

Analyse des effets de distorsions sur la production du riz paddy en Côte d'Ivoire

J-S. CASIMIR TANO¹, A. KONE²

(Reçu le 11/02/2021; Accepté le 18/05/2021)

Résumé

Le mauvais fonctionnement des marchés et l'inefficacité de certaines politiques publiques caractérisent la plupart des pays en voie de développement. Cette situation entraîne des distorsions sur la production. La présente étude s'attelle à capter ces effets sur la production de riz paddy dans le cas de la Côte d'Ivoire à partir d'une fonction de production indirecte généralisée avec les prix et coûts fictifs. Sur un échantillon de 193 ménages producteurs de riz, les résultats de l'étude montrent que les distorsions conduisent à une sous-utilisation des fertilisants de 10% et une sur-utilisation du travail de 18%. La perte globale sur l'ensemble de la production est évaluée à 45%.

Mots clés: Fonction de production indirecte généralisée, prix fictifs, coûts fictifs, distorsions, Côte d'Ivoire.

Analysis of the effects of distortions on paddy rice production in Côte d'Ivoire

Abstract

Market failure and ineffective public policies pervade in less-developed countries. This situation leads to distortions on output. The current study tries to capture distortions' effects on paddy rice production in the case of Côte d'Ivoire using a generalized indirect production function with shadow price and shadow cost. Through a sample of 193 rice growers, the results show that farmers under-use fertilizers by 10% and over-use the hired-labor by 18%. The whole output loss is found to be on the range of 45%.

Keywords: Generalized indirect production function, Shadow price, Shadow cost, distortions, Côte d'Ivoire

INTRODUCTION

Le riz est l'une des cultures vivrières les plus importantes en Côte d'Ivoire. Il occupe environ 600.000 personnes et vient en troisième position derrière la culture du cacao et les cultures maraîchères (FIRCA, 2011). Le pays possède des atouts non négligeables pour la production du riz. Les conditions naturelles pédo-climatiques favorisent la production du riz dans la majeure partie du territoire. Le sud, correspondant à la zone forestière avec deux saisons pluvieuses (1500 à 1600 mm de pluie par an), produit environ 70% du paddy tandis que le nord, zone de savane avec une saison de pluie (1100 à 1500 mm de pluie par an) produit le reste (Bouaffon, 1995). La production est dominée par le riz pluvial qui représente environ 90% des surfaces cultivées (Ouattara et Diallo, 2011). De manière générale, la culture du riz représente 6 à 8% des productions vivrières et plus de la moitié des superficies cultivées en céréales avec 57,06% (RNA, 2001).

Malgré toutes ces dispositions et potentialités naturelles, la production locale ne couvre presque pas les besoins nationaux. Même si la Côte d'Ivoire reste troisième plus grand pays producteur de riz de la CEDEAO derrière le Mali et le Nigéria, le pays importe chaque année une importante quantité pour couvrir environ 50% des besoins alimentaires de sa population. Chaque année plus de 150 milliards de FCFA sont mobilisés pour l'importation du riz pour satisfaire la demande locale (Ouattara et Diallo, 2011). Cette situation pourrait entraîner une dépendance de la Côte d'Ivoire vis-à-vis de l'extérieur d'une part et d'autre part menacer la sécurité alimentaire en cas de rupture de ces importations due à l'insuffisance de revenus ou à la rétention des produits alimentaires par les pays exportateurs comme ce fut le cas en 2008. De plus, ces importations massives provoquent des sorties de devises ce qui causent des déséquilibres de la balance des paiements.

Plusieurs travaux ont tenté d'expliquer l'insuffisance de la production nationale de riz en Côte d'Ivoire (Diomandé, 1996; Djato 1994; Bouaffon, 1995; Fofana, 1996). Ceux-ci ont permis de mettre en exergue deux principales contraintes à côté des contraintes naturelles dues aux aléas climatiques: les contraintes structurelles et les contraintes induites par les politiques.

En effet, en Côte d'Ivoire la quasi-totalité de la culture du riz se pratique au sein des exploitations familiales. Ces exploitations sont de petites tailles de moins de 1 hectare avec des rendements moyens d'environ 0,8 t/ha (FAO, 2008). Djato (1995), soutient que les petites exploitations rizicoles en Côte d'Ivoire n'utilisent pas de manière rationnelle la main d'œuvre.

L'insuffisance de production rizicole s'explique aussi par la faiblesse du capital fixe. La riziculture pluviale qui est prédominante se fait à l'aide des pratiques culturelles traditionnelles et utilise le petit matériel (daba, machette, houe, lime etc.). Ces instruments ne favorisent pas une intensification de l'activité. Même dans la riziculture irriguée, on observe une forte utilisation de la main d'œuvre pour des activités comme le sarclage, le désherbage, et le repiquage. En somme, la main d'œuvre surtout familiale constitue le principal facteur de production et couvre 80 à 90% des activités (Byerlee *et al.*, 1980).

Par ailleurs, l'on note que les riziculteurs ivoiriens à l'instar des autres producteurs du vivrier font face à une contrainte budgétaire. Celle-ci se traduit par une insuffisance de fond de roulement. En conséquence, les riziculteurs sont dans l'incapacité de se procurer des intrants pour accroître les rendements (semences améliorées, engrais, location de main d'œuvre). C'est ainsi que ces rendements oscillent entre 0,8 t/ha et 1,5 t/ha (Ouattara *et al.*, 2011). Toutefois, on note une relative utilisation d'engrais dans la riziculture irriguée, mais cette utilisation reste en dessous du seuil requis (Kouakou, 2005).

¹ Université Virtuelle de Côte d'Ivoire, Abidjan

² Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal

La deuxième catégorie de contrainte à laquelle fait face la culture du riz en Côte d'Ivoire est induite par les politiques appliquées dans le secteur. Schultz (2009), affirme que le niveau de la production agricole ne dépend pas trop de considération technique mais dans une large mesure de la politique agricole des gouvernements. Araujo (2010) partage cette idée en postulant que les politiques agricoles sont les causes importantes des faiblesses des incitations dans le secteur agricole en Afrique. Selon la Banque Mondiale (2005), une insuffisance d'incitations de prix en faveur des agriculteurs explique dans une large mesure les faibles résultats agricoles. Dans le secteur rizicole ivoirien, Kanvaly (1995) montre que les agriculteurs réagissent positivement aux prix. Il soutient qu'une fixation des prix à un niveau bas n'incite pas les producteurs à produire plus dans un souci de dégager un surplus commercialisable. Selon Berger (2005), l'option de mettre en place de grandes unités industrielles de transformation du paddy en Côte d'Ivoire est à l'origine des déséquilibres économiques et financiers les plus importants pour la filière riz, la productivité des facteurs n'étant plus suffisante pour assurer la compétitivité du produit.

Aujourd'hui, après une décennie de crise sociopolitique qui a déstructuré le tissu de production et appauvri une grande partie de la population, l'État ivoirien préconise de plus en plus une économie sociale. Il entend fournir une alimentation bon marché à la population urbaine et rurale. Ceci se traduit par une politique de bas prix aux consommateurs surtout urbains qui ont un poids politique important. Les bas prix traduisent la volonté de promouvoir la stabilité politique et sociale et de faciliter l'accès des plus démunis à une ration alimentaire. C'est ainsi que le gouvernement subventionne l'importation du riz. On note un nombre pléthorique de licences d'importations délivrés par les pouvoirs publics (Ouattara et Diallo, 2011). Cette politique a des effets néfastes sur la production interne. En situation de concurrence avec la production locale, le riz importé est relativement bon marché. A ce jour, le riz local reste encore cher sur le marché et ne peut supporter cette concurrence. Ceci entraîne une perte de revenus pour les riziculteurs locaux (Yapo, 2009).

