

# IMPACT DU REGIME DE PROPRIETE FONCIERE SUR LA PRODUCTIVITE AGRICOLE : CAS D'UNE COOPERATIVE DE PRODUCTRICES DE RIZ AU MALI

MAHAMADOU BEÏDALY SANGARE<sup>1</sup>, OUSMANE MARIKO<sup>1</sup>, MAMA TRAORE<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Enseignant-Chercheur, Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako

<sup>2</sup>Doctorant, Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako

## Résumé

Dans cette étude, nous avons testé à partir d'un modèle économétrique de données transversales l'hypothèse selon laquelle il existerait une corrélation entre le régime de propriété foncière et la productivité dans le secteur agricole. Pour cela, nous nous sommes intéressés à une coopérative de productrices de riz dans la région de Sikasso au Mali. Ainsi, notre échantillon comporte deux groupes de femmes, certaines sont propriétaires de leur champ d'autres non. L'objectif visé est de déceler une éventuelle différence entre ces deux groupes de femmes en termes de productivité. Les résultats montrent que les femmes non propriétaires ont une productivité plus grande que celles qui sont propriétaires de leur champ. La principale recommandation est que la création de conditions favorisant l'accès des femmes rurales au marché foncier serait plus efficace que les politiques de redistribution de terres pour corriger les inefficiences du système agricole au Mali.

**Mots clés :** droit de propriété ; productivité ; Modèle économétrique

**Classification JEL :** C21 – C25 – D01 – D23

## Abstract

In this study, we use a cross-sectional data model to test the hypothesis that there is a correlation between ownership and productivity based on the case of producers of rice in the region of Sikasso in Mali. Thus, our sample is composed of women owners and non-owners of their farms. The purpose of our approach is to testify that there is a difference in the productivities of these two groups of women. The results show that non-owner women have higher productivity than those owning their farm. The main recommendation is that creating conditions for rural women to access the land market would be more effective than land redistribution policies to correct agricultural system inefficiencies in Mali.

**Keywords:** property rights; productivity; econometric model

## 1. Introduction

La propriété est une notion juridique qui a de fortes implications économiques (Barzel, 1989, Furubotn et Pejovich, 1972). Suivant le Droit, être propriétaire d'un actif suppose le droit d'user (usus), de profiter (fructus) et de disposer (abusus) de cet actif, d'en être le maître absolu et exclusif dans les conditions fixées par la loi. Ces attributs ont des corollaires en économie à savoir l'allocation du rendement résiduel et la détention des contrôles résiduels (Migrom et Roberts, 1992). Ces droits résiduels se traduisent par l'exclusivité de l'usage de l'actif et sa libre transférabilité dans le cadre d'une transaction. Donc, en économie celui qui possède ces deux prérogatives est le véritable propriétaire de l'actif. Celui-ci consacre le droit de propriété au sens moderne comme un droit naturel et une prérogative des personnes physiques.

Ces prérogatives permettent de définir différents régimes de propriété en fonction des attributs de propriété attachés. En effet, une personne peut avoir l'exclusivité de l'usage d'un bien (l'usufruit) sans pour autant avoir la libre transférabilité. Sur le plan juridique, cela implique que celui qui exploite l'actif ne peut ni le céder ni le donner comme nantissement. La question est donc de savoir si le fait d'être priver d'un attribut de la propriété affecte la performance de l'exploitant d'un actif.

Cette question a fait l'objet de nombreuses recherches dans la littérature surtout dans le domaine de la firme. Les auteurs ont souvent comparé les performances de la firme capitaliste aux autres régimes de propriété notamment la propriété publique (Hill et Smelle, 1998 ; Mc Connell et Servaes, 1990 ; Nakamura et al, 2000, Garton et Schmid, 2000 ; Lehman et Weigand, 2000, Madani et Khelif, 2010). Suivant ces auteurs, il existe une corrélation entre le régime de propriété et la performance de l'entreprise et cela aussi bien dans le cas des entreprises de production que celui des institutions financières.

Pour notre part, nous nous intéressons au lien entre le régime de propriété et la performance dans le domaine agricole, et spécifiquement dans le cas d'une coopérative de productrices de riz du village de Zangaradougou dans la région de Sikasso au Mali.

