technique avec les autres branches agricoles. La contractualisation du secteur cotonnier a permis au Burkina Faso d'enregistrer des résultats extraordinaires dans ce secteur. Les rendements sont passés de 0,86 tonnes par hectare (t/ha) en 1996 à 1,06 en 2001 contre 1,08 en 2007 avant de chuter à 0,96 en 2015. Le secteur cotonnier a ainsi contribué en moyenne pour 55,6% aux recettes totales d'exportation sur la période 1995-2006 et à 46,5% sur la période 2006-2009 (Akouwerabou et al., 2016). Combarry et Savadogo (2014) ont montré que les exploitations cotonnières du Burkina Faso ont une efficacité technique moyenne de 62.9%.

Contrairement aux producteurs de coton, les céréaliers ne bénéficient d'aucun n'encadrement technique. Les productions céréalières enregistraient des rendements d'environ 0,73 t/ha dans les années 1987 et sont estimés à 0,94 t/ha en 2007 (Direction générale des études et des statistiques sectorielles, 2014). Ces statistiques confirment que les rendements agricoles ont augmenté de façon générale, mais nous ne sommes pas à mesure d'attribuer cela aux externalités liées à la pratique de l'agriculture sous contrat dans le secteur cotonnier comme le prétendent Savadogo et Mangenot (2009).

Par ailleurs, les études de comparaison des systèmes de production au Burkina Faso sont relativement peu documentées dans la littérature. Traoré (2020), montre comment le détournement des crédits accordés aux producteurs de coton affecte leurs productivités dans la production du maïs. Quant à Ragasa et Mazunda (2018), il montre que les crédits d'inputs n'influencent pas la productivité agricole mais plutôt l'accès aux conseils des bons agents agricoles. Ces analyses ne comparent pas les producteurs du maïs et ceux du coton, en dépit de la proximité de celle de Ragasa et Mazunda (2018) mais qui traite d'une problématique différente. Pour combler ce gap, la présente recherche se propose d'analyser l'effet des contrats agricoles sur la productivité agricole au Burkina Faso.

La suite de l'article est organisée en quatre sections : la première section expose la typologie de l'agriculture sous contrat. La deuxième section présente le modèle théorique d'efficacité technique et la méthode de collecte des données. La troisième section analyse et discute des résultats économétriques avant que la dernière section ne résume les principaux résultats de l'étude.

## 2. Typologie de l'agriculture sous contrat

Selon Silva (2005), la production sous contrat peut être mise en œuvre à travers différentes dispositions. Cependant, il est possible de classer les contrats dans trois grandes catégories. Il s'agit des contrats de spécification du marché, d'approvisionnement en inputs et ceux de la gestion de la production.

Le *contrat de spécification du marché* ou de marketing, fait référence à des contrats d'achats futurs qui déterminent la quantité, le calendrier et le prix des produits. Dans ce type de contrat, le producteur est complètement autonome et contrôle entièrement tout le processus de production. Le producteur assume donc tous les risques de production mais partage les risques de prix avec l'entreprise. Ce type de contrat permet au producteur de réaliser une opération de couverture du risque de fluctuation du prix et de disposer d'une certaine visibilité sur les futures rentrées de liquidités (Bouamra-Mechemache et al., 2015). Il lui permet aussi d'être payé très rapidement après la livraison de l'output. C'est pour limiter les risques de débouchés et de fluctuation des prix que ces types de marchés sont développés (Carter, 2013). Selon Minot et Sawyer (2016), ces types de contrats réduisent les coûts de coordination.

Le *contrat d'approvisionnement en inputs* stipule que, l'entreprise doit fournir les intrants aux producteurs, y compris parfois une assistance technique. L'entreprise spécifie les types de produits agricoles à produire et les pratiques de production à mettre en œuvre. Le producteur accepte donc de produire sous le contrôle de l'entreprise, ainsi que de vendre le produit à cette dernière à un prix et à une date convenue à l'avance. En contrepartie, le producteur ne supporte plus les coûts liés à la recherche d'information sur la qualité et le choix des intrants. En dépit de ces coûts additionnels que l'entreprise doit supporter, elle est assurée en revanche que le produit à recevoir sera de bonne qualité (Prowse, 2013). Goodhue (2000) montre qu'en proposant ce type de contrat, l'industriel peut contrôler les intrants et réduire la rente informationnelle des agriculteurs les plus productifs afin de faire supporter une partie du risque systémique à ces derniers.

Dans le cadre du *Contrat de gestion de la production*, l'entreprise contrôle totalement tout le processus de production. En effet, tout se passe comme si l'entreprise et l'agriculteur sont des associés. L'entreprise apporte les intrants et le producteur la terre et la main-d'œuvre (Silva, 2005). Le contrôle de l'entreprise est plus rapprochée et elle tend à dominer l'agriculteur. Le contrat de production précise la qualité et la quantité du produit à livrer et la compensation que le producteur recevra pour ses efforts. De plus dans ce type de contrat, l'agriculteur est rémunéré pour les services qu'il rend (Paulson et al., 2010). Le donneur d'ordre (l'intégrateur) confie au producteur la mission de produire une quantité répondant à un cahier des charges particulier et s'engage en contrepartie à acheter la production réalisée (Zheng et al., 2008).

Le contrat qui lie les sociétés cotonnières et les producteurs de coton du Burkina Faso est à la fois commercial, d'approvisionnement en intrants et de production. Les sociétés cotonnières préfinancent l'acquisition des intrants et des semences, puis aident les producteurs, à travers l'encadrement qu'offrent leurs conseillers agricoles. En contrepartie à la fin des campagnes agricoles, les agriculteurs doivent leur vendre toute leur production de coton à un prix fixé à l'avance. A cet effet, la libéralisation du secteur cotonnier en 2004, a renforcé le système d'organisation de ce secteur.

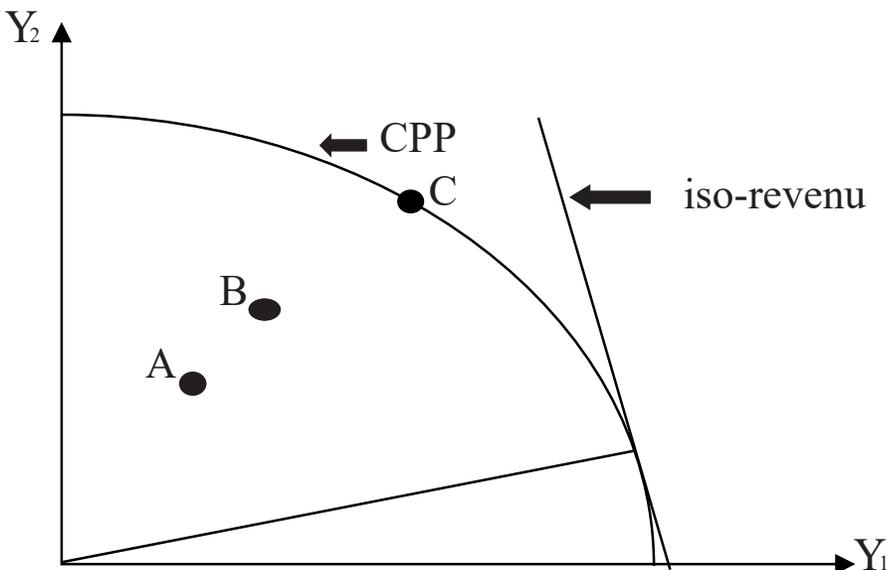
Cette organisation implique de façon synthétique, les sociétés cotonnières et les producteurs. Ce qui permet aux producteurs de coton d'avoir l'accès aux crédits d'intrants et aux semences de bonne qualité. En revanche, le producteur céréalière est obligé de s'approvisionner sur le marché rural où la qualité de la semence est douteuse. Ces producteurs hors contrats éprouvent d'énormes difficultés pour avoir un crédit auprès des acteurs du système financier formel et informel.