Ces politiques entraînent une distorsion de prix. Selon Agarwala (1983), il y a distorsions des prix lorsque les prix des biens et services, ainsi que du capital et de la main d'œuvre ne reflètent pas exactement leur rareté.

Pégatienan (1994), justifie la politique d'importation par le canal du taux de change réel qui, selon lui, a eu un impact sur la production. En effet, du fait du taux de change réel qui était surévalué pendant une longue période au niveau de la zone franc, la production intérieure des intrants allant à l'agriculture était devenue chère et les importations des produits agricoles comme le riz sont devenus bon marché.

Diomandé (1996), dans une étude sur la filière rizicole ivoirienne avant et après dévaluation montre que le riz ivoirien qui était protégé en situation d'avant dévaluation avec un coefficient nominal de protection de 1.28 est passé à une situation de discrimination après dévaluation avec un coefficient de protection 0.58. Il ressort que la protection de 28% dont bénéficiait le riz à céder la place à une discrimination de 47% dont souffre la production locale du paddy. On note également que les intrants agricoles sont taxés à 7,5% de leur valeur CAF à l'importation à travers

le paiement d'un Droit Général d'Entrée (DGE). Ceci peut constituer un élément de distorsion entre le prix financier et le prix économique des intrants agricoles. De même que la TVA de 18% payé sur le petit matériel agricole utilisé dans la riziculture irriguée.

Partant de l'hypothèse que les producteurs sont économiquement efficaces c'est-à-dire qu'ils sont techniquement et allocativement efficaces dans l'utilisation des ressources, on peut attribuer les distorsions à l'imperfection des marchés de capitaux et à certaines politiques mal orientées. Ces distorsions proviennent du mauvais fonctionnement des marchés des actifs notamment le marché du crédit, le marché du travail et le marché des produits agricoles (Battacharyya et Kumbhakar, 1997).

La défaillance sur le marché du crédit pose le problème du financement de la filière rizicole qui est à reverser dans le cadre global de la problématique du financement de l'agriculture en Côte d'Ivoire. Celle-ci peut s'analyser dans la forme comme dans le fond. Dans la forme, il n'existe pas à présent d'institution bancaire uniquement tournée vers le financement de l'agriculture. La Banque Nationale de Développement de l'Agriculture (BNDA), créée en 1968 et qui avait contribué efficacement au succès du secteur agricole, a été dissoute en 1980 pour mauvaise gouvernance financière. A ce jour, la quasi-totalité des institutions de crédits sont implantées dans les grands centres urbains et apparaissent très éloignées du milieu rural, lieu de concentration des activités agricoles. Il n'existe pas de banques de proximité. Cet éloignement ne leur permet pas de proposer des services financiers aux ruraux. En conséquence, ceux-ci n'épargnent que très faiblement, ce qui ne libère pas l'investissement en milieu paysan.

L'analyse de fond laisse apparaître le crédit agricole en Côte d'Ivoire est très coûteuse pour les agriculteurs. Les taux d'intérêt sont très élevés sauf pour les grands exploitants de cacao, de café et d'hévéa (Yapo, 2009). Du fait de l'incertitude de l'environnement agricole et de l'inexistence de sociétés d'assurances agricoles, les institutions de crédit minimisent leurs pertes financières en fixant des taux d'intérêts élevés voire dissuasifs pour les petits paysans, surtout ceux du vivrier. Ceci en exclut un grand nombre car ces petits paysans n'ont pas de garanties classiques (BAD, 2010).

Les banques ivoiriennes sont frileuses, même les COOPEC¹ qui représentent le système de crédit mutualiste le plus important imposent des règles de fonctionnement très strictes à leurs clients et par voie de conséquence très restrictives pour les petits exploitants agricoles (Falgon *et al.* 2000). De manière générale, le problème du crédit agricole se pose aussi bien en termes de disponibilité que d'accès. Finalement, la majorité des paysans contracte des crédits de type commercial sous forme de liquidité ou d'avance en nature avec des usuriers officieux. C'est donc ce marché informel qui continue de pourvoir le crédit aux producteurs du vivrier en Côte d'Ivoire.

Concernant la défaillance du marché du travail on note que le succès de l'économie ivoirienne a principalement reposé sur deux facteurs: le capital occidental et la main d'œuvre étrangère, principalement celle des pays limitrophes. C'est pourquoi, la Côte d'Ivoire a toujours été une terre de migration. Elle s'est ouverte aux ressortissants de

¹ Coopérative d'Épargné et de Crédit

ses voisins qui s’y sont installés pour constituer une main d’œuvre importante et bon marché pour le secteur agricole. Vers la fin des années 2000, environ 50% de la main d’œuvre agricole était d’origine étrangère (Fargues, 2002). Dans certains cas on observe la pratique de métayage² avec ces allogènes. Cependant, la viabilité de ce système a été remise en cause à travers les récentes crises sur le foncier. De plus, le métayage ne favorise pas un investissement et un travail du sol de manière productive car ces exploitants ne sont pas détenteurs de droits de propriétés.

Au regard de ces contraintes d’origines diverses et variées sur la production du riz, on peut retracer des interactions entre elles. Les imperfections du marché du crédit affectent le marché du travail. Face à des contraintes budgétaires, les paysans sont dans l’incapacité de louer une main d’œuvre extérieure ou d’améliorer la productivité du travail.

Quelle que soit l’origine de la distorsion, elle peut être analysée en termes de contraintes directes ou indirectes sur l’utilisation des intrants dans la production du riz en Côte d’Ivoire. Il en résulte une allocation sous optimale de ces intrants ainsi qu’une perte de production. Cette perte peut être importante si le secteur est soumis à plusieurs contraintes à la fois.

Cependant, la présente étude vise comme objectif principal de mesurer la perte de production due aux distorsions subies par le secteur rizicole en Côte d’Ivoire. Cette perte s’analyse comme la différence entre la production potentielle maximale en l’absence de distorsions et celle effectivement obtenue avec distorsions. Pour ce faire, cette étude cherche à mesurer les effets des contraintes directes et indirectes sur l’utilisation des intrants (capital, main d’œuvre, engrais) dans la production du riz d’une part et d’autre part à déterminer le potentiel maximal de production de riz en dehors des distorsions et la production effectivement obtenue avec les distorsions.

Toutefois, la recherche est conduite sous l’hypothèse que l’imperfection des marchés et certaines politiques publiques entraînent une utilisation sous optimale des inputs; et que les distorsions connues dans le secteur rizicole en Côte d’Ivoire conduisent à des pertes de production.

LE CADRE THÉORIQUE

La théorie micro-économique néoclassique est le cadre dans lequel s’inscrit cette recherche. Elle s’appuie sur le problème d’optimisation du producteur. Toutefois, en présence de distorsions d’origines diverses cohabitant à la fois, la démarche habituelle d’optimisation doit être revue. La fonction de coût et de profit habituelle ne peuvent pas prendre en compte ces nombreuses contraintes. Ainsi, Battacharya et Kumbhakar (1997) propose une méthodologie nouvelle. Ils partent du fait qu’un modèle adéquat doit prendre en compte l’existence des forces non concurrentielles. Leur approche se base sur la Fonction de Production Indirecte Généralisée (FPIG).

