

---

**Région et Développement**

*n° 57-2023*

www.regionetdeveloppement.org

---

## **Allocation de la main-d'œuvre dans les exploitations rizicoles au Sénégal**

**Blaise Waly BASSE\***  
**Amadou Abdoulaye FALL\*\***

---

**Résumé** - Le développement de l'emploi rural peut générer une croissance inclusive. Cependant, il est nécessaire de mieux comprendre le fonctionnement des marchés ruraux et les décisions des ménages en matière d'allocation de la main-d'œuvre. L'article utilise un modèle inspiré de Le (2010) qui tient compte de la simultanéité des décisions de production et de consommation des ménages rizicoles pour analyser le comportement d'allocation de la main-d'œuvre agricole au Sénégal. En utilisant les données de l'enquête JICA/ISRA en 2014, les résultats du test généralisé rejettent l'hypothèse de séparabilité des décisions avec des riziculteurs qui allouent plus de main-d'œuvre dans leurs parcelles au lieu d'aller sur le marché du travail.

---

**Classification JEL**

D13, O13, Q1

**Mots-clés**

Main-d'œuvre  
Marchés ruraux  
Exploitations rizicoles  
Sénégal

---

*Les auteurs remercient les referees anonymes de la revue pour leurs remarques constructives.*

---

\* Université Assane Seck/Ziguinchor, Sénégal ; bwbasse@univ-zig.sn

\*\* Institut Sénégalais de Recherches Agricoles ; aafall22@yahoo.fr

## INTRODUCTION

Le Développement rural est connu comme un instrument pouvant contribuer à la réduction de la pauvreté (Briones, 2013 ; UN, 2021). Ainsi, Barrett et al. (2008) indiquent que les stratégies qui passent par le marché du travail doivent accroître la productivité et la demande de main-d'œuvre afin de permettre aux ménages pauvres d'accroître leurs revenus. Cependant, les taux de salaire et les niveaux d'emplois d'équilibre dépendent du comportement des ménages en matière d'offre et de demande de travail (Barrett et al., 2008). En effet, dans les économies rurales des pays en développement, les coûts de transaction sont généralement élevés occasionnant des marchés manquants ou incomplets pour les produits ou les intrants, y compris le travail et le capital (Taylor et Adelman, 2003). Au Sénégal, l'accès à l'emploi en milieu rural ne concerne que 25,9% de la population active avec un taux de chômage estimé à 29,8% (ANSD, 2022). Le pays a entrepris une dynamique de transformation structurelle de l'économie dans le cadre de son Plan Sénégal Émergent (PSE). L'objectif du PSE (2014) est basé sur une croissance rapide et inclusive soutenant en priorité l'investissement dans les zones urbaines. Par exemple, l'économie rurale n'a reçu que 22,4% du montant total du Programme Triennal d'Investissement 2014-2016 (DP, 2016). La croissance économique, tirée en grande partie par les investissements concentrés dans les zones urbaines, n'a pas réussi à absorber l'afflux de main-d'œuvre rurale et à offrir des emplois décents (ILO, 2019). Cette stratégie est aussi pour une bonne part responsable des conditions d'emplois sur les marchés ruraux du travail et dans l'agriculture qui dispose de peu de compétences, d'une productivité et de rendements faibles et est caractérisée par une grande concentration de la pauvreté. La main-d'œuvre agricole se trouve être piégée dans un état de dégradation et de saturation du foncier (Hathie et Ba, 2015), avec en moyenne une surface cultivée par personne de 0,42 ha (Ba et al., 2009). Cette contrainte n'offre pas la possibilité aux agriculteurs d'augmenter leur offre de travail. Le travail agricole est saisonnier avec des périodes de sous-emploi occasionnant, dans le Fouta, une migration de la main-d'œuvre (Guilmoto et Diouf, 1995). Selon Gaye (2009), les jeunes migrants sénégalais s'engageaient d'abord dans l'exode vers Dakar pour enfin migrer vers l'étranger. Sur la période 2008-2013, 156 676 ont émigré soit 1,2% de la population totale (ANSD, 2013). Le principal motif de départ est essentiellement une migration de travail (73,5%). Les principales destinations sont l'Europe (44,4%) et les pays de l'Afrique Centrale (27,5%). Ainsi, toute politique destinée à lutter contre la pauvreté suppose que les zones rurales soient transformées pour réduire le chômage et le sous-emploi (ILO, 2019). C'est pourquoi une attention accrue s'est portée sur le fonctionnement des marchés ruraux des pays en développement, la faiblesse des taux d'utilisation des intrants et de la productivité (BM, 2008 ; Sadoulet, 2000 ; Dillon et Barrett, 2016). Selon le FIDA (2004), l'amélioration de la situation des ménages ruraux pauvres et leur accès aux différents marchés passera par la gestion des risques, la stabilité des prix et la régularisation des marchés. En effet, les marchés africains, y compris sénégalais, se caractérisent par un éloignement vis-à-vis des grands marchés internationaux, générant parfois des coûts de transports très élevés (Marfraing et Sow, 1999).