### 3. Modèle théorique d'efficacité technique et la méthodologie de la collecte des données.

#### 3.1. Modélisation des effets anticipés du contrat sur la productivité agricole.

Supposons trois producteurs A, B et C qui utilisent les mêmes quantités de facteurs mais réalisent des volumes différents d'outputs (figure 1).

**Figure 1:** Vision technologie du producteur hors contrat.



**Source :** Auteurs

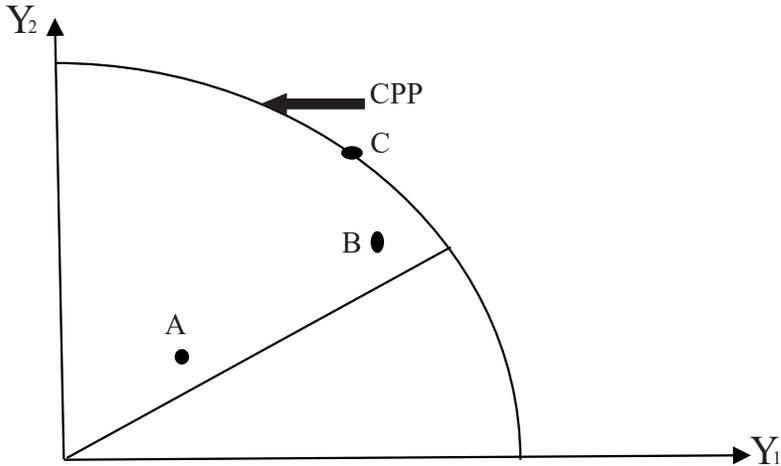
Le producteur C est situé sur la courbe des possibilités de production (CPP). Son niveau d'efficacité technique est égal à 1. L'efficacité technique mesure la capacité du producteur à obtenir le maximum d'outputs possible à partir d'une combinaison d'inputs et d'une technologie donnée. Les producteurs A et B ne sont pas techniquement efficaces, leurs niveaux d'efficacité technique étant respectivement inférieurs à 1. L'inefficacité des producteurs A et B peut être expliquée par un accès à des intrants de mauvaise qualité, un manque

d'encadrement et une asymétrie d'information (Masakure et Henson, 2005). Ainsi, lorsqu'ils auront contourné ces difficultés, ils pourront améliorer leur productivité de sorte à s'approcher davantage de la frontière technologique.

En ce qui concerne le producteur C, même si sa situation est efficace du point de vue technique, lui non plus n'est pas allocativement efficace. L'efficacité allocative tient en compte des prix des marchés et mesure la capacité du producteur à maximiser son profit en comparant le coût marginal des outputs au coût marginal des inputs. De ce fait, le producteur doit se déplacer sur la courbe des possibilités de production (CPP) en allant plus vers l'axe de l'output  $Y_1$  étant donné la position de la droite d'iso-revenu. La droite iso-revenu représente l'ensemble des combinaisons des outputs qui donne le même niveau de revenu.

La participation à l'agriculture sous contrat peut aider tous ces trois producteurs à améliorer leurs efficacités, technique et allocative. En fait, l'accroissement des gains de productivité est au centre des arguments de la production sous contrat et c'est dans cette optique d'ailleurs qu'il est prévu de l'assistance technique et informationnelle dans certaines de ses clauses (Vavra, 2009). Ainsi, Paul et al. (2004) ont remarqué que les exploitations agricoles qui produisent sous contrat sont plus efficaces que celles qui produisent hors contrats. Ceci implique que si le producteur B par exemple, s'engage dans le contrat il sera moins inefficace comparativement à sa situation initiale. Autrement dit, le contrat lui permettra d'améliorer sa position comme l'illustre la figure 2.

**Figure 2:** Vision technologique du producteur sous contrat.



**Source:** Auteurs

Les figures 1 et 2 permettent d'apercevoir que l'inefficacité technique s'accroît avec l'écart qui se trouve entre la position de l'unité de production et la frontière de production. Cet écart (c'est-à-dire l'inefficacité technique<sup>1</sup>) peut être évalué par la fonction distance output. Comme les unités de production agricole produisent à la fois plusieurs outputs, nous utilisons la fonction distance multi outputs pour évaluer la position des exploitations agricoles par rapport à la frontière technologique. La démarche adoptée consiste d'abord à évaluer les scores d'efficacité technique à l'échelle de tout l'échantillon d'analyse. Par la suite, une partition de cet échantillon en deux est opérée en distinguant les exploitations qui produisent le coton des autres exploitations. Le biais de la partition endogène est corrigé dans le processus d'estimation à l'échelle des deux sous-groupes à travers la méthode proposée par Heckman (1979).

---

<sup>1</sup> L'inefficacité allocative est l'écart entre la position de l'unité de production et le point de tangence entre la CCP et la droite d'iso-revenu. Nous aurons analysé cette inefficacité si l'objectif de l'étude était de voir si les producteurs de coton font un choix optimal des quantités des outputs  $Y_1$  et  $Y_2$  au regard du fait que les prix du coton sont déclarés en début de campagne agricole. Ceci n'est pas l'objectif du présent article.

### 3.2 Présentation du modèle d'analyse de l'efficacité technique

Soit,  $P(x)$ , l'ensemble des possibilités de production avec  $P(x) = \{y \in \mathbb{R}^M_+ : x \text{ permet de produire } y\}$ . Où  $y \in \mathbb{R}^M_+$  est un vecteur de produits obtenu à partir d'un vecteur d'intrants  $x \in \mathbb{R}^M_+$ . En supposant que la technologie qui génère l'ensemble des possibilités de production vérifie toutes les conditions de régularité décrite par Färe et Primont (1995), la fonction distance output est définie par :

$$D_o(x, y) = \min \theta \left\{ \theta : \left( \frac{y}{\theta} \right) \in p(x) \right\}. \quad (1)$$

Si  $\theta \in ]0, 1[$ , le rapport  $\frac{y}{\theta} = \tilde{y}$  signifie qu'on multiplie  $y$  par un nombre supérieur à 1, c'est-à-dire qu'on étend  $y$ . Si ce  $y$  étendu ( $\tilde{y}$ ) est toujours faisable au regard de la technologie utilisée et à niveau d'inputs constant, la valeur de  $\theta$  qui autorise cette extension est égale à la distance qui se trouve entre le point de production et la frontière de  $P(x)$ .