La fonction de Production Indirecte Généralisée présente l’hypothèse de base de sorte que les agriculteurs maximisent l’output sous la contrainte du budget disponible.

Le problème se pose de la manière suivante:

$$\text{Max } Y = f(X, Z) \quad (1)$$

S/c

$$C = WX \text{ (contrainte budgétaire)} \quad (2)$$

$$Q_s(X, Z) = 0; \quad s = 1, \dots, S \text{ (Contrainte de distorsion)} \quad (3)$$

Ou

$$\left\{ \begin{array}{l} Y \in R = \text{output} \\ X \in R^n = \text{vecteur de inputs variables} \\ W \in R^n = \text{vecteur des prix de marché} \\ C \in R = \text{budget disponible} \\ Z \in R^m = \text{vecteur de facteurs fixes et quasi fixes} \\ f(.) = \text{Fonction de production} \\ Q_s(.) = s - \text{ième contrainte de distorsions} \end{array} \right.$$

Le lagrangien du problème s’écrit de la manière suivante:

$$\mathcal{L} = f(X, Z) + \lambda (C - WX) + \sum_s \delta_s Q_s(X, Z) \quad (4)$$

Les Conditions de Premier Ordre (CPO)

$$\frac{f_i}{f_k} = \frac{\lambda w_i - \sum_s \delta_s \frac{\partial Q_s(.)}{\partial x_i}}{\lambda w_k - \sum_s \delta_s \frac{\partial Q_s(.)}{\partial x_k}} = \frac{W_i^*}{W_k^*} \quad (5)$$

Où f_i et f_k représentent respectivement les productivités marginales des facteurs i et k ; $W_i^* = \lambda w_i - \sum_s \delta_s \frac{\partial Q_s(.)}{\partial x_i}$ et $W_k^* = \lambda w_k - \sum_s \delta_s \frac{\partial Q_s(.)}{\partial x_k}$ représentent respectivement leur prix fictif. En l’absence de distorsions $\sum_s \delta_s \frac{\partial Q_s(.)}{\partial x_i} = 0$ et $\sum_s \delta_s \frac{\partial Q_s(.)}{\partial x_k} = 0$ et on peut écrire aisément que $\frac{f_i}{f_k} = \frac{w_i}{w_k}$. Du fait des distorsions sur le marché des inputs, le rapport des productivités marginales $\frac{f_i}{f_k}$ n’est plus égal au rapport des prix $\frac{w_i}{w_k}$ mais plutôt à celui des prix fictifs $\frac{W_i^*}{W_k^*}$. Les fonctions de demandes des inputs qui en découlent sont de la forme suivante $X(W, W^*, C, Z)$. Lorsqu’on substitue ces fonctions de demandes dans la fonction de production, on obtient:

$Y = g(W, W^*, C, Z)$ qui donne la Fonction de Production Indirecte Généralisée (FPIG).

W_i^* représente le prix fictif, il est désigné en économie comme le prix payé pour un incrément de production additionnelle. En optimisation, le prix fictif est le changement instantané par unité de la contrainte. Par exemple, si la contrainte limite le volume horaire à 40 heures par semaine, le prix fictif va indiquer combien faut-il payer pour une unité additionnelle d’heure de travail. Il désigne l’utilité marginale en relâchant la contrainte ou de manière équivalente, le coût marginal du renforcement de la contrainte. De manière formelle, le prix fictif est la valeur du multiplicateur de Lagrange au point de la solution optimale; ceci signifie que c’est le changement infinitésimal de la fonction objectif qui se produit suite à un changement infinitésimal de la contrainte.

Dans le cadre de cette recherche, on définira une droite de budget des prix fictifs de la manière suivante $C^* = \sum W_i^* X_i = \text{Coût fictif}$; Ensuite on définit $h(W^*, C^*, Z)$ tel que $Y = h(W^*, C^*, Z)$ avec $h(.)$ la forme de la Fonction Indirecte Généralisée (FPIG) qui est étudiée en réalité. Celle-ci doit être paramétrée.

Concernant le modèle théorique en économie agricole, certaines fonctions typiques de production sont admises.

²Système d’exploitation dans lequel l’exploitant partage ses récoltes avec le propriétaire terrien.

Elles peuvent être formulées de la manière suivante:

$$Y = f(V, L, K, G, M) \quad (6)$$

Où $Y =$ l'output; $V =$ les inputs variables; $K =$ les services retirés du capital; $L =$ le travail; $G =$ la terre; $M =$ le management.

Théoriquement, on retient uniquement les inputs qui sont économiquement rares (ceux qui ont un coût d'opportunité). De plus, les inputs qui sont hors de contrôle du paysan sont omis de la fonction de production, même si ces inputs sont déterminants pour la productivité. Par exemple, les conditions climatiques ne seront pas retenues comme facteurs de production vu que les petits agriculteurs n'ont pas accès à l'irrigation et par conséquent ne peuvent se prémunir contre la rareté des pluies.

Ainsi, plusieurs fonctions de production peuvent être utilisées dans le cadre de cette recherche: La fonction de production Cobb-Douglas, la fonction de Leontief, la fonction transcendantale logarithmique, etc. Au regard des avantages et des inconvénients de chacune d'elle, cette recherche retiendra la plus idoine.

Bien que la fonction Cobb-Douglas soit simple avec des paramètres qui s'interprètent facilement, elle impose des contraintes (rendements d'échelles constants, élasticité unitaire de substitution entre facteurs). Les fonctions de production Leontief imposent également beaucoup de contraintes. Quant à la fonction de production transcendantale logarithmique, elle permet de passer directement à la forme linéaire et impose peu de contraintes sur les élasticités de substitutions et des rendements d'échelle. De plus, elle est plus appropriée pour les données de types micro-économiques que la fonction Cobb-Douglas. Grâce à ses propriétés, la fonction translog peut être utilisée pour les approximations de second ordre.

Sa forme est la suivante:

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln x_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln x_i \ln x_j \quad (7)$$

Où $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ représentent les termes de substitutions; Y représente l'output et x_i, x_j représentent les inputs.

Toutefois, la fonction translog présente des limites. A mesure que le nombre de variables explicatives augmente, le nombre de paramètres à estimer augmente de manière plus que proportionnellement. Si le nombre de facteurs est alors le nombre de paramètres à estimer est $n(n+3)/2$. En conséquence, les problèmes de colinéarité peuvent survenir.