En effet, au Mali, le droit foncier a une forte connotation coutumière et pour la plupart des coutumes, l'accès à la terre est soumis à des restrictions pour certaines couches de la population comme les femmes, les jeunes et les étrangers (non natifs du village). S'il s'avère que les attributs de la propriété foncière affectent la performance agricole, alors, cela pourrait expliquer une des causes de l'inefficacité du système agricole traditionnel, d'autant plus que selon Coriat et Weinstein (1995), la recherche de l'efficacité productive implique que le propriétaire de l'actif soit l'agent percevant le rendement résiduel.

Le choix de ce village pour illustrer cette étude s'explique par le fait que sa coutume a la particularité d'être plus accommodante en ce sens qu'elle permet aux femmes d'être propriétaires terriennes. C'est pourquoi l'échantillon est composé de femmes propriétaires de leurs exploitations et de femmes non propriétaire. Dans cette région du sud-est du Mali, c'est surtout dans les activités agricoles que les femmes rurales gagnent l'essentiel de leurs revenus. Parmi ces activités agricoles, la riziculture de bas-fond est une bonne opportunité pour elles. En effet, la riziculture de bas-fond occupe pendant l'hivernage, près de 90% des femmes de cette localité (Dimithé et al, 1998). La quasi-totalité de la production (riz étuvé) est destinée à la vente, ce qui constitue une source de revenu substantiel pour elles (Baris, P. Zaslavsky, J. et Perrin, S. 2005). Par exemple les données de notre échantillon montrent

qu'en moyenne une femme de Zangaradougou gagne la somme de 54.600 FCFA par saison de la riziculture de bas-fond ce qui n'est pas négligeable comparé au revenu des femmes des autres zones rurales du Mali.

La question principale de cette recherche est la suivante : quel est l'impact du régime de propriété sur la productivité des exploitantes de cette coopérative ?

Pour mesurer l'influence des attributs du droit de propriété sur performance productive, notre analyse part de l'hypothèse que le fait d'être propriétaire de son exploitation constitue une incitation à la productivité pour ces femmes rurales.

La suite de cet article sera structurée en deux sections : la première section décrira le cadre méthodologique et la deuxième section sera consacrée à la présentation des résultats de l'analyse empirique.

## 2. Approche méthodologique

Dans cette étude, nous adoptons une démarche qui se veut empirique. Cette section présente la zone d'étude et des données de notre enquête ; avant de donner la spécification du modèle économétrique utilisé pour vérifier la relation entre le régime de propriété et la productivité.

### 2.1 Présentation de la zone d'étude

Géographiquement, le village de Zangaradougou se situe dans le cercle de Sikasso dans la région du même nom au sud du Mali. Le climat est de type soudano-guinéen marqué par des précipitations moyennes annuelles variant entre 1000 et 1100 mm en année normale de pluviométrie. On distingue trois saisons dans la zone : une saison sèche et froide de Novembre à Février ; une saison sèche et chaude de Mars à Avril ; une saison pluvieuse de Mai à Octobre. Les températures moyennes minima et maxima sont respectivement de 19°C et 38°C. Le relief est accidenté, on note la présence de collines, de plateaux, de plaines et surtout de bas-fonds (terrains bas et enfoncés). Le village se trouve dans le bassin du Kéné Dougou et de surcroît arrosé par plusieurs marigots temporaires, ce faisant, il dispose d'une grande potentialité maraîchère et rizicole.

### 2.2 Spécification du modèle

L'objet de cette recherche est l'étude de la relation entre le régime de propriété et l'efficacité productive des femmes de la coopérative des productrices de riz de bas-fond de Zangaradougou. Cette relation peut être appréhendée suivant deux approches : soit à travers une fonction de production ou à travers une approche probabiliste. L'intérêt est de comparer les résultats des deux approches.

Dans la première approche, on suppose que les décisions sont prises dans le cadre d'une fonction de production de type Cob-Douglas qui lie la quantité produite de riz en kilogramme aux quantités des intrants utilisés.

$$Q = F(K; L) = L^\alpha K_1^{\beta_1} K_2^{\beta_2} \dots \dots \dots K_n^{\beta_n}$$

Où K est un vecteur composé de tous les autres facteurs autres que le travail et L représente la main d'œuvre. Les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  sont élasticités de la production par rapport aux différents facteurs.

En plus des facteurs physiques, nous introduisons dans le modèle une variable muette qui prend en compte le type de l'exploitante (propriétaire ou non propriétaire). En effet, nous pensons que la productivité mesurée par le rendement à l'hectare dépend non seulement de l'utilisation des intrants mais aussi de l'incitation de l'exploitante liée au type de propriété.