La fonction distance présentée dans l'équation (1) doit respecter un certain nombre de conditions afin que son estimation soit possible. Elle doit être non décroissante, homogène de degré 1, linéaire et convexe en  $y$  et non croissante en  $x$  (O'Donnell et Coelli, 2004); Lovell et al., 1994). Lorsqu'elle respecte ces conditions elle peut être interprétée comme l'accroissement proportionnel le plus élevé réalisable dans les produits. Ainsi, lorsque,  $D_o(x, y)$  prend une valeur inférieure à 1, le vecteur d'outputs réalisé est dans l'ensemble  $P(X)$  mais le processus de production est inefficace. En revanche, lorsque  $D_o(x, y) = 1$  le vecteur des produits réalisés est sur la frontière de possibilité de production.

Trois approches sont généralement utilisées pour représenter la frontière de production. Il s'agit des approches déterministe, stochastique et probabiliste (Aigner, et al., 1977). La différence fondamentale entre les deux dernières approches et le modèle déterministe est la prise en compte des phénomènes aléatoires dans l'analyse. Le présent article modélise la frontière de production multi-output à travers la fonction distance output

proposée par Färe et Primont (1990). Parmi toutes les représentations paramétriques de la fonction distance output, la forme translogarithmique est la plus utilisée. Ceci s'explique par le fait qu'elle est facile à manipuler, flexible et permet d'imposer les propriétés d'homogénéité et de symétrie. La fonction de distance output translogarithmique dans le cas de N inputs et M outputs peut être représentée par :

$$\ln D_{oi} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln y_{mi} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \alpha_{mn} \ln y_{mi} \ln y_{ni} + \sum_{k=1}^N \beta_k \ln x_{ki} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N \beta_{kl} \ln x_{ki} \ln x_{li} + \sum_{k=1}^N \sum_{m=1}^M \gamma_{km} \ln x_{ki} \ln y_{mi} \quad (2)$$

Et où  $i$  désigne la  $i^{\text{ème}}$  observation de l'échantillon étudié ;  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  les vecteurs des paramètres à estimer.

La condition d'homogénéité de degré 1 de la fonction distance par rapport à  $y$  impose que les conditions suivantes soient vérifiées :

$$\sum_m \alpha_m = 1, \quad \sum_m \alpha_{mn} = 0, \quad \sum_m \gamma_{km} = 0$$

De même, dire que la fonction distance est symétrique par rapport aux outputs et aux inputs revient à dire respectivement que :

$$\alpha_{mn} = \alpha_{nm} \text{ et } \beta_{kl} = \beta_{lk}$$

Lorsque toutes ces conditions sont imposées à l'équation (2), l'estimation par la méthode en une étape de Battese et Coelli (1995) permet d'obtenir les coefficients associés aux différentes variables. Contrairement au cas de la fonction Cobb-Douglas où les estimations donnent directement les élasticités, dans le cas de la fonction Translog, ces dernières doivent être calculées à partir des paramètres estimés. Autrement dit, les paramètres obtenus après l'estimation (tableau 5) ne sont pas directement interprétables. Les élasticités par rapport aux outputs et aux inputs sont calculées respectivement selon les formules présentées dans les relations (3) et (4).

$$e_y^i = \frac{d \ln D_{oi}}{d \ln y_i} = \alpha_i + \sum_{m=1}^3 \alpha_i \ln y_m + \sum_{k=1}^7 \gamma_{ki} \ln x_k, \text{ élasticité d'output} \quad (3)$$

$$e_x^i = \frac{d \ln D_{oi}}{d \ln x_k} = \beta_k + \sum_{l=1}^7 \beta_{kl} \ln x_l + \sum_{m=1}^3 \gamma_{km} \ln y_m, \text{ élasticité d'input} \quad (4)$$

De même, les taux marginaux de substitution technique (TMST) et de transformation (TMT) sont obtenus respectivement à partir de la formule présentée dans la relation (5).

$$|\text{TMST}| = \frac{\frac{d \ln D_{oi}}{d \ln x_i}}{\frac{d \ln D_{oi}}{d \ln x_k}} = \frac{d \ln x_k}{d \ln x_i} \text{ et}$$

$$|\text{TMT}| = \frac{\frac{d \ln D_{oi}}{d \ln y_i}}{\frac{d \ln D_{oi}}{d \ln y_k}} = \frac{d \ln y_k}{d \ln y_i} \quad (5)$$

En fait, dire que la fonction distance output est homogène de degré 1 revient à dire que :

$$D_o(x, wy) = w D_o(x, y), \forall w > 0 \quad (6)$$

Ainsi, soit  $y_m$  le  $m^{\text{ième}}$  output, en posant  $w = \frac{1}{y_m}$ , on obtient :

$$D_o\left(x, \frac{y}{y_m}\right) = \frac{D_o(x, y)}{y_m} \quad (7)$$

En prenant le logarithme de la relation (7) on obtient :

$$-\ln(y_m) = \ln\left(D_o\left(x, \frac{y}{y_m}\right)\right) - \ln D_o(x, y) \quad (8)$$

La fonction distance output devient alors :

$$\begin{aligned}
 -\ln y_{mi} &= \alpha_o + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_m \ln y_{mi}^* + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^{M-1} \sum_{n=1}^{N-1} \alpha_{mn} \ln y_{mi}^* \ln y_{ni}^* \\
 &+ \sum_{k=1}^N \beta_k \ln x_{ki} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N \beta_{kl} \ln x_{ki} \ln x_{li} \\
 &+ \sum_{k=1}^N \sum_{m=1}^{M-1} \gamma_{km} \ln x_{ki} \ln y_{mi}^* - D_o(x, y) \quad (9)
 \end{aligned}$$

où  $y^* = \frac{y}{y_m}$

Soit  $ET_i$  l'efficacité technique de l'unité de production  $i$ , Färe et Primot (1990) démontrent qu'on peut écrire que:

$$D_{oi}(x, y) = \frac{1}{ET_i} \Leftrightarrow \ln D_{oi}(x, y) + \ln ET_i = 0 \quad (10)$$

$$\Leftrightarrow \ln m_y(x, y) = u_i \text{ avec } u_i = -\ln ET_i$$

Où  $u_i$  représente l'inefficacité technique de l'unité de production  $i$ . L'efficacité technique de l'unité de production est mesurée par  $ET_i = e^{-u_i}$ . La fonction de distance output Translog peut alors être réécrite de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 -\ln y_{mi} &= \alpha_o + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_m \ln y_{mi}^* + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^{M-1} \sum_{n=1}^{M-1} \alpha_{mn} \ln y_{mi}^* \ln y_{ni}^* + \sum_{k=1}^N \beta_k \ln x_{ki} \\
 &+ \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N \beta_{kl} \ln x_{ki} \ln x_{li} + \sum_{k=1}^N \sum_{m=1}^{M-1} \gamma_{km} \ln x_{ki} \ln y_{mi}^* - u_i + \varepsilon_i \quad (11)
 \end{aligned}$$

Où  $\varepsilon_i$  représente le terme d'erreur aléatoire classique.