Battacharyya et Kumbhkar (1997) ont utilisé la fonction de production translog de l'équation (7) pour étudier la perte de production agricole due aux imperfections des marchés des inputs en Inde. Ils proposent une méthodologie novatrice qui s'appuie sur la fonction de production indirecte généralisée dont la forme est la suivante:

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln W_i^* + \alpha_c \ln C^* + \sum_{j=1}^m \phi_j \ln Z_j + \frac{1}{2} \left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n \beta_{il} \ln W_i^* \ln W_l^* + \beta_{cc} (\ln C^*)^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \mu_{ij} \ln Z_j \ln Z_i \right\} + \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \ln W_i^* \ln Z_j + \sum_{i=1}^n \gamma_{ic} \ln W_i^* \ln C^* + \sum_{j=1}^m \psi_{jc} \ln Z_j \ln C^* \quad (8)$$

En plus des contraintes habituelles de symétrie pour les termes Battacharyya et Kumbhkar, (1997) imposent d'autres contraintes supplémentaires sur les paramètres de sorte à ce que la fonction de production indirecte gé-

ralisée soit homogène de degré zéro par rapport au niveau des prix fictifs et aux coûts fictifs. Ces contraintes sont les suivantes:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \alpha_i + \alpha_c = 0 & (9) \\ \sum_{i=1}^n \beta_{il} + \gamma_{ic} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} + \psi_{jc} = 0 \quad \forall j = 1, \dots, m \\ \sum_{i=1}^n \gamma_{ic} + \beta_{cc} = 0 \end{cases}$$

En appliquant l'identité de Roy:

$$\frac{\partial Y / \partial W_i^*}{\partial Y / \partial C^*} = -X_i(W^*, C^*, Z)$$

Ils obtiennent des fonctions de demande du $i^{\text{ème}}$ input dans le coût total fictif. Ce sont des parts budgétaires qui peuvent s'écrire de la manière suivante:

$$S_i^* = - \frac{\alpha_i + \sum_l \beta_{il} \ln W_l^* + \sum_j \gamma_{ij} \ln Z_j + \gamma_{ij} \ln C^*}{\alpha_c + \beta_{cc} \ln C^* + \sum_i \gamma_{ic} \ln W_i^* + \sum_j \psi_{jc} \ln Z_j} \quad (10)$$

Lorsqu'on substitue les contraintes d'homogénéité de l'équation (9) dans l'équation de la fonction de production (8), la fonction de production indirecte généralisée peut s'écrire en termes de prix fictif normalisé comme suit:

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln \left(\frac{W_i^*}{C^*} \right) + \alpha_c \ln C^* + \sum_{j=1}^m \phi_j \ln Z_j + \frac{1}{2} \left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n \beta_{il} \ln \left(\frac{W_i^*}{C^*} \right) \ln \left(\frac{W_l^*}{C^*} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \mu_{ij} \ln Z_j \ln Z_i \right\} + \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \ln \left(\frac{W_i^*}{C^*} \right) \ln Z_j \quad (11)$$

La part budgétaire devient:

$$S_i^* = - \frac{\alpha_i + \sum_l \beta_{il} \ln \left(\frac{W_l^*}{C^*} \right) + \sum_j \gamma_{ij} \ln Z_j}{\sum_i \left\{ \alpha_i + \sum_l \beta_{il} \ln \left(\frac{W_l^*}{C^*} \right) + \sum_j \gamma_{ij} \ln Z_j \right\}} \quad (12)$$

Si et étaient observés on pourrait utiliser les équations (11) et (12) pour estimer les paramètres du modèle. De même, si les prix fictifs étaient les mêmes que les prix du marché, la fonction de production indirecte généralisée serait réduite à une simple fonction de production indirecte. Par conséquent, on pourrait utiliser les équations (11) et (12) directement dans l'estimation. Or dans le cas présent, ces équations sont définies en fonction des prix fictifs normalisés et de part budgétaire fictive, donc il convient de spécifier les variables fictives en termes de variables observées avant de les utiliser dans l'estimation. La relation est approximée de la manière suivante:

$$W_i^* = q_{i0} + \sum_l q_{il} \frac{W_l}{C} + \sum_j \delta_{ij} Z_j \quad (13)$$

La constante représente la distorsion commune à toutes les exploitations par exemple les mesures de contrôle de prix effectuées par le gouvernement en situation de pénurie ou d'abondance d'un input. Ceci affecte de la même manière toutes les exploitations. Selon Battacharyya et Kumbhakar, (1997), les prix fictifs doivent être homogènes de degré zéro en et d'où la spécification de prix de marchés en termes de prix normalisés. A partir de l'approximation du prix fictif de l'équation (13), ils dérivent une relation entre le coût observé des inputs choisis et le coût fictif. Ceci à travers la relation suivante:

$$C = C^* \sum_{p=1}^n S_p^* (W_p/W_p^*) \tag{14}$$

La relation entre la part du coût observé du $i^{ème}$ input (S_i) et son coût fictif est:

$$S_i = \frac{S_i^* (W_i/W_i^*)}{\sum_p S_p^* (W_p/W_p^*)} \tag{15}$$

Les auteurs ont utilisés les relations (13) et (14) pour exprimer les prix fictifs normalisés en termes de variables observables et on aboutit à la relation ci-dessous:

$$\frac{W_i^*}{C^*} = \frac{W_i^*}{C} \sum_{p=1}^n \sum_p S_p^* (W_p/W_p^*) \tag{16}$$

Puisque les W_i^* et S_p^* sont décrites dans les équations de la part budgétaire fictive (12) et l'approximation du prix fictif (13), Battacharyya et Kumbhakar (1997) réécrivent le prix fictif normalisé de l'équation (16) en substituant S_p^* par sa valeur et en utilisant les restrictions de l'équation (9). Les auteurs aboutissent à la relation suivante:

$$\frac{W_i^*}{C^*} = \frac{W_i^*}{C} \left\{ \sum_p \frac{W_p}{W_p^*} \left[\frac{\alpha_p + \sum_{pj} \beta_{pj} \ln \left(\frac{W_i^*}{C} \right) + \sum_j \gamma_{pj} \ln Z_j}{\sum_p \left[\alpha_p + \sum_{pj} \beta_{pj} \ln \left(\frac{W_i^*}{C} \right) + \sum_j \gamma_{pj} \ln Z_j \right]} \right] \right\} \tag{17}$$

La question qu'on pourrait se poser maintenant est de savoir comment va se mesurer les effets des distorsions sur les marchés ?

A partir de l'équation (13), les deux auteurs multiplient le second membre par W_i et le divise par le même terme, ce qui donne:

$$W_{it}^* = W_{it} \theta_{it} \tag{18}$$

$$\text{Avec } \theta_{it} = \frac{q_{io}}{W_{it}} + \sum_l q_{il} \frac{W_l}{C} \frac{1}{W_{it}} + \sum_j \delta_{ij} \frac{Z_{ij}}{W_{it}} \tag{19}$$

Avec

Où θ_{it} représente la distorsion de l'input i pour l'exploitation t ;

L'indice de distorsion d'un input i pour une exploitation t est alors donné par la relation suivante:

$$DI_{it} = 1 - \theta_{it} \tag{20}$$

Cet indice ne renseigne pas uniquement sur la différence de prix entre le prix fictif et le prix de marché, mais traduit aussi le pouvoir de monopole d'une exploitation (c'est-à-dire sa capacité à tourner une distorsion en sa faveur):

- Si $DI_{it} = 0$: Cela indique l'absence de distorsion et aussi l'absence de pouvoir à faire baisser le prix effectif de l'input.
- Si $DI_{it} < 0$: Indique que l'exploitation subit les distorsions (désavantage sur le marché des inputs). Le prix effectif qu'elle paie est supérieur au prix du marché.
- Si $DI_{it} > 0$: indique l'existence d'un pouvoir de marché. Le prix du marché est supérieur au prix effectif.

