

IMPACT DE LA DIFFUSION DE LA JACHERE A MUCUNA SUR LA PRODUCTION ET LA DISTRIBUTION DE REVENUS AU SUD BENIN

A. HONLONKOU

Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management, Université d'Abomey-Calavi, BP 171, Godomey, Bénin

RESUME

Le déclin de la fertilité des sols est un phénomène répandu au Bénin. Pour y remédier, plusieurs technologies de gestion de la fertilité des sols sont mises au point par le Système National de Recherche Agricole et diffusées dans tout le pays. L'impact de ces technologies devrait être évalué sur la production et les revenus des adoptants. Ce travail présente des résultats empiriques sur la base d'un cadre théorique d'évaluation de l'impact des technologies de gestion des ressources naturelles. Plus précisément, il utilise une méthode et des indicateurs de mesure des inégalités dans la distribution des revenus pour évaluer l'impact de la jachère à base de mucuna sur la production et la distribution de revenu dans les systèmes à base de maïs au sud du Bénin.

Les résultats empiriques montrent que l'impact de la diffusion de la jachère à mucuna sur la production et les revenus est significatif. Néanmoins, la diffusion de la technologie tend à amplifier l'inégalité dans la distribution des revenus agricoles entre les hommes et les femmes à l'intérieur des ménages. Cela s'explique par la diffusion plus rapide de la technologie chez les hommes que chez les femmes. Aussi l'étude recommande-t-elle que les femmes soient encouragées dans l'adoption de la technologie en favorisant leur accès au crédit et à des terres agricoles bien sécurisées.

Mots-clés : Fertilité des sols, ressources naturelles, production, revenu, Bénin.

IMPACT OF MUCUMA FALLOW DIFFUSION ON PRODUCTION AND INCOME DISTRIBUTION IN THE SOUTH OF BENIN

ABSTRACT

The deterioration of soil fertility is a widespread phenomenon in Benin. To regenerate and maintain soil fertility, several resource management technologies have been developed by the National Agricultural Research Systems and distributed country-wide. The success of these technologies should be assessed and their impact evaluated on the production and incomes of adopters.

This study presents a theoretical framework of the impact assessment of the diffusion of natural resource management technologies. More precisely, it used a counter-factual method and indicators of inequality measurement of income distribution to value the impact and diffusion of the mucuna-based fallow on production and income in the maize systems in the south of Benin. Empirical results showed that the impact of the diffusion of the mucuna-based fallow on the growth of the production and incomes was significant. Nevertheless, the diffusion of the technology had the tendency to increase the inequality in the agricultural income

distribution between men and women within households. This is explained by the fact that the technology is adopted faster by men than women. Then, the study strongly recommends that women be encouraged for adoption by favouring their access to credit and secure farm land.

Key-Words: Soil fertility, natural resource, production, income, Benin.

INTRODUCTION

Au Bénin, il est actuellement admis que la baisse de la fertilité des sols est avancée et impose des coûts importants à la société (Gbessemehlan 1988, Pol *et al.* 1993, Quenum 1995, INRAB 1996, Honlonkou *et al.* 1999, Honlonkou 1999). Pour y remédier, plusieurs technologies de gestion de la fertilité des sols ont été mises au point par la recherche et diffusées dans tout le pays. Cependant, certaines technologies tendent à être plus rapidement adoptées par certaines catégories sociales de producteurs que d'autres ; ce qui exacerbe ainsi les inégalités de revenus. Les décideurs publics se sont toujours intéressés à l'impact normatif de la diffusion des technologies sur l'équité dans la distribution des revenus (Stoneman 1983, Rewkow 1993, Scobie & Posada 1978, Quizon & Binswanger 1983) à l'échelle régionale et même entre groupes spécifiques à l'intérieur des ménages.

Les économistes ont élaboré des méthodes qui permettent de tenir compte de l'environnement économique, institutionnel et biophysique des producteurs dans l'évaluation des impacts des technologies. En effet, la mesure de l'impact d'une technologie en milieu réel est difficile parce que beaucoup de facteurs sont incontrôlés. L'analyste dispose rarement du groupe de contrôle des biologistes ou des expérimentateurs dans des environnements où il est pourtant souvent amené à évaluer l'impact des technologies entièrement gérées par les producteurs.

Le présent papier expose dans la section II, une méthodologie destinée à évaluer l'impact des technologies de gestion des ressources naturelles (TGRN) sur la production, l'utilisation des facteurs et les revenus agricoles. La troisième section expose la méthodologie d'évaluation de l'impact des TGRN sur la distribution des revenus. Dans la quatrième section, l'impact de la diffusion d'une plante de couverture appelée mucuna sur la production, les revenus

et leur distribution dans les systèmes agricoles à base de maïs du Bénin est utilisé comme cas illustratif. La dernière section conclut l'étude.