Le modèle économétrique des facteurs explicatifs des inefficacités techniques est défini par :

$$u_i = z_i \delta + w_i \quad (12)$$

Où  $Z_i$  est un vecteur de facteurs explicatifs des scores d'inefficacité technique,  $w_i$  est le terme d'erreur. Les hypothèses sur les termes d'erreurs de ces modèles sont les suivantes :

(i)  $\varepsilon_i$  est distribuée selon la loi normale  $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  et

indépendant de  $w_i$  ;

(ii) les inefficacités techniques  $u_i$  sont indépendamment distribuées selon la loi normale  $N(z_i \delta, \sigma_u^2)$  et tronquées au point zéro ( $u_i \geq 0$ ) ;

(iii) les erreurs aléatoires  $w_i$  sont distribuées selon la loi normale  $N(0, \sigma_w^2)$  et sont tronquées au point  $-z_i \delta$  ( $w_i \geq -z_i \delta$ ).

Le respect de chacune de ces hypothèses autorise l'application de la méthode du maximum de vraisemblance afin d'estimer les paramètres de la fonction de distance output et les scores d'efficacité technique. L'estimation génère également les variances de la partie fonction de production ( $\sigma_v^2$ ) et celle des efficacités techniques ( $\sigma_u^2$ ). Ainsi, il est possible d'évaluer la contribution des inefficacités techniques ( $\gamma$ ) à la variabilité totale de la productivité ( $\sigma^2$ ) comme suit :

$$\sigma^2 = \sigma_2^2 + \sigma^2 \quad \text{et} \quad \gamma = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_2^2 + \sigma^2}$$

Lorsque  $\gamma$  est nulle, cela implique que les données ne supportent pas l'usage de la fonction d'inefficacité technique, et on se ramène à l'estimation d'une fonction de production classique.

### 3.3 Tests économétriques

La validation du choix de la forme Translog au lieu d'autres formes fonctionnelles potentiellement utilisables est sous-jacente à des tests de robustesses des résultats obtenus.

- **Test de la forme fonctionnelle**

Le choix de la forme fonctionnelle Translog impose simultanément un certain nombre d'hypothèses dont la violation entraîne des biais dans les estimations. Ainsi, pour s'assurer que les données supportent la forme fonctionnelle retenue, les hypothèses suivantes sont testées :

$H_{01} : \beta_{ik} = 0$ . L'acceptation de cette hypothèse implique que la forme fonctionnelle Cobb Douglas est préférable à la forme Translog.

- **Tests de la fonction d'inefficience stochastique**

$H_{02} : \gamma = 0$ , l'acceptation de cette hypothèse implique que l'inefficacité technique est déterministe et non stochastique. Autrement dit, au lieu d'estimer une fonction de production augmentée de la fonction d'inefficience, il est préférable d'estimer directement une fonction de production incluant les variables contenues dans la fonction d'inefficience technique aléatoire.

$H_{03} : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_8 = 0$ , lorsqu'elle est acceptée, la fonction d'inefficience technique ainsi que ses variables explicatives doivent être supprimées du modèle.

- **Test d'adéquation du modèle**

$H_{04} : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_8 = 0$ . En cas du rejet de l'hypothèse  $H_{02}$ ,  $H_{04}$  permet de s'assurer qu'au moins une des variables retenues pour expliquer l'inefficacité technique est statistiquement significative. Le non-rejet de  $H_{04}$  signifie que les facteurs socio-économiques retenus comme variables explicatives des scores d'inefficacité technique ne sont pas appropriés. Toutes ces hypothèses sont testées en utilisant la statistique du ratio de vraisemblance qui suit la loi de khi-deux.

### **3.4. Méthode de la collecte des données**

Les données utilisées dans cette analyse sont celles des ménages ruraux collectées au Burkina Faso dans le cadre de l'évaluation du Programme national de gestion des terroirs phase 2 (PNGT-2). La collecte des données a été réalisée par le Laboratoire d'analyse quantitative appliquée au développement-Sahel [LAQAD-S]. Pour parvenir à des recommandations de politiques économiques solides, le LAQAD-S a employé une technique d'échantillonnage et de collecte de données très rigoureuse. En effet, l'obtention d'observations représentatives de la population est tributaire d'une bonne technique d'échantillonnage. Pour ce faire, une stratification régionale a été utilisée (chaque région étant représentée au prorata du nombre de ses communes), conduisant à retenir un échantillon de communes, de villages et de ménages. En 2011, les enquêteurs ont visité 270 villages pour s'entretenir avec 2160 ménages. Dans la présente analyse, nous utilisons la base des données collectées en 2011 car c'est elle qui contient un nombre important de producteurs de coton.

## **4. Analyse et discussion des résultats**

### **4.1 Statistiques descriptives des variables.**

La relation (11) met en évidence les variables relatives à la fonction de production et celles de la fonction d'inefficacités techniques. Toutes ces variables sont présentées dans le tableau 1. Les outputs sont le maïs, le sorgho, le mil et le coton. Ces outputs sont mesurés en kilogrammes. Le tableau 1 indique la production moyenne par spéculation. Les ménages de notre échantillon produisent en moyenne 2286,69 kilogrammes (kg) de céréales, et 2980,889 kg de coton. Cependant, en moyenne les producteurs de cotons utilisent plus de mains d'œuvre (35,49 hommes/jour) dans le processus de production par rapport aux céréaliers qui utilisent en moyenne 16,47 hommes/jour.

Les arguments de la fonction de production sont : (i) la superficie, mesurée par le nombre d'hectares emblavés pour la production agricole. Elle est subdivisée en deux parties dont l'une pour le coton et l'autre pour les céréales. En effet, la mesure de l'efficacité nécessite des données collectées à l'échelle de la parcelle. Cette analyse utilise des données mesurées à l'échelle de la parcelle. Ceci permet de connaître la quantité de semence et des autres intrants utilisés sur la parcelle. Les superficies des parcelles sont mesurées à l'aide de GPS (Global Position System). Ainsi, le tableau 2 permet de constater qu'en moyenne le coton est produit sur 1,32 ha chez les ménages producteurs de coton alors que l'ensemble de trois céréales est produit sur une superficie de 5,008 ha. (ii) Le travail, est représenté par la quantité totale de main d'œuvre louée et familiale. Il est réparti en main d'œuvre louée coton, main d'œuvre louée céréale, main d'œuvre familiale coton et la main d'œuvre familiale céréale.

La main d'œuvre est évaluée en termes de travail homme-jour (h/j) pour les semis, le sarclage et la récolte. En effet, pour évaluer le nombre d'unités homme-jour utilisé sur chaque parcelle, le nombre d'individus adultes qui ont travaillé de façon effective par le nombre de jours travaillé. (iii) Les engrais chimiques, mesurent en kilogramme les quantités de NPK et d'urée utilisées exclusivement dans la production du coton. En moyenne, un ménage producteur de coton utilise 42,03 kg d'engrais chimique.