La spécification du modèle retenu se présente comme suit :

$$\text{Rendement} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Engrais} + \alpha_2 \text{Herbicide} + \alpha_3 \text{Age} + \alpha_4 \text{Age}^2 + \beta \text{Type} + \varepsilon \quad (1)$$

$\varepsilon$  est un terme d'erreur qui fera l'objet de test d'hypothèses. Ce qui nous intéresse ici est le signe de la variable muette (Type).

Dans la seconde approche, nous envisageons de prédire le statut de propriété d'une exploitante connaissant sa productivité, la superficie de son champ et son âge. En d'autres termes, il s'agit pour nous de déterminer la probabilité qu'une exploitante soit propriétaire de son champ compte tenu du niveau de ces variables. Pour cela, nous supposons que la variable dépendante est le type de propriété qui peut être définie par la relation suivante :

$$\text{Type} = \begin{cases} 1 & \text{si propriétaire} \\ 0 & \text{si non propriétaire} \end{cases}$$

Il s'agit donc d'une variable binaire qui prend la valeur 1 si l'exploitante est propriétaire de son champ et 0 si elle n'est pas propriétaire.

On exprime la probabilité d'être propriétaire par  $\text{prob}(\text{Type} = 1) = p$  qui sera bien évidemment comprise entre 0 et 1. L'objectif recherché est de lier cette probabilité aux autres variables du modèle qui sont : la productivité, l'âge de l'exploitante, et la superficie cultivée.

De ce fait on a :

$$p = F(X\beta) \text{ avec } X \text{ le vecteur des variable explicatives}$$

$F(X\beta)$  est une fonction de répartition définie sur l'intervalle [0 ; 1]. Plusieurs lois de probabilité peuvent être candidates à l'implémentation de  $F(X\beta)$ . Pour des raisons qui seront expliquées plus loin, nous optons pour la loi logistique.

On peut donc redéfinir la variable dépendante « Type de propriété » comme suit :

$$\text{Type} = \begin{cases} 1 & \text{avec la probabilité } \Lambda(X\beta) \\ 0 & \text{avec la probabilité } 1 - \Lambda(X\beta) \end{cases}$$

Avec :

$$\Lambda(X\beta) = \frac{e^{X\beta}}{1 + e^{X\beta}} = \frac{1}{1 + e^{-X\beta}}$$

On a donc affaire à une variable de Bernoulli dont la fonction de densité serait :

$$f(\text{Type}) = [\Lambda(X\beta)]^{\text{Type}} [1 - \Lambda(X\beta)]^{(1-\text{Type})}$$

La fonction de maximum de vraisemblance est donnée par la formule :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n [\Lambda(X\beta)]^{\text{Type}_i} [1 - \Lambda(X\beta)]^{(1-\text{Type}_i)}$$

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{n_1} [\Lambda(X\beta)]^{\text{Type}_i} \text{ si } \text{Type} = 1$$

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{n_2} [1 - \Lambda(X\beta)]^{(1-\text{Type}_i)} \text{ si } \text{Type} = 0$$

En appliquant le logarithme on obtient :

$$\log L(\beta) = \sum_{i=1}^{n1} Type_i \log[\Lambda(X\beta)] + \sum_{i=1}^{n2} (1 - Type_i) \log[1 - \Lambda(X\beta)]$$

$$\frac{\partial \log L(\beta)}{\beta} = \sum_{Type=1} \frac{\lambda(X\beta)}{\Lambda(X\beta)} X + \sum_{Type=} \frac{-\lambda(X\beta)}{[1 - \Lambda(X\beta)]} X = 0$$

Avec  $\lambda(X\beta) = \frac{e^{X\beta}}{(1+e^{X\beta})^2}$  la fonction de densité de la loi logistique ( $\lambda(X\beta) = \Lambda'(X\beta)$ ) ;  $n1$  et  $n2$  sont respectivement les effectifs de femmes propriétaires et non propriétaires de leur exploitation.

Le choix du modèle Logit s'explique par le fait que dans la pratique, l'interprétation des paramètres associés aux variables explicatives dans ce modèle est plus facile que dans les autres modèles et aussi par le fait que le modèle Logit est une approximation du modèle Probit (loi normale centrée réduite). Selon Amemiya (1981), les modèles Logit et Probit donnent presque des résultats similaires. Il propose en première approximation d'utiliser la relation suivante entre les estimateurs du modèle Logit et ceux du modèle Probit :

$$\hat{\beta}_L = 1.6\hat{\beta}_P$$

$\hat{\beta}_L$  et  $\hat{\beta}_P$  sont respectivement les estimateurs des modèles Logit et Probit.