Dans le contexte du Sénégal, le manque d'infrastructures, l'accès limité aux actifs agricoles, les difficultés d'accès au crédit, l'impraticabilité des pistes de production à certains moments de la saison font que les producteurs ne sont pas suffisamment intégrés aux marchés et éprouvent d'énormes difficultés pour écouler leur production et accéder aux intrants (SAED/JICA, 2019). Cet environnement défavorable fait que les exploitants ruraux au Sénégal sont techniquement peu efficaces (Ngom et al., 2016). Ainsi, l'État du Sénégal s'est engagé dans la promotion du riz irrigué avec

de lourds investissements en infrastructures hydro-agricoles qui ouvrent des opportunités d'accroissement des productions dans la vallée du fleuve<sup>1</sup>. Au-delà des investissements de base, les besoins de financement du secteur sont de nature complexe et diversifiée. Selon Diagne et Zeller (2001), les difficultés d'accès au crédit du secteur agricole ont des répercussions négatives sur l'adoption de nouvelles technologies, la productivité et, en retour, sur la nutrition, la santé, et le bien-être des ménages. Ces contraintes limitent non seulement les investissements dans les petites exploitations agricoles et la croissance de la productivité (Carter et Olinto, 2003), mais conduisent à une mauvaise allocation des ressources (Eswaran et Kotwal, 1986). Ainsi, les mesures de politiques économiques visant à impulser le développement rural et la lutte contre la pauvreté doivent prendre en compte les stratégies compensatoires des ménages dans le cas où les marchés sont imparfaits. Les défaillances des marchés conduisent à la non séparabilité (Le, 2010) et incitent les ménages à élaborer des stratégies (Vakis et al., 2004) où leurs comportements en matière de production (allocation de la main-d'œuvre, superficie, types de cultures, etc.) peuvent être liés à leurs décisions de consommation (préférences, composition de la main-d'œuvre, etc.). Cette interdépendance entre les décisions de production et de consommation a des implications directes sur les politiques agricoles (Tekgüc, 2012). En effet, dans une situation d'imperfection des marchés, la productivité marginale des intrants n'est plus uniquement égale aux caractéristiques et aux prix des parcelles (Arcand et d'Hombres, 2011). Dans ce contexte, il est important d'établir un modèle empirique permettant de mieux comprendre le comportement des ménages et préconiser des politiques adéquates pour le développement agricole. Cette analyse du comportement des ménages permettra d'identifier la stratégie d'allocation de la main-d'œuvre des riziculteurs dans les exploitations.

L'article est organisé comme suit : la section 1 présente l'allocation de la main-d'œuvre agricole, la section 2 expose la méthodologie basée sur le test de Le (2010), la section 3 analyse les résultats.

### 1. L'ALLOCATION DE LA MAIN-D'ŒUVRE AGRICOLE

Quand les marchés fonctionnent parfaitement, la demande des facteurs sur une exploitation est indépendante des caractéristiques du ménage (Singh et al., 1986) : le ménage adopte le comportement d'une firme et maximise son profit puis l'intègre dans sa fonction de consommation pour maximiser son utilité. Cependant, quand les marchés sont défaillants les décisions de production sont non-séparables des décisions de consommation. Cela signifie que les variables qui affectent les comportements de consommation (richesse, dotation en main-d'œuvre familiale, prix des biens de consommation, caractéristiques du ménage) affectent aussi les comportements de production (choix de la main-d'œuvre, production des inputs et des outputs, etc.). Ainsi, les impacts microéconomiques des politiques agricoles (hausse du prix, subvention des intrants, transfert de revenus, etc.) dépendront de la nature des marchés et des comportements des exploitants en matière d'allocation. Une hausse du prix d'un produit de base peut ne pas entraîner une augmentation du surplus commercialisé (Kuroda et Yotouplos, 1978 ; cité par Taylor et Adelman, 2003).

---

<sup>1</sup> L'exemple du Projet d'Amélioration de la Productivité du Riz dans les Aménagements Hydro-Agricoles de la Vallée du Fleuve Sénégal (PAPRIZ), un projet financé par le gouvernement du Sénégal en coopération avec la JICA, dont l'objectif est d'appuyer techniquement tous les maillons de la chaîne de valeur depuis les aménagements rizicoles jusqu'à la commercialisation en passant par la production et la transformation, ceci afin d'améliorer la productivité et la rentabilité de la riziculture dans la Vallée du Fleuve Sénégal.

Aussi, les programmes d'aide et de transferts monétaires peuvent entraîner une déviation de la productivité marginale du travail par rapport au salaire du marché et augmenter le temps de loisirs des ménages (Barrett et al., 2008).

C'est pourquoi plusieurs auteurs analysent l'allocation de la main-d'œuvre agricole à partir des décisions de production et de consommation des ménages ruraux (Singh *et al.*, 1986 ; Lopez, 1984 ; Benjamin, 1992 ; Jacoby, 1993). En Chine Bowlus et Sicular (2003) rejettent l'hypothèse de séparabilité et montrent qu'une augmentation de la taille du ménage de 10% entraîne un accroissement de l'utilisation de la main-d'œuvre de 5% dans les exploitations. En Israël, Kimhi et Rapaport (2004) examinent la répartition du temps de travail entre les activités agricoles et non agricoles en mettant l'accent sur la composition du ménage et la structure productive de l'exploitation. Ces auteurs trouvent que l'offre maximale de travail agricole se produit à l'âge de 47 ans et que les femmes fournissent moins de travail dans les activités agricoles et non agricoles que les hommes. Dans le même ordre d'idées, Wang et al. (2007) analysent la demande et l'offre de main-d'œuvre des ménages ruraux chinois sous l'hypothèse de non séparabilité en identifiant deux types de ménages : les ménages qui embauchent de la main-d'œuvre agricole et les ménages qui embauchent et offrent de la main-d'œuvre. Les résultats révèlent que les écarts de revenus entre le travail agricole et non agricole motivent davantage la migration hors exploitation ou la réduction du temps de loisir. Barret et al. (2008) en Côte d'Ivoire trouvent qu'une augmentation de 1% de la productivité marginale du travail entraîne une diminution de l'offre de travail de 0,19%. Liang et al. (2013) montrent qu'en Chine la séparabilité ne tient plus pour les ménages qui ont des dotations en actifs faibles. Cependant, ils trouvent que le capital humain, social et les autres actifs financiers expliquent significativement l'allocation de la main-d'œuvre agricole vers des activités hors exploitation.