Les facteurs considérés pour expliquer les inefficacités techniques sont :

(i) l'accès au crédit agricole (*Credit*), qui est une variable binaire prenante des valeurs 1 lorsque le ménage agricole a accès au crédit et 0 si non. Selon la théorie économique, les prêts aux producteurs pour l'achat d'intrants agricoles devraient, a priori, réduire leur inefficacité technique (Watto et Mugeru, 2015). Le tableau 1 montre que seuls 394 ménages ont accès au crédit parmi lesquels 53,04% sont des producteurs de coton. Au-delà du crédit, les ménages ont besoin de connaissances pour faciliter l'adoption des nouvelles technologies. (ii) Le niveau d'instruction (*Educ*), est mesuré par le nombre d'années d'instruction formelle reçue par le chef de ménage. Selon Coelli et Fleming (2004), un producteur instruit maîtrise facilement les techniques modernes de production. En moyenne, un chef de ménage dispose de 7 années d'instruction dans l'échantillon analysé. Ce qui signifie que la plupart des chefs de ménages n'ont pas un niveau d'instruction élevé.

(iii) Le sexe du chef de ménage (*Sexe*) est capté par une variable binaire qui prend la valeur 1 si le chef du ménage est un homme. La variable genre peut avoir un effet positif ou négatif sur l'inefficacité des exploitants. Onumah et al. (2010), montrent que le genre est un élément important dans la détermination de l'efficacité technique. Ces auteurs concluent que les hommes sont plus efficaces que les femmes dans la pisciculture au Ghana. Les résultats du tableau 1 montrent que 95,66% des chefs de ménages sont des hommes. (iv) La variable âge (*Age*) ( $z_4$ ) est mesurée par le nombre d'années du chef de ménage. Dans l'échantillon d'étude les chefs des ménages ont en moyenne 47 ans. Selon Coelli et Fleming (2004), les producteurs les plus âgés sont moins

efficaces que les jeunes car les vieux n'ont pas assez de contact avec les services de vulgarisation et sont peu disposés au changement, contrairement aux jeunes qui sont permanemment à la recherche de nouvelles pratiques. Cependant, grâce à l'expérience acquise au fil des pratiques agricoles, l'âge des producteurs peut contribuer à réduire l'inefficacité technique.

(v) En ce qui concerne la variable associée au type de vente de la culture ( $T\_vente$ ), elle est binaire et prend la valeur 1 si le ménage est sous contrat. Le tableau 1 montre que seulement 17,42% des producteurs vendent leurs productions sous contrat. (vi) L'appartenance du chef de ménage à une structure ( $Group$ ) est mesurée par une variable binaire qui prend la valeur 1 si le ménage appartient à une association de producteurs. Au total, 33,33% des ménages sont membres d'une association. L'appartenance à une organisation sociale permet par exemple d'accéder au crédit et de rendre mobile la main d'œuvre. Cette organisation constitue un capital social pouvant aider les producteurs à réduire leur niveau d'inefficacité. (vii) Les caractéristiques agro-climatiques de la zone du producteur est une variable dummy qui prend la valeur 1 lorsque le ménage provient de la zone concernée. Ces zones sont entre autres la zone sahélienne ( $Sahel$ ), la zone nord soudanienne ( $N\_Soud$ ) et la zone sud soudanienne ( $S\_Soud$ ), dont la dernière est considérée comme la zone de référence pour l'étude.

**Tableau 1:** Statistiques descriptives des variables du modèle.

Variables	Observations.		
	Moyenne	Min	Max
Coton (Kg)	2980,89	1	18000
Sorgho (Kg)	871,14	1	12500
Mil (Kg)	485,57	1	10000
Maïs (Kg)	929,98	1	12500
Superficie-coton (ha)	1,33	0,6	26
Superficie-maïs (ha)	1,43	1	16,8
Superficie-sorgho (ha)	2,11	1	21
Superficie-mil (ha)	1,77	1	25,27
MO-louée-coton (h/j)	3,41	1	91
MO-louée-maïs (h/j)	4,47	1	65
MO-louée-sorgho (h/j)	6,28	1	48
MO-louée-mil (h/j)	4,09	1	49
MO-familiale-coton (h/j)	7,06	1	69
MO-familiale-maïs (h/j)	13,06	1	63

MO-familiale-sorgho (h/j)	1200	16,95	1	48
MO-familiale-mil (h/j)	1200	7,48	1	39
Engrais-chimique- coton (Kg)	1200	42,03	2	11000
Agés-chef-ménage (ans)	1200	48	18	96
Années-éducations-chef (ans)	1200	7,22	0	20
Sexe 1[chef de ménage masculin]	1200	1148	0	1
Contrat_vente 1[vent sous contrat]	1200	209	0	1
Orga 1[membre organisation]	1200	400	0	1
Crédit 1[accès au crédit]	1200	394	0	1

**Source :** Auteurs

## 4.2 Résultats des tests économétriques

L'estimation donne une valeur de  $\gamma = 0,99$ , statistiquement différente de zéro (T3 du tableau 2). Cela indique que 99% de la déviation de la production par rapport à la frontière est due à l'inefficacité technique des exploitants. Ceci nous permet de justifier l'intérêt du choix d'une frontière stochastique plutôt qu'une frontière déterministe. Les résultats des tests T3 et T4 du tableau 2 montrent également que les variables utilisées comme facteurs déterminants les niveaux des scores d'inefficacité technique sont également appropriées. Ces tests contribuent à renforcer l'idée que la forme fonctionnelle retenue est appropriée.

**Tableau 2:** Tests d'hypothèses de validation de la fonction translog

Tests	Hypothèses nulles	LR test	Valeur critique (5%)	Décision
T1	$H_{01} : \beta_{jk} = 0$	20289,48	86,81	Rejet $H_{01}$
T2	$H_{02} : \gamma = 0$	119,21	2,7	Rejet $H_{02}$
T3	$H_{03} : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_8 = 0$	268,98	17,67	Rejet $H_{03}$
T4	$H_{04} : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_8 = 0$	299,54	15,51	Rejet $H_{04}$