MESURE DE L'IMPACT D'UNE TGRN SUR LA PRODUCTION ET LE REVENU

L'approche d'évaluation de l'impact de l'adoption des technologies de gestion des ressources naturelles (TGRN), consiste à partir des caractéristiques des producteurs agricoles pour déterminer les comportements des adoptants et des non adoptants et à utiliser les paramètres estimés pour évaluer l'impact de la technologie considérée sur la production, le revenu et l'utilisation des facteurs (Maddala, 1983). Cette démarche est justifiée par le fait qu'analyser l'impact de l'adoption d'une TGRN sur la production et les revenus en considérant le groupe des utilisateurs d'une part et le groupe des non utilisateurs d'autre part poserait des problèmes de biais dus au fait que les différences de caractéristiques des unités de production et des producteurs ne seraient pas prises en compte.

Cette section est subdivisée en deux sous-sections dont l'une expose le modèle théorique et l'autre, le modèle empirique.

Modèle théorique

Désignons par :

Y^H , le fait d'être informé ($Y^H = 1$ pour le producteur informé et $Y^H = 0$ pour le producteur non informé),

X^H , le vecteur de variables explicatives du fait d'être informé,

Y^A , la décision d'adopter ou de rejeter la technologie ($Y^A = 1$ pour l'adoption et $Y^A = 0$ pour le rejet),

X^A , le vecteur de variables explicatives de la décision d'adoption,

Y_A^E , la production ou le revenu obtenus ou encore la quantité de facteur utilisée par les adoptants,

Y_0^E , la production ou le revenu obtenus ou encore la quantité de facteur utilisée par les non adoptants,

X^E , le vecteur de variables explicatives de la production ou du revenu obtenus ou encore de la quantité de facteur utilisée par les adoptants ou les non adoptants.

La méthode part du modèle empilé suivant :

$$\begin{cases} Y^H = \Phi(X^H \cdot \beta^H + u^H) & (a) \\ Y^A = \Phi(X^A \cdot \beta^A + u^A) & \text{si } Y^H = 1 \quad (b) \\ Y_A^E = X^E \cdot \beta_A^E + u_A^E & \text{si } Y^A = 1 \quad (c1) \\ Y_0^E = X^E \cdot \beta_0^E + u_0^E & \text{si } Y^A = 0 \quad (c2) \end{cases}$$

(1)

où :

β^H , β^A , β_A^E et β_0^E sont les paramètres du modèle et u^H , u^A , u_A^E , u_0^E sont les termes d'erreur correspondant aux différentes équations. Φ est la fonction de répartition normale.

Le modèle (1) est un modèle empilé de sélection séquentielle avec :

(a) = équation Probit d'information ;

(b) = équation Probit d'adoption pour les informés;

(c1) = équation de comportement en matière de production, de revenu ou d'utilisation des intrants pour la catégorie des producteurs adoptants ;

(c2) = équation de comportement en matière de production, de revenu ou d'utilisation des intrants pour la catégorie des producteurs non adoptants .

Modèle empirique

Bien que l'équation doive être estimée globalement pour éviter les biais d'estimation, nous allons nous intéresser plus spécifiquement aux équations (c1) et (c2) qui permettent de mesurer les impacts de la technologie sur la production, le revenu et l'utilisation des facteurs de production.

Par divers développements dont le cheminement exhaustif peut être constitué à partir de Maddala (1983), Greene (1995) et Honlonkou

(1999) qui se sont inspirés de la procédure en deux étapes de Heckman (1974), on aboutit au modèle empirique suivant:

pour les adoptants,

$$Y_A^E = X^E \cdot \beta_A^E + \lambda^H \cdot \theta_A^H + \lambda^A \cdot \theta_A^A + \eta_A \quad (2)$$

et pour les non adoptants,

$$Y_0^E = X^E \cdot \beta_0^E + \lambda^H \cdot \theta_0^H + \lambda^A \cdot \theta_0^A + \eta_0 \quad (3)$$

Avec :

$$\hat{\lambda}^H = \frac{\phi(-X^H \cdot \hat{\beta}^H) \cdot \Phi\left[\frac{-X^A \cdot \hat{\beta}^A - \hat{\rho} \cdot Y^H}{(1-\hat{\rho}^2)^{1/2}}\right]}{\Phi_2(-X^H \cdot \hat{\beta}^H, -X^A \cdot \hat{\beta}^A, \hat{\rho})} \text{ et}$$

$$\hat{\lambda}^A = \frac{\phi(-X^A \cdot \hat{\beta}^A) \cdot \Phi\left[\frac{-X^H \cdot \hat{\beta}^H - \hat{\rho} \cdot Y^A}{(1-\hat{\rho}^2)^{1/2}}\right]}{\Phi_2(-X^H \cdot \hat{\beta}^H, -X^A \cdot \hat{\beta}^A, \hat{\rho})}$$

$\hat{\lambda}^H$ et $\hat{\lambda}^A$ sont appelés lambdas de Mills.