Il existe une large littérature sur la modélisation des comportements de production et de consommation des ménages ruraux afin de mieux comprendre l'allocation du temps de travail.

Une première catégorie de tests consiste à supposer un comportement homogène de la part des ménages face aux défaillances des marchés. En considérant une approche de forme réduite, Benjamin (1992) et Bowlus et Sicular (2003) montrent que les comportements de production et de consommation des ménages respectivement à Java et en Chine sont séparables. Ce même test réalisé par Lopez (1984) avec des données canadiennes et Grimard (2000) pour la Côte d'Ivoire acceptent l'interdépendance des comportements de production et de consommation. En retenant la forme structurelle du test précédent, Jacoby (1993) pour le Pérou et Skoufias (1994) pour l'Inde estiment le salaire fictif à partir de l'estimation d'une fonction de production. Ces auteurs comparent le salaire fictif au salaire du marché et rejettent la séparabilité des décisions. Cependant, ces tests ne spécifient pas un marché<sup>2</sup> et supposent que les ménages réagissent de façon identique aux défaillances des différents marchés (Vakis et al., 2004).

Pour prendre en compte l'hétérogénéité des comportements, Feder et al. (1990) répartissent les ménages ruraux chinois en introduisant une contrainte de crédit. Selon ces auteurs, cette contrainte a des conséquences importantes car elle détermine la relation qui peut exister entre les décisions de production et de consommation. Les résultats issus de la forme réduite révèlent que les décisions de production sont affectées par la liquidité disponible en début de campagne uniquement pour les ménages contraints. Selon Araujo et al. (1999), la non séparabilité implique que la

---

<sup>2</sup> Un échec sur un marché conduira à un comportement inséparable (Vakis et al., 2004).

productivité marginale des facteurs n'est pas égalisée ce qui entraîne une perte d'efficacité par rapport à l'optimum de premier rang. Ces auteurs poursuivent leur analyse et montrent que l'estimation d'une fonction de production agricole au niveau des parcelles incorporant comme variable explicative le capital humain du ménage fait systématiquement survenir une influence négative de ce dernier sur la production agricole du ménage. Ainsi, les auteurs proposent une nouvelle approche basée sur l'estimation d'une régression alternative. Leurs conclusions révèlent que les tests traditionnels de restriction d'exclusion basée sur tout un échantillon souffrent de ce que l'on appelle le biais d'agrégation. Ces auteurs trouvent que l'impact du capital humain du chef de ménage sur la demande de main-d'œuvre féminine diffère selon que l'on est dans le cas séparable ou non-séparable. Ce biais d'agrégation pourrait être éventuellement responsable des résultats surprenants sur des données africaines, où l'on trouve parfois un impact négatif du capital humain sur la productivité agricole ou la demande de main-d'œuvre.

Carter et Olinto (2003) utilisent l'approche structurelle et estiment une fonction d'offre et de demande de crédit pour répartir les ménages ruraux du Paraguay en régimes contraint et non contraint. Ces auteurs reconnaissent l'hétérogénéité qui existe entre les ménages contraints et non contraints, les problèmes de biais de sélection et de changement de régime non observé. Les résultats de l'estimation en deux étapes pour les ménages non contraints montrent que le passage d'un hectare de terre de la catégorie non sécurisée à la catégorie sécurisée augmente l'investissement de 134\$ à 187\$, alors que pour les ménages contraints le capital varie entre 73\$ et 254\$. Ce résultat indique que la sécurité foncière augmente le capital attaché aux exploitations agricoles, elle libère l'investissement et accroît la production agricole (Carter et Olinto, 2003). Dans la même dynamique, Vakis et al. (2004) estiment la probabilité qu'un ménage agricole se trouve dans l'échantillon non séparable. En considérant le marché du travail pour étudier les décisions de production, ces auteurs révèlent que les ménages agricoles péruviens qui sont autochtones et jeunes, ayant un niveau d'éducation faible avec un manque d'emploi local sont plus susceptibles d'être contraints sur le marché du travail. Leurs résultats révèlent que le jeune âge, les différences de compétences, l'appartenance ethnique ainsi que le manque d'opportunités régionales sont des contraintes qui influencent la libre participation au marché. Sadoulet et al. (1998) pour le Mexique, Carter et Yao (2002) pour la Chine et Dutilly-Diane et al. (2004) pour le Burkina-Faso utilisent la non-participation à un marché donné pour en déduire la séparabilité. Cependant, les tests qui intègrent l'hétérogénéité en répartissant les ménages sur la probabilité d'être contraint sur un marché peuvent masquer un comportement non séparable en raison des contraintes sur ce marché (Vakis et al., 2004). Afin de prendre en compte cette limite, Lambert et Magnac (1994) pour la Côte d'Ivoire et Battacharyya et Kumbhakar (1997) pour le Bengale testent la séparabilité en utilisant une forme structurelle et effectuent une répartition inconnue des échantillons pour tenir compte de l'hétérogénéité. Sans spécifier la défaillance sur un marché donné, ces auteurs estiment une fonction de production pour déterminer la productivité marginale du salaire fictif. En comparant ce salaire fictif au salaire du marché, Lambert et Magnac rejettent la séparabilité pour 90% des hommes et 50% seulement pour les femmes.