### 2.3 Choix des variables du modèle

Nous avons spécifié un modèle à deux équations : l'équation de la productivité et l'équation de la propriété.

Le rendement à l'hectare (**Rendement**) est la variable dépendante dans l'équation de la productivité et les variables exogènes sont :

**Engrais** : la quantité d'engrais utilisée par hectare en kg;

**Herbicide** : la quantité d'herbicide par hectare en litre ;

**Age** : l'âge de l'exploitante.

**Age\_2** : le carré de l'âge de l'exploitante.

En absence de précision sur la main d'œuvre employée, nous avons utilisé l'âge de l'exploitante comme proxy du facteur travail. On suppose que l'âge est un indicateur de l'expérience qui est intrinsèquement liée au facteur travail. Le carré de l'âge permet de tenir compte de l'effet de seuil de l'âge. En effet, l'expérience augmente avec l'âge donc agit favorablement sur le rendement mais à partir d'un certain âge, l'effet de l'expérience est inhibé par la baisse de la productivité due à la vieillesse donc l'effet devient négatif.

Dans l'équation « **type de propriété** », nous estimons que la probabilité d'être propriétaire peut être prédite connaissant le rendement, la superficie de l'exploitation et l'âge de l'exploitante. Pour éviter les biais d'endogénéité et de simultanéité dans l'estimation du modèle, nous utiliserons la valeur estimée du rendement (dans l'équation de la productivité) comme variable exogène dans l'équation du type de propriété.

### 2.4 Source des données

Les données de cette étude ont été collectées en janvier 2016 dans le cadre d'une étude sur la coopérative des productrices de riz étuvé du village de Zangaradougou. L'enquête s'est déroulée en un seul passage et elle a concerné une cinquantaine de femmes toutes membres de cette coopérative. Certaines femmes de l'échantillon sont propriétaires de leurs exploitations

(36%) les autres sont de simples usufruitières des superficies qu'elles exploitent. Certes elles ne payent ni location ni redevance, cependant le bail peut prendre fin à tout moment si le propriétaire désire récupérer son champ. Enfin, il faut noter que ces femmes cohabitent avec d'autres exploitants (hommes et femmes) dans les bas-fonds non membres de la coopérative.

### 3. Présentation et discussion des résultats

Les résultats présentés dans cette section sont ceux de l'analyse descriptive et des estimations économétriques.

#### 3.1 Analyse descriptive

Cette analyse descriptive porte sur la relation entre le régime ou type de propriété et les principales variables du modèle.

**Tableau 1 :** Répartition de l'échantillon selon le régime de propriété

Régime	Propriétaire	Non propriétaire
Effectif	18	32
Pourcentage	36%	64%

Sur la cinquantaine de femmes qui composent notre échantillon, 18 (soit 36%) sont propriétaires de leurs exploitations et 32 (soit 64%) cultivent des terres qui ne leur appartiennent pas.

**Tableau 2 :** La relation entre l'âge et le régime de propriété

Tranche d'âge	Propriétaire	Non propriétaire	Total
19 à 30 ans	1	12	13
31 à 40 ans	3	17	20
41 à 50 ans	8	3	11
51 à 60 ans	4	0	4
Plus de 60 ans	2	0	2
<b>Total</b>	<b>18</b>	<b>32</b>	<b>50</b>

Ce tableau montre une forte corrélation entre l'âge de l'exploitante et le régime de propriété. En effet, sur les 18 femmes propriétaires, seules 4 ont un âge inférieur ou égal à 40 ans, 8 ont un âge compris entre 41 et 50 ans et 6 ont plus de 50 ans.

**Tableau 3 :** La relation entre le régime de propriété et la superficie du champ

Superficie	Propriétaire	Non propriétaire	Total
0.5 hectare	11	21	32
1 hectare	4	10	14
1.5 hectare	0	1	1
2 hectares	3	0	3
<b>Total</b>	<b>18</b>	<b>32</b>	<b>50</b>

La superficie totale exploitée par les cinquante femmes est de 37.5 hectares. Les exploitations individuelles varient entre 0.5 et 2 hectares. On remarque que les femmes propriétaires possèdent en générale de petites exploitations (0.5 ha) à l'exception de trois d'entre elles qui ont des exploitations de deux hectares.