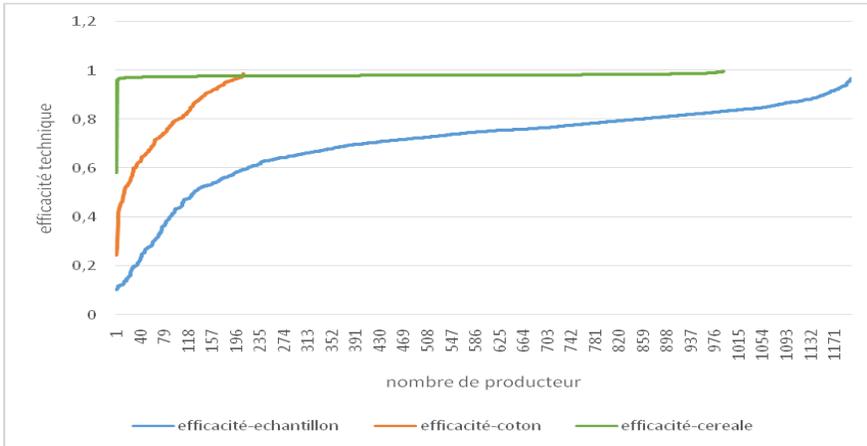
---

**Source :** Construit à partir des résultats des tests.

## • **Comparaison des scores d'efficacité technique**

Le graphique 1 représente les niveaux des scores d'efficacité technique des ménages. La courbe en bleu est celle des scores d'efficacité technique de l'échantillon global. La courbe en orange est celle des producteurs de coton et la courbe verte représente les scores d'efficacité technique des producteurs de céréales. Il ressort que le minimum de l'efficacité technique des producteurs de coton est au-dessous de celui des céréaliers. Ces minima sont estimés respectivement à 24% et 58%. De plus, le nombre des agriculteurs ayant un niveau d'efficacité technique compris entre 10% et 50% est plus important dans le groupe des producteurs de coton (46%) que celui des céréaliers (tableau 3). En revanche, le nombre des ménages ayant une efficacité technique comprise entre 70% et la frontière de production est plus élevé chez les céréaliers (74,5%) que les producteurs de coton (35,9%). De façon générale, les producteurs de céréales sont plus nombreux dans les intervalles de scores d'efficacité technique moyenne et élevée. Cependant, les producteurs de coton sont plutôt concentrés dans les intervalles de faible niveau d'efficacité technique (Tableau 3). Ce résultat est contraire aux hypothèses théoriques qui soutiennent le passage de la figure 1 à la figure 2. Ce résultat est surprenant étant donné tous les avantages dont bénéficient les producteurs de coton contrairement aux céréaliers.

Graphique 1: Représentation des scores d'efficacité technique



**Source :** construit à partir des scores d'efficacité technique.

De façon détaillée, les résultats obtenus estiment l'efficacité technique moyenne des producteurs de coton à 77,68% contre 98% pour les céréaliers. Ceci signifie que malgré tous les soutiens multiformes dont bénéficient les producteurs de coton à travers le contrat, ces derniers réalisent des performances sous optimales du point de vue technique comparativement aux producteurs de céréales. Cependant, littérature documente que la participation à l'agriculture contractuelle améliore l'efficacité technique de la production agricole comparativement aux non participants. (Liang et. Zhang, 2023 ; Khan et. Al., 2019). Ce résultat est très important car il met à jour la question de la durabilité du système de production du coton au Burkina Faso. Des tests supplémentaires permettront de comprendre davantage ce qui explique ce fait.

Dans la section introductive, il ressort que les performances observées dans le secteur cotonnier n'émanent pas de l'augmentation des rendements, mais plutôt de l'agrandissement des superficies. Aussi, les récentes évaluations du degré d'efficacité technique des agriculteurs burkinabè semblent confirmer notre résultat. Combarry et Savadogo (2014) montrent que les exploitations cotonnières ont une efficacité technique moyenne de 62,9%. Cependant, Savadogo et al. (2016) trouvent un score d'efficacité technique moyen de 65,2% pour tous les

agriculteurs burkinabè. A l'échelle des petites exploitations agricoles, ces auteurs ont obtenu une efficacité technique moyenne de 70,1% contre 56,2% pour les grandes exploitations agricoles. Pranab, (1973) a obtenu le même résultat dans une étude sur des agriculteurs en Inde. Ceci confirme que les producteurs de coton emblavent plus de superficies que les producteurs céréaliers.

**Tableau 3:** Nombre de producteurs par intervalles des scores d'efficacité technique.

Variables	Observations	Moyenne	Min	Max
Faible efficacité technique [0,1 ; 0,5[				
Echantillon	127	0,3	0,10	0,49
Coton	96	0,27	0,10	0,47
Céréaliers	31	0,3	0,10	0,49
Efficacité technique moyenne [0,5 ; 0,7[				
Echantillon	260	0,62	0,5	0,69
Coton	38	0,62	0,5	0,67
Céréaliers	222	0,63	0,5	0,69
Efficacité technique élevée [0,7 ; 1[				
Echantillon	813	0,79	0,70	0,97
Coton	75	0,82	0,70	0,96
Céréaliers	738	0,79	0,70	0,97

**Source** : construit par les auteurs à partir des scores d'efficacité technique

Dans l'objectif de tester que l'inefficacité des producteurs de coton provient du fait qu'ils emblavent plus de superficie que les céréaliers, nous avons généré les élasticités par rapport aux superficies. Il ressort que les producteurs de coton gagneraient à augmenter un peu leur superficie emblavée en coton (tableau 4).

Cependant, ils ont intérêt à diminuer les superficies emblavées en maïs et en mil. Les données de ce tableau indiquent que les céréaliers aussi

ensemencement des superficies de mil et de sorgho au-delà des seuils optimaux au regard de la taille de leurs exploitations. En somme, les informations contenues dans le tableau 4 montrent que les producteurs de coton n'utilisent pas de grandes superficies pour le coton. Ils ont plutôt tendance à emblaver des superficies supérieures au seuil optimal pour les produits céréaliers. De ce fait, on peut dire que les niveaux élevés d'inefficacité technique observés chez les producteurs de coton proviennent de leurs parcelles agricoles allouées à la production des céréales.

**Tableau 4:** Tableau des élasticités directes par rapport au facteur terre.

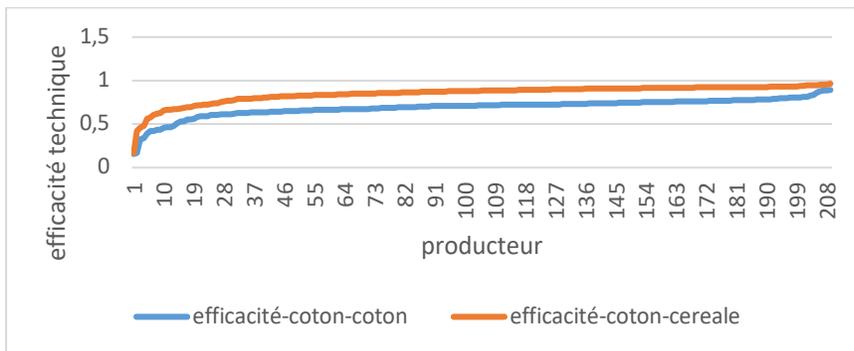
Variables	Valeurs des élasticités		
	Echantillon	Céréaliers	Producteur de coton
Superficie maïs	-0,8	0,006	-1,1
Superficie coton	-	-	0,57
Superficie sorgho	-1	-2,4	0,06
Superficie mil	-0,63	-0,025	-4

**Source : construit à partir des résultats des estimations**

L'hypothèse qu'une part importante de l'inefficacité technique des producteurs de coton provient de leurs parcelles agricoles allouées à la production des céréales est plausible. En fait, ces derniers ne bénéficient des conseils des agents techniques agricoles qu'uniquement pour la production du coton. Cependant, en tenant compte des résultats de Savadogo et Mangenot (2009), selon lesquels la production cotonnière produit des externalités positives au profit de toute l'agriculture burkinabé, les producteurs de coton devaient pouvoir transférer leur expérience acquise dans la production de coton pour réduire leur inefficacité technique sur leurs parcelles agricoles allouées aux produits céréaliers.