η_A et η_0 sont les termes d'erreur des modèles empiriques. $\hat{\rho}$ représente le coefficient de corrélation entre η_A et η_0 ; Φ et ϕ sont respectivement les fonctions de distribution cumulative et de densité de probabilité normale; Φ_2 est la fonction cumulative de probabilité normale bivariée; β_A^E , β_0^E , θ_A^H , θ_A^A , θ_0^H et θ_0^A sont les paramètres des équations; Y_A^E , Y_0^E et X^E sont tels que préalablement définis.

Les deux derniers termes non aléatoires des équations 2 et 3 reflètent le fait que ceux qui ont entendu parler de la technologie et l'ont adoptée pourraient se comporter autrement, étant donné les mêmes caractéristiques socio-démographiques, économiques et biophysiques s'ils n'étaient pas informés et n'avaient pas adopté (Saha *et al.* 1994, Fuglie & Bosch 1995). Les équations sont estimées au niveau de l'unité de production pertinente (entreprise, usine, parcelle de culture, etc.).

Deux mesures de l'impact sont possibles. La première est basée sur l'hypothèse que les adoptants ont un avantage comparatif en adoptant, c'est-à-dire que les adoptants obtiennent des résultats meilleurs à ceux que les non adoptants obtiendraient s'ils avaient

adopté. La seconde mesure est fondée sur l'hypothèse que les adoptants n'ont pas d'avantage comparatif en adoptant par rapport aux non adoptants. On dit dans ce cas qu'il n'y a pas auto-sélection et que les adoptants sont répartis de façon aléatoire dans la population considérée (Madalla 1983).

En supposant que les adoptants sont effectivement ceux qui ont un avantage comparatif à adopter la technologie qu'en la rejetant, l'impact de la TGRN au niveau de chaque unité d'adoption est mesuré par D_1 donné par l'expression :

$$D_1 = E(Y_A^E / Y^H = 1 \text{ et } Y^A = 1) - E(Y_0^E / Y^H = 1, Y^A = 1) \quad (4)$$

Soit :

$$D_1 = \chi^E \cdot (\beta_A^E - \beta_0^E) + \lambda^H \cdot (\theta_A^H - \theta_0^H) + \lambda^A \cdot (\theta_A^A - \theta_0^A) \quad (5)$$

D_1 est la différence espérée entre les valeurs obtenues pour les adoptants et celles qui seraient obtenues s'ils n'avaient pas adopté.

Si on suppose que les adoptants et les non adoptants sont aléatoirement répartis dans la population et qu'il n'y a pas lieu de considérer que les adoptants ont un avantage comparatif en adoptant, l'impact au niveau de chaque unité est mesuré par D_2 donné par l'expression :

$$D_2 = Y_A^E - E(Y_0^E / (Y^H = 1 \text{ et } Y^A = 1)) \quad (6)$$

S'il y a effectivement un avantage comparatif des adoptants pour l'adoption, la différence ($D_1 - D_2$) est positive et significative.

Du point de vue théorique, on peut dire que les paramètres β et θ estimés pour chaque catégorie de producteurs (adoptants et non adoptants) reflètent les comportements technico-économiques des adoptants et des non adoptants. Ainsi, la méthode contre-factuelle d'estimation de l'impact tient implicitement compte des différences d'efficacité productive. Elle essaie de mesurer l'impact en estimant "ce que les producteurs adoptants auraient obtenu s'ils n'avaient pas adopté" c'est-à-dire Y_0^E pour les adoptants. Cette méthode suppose donc que les différences de production et de revenu non expliquées

par les différences dans l'utilisation des facteurs doivent être attribuées au changement technologique. La méthode contre-factuelle n'isole donc pas les parts d'impact attribuables à l'effet propre de la technologie (utilisation de la technologie sans changer les quantités d'intrants utilisés et d'efficacité technique), l'effet de la variation d'efficacité technique liée à l'adoption et l'impact de la variation des niveaux d'intrants utilisés en adoptant. L'approche des frontières de production évalue ces différentes contributions (Honlonkou 1999).

IMPACT DE L'ADOPTION DES TGRN SUR L'INEGALITE DES REVENUS

Inégalité de revenus inter-producteurs

La méthode d'analyse utilisée est fondée sur le calcul et l'interprétation des coefficients de Gini qui reflètent les disparités entre les niveaux de revenus des producteurs.

L'utilisation du coefficient de Gini a deux avantages importants :

- dans le cas où plusieurs sources contribuent à la formation d'un revenu, il est possible d'estimer la contribution de chaque source à l'inégalité globale de revenu. Ce qui est le cas ici puisqu'on peut supposer que dans une population où certains adoptent la jachère à mucuna, le revenu global de chaque producteur est constitué de deux parties : une part provenant des parcelles n'utilisant pas la TGRN et une seconde part provenant des parcelles utilisant la TGRN;
- on peut déterminer l'impact potentiel de la variation de la part provenant de chaque source de revenu à l'inégalité dans la distribution du revenu global. A titre d'exemple, on peut répondre à la question de savoir dans quel sens varierait l'inégalité globale dans la distribution des revenus s'il est possible d'accroître la part du revenu global provenant des parcelles utilisant la TGRN.