En Afghanistan, Ahmadzai (2018) rejette l'hypothèse de séparabilité relative à l'offre et à la demande de travail. Ce résultat révèle que la demande de main-d'œuvre est fortement influencée par la dotation en main-d'œuvre des ménages prouvant l'existence de défaillances potentielles sur plusieurs marchés. En examinant la participation sur le marché des intrants, les résultats indiquent que les technologies de l'information et de la communication et les actifs en matière de transport ont une influence positive sur l'utilisation des intrants.

Le (2010) combine les tests de Benjamin (1992) et de Jacoby (1993) pour tester la séparabilité. Benjamin gère le problème de simultanée en estimant une fonction de demande de main-d'œuvre agricole alors que Jacoby élimine le problème d'endogénéité en estimant une fonction de production. Cependant, selon Le (2010) les difficultés pour la réalisation de ces tests reposent sur l'exigence en information sur l'ensemble des intrants et l'utilisation de bons instruments. Aussi, ces tests utilisent une seule relation (décisions de production et préférences des ménages ou salaire fictif et salaire du marché) ; ce qui implique une perte d'information pour tester la séparabilité. Selon Le (2010) les résultats des tests de Benjamin et Jacoby peuvent être contradictoires. En effet, pour une étude empirique et avec une seule base de données, le test de Benjamin peut rejeter l'hypothèse de séparabilité alors que le test de Jacoby peut l'accepter. A l'issue de cette synthèse de la littérature, il nous paraît pertinent d'analyser l'allocation de la main-d'œuvre agricole au Sénégal en utilisant le test généralisé de Le (2010).

## 2. MÉTHODOLOGIE

Nous utilisons le modèle de Le (2010) afin de tester la relation qui peut exister entre les décisions de production et de consommation des riziculteurs et ainsi mieux comprendre l'offre de main-d'œuvre agricole. Ce modèle combine les tests de séparabilité de Benjamin (1992) et de Jacoby (1993). Benjamin (1992) utilise la demande de main-d'œuvre familiale pour estimer le salaire fictif en utilisant une fonction linéaire de type  $\log(w^*) = \log(w) + \alpha A$  où  $w^*$  est le salaire fictif ou le coût d'opportunité,  $w$  le salaire du marché et  $A$  représente les préférences incluant les caractéristiques des ménages (taille, âge, genre, etc.). Dans l'approche de Benjamin, c'est la relation entre la demande de travail ( $L$ ) et les préférences ( $A$ ) qui est considérée où  $\alpha = 0$  implique la séparabilité et  $\alpha \neq 0$  désigne la non-séparabilité. Quant à Jacoby (1993), il estime une fonction de production et détermine la productivité marginale du travail (PML) qui selon lui est identique au salaire fictif. Il propose le test suivant :  $\log(w^*) = \beta \log(w)$ , pour déterminer ensuite la relation entre  $w^*$  et  $w$ . Ainsi, lorsque  $\beta = 1$  il y a séparabilité et si  $\beta \neq 1$  il n'y a pas de séparabilité.

Le (2010) estime le salaire fictif dans une fonction plus flexible en identifiant  $w^*$  comme étant la productivité marginale du travail sans estimer une fonction de production. Il commence par une fonction de production semi paramétrique :

$$\bar{Q} = L^{\lambda L} f(z, F, \sigma) \quad (1)$$

où  $\bar{Q}$  est la moyenne de la production agricole  $Q$ ,  $L$  est la main-d'œuvre agricole,  $z$  et  $F$  représentent les intrants variables et fixes respectivement, et  $\sigma$  le facteur inobservé. Le (2010) suppose que la main-d'œuvre louée est incluse dans  $z$  et qu'il n'y a pas de substitution entre la main-d'œuvre louée et la main-d'œuvre familiale. Cette hypothèse est retenue ici car l'article met l'accent sur les petites exploitations<sup>3</sup> qui ne nécessitent pas des coûts de supervision pour contrôler le niveau d'effort fourni par la main-d'œuvre. Cependant, Barrett et al. (2008) considèrent que les deux types de main-d'œuvre peuvent être des substituts imparfaits. Bien qu'il n'existe pas d'hypothèse de forme fonctionnelle pour  $f()$ , l'intrant main-d'œuvre doit avoir une forme de type Cobb-Douglas  $L^{\lambda L}$ . Ici, le paramètre de main-d'œuvre  $\lambda L = e^{\lambda K + \xi}$  est supposé être une fonction exponentielle de variables observables  $K$ . Nous considérons aussi différentes zones ( $R$ ) et d'autres produits agricoles ( $O$ ). Dans ce cas :

$$\lambda L = e^{\lambda_0 + \lambda_1 R + \lambda_2 O + \xi} \quad (2)$$

<sup>3</sup> Superficie moyenne par exploitant de 0,5 à 1 ha en 2015 selon la SAED (2019).

où  $\xi$  est une variable aléatoire inobservée.