La perte de production due aux distorsions est obtenue en faisant la différence entre la production potentielle en l'absence de distorsions et la production réelle avec distorsions. La relation ci-dessous traduit cette perte.

$$\ln Y(W, C, Z) - \ln Y(W^*, C^*, Z) \tag{21}$$

Concernant l'approche empirique on note aussi que le modèle théorique présenté ci-dessous a été appliqué par Battacharyya et Kumbhakar (1997) dans la région de Bengal occidental en Inde pour analyser les imperfections de marchés des inputs sur la production du riz paddy. L'originalité de leur travail repose sur l'introduction des prix fictifs des inputs qui, à la différence des travaux antérieurs dépendent chacun de toutes les variables exogènes du problème d'optimisation. Sur un échantillon de 289 indiens producteurs de riz paddy et en s'appuyant sur la fonction de production indirecte généralisée, les auteurs ont abouti au fait que l'imperfection des marchés et certaines politiques publiques conduisent à une mauvaise allocation des intrants donc à des pertes substantielles de production. A cause du faible prix de la main d'œuvre et de la traction bovine, les petits exploitants sur-utilisent la main d'œuvre de 13,11% et la traction bovine de 5,1%. De manière respective, cette sur-utilisation est évaluée à 18% et 3,29% chez les grands exploitants. La hausse du prix des engrais relativement par rapport aux prix de la main d'œuvre et de celui de la traction bovine, amène respectivement les petites exploitations et les grandes exploitations à sous-utiliser l'engrais de 13,2% et 3,29%. Cette mauvaise allocation conduit à des pertes qui s'élèvent à 8,4% dans les grandes exploitations et à 13,7% dans les petites. Au final, la perte moyenne de production a été évaluée à 11,7%.

Zahonogo (2012) s'est inspiré des travaux de Battacharyya et Kumbhakar (1997) pour étudier les effets des imperfections des marchés des inputs sur la production céréalière au Burkina Faso. Alors que Battacharyya et Kumbhakar (1997) ont uniquement travaillé sur la production de riz paddy, Zahonogo (2012) s'est intéressé à la production céréalière (sorgho, mil, maïs et riz). Sur un échantillon de 206 ménages, il trouve que l'imperfection des marchés des intrants a un impact négatif sur la production céréalière au Burkina Faso. Les prix fictifs payés par les producteurs pour acquérir les fertilisants relativement par rapport au travail loué sont de 67% au dessus du prix du marché. Ceci a conduit à une sous utilisation de ce facteur de 5,8% et une sur-utilisation de la main d'œuvre de 16,65%. La perte de production est évaluée à 48% pour le secteur céréalière au Burkina Faso.

Dans une analyse des systèmes d'exploitation rizicole à l'Ouest et Sud-ouest du Burkina Faso à l'aide d'une fonction de production frontière stochastique, Béloume (1999), trouve que les paysans produisent en deçà de leur capacité, ce qui entraîne une perte de production qu'il évalue à 38% pour la riziculture pluviale, 35% pour la riziculture de bas-fonds, et 15% pour riziculture irrigué. Il montre que les difficultés de la riziculture pluviale et de la riziculture de bas-fonds résident principalement dans la sous utilisation du capital puis secondairement de la terre.

Khan *et al.* (2009) ont effectué une étude sur l'imperfection du marché du travail dans les exploitations au Pakistan. Ils ont utilisé une fonction de production de type Cobb-Douglas en montrant que les défaillances du marché de travail conduisent à une mauvaise allocation de celui-ci tout en réduisant la production globale. L'abondance d'exploitants agricoles associée à un manque de terre pour un grand nombre d'entre eux conduit à une forte offre de travail et une baisse du taux de salaire surtout dans les grandes exploitations.

Herdt *et al.* (1981) dans une étude portant sur l'efficacité économique des plantations de riz aux Philippines montrent qu'il existe des facteurs sur lesquels les paysans n'ont pas de contrôle et qui expliquent aussi le niveau d'efficacité de la production rizicole. Il s'agit entre autres de la texture du sol, de la radiation solaire, de la composition organique du sol, du stress de l'humidité et des dommages des maladies. En fonction de ces différents facteurs, certaines exploitations auront des rendements plus élevés que d'autres. Dans cette même étude, ils aboutissent à la conclusion selon laquelle les distorsions induites par les politiques et l'imperfection des marchés n'interviennent qu'entre 6 et 11% dans l'analyse des rendements des exploitations observées.

Au regard de ces résultats dans différents pays, il serait intéressant d'analyser les effets des contraintes directes et indirectes sur le niveau de la production rizicole dans le cas de la Côte d'Ivoire. Cependant, il convient de préciser que l'étude se fait sous l'hypothèse que les exploitations rizicoles en Côte d'Ivoire font une allocation optimale des ressources et sont techniquement efficaces. Dès lors toute différence dans les rapports des prix des facteurs est due à l'imperfection du marché des inputs ou à des politiques agricoles mal orientées.

MÉTHODE D'ANALYSE

Les données utilisées dans le cadre de cette recherche proviennent de l'institut AfricaRice (Ex-ADRAO) à Bouaké (Côte d'Ivoire), elles ont été collectées lors d'un projet pilote de promotion du NERICA 2 et du WITA 9 entre juin 2012 et mars 2013 dans trois régions (Korhogo, Bouaké et Gagnoa). L'échantillon porte sur 193 ménages producteurs de riz: 83 à Korhogo, 60 à Bouaké et 50 à Gagnoa. Les données portent sur les caractéristiques socio-économiques notamment l'âge du chef de ménage (en nombre d'années), le niveau d'éducation du chef de ménage (nombre d'années de scolarisation, alphabétisation), l'expérience du chef d'exploitation (nombre d'années de pratique de la riziculture), la taille du chef de ménage, l'équipement (nombre de bœufs de trait, de charrues, de herses, de moissonneuses batteuses, de houes etc), le niveau d'encadrement, et l'accès au crédit. Les données relatives aux facteurs de production portent sur les superficies (en hectare), les quantités de fertilisants utilisés pour la production (engrais, herbicides, insecticides), le temps de travaux des opérations culturales qui sont mesurés et convertis en homme-heure puis en homme-jour, les prix bord champ du riz paddy, les prix des intrants, les prix de la main d'œuvre louée. La production est mesurée par la quantité de paddy récolté en kilogramme. On subdivisera ces facteurs de production en deux catégories. Les facteurs quasi fixes et les facteurs variables: les facteurs quasi-fixes

sont le capital (C), la main d'œuvre familiale (M), et la superficie (S), les facteurs variables sont composés de fertilisants (F) et de la main d'œuvre loué (T).

La fonction de production indirecte généralisée qui est estimé se présente sous la forme économétrique suivante:

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln \left(\frac{W_i}{C^*} \right) + \sum_{j=1}^m \phi_j \ln Z_j + \frac{1}{2} \left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n \beta_{ii} \ln \left(\frac{W_i}{C^*} \right) \ln \left(\frac{W_i}{C^*} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \mu_{ij} \ln Z_j \right\} + \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \ln \left(\frac{W_i}{C^*} \right) \ln Z_j + \eta_0 \quad (22)$$

L'équation économétrique de la part budgétaire s'écrit ainsi:

$$S_i = \frac{S_i^* (W_i/W_i^*)}{\sum_p S_p^* (W_p/W_p^*)} + \eta_i \quad (23)$$

Avec $\eta_0, \eta_1, \dots, \eta_{n-1}$ les termes d'erreurs associés à la fonction de production indirecte généralisée et la part budgétaire. Dans l'estimation du modèle, les variables inobservés W_i^*/C^* et W^* de la fonction indirecte généralisée sont à remplacer par leurs expressions respectives que sont les équations (16) et (13). De même dans la part budgétaire effective de l'équation (23), la part budgétaire fictive S_i^* est remplacée par son expression de l'équation (12) dans lequel W_i^* est aussi remplacé par son expression de l'équation (13). Après ces substitutions, la part budgétaire et la fonction de production indirecte généralisée sont exprimées en fonction des seules variables observables, on peut maintenant estimer les paramètres inconnus.