**Tableau 4** : La relation entre le régime de propriété et la quantité d'engrais

Quantité d'engrais	Propriétaire	Non propriétaire	Total
0 kg	1	0	1
100 kg	5	8	13
200 kg	6	19	25
300 kg	1	3	4
400 kg	1	5	6
700 kg	0	1	1
<b>Total</b>	<b>18</b>	<b>32</b>	<b>50</b>

En moyenne, les femmes de la coopérative utilisent 282.67 kg d'engrais par hectare. Les propriétaires utilisent en moyenne 154.84 kg d'engrais par hectare alors que les non propriétaires utilisent 372.72 kg par hectare.

Ce résultat montre que c'est surtout les non propriétaires qui emploient plus d'engrais chimique. A noter qu'il s'agit de l'engrais industriel car presque toutes les exploitantes ont affirmé utiliser l'engrais organique préparé par elles-mêmes. La dissémination de l'engrais se fait en plusieurs étapes selon l'évolution végétative des plants. Seule une exploitante a affirmé n'avoir utilisé que de l'engrais organique au cours de la campagne agricole passée.

**Tableau 5** : relation entre régime de propriété et l'utilisation des produits phytosanitaires

Produits Phytosanitaires	Propriétaire	Non propriétaire	Total
0 litre	0	2	2
100 litres	2	1	3
200 litres	8	8	16
300 litres	2	9	11
400 litres	6	12	18
<b>Total</b>	<b>18</b>	<b>32</b>	<b>50</b>

L'utilisation d'herbicide et d'insecticide est généralisée par les femmes de la coopérative car seules deux d'entre elles (propriétaires toutes les deux) n'utilisent pas de produits phytosanitaires. La moyenne est de 373.33 litres par hectare. Cette moyenne est de 309.68 litres par hectare pour les femmes propriétaires et 390.91 litres par hectare pour les non propriétaires.

Tout comme l'usage d'engrais, ce sont les femmes non propriétaires qui utilisent plus de produits phytosanitaires à l'hectare.

**Tableau 6 :** La relation entre le rendement à l'hectare et régime de propriété

Rendement	Propriétaires	Non propriétaires	Total
Production en kg	5896	10734	16630
Rendement à l'hectare (kg/ha)	380.4	487.91	443.47

Comme le laissent présager les résultats de l'utilisation des intrants (engrais et produits phytosanitaires) le rendement à l'hectare est plus élevé chez les femmes non propriétaires. Ce résultat contraste avec notre appréhension générale selon laquelle, le fait d'être propriétaire constitue une incitation à la productivité.

### 3.2 Présentation interprétation des résultats économétriques

Dans cette sous-section, nous présenterons les résultats des estimations des équations de la productivité et du régime de propriété. Nous interpréterons ces résultats et les implications de politique qui en découlent.

#### 3.2.1 Estimation de l'équation de la productivité

L'équation de la productivité a été estimée par les moindres carrés ordinaires (MCO) avec l'option « robust » pour corriger une éventuelle hétéroscédasticité.

**Tableau 7 :** Résultat de l'estimation de la productivité

Source	SS	df	MS	Number of obs = 50		
-----+-----				F( 5, 45) = 91.07		
Model	1463.68439	5	292.736878	Prob > F	= 0.0000	
Residual	144.645188	45	3.21433751	R-squared	= 0.9101	
-----+-----				Adj R-squared = 0.9001		
Total	1608.32958	50	32.1665915	Root MSE	= 1.7929	
-----+-----						
Redement	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
Engrais	-.738639	.253148	-2.92	0.005	-1.248505	-.2287728
Herbicide	.4428196	.2676865	1.65	0.105	-.0963286	.9819678
Age	.2909548	.0410897	7.08	0.000	.2081959	.3737137
Age_2	-.003413	.0007388	-4.62	0.000	-.0049011	-.001925
Type	-.2817427	.7701499	-0.37	0.716	-1.832904	1.269419

Le modèle est globalement significatif et son pouvoir explicatif est élevé ( $R^2 = 91\%$ ). Le résultat du test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan donne la statistique  $Chi2(1) = 5.63$  et  $Prob > Chi2 = 0.0176$  ce qui atteste l'hypothèse d'homoscédasticité du modèle.