La méthode de décomposition du coefficient de Gini est exposée dans Sadoulet et de Janvry (1995). Lorsqu'on dispose d'une série de revenus Y , l'expression du coefficient de Gini est donnée par :

$$G = \frac{2}{N\bar{Y}} \text{Cov}(y, r) \quad (7)$$

Avec :

N = nombre total de producteurs

\bar{Y} = revenu moyen,

r = rang de chaque producteur lorsque les revenus sont ordonnés par ordre croissant;

Cov = symbole de covariance.

Soit Y_s le revenu provenant de la source S ,

$$\text{On a : } Y = \sum_{s=1}^k Y_s \quad (8)$$

K = nombre de sources de revenus: Ici $K = 2$ (revenus issus des unités utilisant la TGRN et revenus issus des unités non utilisatrices de la TGRN)

On a :

$$G = \frac{2}{N\bar{Y}} \text{Cov}(Y; r) = \frac{2}{N\bar{Y}} \text{Cov}\left(\sum_{s=1}^k Y_s, r\right) \quad (9)$$

ou

$$G = \frac{2}{N\bar{Y}} \frac{\sum_{s=1}^k \text{Cov}(Y_s, r) \cdot \text{Cov}(Y_s, r_s) \cdot \bar{Y}_s}{\text{Cov}(Y_s, r_s) \cdot \bar{Y}_s} \quad (10)$$

En identifiant $G_s = 2\text{Cov}(Y_s, r_s)/N\bar{Y}_s$ et en posant $R_s = \text{Cov}(Y_s, r)/\text{Cov}(Y_s, r_s)$ et

$W_s = \bar{Y}_s/\bar{Y}$ (part de la source s dans la somme des valeurs de Y), on a :

$$G = \sum_{s=1}^k W_s R_s G_s \quad (11)$$

En prenant $g_s = R_s G_s / G$, on obtient :

$$\sum_{s=1}^K W_s g_s = 1 \quad (12)$$

g_s est appelé coefficient de concentration.

$C_s = W_s g_s$ mesure la contribution de la source S à l'inégalité globale. Lorsque g_s est supérieur (inférieur) à 1, on en déduit que l'augmentation de la part de la source S dans le revenu global accroîtrait (réduirait) l'inégalité globale.

En partant de l'identité (12), on constate que la contribution d'une source de revenu (s) à l'inégalité globale est d'autant plus importante que la part de la source dans le revenu total (W_s) est élevée et que son coefficient de concentration spécifique (g_s) est plus grand.

Inégalité de revenus à l'intérieur des ménages

Une composante importante de l'inégalité de revenus en milieu rural est l'inégalité de revenus à l'intérieur des ménages. L'inégalité de revenus à l'intérieur des ménages sous-entend généralement l'inégalité entre groupes constitués selon des lignes de genre. Cela est compréhensible dans la mesure où le genre est considéré comme un déterminant majeur de l'accès aux ressources productives (terre, main d'œuvre, crédit et vulgarisation) au Bénin (Issaká 1995). Ainsi dans la mesure où ces ressources sont déterminantes pour l'adoption d'une TGRN (Honlonkou *et al.* 1999), le sexe influencerait sur la distribution des bénéfices issus de la diffusion de cette technologie.

Pour l'analyse de l'impact de la TGRN sur l'inégalité dans la distribution des revenus à l'intérieur des ménages, la méthode d'analyse utilisée est basée sur les indices d'inégalité de Theil (Sadoulet & de Jánvry 1995) appelé aussi indice d'entropie ou indice de la théorie de l'information. Contrairement au coefficient de Gini, l'indice de Theil a l'avantage de décomposer l'inégalité en deux composantes : l'inégalité intra-groupe et l'inégalité inter-groupe. Ce qui est très opportun dans le cas où une population est composée de plusieurs strates sociales pertinentes et que l'inégalité dans la distribution des revenus peut considérablement varier selon la strate considérée.

L'indice de Theil (T) est donné par l'expression :

$$T = \sum_{i=1}^N (Y_i/Y) \cdot \ln\left(\frac{Y_i/Y}{1/N}\right) \quad (13)$$

avec :

N = Nombre total d'individus considérés,

Y_i = revenu de l'individu i ,

Y = Somme des revenus des N individus,

ln est le symbole du logarithme népérien.

Dans le cas où un seul individu possède tout le revenu Y, on a $Y_i/Y = 1$ et $T = \ln(N)$ interprété comme un cas d'inégalité parfaite. Si un individu a exactement la part $(1/N)$, $T = 0$ et on a l'égalité parfaite. Il s'ensuit que la valeur de T varie entre 0 et $\ln(N)$. L'indice de Theil est donc sensible à la taille de l'échantillon et la comparaison de deux strates n'est rigoureusement valable que si celles-ci ont la même taille.