A partir de la fonction de production ci-dessus, la production réelle ( $Q$ ) est égale à  $Q = \bar{Q}e^\varepsilon$ , où  $\bar{Q}$  est la moyenne  $Q$  et  $\varepsilon$  est un terme d'erreur qui suit une distribution normale avec  $E(e^\varepsilon) = 1$ . La productivité marginale des riziculteurs est obtenue à partir de la production attendue ( $Q$ ). Ainsi :

$$PML = \frac{p \partial E(Q)}{\partial L} = \frac{p \partial \bar{Q}}{\partial L} = \frac{\lambda_L p Q e^{-\varepsilon}}{L} \quad (3)$$

En introduisant le logarithme dans les deux parties et en remplaçant la productivité marginale par le salaire fictif  $w^*$ , on obtient alors :

$$\log\left(\frac{pQ}{L}\right) = -\log(\lambda_L) + \log(w^*) + \varepsilon \quad (4)$$

L'équation (4) est considérée comme étant le test de séparabilité modifié de Le (2010). En substituant le salaire fictif de Benjamin  $\log(w^*) = \log(w) + \alpha A$  dans l'équation (4) on obtient alors :

$$\log\left(\frac{pQ}{wL}\right) = -\log(\lambda_L) + \alpha A + \varepsilon \quad (5)$$

Remplaçons  $\log(w^*)$  avec  $\beta \log(w)$  de Jacoby dans l'équation (4). On a :

$$\log\left(\frac{pQ}{L}\right) = -\log(\lambda_L) + \beta \log(w) + \varepsilon \quad (6)$$

Le (2010) combine ces deux spécifications du salaire fictif en une seule équation  $\log(w^*) = \beta \log(w) + \alpha A$  puis l'insère dans l'équation (4) pour obtenir :

$$\log\left(\frac{pQ}{L}\right) = -\log(\lambda_L) + \beta \log(w) + \alpha A + \varepsilon \quad (7)$$

Dans cette équation (7), on teste les hypothèses  $\beta = 1$  et  $\alpha = 0$ .

Le (2010) considère que la variabilité de la productivité du travail, où  $\log(\lambda_L)$  est une fonction des différentes zones ( $R$ ) et des autres cultures produites ( $O$ ). Dans la même dynamique que Le (2010), une variable régionale binaire est utilisée ainsi qu'une variable binaire pour les autres cultures. En plus, cette recherche tient compte de l'effet du développement du marché du travail non agricole sur l'utilisation de la main-d'œuvre de chaque ménage. Par conséquent, les variables nominales de l'emploi sont ajoutées à la variabilité de la productivité du travail  $\log(\lambda_L)$ . Le modèle de régression pour tester la séparabilité devient ainsi :

$$\log\left(\frac{pQ}{L}\right) = -\lambda_0 - \lambda_1 R - \lambda_2 O - \lambda_3 E + \beta \log(w) + \alpha A + \tau \quad (8)$$

Nous testons donc les hypothèses  $\beta = 1$  et  $\alpha = 0$  où  $\tau = \xi + \varepsilon$ .

### 3. DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

La Vallée du fleuve Sénégal (VFS) s'étend sur une superficie de 44 127 km<sup>2</sup> soit environ 22,3 % du territoire national et couvre les régions administratives de Saint-Louis, de Matam et le département de Bakel. Ainsi, la vallée occupe la position la plus septentrionale du Sénégal et couvre une bande de 10 à 15 km. Elle se situe entre la latitude 13° et 16° Nord, et est caractérisée par un climat de type tropical sec avec

l'alternance de deux saisons : une saison sèche de novembre à juin et une saison pluvieuse de juillet à octobre. Du fait de la proximité avec le fleuve Sénégal, des cultures irriguées et de décrue (maraîchage et riziculture) y sont pratiquées, ainsi que des cultures industrielles (cane à sucre et tomate). La VFS est composée par un ensemble de plaines alluviales et de hautes terres sableuses sur la rive gauche du fleuve, de Bakel à l'embouchure. Cet ensemble se décompose en deux sous-zones agro écologiques que sont le Walo (partie inondable) et le Diéri (partie non inondable). Au niveau des départements de Dagana et de Podor, qui constituent la zone d'étude, la superficie aménagée pour la culture du riz était estimée à 66 440 ha en 2015 (SAED, 2019).

Les données utilisées dans cette recherche sont issues d'une enquête réalisée auprès des riziculteurs de la vallée du fleuve Sénégal par l'Institut Sénégalais de Recherches Agricoles (ISRA) et l'Agence Japonaise pour la Coopération Internationale (JICA en anglais) en 2014. Elle concerne les départements de Podor et de Dagana principalement dominés par un système de riziculture irriguée. Un échantillonnage à deux étapes a été retenu. D'abord les organisations paysannes (OP) ont été considérées et ensuite dans chaque OP des riziculteurs ont été tirés au hasard. Dans le département de Dagana, sur les 1194 OP, 77 ont été tirées au sort alors que dans la zone de Podor 43 OP ont été retenues parmi les 484, soit un total de 120 OP tirées au hasard. Ensuite, en fonction de la taille de l'OP, 5 à 10 riziculteurs ont été tirés de façon aléatoire. Les ménages avec quelques données manquantes ont été supprimés, soit un total de 766 ménages qui ont été utilisés pour l'analyse de l'allocation de la main-d'œuvre dans un contexte de non séparabilité.