Vu que la fonction de production indirecte généralisée et la part budgétaire sont homogènes de degré zéro en W^* et C^* , seulement $n-1$ des W_i^* peuvent être identifiés. Ainsi, W_i^* peut être égale W_i pour un input donné et toutes les autres distorsions dans les prix des autres inputs peuvent être mesurés relativement par rapport à cet input (Battacharya et Kumbhakar, 1997). Si on choisit les fertilisants comme cet input, on peut donc noter que $W_F^* = W_F$. Partant de l'approximation de l'équation des prix fictifs (13), on peut écrire le modèle économétrique du prix fictif des fertilisants par rapport aux autres inputs de la manière suivante:

$$W_F^* = q_{F0} + q_{FT} \frac{W_T}{C} + \sum_j \delta_{Fj} Z_j + \xi_F \quad (24)$$

Avec ξ_F , le terme d'erreur

Le tableau 1 présente les résultats de l'estimation du modèle (24). A l'analyse de ce tableau, on note que toutes les variables sont significatives. En d'autres termes, le prix fictif des fertilisants est expliqué par le prix de la main d'œuvre loué (T), le stock de capital (C) et la main d'œuvre familiale (M).

A l'issue de ce résultat pour les fertilisants et en partant de la supposition que le prix fictif W_i^* peut être égale effectif W_i pour un input donné, on peut supposer que le prix du fictif

Tableau 1: Résultat de l'estimation de l'équation (24) $W_F^* = W_F$

Variables	Coefficient	t-Statistic
Constante	875,073***	29,7
Prix normalisé du Travail	- 277, 521**	- 2,03
Prix du Capital	- 0,0031***	- 2,66
Prix de la Superficie	- 0,0009**	- 2,35
Prix main d'œuvre familiale	- 0,0309**	- 2,60
F-Stat	6,95	
Prob>F-Stat	0,000	

Source: Calcul de l'auteur à partir des données enquête AfricaRice (***) Significatif à 1% ; (**) Significatif à 5%

du travail loué est égale à son prix observé sur le marché. Ces résultats nous permettent de générer les coûts fictifs normalisés de chaque input (W_i^*/C_i^*). Il en résulte une déduction de S_j^* car elle est fonction des coûts fictifs normalisés selon l'expression de la part budgétaire (équation 12). Ainsi, on peut retrouver les demandes d'inputs effectives S_j et l'estimation de la part budgétaire du modèle (23) n'a plus d'intérêt. Il ne reste qu'à estimer la relation économétrique de la fonction de production indirecte généralisée de l'équation (22). Cette estimation est quelque peu simplifiée si la fonction de production est homothétique, ce qui implique que $\gamma_{ic} = 0$ pour tous les i . En utilisant les restrictions de l'équation (9), notamment la deuxième équation, on obtient que $\sum_i \beta_{il} = 0$ pour tout i , ce qui implique que:

$$\sum_i \beta_{il} \ln \left\{ \frac{W_i^*}{C^*} \right\} = \sum_i \beta_{il} \ln \left\{ \frac{W_i^*}{C} \right\} \quad (25)$$

Cette équation (25) conduit à réécrire l'équation de la part budgétaire en termes de variables observables sous la forme suivante:

$$S_i^* = \frac{\alpha_i + \sum_l \beta_{il} \ln \left\{ \frac{W_l^*}{C} \right\} + \sum_j \gamma_{ji} \ln Z_j}{\sum_i \left\{ \alpha_i + \sum_l \beta_{il} \ln \left(\frac{W_l^*}{C} \right) + \sum_j \gamma_{ji} \ln Z_j \right\}} \quad (26)$$

Lorsqu'on substitue l'équation (26) dans l'équation du prix fictif normalisé (16), on obtient la relation suivante:

$$\frac{W_i^*}{C^*} = \frac{W_i^*}{C} \left\{ \sum_p \frac{W_p}{W_p^*} \left[\frac{\alpha_p + \sum_l \beta_{pl} \ln \left(\frac{W_l^*}{C} \right) + \sum_j \gamma_{jl} \ln Z_j}{\sum_p \left[\alpha_p + \sum_l \beta_{pl} \ln \left(\frac{W_l^*}{C} \right) + \sum_j \gamma_{jl} \ln Z_j \right]} \right] \right\} \quad (27)$$

Dans cette équation (27) on note que le prix fictif normalisé est exprimé uniquement en termes de variables obser-

vables. Maintenant, on peut substituer cette équation (27) dans la fonction indirecte généralisée de l'équation (22). La fonction de production indirecte généralisée s'exprime ainsi en termes de variables observables. Ainsi, la fonction de production indirecte généralisée est exprimée en termes de variables observables. On peut maintenant l'estimer. Vu qu'on avait préalablement utilisé des restrictions pour que la fonction de production indirecte généralisée soit homothétique, on considère maintenant dans ce modèle translog homothétique que le vecteur des erreurs $\eta_0, \eta_1, \dots, \eta_{n-1}$ est de moyenne nulle avec une matrice de variance-covariance constante et indépendante à travers les différentes exploitations (Battacharya et Kumbhakar, 1997).

En tenant compte des contraintes de l'équation (9) et en éclatant le modèle de la fonction de production (équation 22), le modèle à estimer s'écrit de la manière suivante:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha_0 + \alpha_T \ln \left(\frac{W_T^*}{C^*} \right) + \alpha_F \ln \left(\frac{W_F^*}{C^*} \right) + \alpha_C \ln \left(\frac{W_C^*}{C^*} \right) + \phi_S \ln Z_S + \phi_M \ln Z_M + \frac{1}{2} \beta_{TT} \left[\ln \left(\frac{W_T^*}{C^*} \right) \right]^2 \\ & + \beta_{TF} \ln \left(\frac{W_T^*}{C^*} \right) \ln \left(\frac{W_F^*}{C^*} \right) + \frac{1}{2} \ln \beta_{FF} \left[\ln \left(\frac{W_F^*}{C^*} \right) \right]^2 + \frac{1}{2} \beta_{CC} \left[\ln \left(\frac{W_C^*}{C^*} \right) \right]^2 + \frac{1}{2} \mu_{SS} \ln(Z_S)^2 \\ & + \mu_{SM} \ln(Z_S) \ln(Z_M) + \frac{1}{2} \mu_{MM} \ln(Z_S)^2 + \gamma_{TS} \ln \left(\frac{W_T^*}{C^*} \right) \ln Z_S \\ & + \gamma_{TM} \ln \left(\frac{W_T^*}{C^*} \right) \ln Z_M + \gamma_{FS} \ln \left(\frac{W_F^*}{C^*} \right) \ln Z_S + \gamma_{FM} \ln \left(\frac{W_F^*}{C^*} \right) \ln Z_M + \gamma_{TC} \ln \left(\frac{W_T^*}{C^*} \right) \ln Z_C \\ & + \gamma_{FC} \ln \left(\frac{W_F^*}{C^*} \right) \ln Z_C + \eta_0 \end{aligned} \quad (28)$$

RÉSULTATS

Le tableau 2 donne les résultats de l'estimation de la fonction de production de l'équation (28). Cette estimation montre qu'il y a dix huit paramètres significatifs sur dix-neuf. Cependant, le paramètre non significatif est conservé pour la suite de l'analyse, afin de préserver la flexibilité de la fonction de production, puisque les mesures des effets des distorsions du marché sur la production sont calculées à partir des résultats de la régression présentés dans ce