Seules les variables, *Herbicide* et *Type* (propriété) ne sont pas statistiquement significatives. Ainsi, la quantité d'herbicide et l'âge de l'exploitante agissent positivement sur le rendement à l'hectare. En d'autres termes le rendement s'accroît avec l'expérience qui augmente avec l'âge. Cependant, comme on aurait pu s'en douter, il existe un effet de seuil dans l'impact de l'âge sur le rendement. C'est-à-dire à partir d'un certain âge, l'effet négatif de la vieillesse



prend le dessus sur l'effet positif de l'expérience. C'est pourquoi le coefficient de la variable *Age\_2* (le carré de l'âge) est négatif.

La variable d'intérêt ici est «*Type*» elle n'est pas statistiquement significative et on rappelle qu'il s'agit d'une variable binaire. Toutefois, son signe négatif infirme notre hypothèse selon laquelle le fait d'être propriétaire stimule la performance de l'exploitante. On conclue donc que le fait d'être propriétaire ne constitue pas une incitation à la productivité. Ce résultat quoique surprenant peut s'expliquer par le fait que les femmes non propriétaires adoptent un comportement de maximisation de la production face à l'incertitude car elles ont peu ou pas de certitude sur le prolongement de leur bail la saison prochaine, alors que ce risque n'existe pas pour les femmes propriétaires.

### 3.2.2 Estimation de l'équation du type de propriété

Les résultats de l'estimation du modèle Logit sont consignés dans le tableau ci-dessous.

**Tableau 8** : Résultats de l'estimation du type de propriété

Logit estimates	Number of obs = 50					
	LR chi2(3) = .					
Log likelihood = -19.230469	Prob > chi2 = .					
-----						
<b>Type</b>	<b>Coef.</b>	<b>Std. Err.</b>	<b>z</b>	<b>P&gt; z </b>	<b>[95% Conf. Interval]</b>	
-----						
<b>Age</b>	.2424246	.0793915	3.05	0.002	.0868201	.3980292
<b>Prod</b>	-1.220645	.3748839	-3.26	0.001	-1.955404	-.4858859
<b>Superficie</b>	-4.933638	1.73815	-2.84	0.005	-8.340349	-1.526927

Ces résultats montrent qu'on peut effectivement prédire la probabilité qu'une exploitante soit propriétaire de son champ à partir de sa productivité, son âge et la superficie de son champ.

Ainsi, on remarquera que la probabilité d'être propriétaire augmente avec l'âge, alors qu'elle diminue avec la superficie et la productivité. Plus l'âge augmente plus la probabilité d'être propriétaire augmente.

Par contre, plus le champ est vaste plus la probabilité que l'exploitante en soit propriétaire est faible. Il est surtout intéressant de constater que la productivité a un effet négatif sur la probabilité d'être propriétaire.

Les effets marginaux de l'âge, du rendement et de la superficie sur la probabilité d'être propriétaire sont consignés dans le tableau suivant.

**Tableau 9 : Effets marginaux**

Marginal effects after logit

$$y = \text{Pr}(\text{Type}) (\text{predict})$$

$$= .32022818$$

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[ 95% C.I. ]	X
Age	.0527715	.01781	2.96	0.003	.017867 .087676	39.12
Prod	-.2657125	.07955	-3.34	0.001	-.421635 -.10979	5.35467
Superf~e	-1.073965	.37488	-2.86	0.004	-1.80871 -.339219	.75

Ce tableau montre qu'en moyenne, si l'âge augmente d'une année au-delà de la moyenne de l'échantillon qui est de 39.12 ans, la probabilité que l'exploitante soit propriétaire augmente de 0.053. Par contre si la productivité augmente d'un kilogramme, la probabilité d'être propriétaire baisse de 0.26. Aussi, l'augmentation de la superficie exploitée d'un hectare (à partir de la superficie moyenne 0.75 hectare) fait baisser la probabilité que l'exploitante en soit propriétaire de 1, 07. Ce qui sous-entend que la probabilité d'être propriétaire de son champ devient presque nulle dès que la superficie de dépasse 0.75 ha.

Pour jauger de la qualité du modèle, nous allons utiliser la table de prédiction. Cette table permet de donner le pourcentage de bonnes prédictions du modèle.