**Tableau 1. Statistiques descriptives**

Variables	Description	Unité	Moyenne	Écart-type
pQ	Valeur de la production agricole	F CFA	950960,7	1613820
L	Main-d'œuvre agricole pour les deux saisons	Homme jour/an	44,48	45,98
W	Salaire du marché	F CFA/jour	595,83	2069,22
Taille du ménage	Personne	Personne	10,88	5,77
Nombre d'adultes hommes	Personne	Personne	3,21	2,11
Nombre d'adultes femmes	Personne	Personne	3,15	2,10
Nombre d'enfants de moins 15 ans	Personne	Personne	2,38	1,48

*Source: calcul de l'auteur à partir de JICA/ISRA (2014).*

Toutes les variables qui ont été utilisées sont disponibles dans la base et sont présentées dans le tableau 1. La valeur de la production agricole du ménage ( $pQ$ ) est la somme agrégée de tous les produits agricoles cultivés dans l'année :  $pQ = \sum p_k q_k$  (ou  $k$  désigne la culture produite). Cependant, son écart-type élevé (1 613 820) indique



une hétérogénéité des riziculteurs qui n'a pas été prise en compte (une analyse en termes de classe pour plus d'homogénéité) et peut constituer une limite de notre travail. La main-d'œuvre agricole ( $L$ ) représente le nombre d'heures annuelles de toutes les personnes ayant travaillé sur la parcelle. Cette variable est calculée à partir des données de l'enquête pour les deux saisons (saisons sèche et hivernage). Le salaire du marché ( $w$ ) représente le revenu annuel du ménage gagné sur le marché divisé par le nombre d'heures travaillées. Enfin, les préférences des ménages représentées par ( $A$ ) incluent le nombre d'enfants de moins de 15 ans, le nombre d'hommes, le nombre de femmes.

#### 4. RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

Les résultats du test généralisé de Le (2010) sont présentés dans le tableau 2. L'hypothèse de séparabilité a été testée en utilisant les méthodes des moindres carrés ordinaires (MCO) et des déviations absolues (MDA).

La colonne 1 présente les résultats de la régression linéaire de l'équation (8). Le coefficient estimé de  $\log(w)$  est significativement différent de 1 et celui du nombre d'adultes hommes est significatif. Pour prendre en compte le problème d'hétérogénéité de la productivité de la main-d'œuvre des riziculteurs, certaines zones géographiques ainsi que les autres types de produits cultivés ont été ajoutés à travers le paramètre  $\lambda_L$ . Parmi les 5 zones qui ont été introduites (Gaya, Dagana, Guédé, Bokhol et Boundoum) seuls les coefficients des zones de Bokhol et de Boundoum sont significatifs reflétant les différences qui existent entre elles. Les colonnes 2 et 3 présentent les résultats de l'estimation des moindres déviations absolues en utilisant respectivement la méthode par défaut et le bootstrap<sup>4</sup>. Au niveau des deux méthodes, le coefficient de  $\log(w)$  est significativement inférieur à 1. Globalement, les résultats sont similaires à ceux de l'estimation par les MCO. Cependant, une différence est notée entre les coefficients de la méthode MCO et l'estimation par les moindres déviations absolues. En regardant les différentes méthodes d'estimation, le test F de Fisher rejette l'hypothèse de séparabilité qui indique que tous les coefficients des préférences des riziculteurs sont nuls. Ces résultats impliquent que les décisions de production et de consommation des riziculteurs de la VFS ne peuvent pas être étudiées séparément. Leurs décisions de production se trouvent être liées à leurs préférences et à leurs dotations. Cette séparabilité a été également rejetée en Éthiopie par Müller (2014) qui montre que le marché du travail connaît un développement très limité dans les zones rurales.

Après avoir rejeté l'hypothèse de séparabilité, l'analyse de l'allocation de la main-d'œuvre dans la VFS peut être effectuée. Le coefficient positif du nombre d'adultes hommes indique que lorsque la taille du ménage augmente (parce qu'il y a plus d'adultes ou plus d'enfants), les agriculteurs travailleront davantage dans leur exploitation pour pouvoir subvenir aux besoins devenus plus importants du ménage (Le, 2010). Ce résultat peut être expliqué par une contrainte sur le marché du travail qui oblige les riziculteurs à allouer plus de main-d'œuvre dans leurs parcelles au lieu d'aller sur le marché du travail. Le manque de formation et le faible niveau d'éducation peuvent aussi avoir un effet négatif sur le travail hors exploitation (Kimhi et

<sup>4</sup> Les moindres déviations absolues sont moins sensibles que les moindres carrés ordinaires en présence de données aberrantes (Foss et al., 2001).

Rapport, 2004) et piègent la main-d'œuvre dans les parcelles rizicoles (Taylor et Adelman, 2003). On peut en déduire que les politiques agricoles axées sur le marché, par exemple les subventions de prix et les taxes, peuvent avoir un impact limité sur les décisions de production (IPAR, 2015 ; Ricome et al., 2020). Ce résultat sur l'allocation de la main-d'œuvre révèle le caractère imparfait du marché du travail rural dans la zone étudiée.

**Tableau 2. Résultats du test généralisé de Le**

Variables	OLS	LAD QR-50	LAD BSQR-50
Log (wage)	-0,946*** (0,042)	-0,939*** (0,046)	-0,939*** (0,046)
Nombre d'adultes hommes	0,143*** (0,041)	0,101** (0,046)	0,101** (0,046)
Nombre d'adultes femmes	0,018 (0,023)	-0,033 (0,035)	-0,033 (0,035)
Nombre d'enfants	-0,006 (0,051)	-0,016 (0,057)	-0,016 (0,057)
Autres types de cultures	-1,583*** (0,226)	-3,236*** (0,250)	-3,236*** (0,250)
Zone de Gaya	0,278 (0,305)	-0,481 (0,337)	-0,481 (0,337)
Zone de Guédé	0,561 (0,466)	0,135 (0,515)	0,135 (0,515)
Zone de Dagana	-0,780 (1,190)	-0,375 (1,316)	-0,375 (1,316)
Zone de Bokhol	-0,794*** (0,300)	-0,639*** (0,332)	-0,639*** (0,332)
Zone de Boundoum	-0,756** (0,342)	-0,941** (0,378)	-0,941** (0,378)
Travail non agricole public	-0,145 (0,189)	-0,017 (0,209)	-0,017 (0,209)
Travail non agricole privé	0,226 (0,156)	0,158 (0,172)	0,158 (0,172)
Constante	11,697 (0,328)***	12,352 (0,362)***	12,352 (0,362)***
F-test : coefficient log (w) = 1 et les préférences = 0 (df=4)	855,17	670,56	434,29