D'après Sadoulet et de Janvry (1995), certains auteurs préfèrent l'indice de Theil transformé T_n donné par l'expression :

$$T_n = 1 - e^{-T} \quad (14)$$

On constate que T_n est compris entre 0 et 1. T_n est d'autant plus proche de 1 pour l'inégalité parfaite et proche de 0 pour l'égalité parfaite que N est suffisamment grand (N supérieur ou égal à 100).

Considérons le cas d'un échantillon décomposable en k groupes sur la base d'un critère de stratification appropriée ($k=2$ dans le cas du sexe). Soient N_s et Y_s représentant respectivement la taille et la somme des revenus des N_s individus de la strate S.

N_s/N est la proportion de la strate S dans l'échantillon et Y_s/Y est la proportion de la somme des revenus de la strate S dans la somme des N revenus de l'échantillon global.

On démontre que (Lancry 1982) :

$$T = T_w + T_b \text{ avec :} \\ T_w = \sum_{s=1}^k (Y_s/Y) \cdot T_s \quad \text{et} \quad T_b = \sum_{s=1}^k (Y_s/Y) \cdot \ln\left(\frac{Y_s/Y}{N_s/N}\right) \quad (15)$$

où :

T_s est l'indice de Theil à l'intérieur du groupe S,

T_w est l'indice d'inégalité moyen pondéré à l'intérieur des strates,

T_b est l'indice d'inégalité entre les strates.

Sur la base de cette décomposition, on constate qu'un groupe S contribue d'autant plus à l'inégalité globale que l'inégalité est forte à l'intérieur de ce groupe ou que sa part dans la somme totale des valeurs de l'échantillon global est élevée, surtout relativement à la représentativité du groupe mesurée par N_s/N .

PRESENTATION DE LA TGRN ETUDIEE ET METHODE DE COLLECTE DES DONNEES

Présentation de la TGRN

Les méthodes exposées ci-dessus ont été appliquées à la jachère courte à base de *mucuna spp.*, une technologie de gestion des ressources naturelles (TGRN) diffusée dans les systèmes à base de maïs du Bénin. Cette technique de fertilisation consiste à utiliser la légumineuse mucuna comme plante de couverture pour améliorer une jachère courte de six mois. En général, le mucuna est semé vers la fin de la première saison de culture (juin-juillet). La parcelle est ensuite laissée en jachère pendant la petite saison de culture (août-décembre) où elle est en principe complètement envahie par la plante de couverture dont la biomasse est particulièrement abondante et riche en azote. Celle-ci peut atteindre 6 tonnes par hectare avec une accumulation de 160 kg d'azote organique pour un cycle végétatif de 240 jours (Carsky & Ndikawa 1998). Cette capacité est un atout important puisque selon Pol *et al.* (1993), les systèmes agricoles du sud du Bénin sont fortement déficitaires en azote. De même, le mucuna a un pouvoir herbicide attesté sur la plante héliophile, *Imperata cylindrica*, classée par certains agriculteurs dans la catégorie des adventices difficiles à combattre (Versteeg & Koudokpon 1991, Buckles & Sain 1998, Buckles *et al.* 1998).

Echantillonnage et données collectées

Le Sud du Bénin a été choisi pour cette étude sur la base des critères de sévérité des problèmes fonciers et alimentaires et du degré de diffusion de la jachère mucuna. Dix villages y ont été choisis de façon raisonnée sur la base de leur accessibilité, l'expérience avec la TGRN étudiée, la représentativité géographique et l'implication des femmes dans l'agriculture. Quatre cents ménages ont été sélectionnés au total, de façon aléatoire, à raison de 40 ménages par village. La liste des ménages obtenus a été établie après un recensement préalable et utilisée comme base de sondage. 534 exploitants agricoles ont pu en définitive être interrogés parmi lesquels on dénombre 221 femmes.

Les données primaires collectées sont d'ordre physique (fertilité des parcelles, taille des parcelles, etc.), démographique, socioéconomique et institutionnel (organismes d'intervention, accès au crédit, etc.).

RESULTATS ET DISCUSSIONS

Diffusion de la TGRN étudiée

Sept pour cent des agriculteurs ont adopté la jachère à mucuna en 1997, soit 2 % des terres cultivées et 14 000 utilisateurs sur les 200 000 exploitants agricoles du sud du Bénin. Ce taux est acceptable si on prend en compte le fait qu'il s'agit d'une technologie émergente et surtout si on le compare au taux de 7 % d'agriculteurs qui ont utilisé la variété améliorée de maïs dans la même année (Honlonkou 1999). De plus, l'auto-diffusion rapide de la TGRN est confirmée par Galiba *et al.* (1998) qui estiment que 8 personnes sont informées et adoptent la technologie pour chaque adoptant informé par les services officiels de vulgarisation. Une étude a montré que sur la base de critères pertinents en matière d'appréciation d'une technologie de fertilisation des sols, les agriculteurs du sud du Bénin donnent plus de valeur à la jachère à mucuna qu'à l'engrais chimique. En particulier, ils affirment que la TGRN exige un faible investissement financier (Honlonkou *et al.* 1999).