**Tableau 10 : Tableau des prédictions**

----- True -----			
Classified	D	~D	Total
+	11	4	15
-	7	28	35
<b>Total</b>	<b>18</b>	<b>32</b>	<b>50</b>
Classified + if predicted Pr(D) >= .5			
True D defined as Type = 0			
Sensitivity	Pr(+ D)	61.11%	
Specificity	Pr(- ~D)	87.50%	
Positive predictive value	Pr(D +)	73.33%	
Negative predictive value	Pr(~D -)	80.00%	
<b>False + rate for true ~D</b>	<b>Pr(+ ~D)</b>	<b>12.50%</b>	

Sur les 18 femmes propriétaires, le modèle prédit 11 bonnes réponses. C'est-à-dire à partir de la probabilité donnée par le modèle ( $p > 0.5$ ) 11 cas sur 18 sont vrais et 7 sont faux. Pour les non propriétaires, le modèle s'est trompé dans 4 cas sur 32 en les désignant comme propriétaires alors qu'elles ne le sont pas. Le taux de prédiction du modèle est égal à la somme des cas correctement prédits rapportée au nombre total d'observations, soit :

$$\frac{11 + 28}{50} * 100 = 78\%$$

Cela veut dire que dans 78% des cas, les prédictions du modèle s'avèrent juste, ce qui semble être un score acceptable compte tenu de la taille restreinte de l'échantillon.

## 5. Conclusion

Notre objectif dans ce papier, était de vérifier s'il existe une corrélation entre le régime de propriété foncière et la productivité agricole. Pour cela, nous avons procédé à une analyse descriptive et économétrique des données collectées auprès des cinquante femmes membres de la coopérative des productrices de riz de bas-fond du village de Zangaradougou situé dans la région de Sikasso au sud du Mali. Le choix de ces femmes s'explique par le fait que parmi elles certaines sont propriétaires de leurs champs (36%) tandis que les autres ne le sont pas (64%).

Notre cadre de référence était la théorie des droits de propriété développée par Coase, (1960) ; Alchian, (1969) ; Demsetz (1966) et qui se propose d'expliquer comment différents types et système de propriété agissent sur le comportement des agents individuels et par là sur le fonctionnement et l'efficacité du système productif. En effet, du point de vue juridique, être propriétaire d'un actif suppose en détenir trois prérogatives : l'usus, le fructus et l'abusus. Ces attributs ont des corollaires sur le plan économique à savoir le droit au rendement résiduel et la possibilité de céder ce droit à une autre personne dans une transaction. De ce fait, nous estimons que le type de propriété a une incidence sur l'incitation donc sur la productivité de celui qui exploite un actif.

Les résultats tirés de notre échantillon montrent qu'en moyenne, la probabilité d'être propriétaire augmente avec l'âge car en générale, ce sont les femmes les plus âgées de la coopérative qui sont propriétaires de leurs champs. Par contre, cette probabilité baisse avec la superficie, car les plus grandes superficies sont détenues par les non-propriétaires. Les femmes propriétaires utilisent en moyenne moins d'intrants à l'hectare que les femmes non propriétaires, par conséquent les non-propriétaires ont un rendement à l'hectare plus élevé.

Contrairement à notre hypothèse, il ressort de ces résultats que le fait d'être propriétaire de son exploitation ne constitue pas une incitation à la productivité chez les femmes de cette coopérative. En effet, les femmes non propriétaires ont une productivité plus grande que les propriétaires. Cela peut s'expliquer l'adoption d'une stratégie de maximisation de la production par les femmes non propriétaires ce qui exige d'elles un plus grand effort. Cela peut traduire aussi leur volonté de devenir un jour propriétaire ce qui les pousse à travailler davantage.

Une des approches privilégiées aujourd'hui pour lutter contre la pauvreté est l'accès des couches défavorisées aux moyens de production (capital financier et actifs productifs). Dans le domaine agricole, la terre reste la principale contrainte, c'est pourquoi une attention particulière fut accordée aux femmes notamment celles rurales qui sont les plus touchées par la pauvreté dans la loi agricole de 2006 et dans la politique foncière agricole de 2014. Cependant, les pesanteurs socioculturelles font que les effets de ces réformes tardent à se manifester dans la pratique. La principale recommandation qui ressort de cette étude est que pour corriger les inefficiences du système agricole malien, on n'a nul besoin de redistribuer des terres aux femmes rurales comme le préconise cette loi. L'Etat doit plutôt garantir les conditions de leur non-exclusion du marché, en leur permettant d'acheter, de vendre et d'hériter la terre au même titre que les hommes.