*N=766. Les écarts-types sont entre parenthèses \*, \*\*, \*\*\* significativité respectivement au seuil de 10%, 5% et 1%.*

*Source : Auteur à partir de JICA (2014).*

## CONCLUSION

Cette recherche examine la relation qui existe entre les décisions de production et de consommation pour pouvoir analyser le comportement d'allocation de la main-d'œuvre des riziculteurs dans les exploitations. Les résultats du test généralisé de Le (2010) révèlent que les comportements de production sont liés aux décisions de con-

sommation. Le coefficient positif de la variable nombre d'hommes indique une concentration de la main-d'œuvre dans les exploitations pour subvenir aux besoins de la famille. Ce résultat peut être dû à un développement limité du marché rural qui n'offre pas des emplois de qualité aux riziculteurs. Ceci montre que les marchés sénégalais ne sont pas suffisamment organisés et par conséquent les politiques agricoles (subvention des prix ou des taxes) purement axées sur le marché peuvent être limitées et avoir quelques fois des effets pervers. Dans ce contexte de non séparabilité, ces politiques doivent être complétées par des actions affectant directement les décisions des ménages telles que le transfert de technologie, la formation, etc.

### REFERENCES

- Ahmadzai H.**, 2018, Factor market participation and tests for separability in Afghanistan, Discussion Papers 2018-10, University of Nottingham, CREDIT.
- Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD)**, 2013, Recensement général de la population et de l'habitat, de l'agriculture et de l'élevage, Rapport définitif, 418 p.
- Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD)**, 2022, Enquête nationale sur l'emploi au Sénégal. Quatrième trimestre 2021, 6 p.
- Araujo A., Bonjean C.A., Arcand J.L.**, 1999, Capital humain, productivité Agricole, et travail féminin : variables latentes et séparabilité dans les modèles de ménage, Working papers, 12, CERDI.
- Arcand J. L., d'Hombres B.**, 2011, Testing for separation in agricultural household models and unobservable household-specific effects. Halshs00557188.
- Ba O., Diagana B., Dièye P.N., Hathie I.**, 2009, Changements structurels des économies rurales dans la mondialisation. Programme Ruralstruct- phase II. Dakar: IPAR-Asprodeb, 168 p.
- Banque Mondiale (BM)**, 2008, Rapport sur le développement dans le monde 2008 : l'Agriculture au service du développement, 394 p.
- Bardhan P., Udry C.**, 1999, Development microeconomics, Oxford University Press.
- Barrett C.B., Sherlund S.M., Adesinac A.A.**, 2008, Shadow wages, allocative inefficiency, and labor supply in smallholder agriculture, *Agricultural Economics*, 38, 21-34.
- Bhattacharyya A., Kumbhakar S.C.**, 1997, Market Imperfections and output loss in the presence of expenditure constraint: a generalized shadow price approach, *American Journal of Agricultural Economics, Agricultural and Applied Economics Association*, 79, 3, 860-871.
- Benjamin D.**, 1992, Household composition, Labor Markets and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models, *Econometrica*, 60, 2, 287-322.
- Bowlus A., Sicular T.**, 2003, Moving toward markets? Labor allocation in Rural China, *Journal of Development Economics*, 71, 2, 561-583.
- Briones R.M.**, 2013, Agriculture, Rural Employment, and Inclusive Growth, PIDS Discussion Paper Series, No. 2013-39, Philippine Institute for Development Studies (PIDS), Makati City.
- Carter M., Olinto P.**, 2000, Getting institutions right for whom: credit constraints and the impact of property right on the quantity and composition of investment, Wisconsin-Madison Agricultural and Applied Economics Staff Papers.
- Carter M., Yao Y.**, 2002, Local versus global separability in agricultural household models: the factor price equalization effects of land transfer rights, *American Journal of Agricultural Economics*, 84, 3, 702-15.
- Diagne A., Zeller, M.**, 2001, Acces to credit and its impact on welfare in Malawi, Research Report 116, IFPRI.
- Dillon B., Barrett C.B.**, 2019, Agricultural factor markets in Sub-Saharan Africa: an updated view with formal tests for market failure, *Food Policy*, 67, 64-77.
- Direction de la Planification (DP)**, 2016, Analyse régionale du Programme Triennal d'Investissements Publics (PTIP) 2014-2016, 61 p.