Tableau 2: Résultats des estimations de l'équation (28)

Paramètre	Coefficient estimé		Écart type	
α_0	16,4***		4,35	
α_T	3,08**		1,34	
α_F	-3,20*		1,68	
α_C	0,12*		3,02	
ϕ_S	-1,31		1,01	
ϕ_M	-1,84**		0,91	
β_{TT}	0,48**		0,21	
β_{TF}	-0,49*		0,26	
B_{FF}	0,59*		0,31	
B_{CC}	0,57*		0,84	
μ_{SS}	0,20*		0,11	
μ_{SM}	0,19**		0,11	
μ_{MM}	0,21*		0,21	
γ_{TS}	-0,07**		0,03	
γ_{TM}	-0,28**		0,12	
Γ_{FS}	-0,25*		0,13	
Γ_{EM}	0,30*		0,15	
γ_{TC}	0,01*		0,47	
Γ_{FC}	-0,09*		0,57	
Équation	Observ.	Param.	R ²	Constantes
ln Y	193	19	0,6366	α_0
S _T	193	13	0,9685	(non)

(*) Significatif au seuil de 10%; (**) Significatif au seuil de 5%; (***) Significatif au seuil de 1%.
Source: Calcul de l'auteur à partir des données de AfricaRice

tableau 2. L'estimation donne un coefficient de déterminations (R^2) de 0,63 pour la Fonction de Production Indirecte Généralisée (FPIG). Le test de Likelihood Ratio (LR) est effectué pour juger de la significativité globale des coefficients du modèle. La valeur de la statistique de χ^2 est de 87076,32 impliquant un rejet de l'hypothèse nulle de non significativité des coefficients du modèle au seuil de 5%.

L'indice de distorsion spécifié à l'équation (20) a été calculé à partir des paramètres estimés dans le tableau 2. Ayant supposé que le prix fictif des fertilisants est égal à celui observable sur le marché, seul l'indice de distorsion relatif au prix du travail salarié (ID_p) a été calculé. Le tableau 3 présente les différents résultats des distorsions. Il présente aussi une mesure des distorsions relatives à l'utilisation des facteurs (travail loué, fertilisants) en comparant le niveau de demande de facteur des producteurs avec distorsions sur le marché et leur niveau de demande de facteur sans distorsions sur le marché à partir de l'équation suivante:

$$\ln T(W^*, C^*, Z) - \ln T(W, C, Z) = \ln S_T^* - \ln S_T + \ln C - \ln (W_T^*/W_T)$$

La perte en production de céréales due aux distorsions sur les marchés des facteurs a été également calculée (Tableau 3) en faisant la différence entre l'output potentiel en absence de distorsion et l'output maximal en situation de distorsion sur le marché des facteurs. Ce calcul a été effectué selon l'expression suivante:

$$\ln Y(W, C, Z) - \ln Y(W^*, C^*, Z)$$

Distorsion relative (DI)

Le calcul de l'indice de distorsion pour le facteur travail loué par rapport au fertilisant donne une valeur de 0,9976. Cela signifie que le ratio prix fictif du travail loué par rapport à celui du fertilisant est plus élevé que le ratio prix du marché du travail loué par rapport à celui des fertilisants de 0,9976 ($\frac{W_T^*}{W_T} > \frac{W_F}{W_F}$). En d'autres termes les prix fictifs dus aux imperfections du marché du travail confèrent un pouvoir de monopole aux paysans.

Distorsions dans l'utilisation des facteurs

Le calcul des effets des distorsions sur l'utilisation des facteurs donne une valeur de 0,18 pour le travail loué. Ce résultat indique une sur-utilisation du travail salarié de 18%. En effet, en Côte d'Ivoire, du fait de la politique d'immigration, il existe une main d'œuvre importante pour le secteur agricole. Du fait de l'abondance de cette main d'œuvre elle n'est pas valorisée. Ainsi, les paysans réussissent facilement à louer une main d'œuvre. Ce résultat reste vrai au regard de la théorie économique qui stipule que la demande d'un facteur et son prix varient en sens inverse. Bhattacharyya et Kumbhakar (1997) et Zahonogo (2012) ont trouvé des résultats similaires respectivement dans le cas de l'Inde et du Burkina Faso.

Cependant, on note une distorsion sur le marché des fertilisants. Les exploitations subissent un désavantage dans l'utilisation de ce facteur. Le prix effectif payé est élevé au dessus du prix de marché de 10%. L'existence des coûts de transaction pourrait être à la base. Une politique d'intégration des marchés et de réduction des coûts de transaction permettrait aux producteurs d'optimiser leur demande de facteur tout en améliorant leur productivité.

Mesure de la perte de production

Selon les résultats du tableau 3, l'imperfection du marché des facteurs occasionne 45% de perte de production dans le secteur rizicole en Côte d'Ivoire. L'existence des prix fictifs compte tenu des dysfonctionnements de marchés a un impact important sur le niveau de la production. Comparativement à la situation de l'Inde (11,7%), la perte est plus importante en Côte d'Ivoire. Les différences pourraient être liées aux sources des distorsions, leurs ampleurs et le fait que les conditions de production ne sont pas identiques. De plus, pour le cas de la Côte d'Ivoire, certaines variables n'ont pas été prises en compte dans l'estimation du modèle même si elles restent importantes dans la production. Après la crise politique, le pays s'est engagé dans une politique de relance économique, celle-ci devra passer par une correction des problèmes d'imperfection de marchés afin résoudre les contraintes budgétaires et les autres formes de contraintes indirectes auxquelles les paysans vont face.

CONCLUSION

Cette recherche met en exergue deux catégories de contraintes majeurs dans la production rizicole en Côte d'Ivoire: les contraintes directes notamment la contrainte budgétaire et les contraintes indirectes liées à des politiques agricoles inefficaces. Vu que la fonction de coût et celle du profit ne peuvent pas capter à la fois ces deux contraintes, la présente recherche se base sur une fonction de production indirecte généralisée pour analyser les effets des distorsions sur la production du paddy en Côte d'Ivoire. Cette démarche permet de mettre en exergue l'existence des prix fictifs et des coûts fictifs. Sur un échantillon aléatoire de 193 producteurs de riz dans 3 grandes régions (Bouaké, Korogho, Gagnoa), l'étude révèle que les politiques agricoles actuelles ainsi que l'imperfection du marché des inputs conduit à des pertes production qui s'élève à 45%. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Bhattacharyya et Kumbhakar, (1997) dans le cas de l'Inde, et Zahonogo (2012) dans le cas du Burkina Faso.

Même si cette étude ne prend pas en compte les conditions climatiques et les caractéristiques socio-économiques et techniques sur la production, les résultats peuvent faire l'objet de recommandations aux regards de la pertinence de la démarche d'ensemble. Ainsi, il serait intéressant

Tableaux 3: estimation des indices de distorsion et de la perte de production

Indice de distorsion relative	Indices	Écart type
Travail salarié (ID_p)	0,99 (**)	0,00
Distorsion dans l'utilisation des inputs		
Travail salarié	0,18 (**)	0,011
Fertilisant	-0,10 (**)	0,023
Perte de production	0,45 (**)	0,006

(*) Significative au seuil de 10%, (**) significative au seuil de 5%.
Source: Calcul de l'auteur à partir des données de AfricaRice

pour la Côte d'Ivoire qui s'est engagée dans une politique de relance de l'activité économique de faciliter l'accès des producteurs aux facteurs de production en général à et aux crédits en particulier. Cela pourrait se faire par une réduction des coûts de transaction et une promotion des institutions de crédit de proximité uniquement tournées vers le développement rurale. Lesdites institutions devraient rendre flexible leurs garanties formelles et réduire leurs taux d'intérêt. De telles politiques permettraient de régler les contraintes budgétaires et les autres contraintes indirectes auxquelles les paysans sont confrontés.