## Références

Alchian, A. (1969), « *Corporate Management and Property Rights* », Economic Policy and the Regulation of Corporate Securities, 1969

Alchian, A. and Demsetz, H. (1972), « *Production, Information Costs, and Economic Organization* », The American Economic Review, Vol. 62, N°5 (Dec., 1972).

Alchian, A. and Woodward, S. (1987), « *Reflections on the Theory of the Firm* », Journal of Institutional and Theoretical Economics.

Anderson, K. et E. Valenzuela (2008), *Estimates of Global Distortions to Agricultural Incentives, 1955 to 2007* », Banque mondiale, Washington, DC, octobre 2008.

Banque mondiale (2008a), « *Rapport sur la croissance : Stratégies pour une croissance durable et un développement solidaire* », Commission sur la croissance et le développement, Banque mondiale.

Banque mondiale (2008b), « *Rapport sur le développement dans le monde 2008 : L'agriculture au service du développement* », Groupe de la Banque mondiale.

Baris, P. Zaslavsky, J. et Perrin, S. (2005), « *Filière riz au Mali : compétitivité et perspectives de marché* » ; Document de travail AFD.

Barzel, Y. (1989), « *The Economics of Property Rights* », Cambridge University Press, 1989

Bresciani, F. and Valdés, A. (2007), « *Beyond Food Production: The Role of Agriculture in Poverty Reduction* », FAO, Rome.

Christiaensen, L. et Demery, L. (2007), « *Down to Earth Agriculture and Poverty Reduction in Africa* », Groupe de la Banque mondiale.

Christiaensen, L. et Todo, Y. (2008), « *Poverty Reduction during the Rural-Urban Transformation – The Role of the Missing Middle* », Groupe Banque mondiale.

CORAF. (2009), « *Etude de référence sur la productivité agricole du riz au Mali* », GEDUR-SA.

Coriat, B. et Weinstein, O. (1995), « *Les nouvelles théories de l'entreprise* », Librairie générale française, Paris, Livre de Poche.

Demsetz, H. (1967), « *Toward a Theory of Property Rights* », The American Economic Review, Vol. 57, N°2.

Dodoy, D. C. et Dewbre, J. (2010), « *importance économique de l'agriculture dans la lutte contre la pauvreté* », Editions OCDE.

Furubotn, E. G. et Pejovich S. (1972), « *Property Rights and Economic Theory: A Survey of Recent Literature* », Journal of Economic Literature, Vol. 10, No. 4 (Dec,1972).

Garton, G. and Schmid, A. (2000), « *Universal Banking and the Performance of German Firms.* » Journal of Financial Economics, 2000, 58.

Hart, O. and Moore, J. (1990), « *Property Rights and the Nature of the Firm* », The Journal of Political Economy, Vol. 98, No. 6 (Dec., 1990).

Hill, C. et Snell, S. (1988), « *External Control, Corporate Strategy, and Firm Performance in Research-Intensive Industries* » Strategic Management Journal, 1988, 9.

Lehmann, E. and Weigand, J. (2000), « *Does the Governed Corporation Perform Better ? Governance Structures and Corporate Performance in Germany* ». European Finance Review, 2000.

Madani, W. E. et Khlif, W. (2010), « *Effets de la structure de propriété sur la performance des entreprises tunisiennes* », La rRevue des Sciences de Gestion. 2010/3 n°243-244.

Mc Connell, et J., Servaes, H. (1990), « *Additional Evidence on Equity ownership and Corporate Value* » Journal of Financial Economics, 1990, vol.27,

Milgrom, P. and Roberts, J. (1992), « *Economics, Organization and Management* » Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1992.

Morck, R. ; Nakamura, M. and Shivdasani, A. (2000), « *Banks, Ownership Structure, and Firm Value in Japan.* » Journal of Business, 2000, 73.

Ronald Coase, R. (1960), « *The Problem of Social Cost* », Journal of Law and Economics, Vol. 3, Oct, 1960.

Schmitt, G. (1990), «*Is Structural Change Really a Source of Economic Growth? The Case of Agriculture*», Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE), 146 (1990), 470-499.

Schultz, T. (1979), «*The Economics of Being Poor* », The Journal of Political Economy, Vol. 88, No. 4, pages 639-651.

Williamson, O. E. (1994), «*Transaction cost and organization theory*» Princeton University Press/Russel Sage Foundation.