L'application de la méthodologie contrefactuelle résumée dans le modèle (1) a permis d'obtenir des résultats dont la partie concernant

l'impact de la technologie sur la production et les revenus est présentée ici. Les résultats complets du modèle et des analyses peuvent être consultés dans Honlonkou (1999).

Impact de la TGRN sur la production et le revenu

Les résultats des analyses de régression montrent qu'il n'y a pas auto-sélection des adoptants de la technologie en matière de revenu, mais qu'il y a auto-sélection quand il s'agit de la production. Ce qui permet de mesurer les effets liés à l'adoption à partir de l'expression de l'impact D2 de la technologie telle que donnée par l'équation (6) quand il s'agit de revenu et par l'expression de D1 telle que donnée par l'équation (5) quand il s'agit de la production. Ces résultats, résumés dans le tableau 1, montrent que les effets dus à l'adoption de la technologie sont plus élevés que ne le laisseraient croire les différences observées. Par référence aux systèmes sans mucuna, l'adoption permet d'augmenter la production et le revenu respectivement de 88 % et 71 %. Ces pourcentages sont supérieurs aux taux d'augmentation observés de 27 et 26 %.

Une différence moyenne de production de 203 kg de maïs est attribuable à cet avantage. Cependant, les augmentations de production s'accompagnent d'une utilisation de quantités plus élevées de facteurs de production dans les systèmes adoptants comparés aux systèmes non adoptants. Les résultats montrent que l'utilisation d'engrais chimique sur les unités TGRN augmente de 127 % par rapport aux systèmes non TGRN. On peut néanmoins affirmer sans ambiguïté que l'adoption de la technologie accroît les rendements et les revenus de la terre et du travail puisque les superficies et les quantités de main-d'œuvre utilisées par les producteurs sur les parcelles utilisatrices et celles non utilisant la technologie ne sont pas significativement différentes.

Les adoptants, qui ont l'avantage comparatif dans l'utilisation de la TGRN en matière de production, ont tendance à utiliser plus d'engrais minéral. Il peut donc arriver que l'avantage de rendement ne se répercute que partiellement sur le revenu ; ce que suggère la possibilité d'une augmentation moyenne de revenu de 31 % seulement pour les adoptants qui ont un avantage comparatif dans l'adoption de la technologie en matière de production.

Tableau 1. Impact de l'adoption des systèmes TGRN sur l'utilisation des facteurs, la production et les revenus de l'exploitation agricole; Bas-Bénin.

Variables	Valeurs observées			Différences dues à l'adoption évaluées			
	Adoptants (1) (N=79)	Non adoptants (2) (N=390)	Différence (1)-(2)	Réalisées N=75	(b) %	Espérées(c) N=75	(c) %
Terre (kantis)(a)	23,30	20,93	2,37 (11)	-	-	-	-
Travail (Hommes-jours)	36,03	34,33	1,70 (05)	5,78* [48]	17	0,91 [47]	3
Engrais (Kg)	20,13	15,45	4,68 (30)	10,17** [17]	66	19,61** [36]	127
Production (Kg)	1102,84	867,96	234,88* (27)	561,30** * [71]	65	764,38** * [69]	88
Revenu (F CFA) (d)	151468	119973	31495 (26)	85413*** [69]	71	37050*** [67]	31

N= nombre d'unités

(a) : 1 kanti = 0,04 hectare;

(b) : impact calculé en supposant qu'il n'y a pas d'auto-sélection des adoptants. La distribution des adoptants et des non adoptants dans la population est supposée aléatoire;

(c) : on suppose qu'il y a auto-sélection des adoptants et que seuls, ceux qui ont un avantage comparatif en adoptant ont effectivement adopté;

() : pourcentages calculés par rapport aux valeurs de la colonne 2, obtenues pour les non adoptants; [] : pourcentage de différences positives;

***, **, * : significatifs respectivement à 1 et 5 et 10 %.

(d) : le revenu est calculé en déduisant du produit brut les coûts de semence, d'amortissements et d'engrais chimique. Le prix du maïs est pris égal à 150 francs CFA par kg

Source : Nos propres estimations, 1997

Impact de la TGRN sur la demande de facteurs de production

Les adoptants de la TGRN utilisent plus d'engrais chimique (20 kg) que les non adoptants (15 kg), mais l'utilisation de la main d'œuvre ne varie pas significativement quand on passe des systèmes TGRN aux systèmes non TGRN. Comme les tailles des unités de culture ne sont pas significativement différentes, il en résulte que le système TGRN s'accompagne d'une intensification en engrais minéral. Ce comportement semble économiquement rationnel. L'adoption de la TGRN augmente la productivité en valeur de l'engrais minéral par l'augmentation de la productivité de la terre. Il faudrait donc augmenter la dose d'engrais pour égaliser la production en valeur du travail et son prix afin de maximiser les revenus. La combinaison technologique (TGRN + Engrais chimique) serait donc souhaitable.