- Dutilly-Diane C., Sadoulet E., de Janvry A.**, 2004, Household behavior under market failures : how improved natural resource management in agriculture promotes the livestock economy in the Sahel, *Journal of African Economies*, 12, 3, 343-370.
- Eswaran M., Kotwal A.**, 1986. Access to capital and agrarian production organization, *The Economic Journal*, 96, 382, 482-498.
- Feder G., Lau L.J., Lin J.Y., Luo X.**, 1990, The relationship between credit and productivity in Chinese agriculture : a microeconomic model of disequilibrium, *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 4, 1151-1157.
- Fond International de Développement Agricole (FIDA)**, 2004, Œuvrer pour que les ruraux pauvres se libèrent de la pauvreté, Rapport annuel, 66 p.
- Foss T., Myrtveit I., Stensrud E.**, 2001, A comparaison of LAD and OLS regression for effort prediction of software projects, Of software projects, proc. 12th European software control and metric conference (ESCOM 2001), Shaker Publishing BV, The Netherlands.
- Grimard F.**, 2000, Rural labor markets, household composition, and rainfall in Côte d'Ivoire, *Review of development Economics*, 4, 1, 70-86.
- Guilmoto C.Z., Diouf P.D.**, 1995, Irrigation et économie domestique dans la moyenne vallée du Sénégal, ORSTOM, Paris.
- Hathie I., Ba C.O.**, 2015, L'agriculture familiale à l'épreuve de la sécheresse et de la libéralisation au Sénégal', in Bosc P. M., Sourisseau J. M., Bonnal P., Gasselin P., Valette E., Bélières J. F. (Coord.), *Diversité des agricultures familiales de par le monde: exister, se transformer, devenir*, Quae, pp. 199-212.
- International Labour Office (ILO)**, 2019, Decent and productive work in agriculture, Geneva.
- Initiative Productive Agricole et Rurale (IPAR)**, 2015, Subventions des intrants agricoles au Sénégal : controverses et réalités, Rapport annuel sur l'état l'agriculture et du monde rural au Sénégal. 42 p.
- Jaboby H.G.**, 1993, Shadow Wages and Peasant Family Labor Supply: An Econometric Application to the Peruvian Sierra, *The Review of Economic Studies*, 60, 4, 903-921.
- Kimhi A., Rapport, E.**, 2004, Time allocation between farm and off-farm activities in Israeli, *American Journal of Agricultural Economics*, 86, 3, 716-721.
- Lambert S., Magnac T.**, 1994. Measurement of implicit prices of family labour in agriculture: an application to Côte d'Ivoire, In Caillavet F., Gyomard H., and Lifran R. (eds), *Agricultural Household Modeling and Family Economics*, Amsterdam: Elsevier.
- Le K.T.**, 2010, Separation hypothesis tests in the agricultural household model, *American Journal of Agricultural Economics*, 92, 5, 142-143.
- Lopez R.**, 1984, Estimating labor supply and productions decisions of self-employed farm producers, *European Economic Review*, 24, 61-82.
- Marfraing L., Sow M.**, 1999, *Les opérateurs économiques au Sénégal : entre le formel et l'informel (1930-1996)*, Karthala, Paris.
- Müller C.**, 2014, A test of separability of consumption and production decisions of farm household in Ethiopia, *Journal of Poverty Alleviation and International Development*, 5, 1, 1-18.
- Ngom C.A.B., Sarr F., Fall A.A.**, 2016, Mesure de l'efficacité technique des riziculteurs du bassin du Fleuve Sénégal, *Économie Rurale*, 355, 91-110.
- Plan Sénégal Emergent (PSE)**, 2014, 184 p.
- Ricome A., Louhichi K., Gomez-y-paloma S.**, 2020, Subvention des intrants agricoles au Sénégal : analyse comparative de trois modes d'interventions à l'aide d'un modèle de ménage agricole, Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Sadoulet E., de Janvry A., Benjamin C.**, 1998, Household behavior with imperfect labor market, *Industrial Relations*, 37, 1, 85-108.
- Sadoulet E.**, 2000, Marchés imparfaits et modélisation des comportements des ménages paysans : où en sommes-nous ? *Actualité Economique*, 76, 4, 459-489.
- SAED/JICA**, 2019, Etude préparatoire pour le projet de production de riz irrigué dans la Vallée du Fleuve Sénégal. 314p.
- Singh I., Squire L., Strauss J.**, 1986, *Agricultural household models*, Baltimore, MD: the Johns Hopkins University Press.
- Skoufias E.**, 1994, Using shadow wages to estimate Labor supply of agricultural households, *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 2, 215-227.

- Taylor J. E., Adelman I.**, 2003, Agricultural household models: genesis, evolutions, and extensions, *Review of Economics of the Household*, 1, 33-58.
- Tekgüc H.**, 2012, Separability between own food production and consumption in Turkey, *Review of Economics of the Household*, 10, 423-439.
- United Nations (UN)**, 2021, Reconsidering Rural development. 174 p.
- Vakis R., Sadoulet E., de Janvry A., Cafeiro C.**, 2004, Testing for separability in household models with heterogeneous behavior: a mixture model approach, Department of Agricultural and Resource Economics, UC Berkeley.
- Wang X., Herzfeld T., Glauben T.**, 2007. Labor allocation in transition : Evidence from Chinese rural households, *China Economic Review*, 18, 3, 287-30.

---

### Labor allocation on rice farms in Senegal

**Abstract** - The development of rural employment can generate inclusive growth. However, there is a need to better understand the functioning of rural markets and household labor allocation decisions. The paper uses a model inspired by Le (2010) that accounts for the simultaneity of rice household production and consumption decisions to analyze the allocation behavior of agricultural labor in Senegal. Using data from the JICA/ISRA survey in 2014, the results of the generalized test reveal that rice farmers allocate more labor in their plots instead of going to the labor market which leads to non-separability between agricultural labor and their preferences.

---

**Key-words**

Labor  
Rural markets  
Rice farms  
Senegal

---