L'une des limites de cette étude est liée au fait qu'elle ne permet pas de déterminer l'effet net par distorsion. De plus, dans contexte de modèle de ménage agricole où les décisions de production et de consommation se confondent parfois, il serait intéressant pour des recherches futures de développer un modèle permettant d'analyser les effets de distorsions sur les décisions de consommation.

BIBLIOGRAPHIE

- Abedulah, S., Khalid, M. (2007). Analysis of Technical efficiency of rice Production in Punjab (Pakistan): Implication for future investment strategies. *Pakistan economic and social review*, 231-244.
- Alasdair, S. (1997). Shadow Price Calculation in Distorted Economies. *The Scandinavian Journal of Economics*, 287-302.
- Araujo, B., Chambas, G. (2001). Le paradoxe de la fiscalité agricole en Afrique sub-saharienne. *Revue de Tiers Monde*, 773-788.
- Argarwala, R. (1983). Distorsions and shadow price. *American Journal of economics*, 175-186.
- BAD (2010). Note sur l'expérience de la banque Africaine de Développement sur le crédit agricole et la micro-finance. Banque Africaine de développement (BAD).
- Banerjee, A., Newman, P. (2003). Agricultural Price Distorsion in Less Developing Countries. *American Journal of agricultural Economics*. 197-213.
- Battacharyya, A., Kumbhakar, S. (1997). Market Imperfection and output Loss in the Presence of Expenditure Constraint: A Generalized Shadow Price Approach. *American Journal of agricultural Economics*, 860-871.
- Becker, L., Diallo, R. (1996). The Cultural Diffusion of Rice Cropping in Côte d'Ivoire. *Geographical Review*, 505-528.
- Beloumé, T. (1999). Analyse de l'efficacité des systèmes de production du riz au Burkina Faso. Abidjan, Cote d'ivoire: Doctorat de troisième cycle. Université de Cocody.
- Berger, E. P. (2005). Riziculture and industrialization: some controversy in West Africa. *Review of African Political Economy*.
- Bouaffon, K. R. (1995). Production vivrière et réduction de la pauvreté en Cote d'Ivoire. *Revue de Tiers Monde*, 73-78.
- Burell, A., Peerlings, J. H., & Kuwornu, K. M. (2000). 2000. "Selected topics in agricultural price analysis. The Netherlands: Agricultural Economics and Rural Policy Group, Wageningen University.
- Camara, C. (1984). Les cultures vivrières en Côte d'Ivoire. Côte d'Ivoire: Annales de Géographies, 93^e année.
- Diewert, W. (1971). An application of the Shephard Duality Theorem: A generalized Leontief Production Function. *Journal of political Economy*, 481-507.
- Diomandé, K. (1997). Dévaluation et autosuffisance alimentaire: Le cas de la filière riz en Cote d'Ivoire. *Africa spectrum*, 31: 49-69.
- Djato, K. K. (1995). Efficacité économique des systèmes de production du riz dans le nord de la Cote d'Ivoire. Abidjan, Côte d'Ivoire: Doctorat de troisième Cycle, Université de Cocody.
- Falgon, C. (2000). Présentation d'une étude sur les systèmes financiers en Cote d'ivoire. Horus Banque et Finance, France.
- FAO. (2010). Aperçu du développement rizicole en Cote d'Ivoire. Rapport annuel.
- Fargues, P. (2002). Mobilité de travail et croissance d'une économie agricole: la Cote d'Ivoire. *Revue du Tiers Monde*, 195-211.
- Fofana, M. B. (1996). Importance des femmes dans la production du riz en Côte d'Ivoire: Cas de la région de Korhogo. Abidjan, Côte d'Ivoire: Doctorat de troisième Cycle, Université de Cocody.
- Greenplate, J. (2006). The Economic Impacts of NERICA in West Africa: Empirical Evidence from Cote d'ivoire. Paper presented at the 10th ICABR Conference. Ravello, Italy.
- Grimard, F. (2000). Rural Labor Market, Household composition and rainfall in Cote d'Ivoire. *Review of development economics*, 70-86.
- Heltberg, R. (1998). Rural market Imperfection and farm Size-Productivity relationship: evidence from Pakistan. *World Development*, 26: 1807-1826.
- Herdt, B., Bruno, J. (1981). Efficiency of rice plantation in Phillipines: Some simple economics. *Journal of Economic Policy*, 263-29.
- Kaldor, N. (1935). Market Imperfection and excess Capacity. *Economica*, 33-50.
- Kanvaly, M. (1995). L'État et les imperfections de marché. *Review of development economics*, 122-128.
- Khan, K., Zilberman, D. (2009). Rice production controversy in Pakistan: Some Paradoxes Explained. *Economic & Political Weekly*, 1514-17.
- Kouakou, K. (2005). Analyse des systèmes de production rizicole dans le nord de la Côte d'Ivoire. *Études Rurales*, 187-199.
- Kouamé, A., Schellekens, J. (2002). Développement rural et attitude à l'égard de la taille de la famille. *Population*, 57: 293-326.
- Maskimovic, V. (1990). Product Market imperfection and Loan Commitments. *The Journal of Finance*, 45:1641-1653.
- Nguessan, Y. (2010). L'évolution des rendements sur les périmètres de riziculture irriguée en Côte d'Ivoire. Abidjan.
- Kouakou, K. (2001). Crédit agricole et efficacité de la production agricole en Côte d'Ivoire, *Économie Rurale*, 263:92-104.
- Ouattara, Z., Diallo, D. (2011). Analyse de la compétitivité du riz locale en Cote d'Ivoire. Abidjan: Presao, No. 3, Côte d'Ivoire.

- Pégatienan, H. V. (1994). Politiques d'importation du riz en Côte D'ivoire: Quelles alternatives. *Economica*, 43-50.
- Rolf, F., Kimberly, D. Z. (1991). Determining Output Shadow Prices for a cost-constrained Technology. *Journal of Economics*, 143-155.
- Sawadogo, A. (1981). L'agriculture en Côte d'Ivoire. Abidjan, Cote d'Ivoire: Études Rurales, No. 83.
- Schultz, J. (2009). Market imperfection and distorsions. *American Journal of economics*, 125-136.
- Varian, R. (1995). Analyse Microéconomique. Bruxelles: De Boeck.
- Varian, R. H. (1992). Microeconomic Analysis. Norton International Student Edition. 3rd Ed.
- Yabilé, K. R. (1987). Prise en compte de la gestion de la liquidité: Une incitation à la réduction du taux des impayés dans les programmes agricoles en Cote d'Ivoire. Abidjan: *Savings and Development*, 11, No. 4.
- Yapo, J. K. (2009). Les défis de la filière rizicole en Afrique de l'Ouest. *Geographical Review*, 515-523.
- Zahonogo, P. (2012). Imperfections des marchés des inputs et production céréalière au Burkina Faso. Présentation lors de la conférence scientifique à l'Institut de Recherche Empirique en Economie Politique (IREEP), 8 Mars 2013. Cotonou, Bénin: IREEP.