Le graphique 2 compare les scores d'efficacité technique des producteurs de coton sur leurs parcelles emblavées en coton et celles des produits céréaliers. La courbe en bleu représente leurs scores d'efficacité technique sur les parcelles emblavées en coton et celle en rouge représente leurs performances techniques dans la production des céréales. Le constat est que la courbe en bleu est quasiment en-dessous de celle en rouge indiquant que les producteurs de coton sont très efficaces dans leurs activités de productions céréalières et très inefficaces dans leurs activités de productions du coton. Ainsi, l'hypothèse selon laquelle l'inefficacité technique des producteurs de coton provient de leurs parcelles emblavées en céréales est rejetée par cette évidence empirique. Il ressort des résultats de nos estimations que les producteurs de coton ont une efficacité technique moyenne de 69% dans la production du coton contre 85,1% dans la production des céréales.

**Graphique 2 :** Représentation des scores d'efficacité des producteurs de coton dans les deux types de cultures.



**Source :** construit par les auteurs à partir des scores d'efficacités

D'autres arguments sont donc nécessaires pour justifier la contre-performance technique des producteurs de coton comparativement à ceux qui produisent uniquement les céréales. D'emblée ce résultat peut être expliqué par le fait que l'agriculteur burkinabè maîtrise plus les techniques de production des céréales que celles du coton.

## 5. Conclusion et implication des résultats

Cette recherche analyse la contribution de l'agriculture contractuelle à l'amélioration de la productivité des agriculteurs. Un tel objectif justifie la comparaison de l'efficacité technique des producteurs de coton et des agriculteurs céréaliers du Burkina Faso, étant donné que le coton se produit sous un régime de contrat et les céréales de façon autonome et individuelle.

Les résultats attestent qu'en moyenne les céréaliers sont techniquement plus efficaces que les producteurs de coton. En moyenne, les céréaliers ont une efficacité technique de 98% contre 77,68% pour les producteurs de coton. Une analyse plus approfondie permet de comprendre que les producteurs de coton sont très efficaces dans la production des céréales, mais très inefficaces sur les parcelles où ils produisent le coton. Ceci implique qu'ils maîtrisent mieux la technique de production des céréales plus que celle du coton. Ainsi, malgré le fait que ces derniers bénéficient d'un encadrement rapproché de la part des agents techniques agricoles mis à leur disposition par les sociétés cotonnières, ils n'arrivent pas à réduire considérablement leur inefficacité technique sur les parcelles emblavées pour le coton.

Cela suggère que sans les soutiens multiformes dont bénéficient les producteurs de coton, le secteur cotonnier du Burkina Faso n'aurait jamais atteint ses niveaux de performances économiques. Ceci implique que les producteurs des céréales auraient obtenu des meilleurs résultats s'ils obtenaient les mêmes avantages. Par conséquent, nous suggérons l'offre d'un encadrement technique aux producteurs céréaliers qui pourrait consister à rendre fonctionnelle les Centres régionaux de promotion agro-pastorale [CRPA] dont le rôle principal est d'encadrer et de former les agriculteurs dans toutes les zones rurales du Burkina Faso.

## Références

- Aigner, D. J., Lovell, C. A., & Schmidt, P. J. (1977), 'Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models', *Journal for Econometrics*(6), 21-37.
- Akouwerabou, D. B., Yerbanga, A., Sombie, I., Bako, P., & Korahire, J. (2016), 'Cartographie de la chaîne de valeur du coton du Burkina Faso', (IED, Éd.) *Document de recherche du Projet PRESA*, 51p.
- Arouna, A., Adegbola, P., Babatunde, R., & Diagne, A. (2015), 'Contract farming preferences by smallholder rice producers in Africa: a stated choice model using mixed logit', *International Conference of Agricultural Economists*.
- Assassi, S., & Souillier, G. (2023), 'Do state-subsidized contractual arrangements improve farmers' income? Empirical evidence from Algeria', *Canadian Journal of Development Studies / Revue canadienne d'études du développement*, 1-25.
- Battese, G. E., & Coelli, T. ., (1995), 'A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data', *Empirical Economics*(20), 325-332.
- Bellemare, M. (2012), 'As you sow, so shall you reap: the welfare impacts of contract farming', *World Development*, 40, 1418–1434.
- Bijman, J. (2008), 'Contract farming in developing countries: An overview' *Wageningen University Working paper*, 28p.
- Bouamra-Mechemache, Z., Duvaleix-Treguer, S., & Ridier, A. (2015), 'Contrats et modes de coordination en agriculture', *Economie rurale*, 345, 7-28.
- Coelli, T., & Fleming, E. ( 2004), 'Diversification Economies and Specialisation Efficiencies in a mixed food and coffee Smallholder farming system in Papua New Guinea', *Agricultural Economics*, 31(2-3), 229-239.

- Combary, O. S., & Savadogo, K. (2014), 'Les sources de croissance de la productivité globale des facteurs dans les exploitations cotonnières du Burkina Faso', *Revue d'économie du développement*, 22 (4), 61-82.
- Dubbert, C. (2019), 'Participation in contract farming and farm performance: Insights from cashew farmers in Ghana', *Agricultural Economics*, 50, 749-763.
- Erappa, S. (2007), 'Contract Farming in Karnataka: A Boon or a Bane?', Dans R. Dehpande, *Contract Farming and Tenancy Reforms: Entangled Without Tether*, (pp. 181-195). Mussoorie: Centre for Rural Studies.
- Färe, R., & Primont, D. (1990), 'A Distance Function Approach to Multioutput Technologies', *Southern Economic Journal* 56(4), 879-891.
- Färe, R., & Primont, D. (1995), 'Multi-output Production and Duality: Theory and Applications', *Kluwer Academic Publishers*.
- Fok, M., & Xu, N. (2010), 'L'intégration technologique et le développement du secteur semencier: deux facteurs de la diffusion du coton-Bt dans la vallée du fleuve Yangtsé', *Economie Rurale*, 40-56.
- Heckman, J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica*, 47, 153-161.
- Hugo, M., & Kabata, K. (2002), 'Poverty and rural marginalization in South Africa of the Sahara', *Belgeo (Société Royale Belge de Géographie)*, 3-16.
- Goodhue, R., E. (2000) 'Broiler Production Contracts as a Multi-Agent Problem: Common Risk, Incentives and Heterogeneity', *American Journal of Agricultural Economics*, 82 (3), 606-622.
- Kaminski, J., & Thomas, A. (2011), 'Land Use, Production Growth, and the Institutional Environment of Smallholders: Evidence from Burkinabé Cotton Farmers', *Land Economics*, 87, 161-182.
- Khan, Muhammad, Fawad, Yuko, Nakano et Takashi, Kurosaki (2019), 'Impact of contract farming on land productivity and income of maize and potato growers in Pakistan', *Food Policy*, 85, May, 28-39.