Une gestion identique des unités TGRN et non TGRN est donc inadéquate. Or, on constate que les niveaux d'intensification en main d'œuvre et la taille des unités sont demeurés constants d'un système à l'autre. On pourrait donc émettre l'hypothèse que l'allocation des ressources est inefficace au sud du Bénin. Mais le test de cette hypothèse dépasse le cadre de ce papier.

Impact de l'adoption de la TGRN sur l'inégalité de revenus

Inégalité de revenus inter-producteurs

En utilisant la méthodologie exposée en III, nous avons obtenu les résultats du tableau 2. Nous avons utilisé les revenus de travail pour l'analyse. Ainsi, sur les unités où la TGRN est adoptée, le coût de la terre par saison de 6 mois est multiplié par deux pour tenir compte du coût d'opportunité de la terre pendant la période de jachère.

On constate que la diffusion de la TGRN ne modifie pas fondamentalement l'égalité dans la distribution des revenus du travail. Cependant, avant l'adoption, le coefficient de concentration pour les unités des adoptants est 0,65 alors que ce coefficient devient 0,85 après adoption. Ces résultats montrent que les gains issus de l'adoption sont plus inégalement distribués après adoption. Les résultats montrent également que l'inégalité dans la distribution des revenus de travail tend à croître chez les femmes par rapport aux hommes suite à la diffusion de la TGRN. On peut conclure que les preuves empiriques ne sont pas suffisantes pour confirmer l'hypothèse selon laquelle les inégalités de revenus entre les ménages sont moindres avec l'utilisation de la TGRN comparée à l'utilisation de la technologie alternative. Ces résultats s'expliquent en partie par la taille trop petite des superficies consacrées par les adoptants à la technologie.

Tableau 2. Inégalité inter-producteurs dans la distribution des revenus de travail dans les systèmes à mais : utilisation de coefficients de Gini ; Bas-Bénin.

Types de revenu	Indices							
	Sans diffusion de TGRN			Avec diffusion de TGRN				
	Part du total	Gini	Contribution	Concentration	Part du total	Gini	Contribution	Concentration
Unités de non adoption (N=333)	90	0,71	93	1,04	86	0,71	88	1,02
Unités d'adoption (N=333)	10	0,90	7	0,65	14	0,91	12	0,85
Unités des hommes (N=215)	83	0,63	-	-	96	0,60	-	-
Unités des femmes (N=118)	17	0,63	-	-	14	0,65	-	-
Toutes unités confondues (N=333)	100	0,66	100	1	100	0,65	100	1

N.B : Dans les cas " sans diffusion de TGRN ", unités d'adoption signifie unités consacrées au TGRN en cas d'utilisation de la TGRN. N = nombre d'unités.

Source : Nos propres estimations, 1997

Nous avons affirmé qu'il y a une tendance au creusement de l'écart de revenu à l'intérieur du groupe des femmes d'une part et à l'amélioration de l'équité dans la distribution de revenus chez les hommes d'autre part. Le paragraphe suivant analyse l'impact de la TGRN sur l'écart de revenu entre les hommes et les femmes.

Inégalité de revenus à l'intérieur des ménages

En évaluant les différents indices de Theil, nous avons réalisé le tableau 3 pour les deux cas de la distribution des revenus de travail avec et sans diffusion de la TGRN.

En considérant le coefficient de Theil global, on constate que les résultats confirment l'analyse effectuée avec l'indice de Gini. La diffusion de la TGRN n'a pas altéré globalement la distribution des revenus du travail. Lorsqu'on considère les composantes de l'indice de Theil, on constate que l'adoption de la TGRN tend à amplifier l'inégalité de revenus entre les hommes et les femmes mais tend à réduire globalement l'inégalité à l'intérieur des strates. Lorsqu'on considère les résultats obtenus séparément pour les hommes et les femmes, on constate que la diffusion de la TGRN tend à réduire l'inégalité des revenus à l'intérieur du groupe des hommes, mais plutôt à l'amplifier à l'intérieur du groupe des femmes. Ces résultats s'expliquent surtout par le fait que la proportion des femmes adoptantes de la TGRN est plus faible que celle des hommes adoptants. 5 % des femmes adoptantes ont adopté la technologie contre 9 % des hommes adoptants. Les femmes adoptantes représentent 2 % de l'échantillon global contre 5 % d'hommes adoptants.

Tableau 3. Inégalité intra-ménages dans la distribution des revenus de travail dans les systèmes maisicoles : Utilisation d'indices de Theil ; Bas-Bénin, 1997.