- Liang Y, Bi, W. et Zhang Y (2023), 'Can contract farming improve farmers' technical efficiency and income? Evidence from beef cattle farmers in China', *Front. Sustain. Food Syst.*, 7, doi: 10.3389/fsufs.2023.1179423.
- Lovell, C. A., Richardson, S., Travers, P., & Wood, L. (1994), 'Resources and Functioning's: A New View of Inequality in Australia', in *Models and Measurement of Welfare and Inequality* (Ed.) W. Eichhorn, Springer-Verlag, Berlin, pp. 787-807.
- Masakure, O., & S. Henson, S. (2005), 'Why do Small-Scale Producers Choose to Produce under Contract? Lessons from Non-Traditional Vegetable Exports from Zimbabwe', *World Development*, 33(10), 1721-1733.
- Miller, C., & Da Silva, C. (2007), 'Value chain financing in agriculture: entreprise development and microfinance', (A. f. support, Éd.) *An international journal*, 18(2/3), 95-109.
- Minot, N., & Sawyer, B. (2016), 'CONTRACT FARMING IN DEVELOPING COUNTRIES: THEORY, PRACTICE, AND POLICY IMPLICATIONS', Dans A. Devaux, M. Torero, J. Donovan, & D. Horton, *Innovation for Inclusive Value-Chain Development* (pp. 127-155). Wahington, DC: International Food Policy Research Institute.
- O'Donnell, C. J., & Coelli, T. J. (2004), 'A Bayesian approach to imposing curvature conditions on distance functions', *Journal of Econometrics*, 126, 493-523.
- Onumah, E., Brümmer, B., & Hörstgen-Schwark, G. (2010), 'Elements Which Delimitate Technical Efficiency of Fish Farms in Ghana'' *Journal of the World Aquaculture Society*, 41(4), 506-518.
- Paul, C. J., Nehring, R., & Banker, D. (2004), 'Productivity, Economies, and Efficiency in U.S. Agriculture: A look at contracts', *American Journal of Agricultural Economics*, 86( 5 ), 1308-1314.
- Pranab, K. B. (1973) 'Size, Productivity and returns to scale: An Analysis of Farm-Level Data in India Agriculture', *Journal of Political Economy*, 1370-1386.

- Prowse, M. (2013), 'L'agriculture contractuelle dans les pays en développement', *working paper*, 107p.
- Ragasa, C., & Mazunda, J. (2018), 'The impact of agricultural extension services in the context of a heavily subsidized input system: The case of Malawi', *World Development*, 105, 25-47.
- Savadogo, K., & Mangenot, P. (2009), '*The cotton sector in Burkina Faso: Performance, Crisis and the Way Forward*', Draft Final Report.
- Savadogo, K., Combarry, O., & Akouwerabou, D. B. (2016), 'Impacts des services sociaux sur la productivité agricole au Burkina Faso: approche par la fonction distance output', *Monde en développement*, 2, 153-167.
- Silva, C. (2005), '*The Growing Role of Contract Farming in Agricultural System Development: Driver's theory and Practices Agricultural Management*'. Marketing and finance service, FAO.
- Ton, G., Vellema, W., Desiere, S., Weituschat, S., & D'Haese, M. (2018), 'Contract farming for improving smallholder incomes: What can we learn from effectiveness studies?', *World Development*, 104, 46-64.
- Traore, S. (2020), 'Farmer organizations and maize productivity in rural Burkina Faso: The effects of the diversion strategy on cotton input loans', *Rev. Dev. Econ.*, 24, 1150–1166.
- Vavra, P. (2009), 'Role, Usage and Motivation for Contracting in Agriculture', *OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers*, OECD Publishing, pp 4-8.
- Watto, M., & Mugeru, A. w. (2014), 'Efficiency of irrigation water application to sugarcane cultivation in Pakistan', *Journal of the science of food and agriculture*.
- Watto, M. et Mugeru, A. w. (2015), 'Efficiency of irrigation water application to sugarcane cultivation in Pakistan', *Journal of the science of food and agriculture*, 95, 1860-1867.
- Zheng, X., Vukina, T. et Shin, C. (2008), 'The role of farmers' risk aversion for contract choice in the US hog industry', *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization*, 6(4), 1-20.

## Annexe

**Tableau 5:** Présentation des résultats des estimations.

	Echantillon		Céréaliers		Producteur de coton	
	Coeffi.	t-student	Coeffi.	t-student	Coeffi.	t-student
	Fonction de production					
Constante	0,907	0,990	0,023	0,023	***-4,7987	4,89
Coton	0,723	1,060	1,007	1,007	0,7062	0,81
Sorgho	0,012	0,019	0,001	0,001	0,0293	0,04
Mil	0,192	0,333	-0,003	-0,003	0,3637	0,45
Superficie Maïs	-0,125	-1,260	0,0005	0,0005	0,0756	0,28
SuperficieCoton	0,001	0,010	-	-	0,1336	0,67
Superficie Sorgho	-0,039	-0,449	0,0001	0,0001	-0,0175	-0,14
Superficie Mil	0,074	0,445	0,0003	0,0003	-0,1869	-0,50
MO louée Maïs	0,136	0,943	-0,0004	-0,0004	0,0969	0,40
MO louée Coton	-0,042	-0,899	-0,0003	-0,0003	-0,0512	-0,31
MO loué Sorgho	-0,084	-0,086	0,0002	0,0002	-0,2703	-0,28
MO louée Mil	***-4,604	-4,693	0,0414	0,0414	**2,2256	2,31
MO famille Maïs	-0,668	-0,707	-0,0140	-0,0140	**-1,9687	-2,04
MO famille Sorgho	-0,574	-0,615	0,0093	0,0093	***-2,7749	-2,83
MO famille Mil	0,074	0,079	0,0013	0,0013	0,4209	0,46
MO famille Coton	-0,266	-0,281	0,0006	0,0006	1,1252	1,19

Semences	0,024	0,026	-0,0017	-0,002	0,0198	0,02
Engrai chimique	0,122	0,130	0,0103	0,010	0,7677	0,80
Ratio Mills						
<b>Fonction d'inefficacité technique de Production</b>						
Constante	-1,002	1,085	0,00050	0,00050	-0,724	0,817
Accès au crédit	**1,095	2,248	0,00111	0,00111	0,153	0,234
Année éducations	0,009	0,180	-0,00020	-0,00020	0,002	0,077
Sexe	0,876	1,011	-0,00024	-0,00024	-0,162	-0,203
Age du chef	-0,022	-0,979	-0,00084	-0,00084	0,007	0,252
Contrat de vente	*1,278	1,534	-0,00008	-0,00008	-0,304	-0,356
Organisation	0,014	0,015	0,00018	0,00018	0,660	0,849
Variance des paramètres						
sigma-carré	***0,7432	3,299	0,00094	0,00094	**0,069	2,291
Gamma	***0,9285	7,055	0,86000	0,86000	**0,969	1,892
Logvraisemblance	-853,42		2657,80		44,418	
LR test (OSE)	268,99		430,99		18,055	
Nombrobservation	1200		991		209	

**Source :** calculs faits à partir de FRONTIER 4.1 avec les données du PNGT2, 2011

**Légende :** \*\*\*, \*\* et \* veut dire respectivement que le coefficient est significatif au seuil de 1% ; 5% et 10%.