Types de revenus	Indices					
	Sans diffusion de TGRN			Avec diffusion de TGRN		
	Unités d'adoption	unités de non adoption	Toutes unités confondues	unités d'adoption	unités de non adoption	Toutes unités confondues
Hommes	0,85	0,59	0,52	0,84	0,59	0,49
Femmes	0,93	0,60	0,53	0,97	0,60	0,57
Theil global	0,96	0,85	0,68	0,94	0,85	0,69
Theil Intra-groupes	0,92	0,61	0,52	0,87	0,61	0,50
Theil Inter-groupes	0,51	0,20	0,34	0,56	0,20	0,37

N.B : Dans les cas " sans diffusion de TGRN ", unités d'adoption signifie unités consacrées au TGRN en cas d'utilisation de la TGRN.

Source : Données d'enquête, 1997

L'étude de la diffusion de la TGRN sur la distribution des revenus ne permet pas d'affirmer que la technologie améliore l'équité dans la distribution des revenus du travail en milieu rural. Elle a même tendance à accroître l'écart de revenu entre les hommes et les femmes. Il s'ensuit que la politique actuelle de diffusion de la technologie ne peut se justifier sur le plan d'amélioration de l'équité dans la distribution des revenus.

CONCLUSION ET IMPLICATION

Utilisant une méthode, ce travail a montré que l'adoption de la jachère à base de mucuna peut induire des accroissements substantiels de production et de revenus dans les systèmes à base de maïs au sud du Bénin. Cependant, si des efforts ne sont pas faits pour susciter l'adoption de la technologie par les femmes, le modèle actuel de diffusion conduirait au creusement de l'inégalité de revenus agricoles au sein des ménages agricoles. Néanmoins, la diffusion de la technologie tend à amplifier l'inégalité dans la distribution des revenus agricoles entre les hommes et les femmes à l'intérieur des ménages. Aussi l'étude recommande-t-elle que les femmes soient encouragées dans l'adoption de la technologie en favorisant leur accès au crédit et à des terres agricoles bien sécurisées (Honlonkou *et al.* 1999).

REMERCIEMENTS

Je remercie le projet CIRES-KU-LEUVEN, Côte d'Ivoire et le Projet CIEPCA, IITA, Bénin, pour le financement de cette recherche.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BUCKLES D. TRIMPHE B. & SAIN G. 1998a. Cover Crops in Hillside Agriculture. Farmer Innovation with TGRN. IDRC - CIMMYT. Canada
- BUCKLES D., ETEKA A. OSINAME O. M. GALIBA & GALIANO G. 1998. Cover crops in West Africa: Contributing to sustainable agriculture. International Development Research Center (IDRC), International Institute of Tropical Agriculture (IITA), Sasakawa Global 2000 (SG 2000), Ottawa (Canada), Ibadan (Nigeria), Cotonou (Benin Republic). 293 pp.
- CARSKY J. R. & NDIKAWA R. 1998. Identification of cover crops for the semi-arid savanna zone of West Africa " In: Buckles D., A. Etéka. O. Osiname, M. Galiba. & G. Galiano (eds) Cover crops in West Africa: Contributing to sustainable agriculture. International Development Research Center (IDRC), International Institute of Tropical Agriculture

- (IITA), Sasakawa Global 2000 (SG 2000), Ottawa (Canada), Ibadan (Nigeria), Cotonou (Benin Republic). Pp. 179-187.
- FUGLIE K. & BOSCH D. J. 1995. Economic and environmental implication of soil nitrogen testing : a switching regression analysis. *Amer. Jour. Agr. Econ.* 77 (November 1995) : 891-900.
- GALIBA M., VISSOH. P., DAGBENONBAKIN G. & FAGBOHOUN F. 1998. "Réactions et craintes des paysans liées à l'utilisation du pois mascate (TGRN pruriens)". *In* : Buckles D., A. Etéka. O. Osiname, M. Galiba. & G. Galiano (eds) *Cover crops in West Africa : Contributing to sustainable agriculture*. International Development Research Center (IDRC), International Institute of Tropical Agriculture (IITA), Sasakawa Global 2000 (SG 2000), Ottawa (Canada), Ibadan (Nigeria), Cotonou (Benin Republic). Pp 55-65.
- GBESSEMEHLAN Y. 1988. Crises agraires et stratégies paysannes dans le Sud-Est du Bénin. Etude de cas des districts ruraux d'Avrankou, d'Adjara et d'Akpro-Misséréte (Province de l'Ouémé). Thèse d'ingénieur agronome, FSA/UNB.
- GREENE 1995. Limdep version 7.0 référence guide. Econometric Software Incorporated, USA.
- HECKMAN, J. 1974. "Shadow prices, market wages, and labor supply". *Econometrica*, 42 : 679-94.
- HONLONKOU A. N. 1999. Impact Economique des Techniques de Fertilisation des sols : Cas de la Jachère Mucuna au Sud du Bénin. Thèse de doctorat de 3^{ème} Cycle en Economie Rurale, CIREs, Abidjan, Côte d'Ivoire.
- HONLONKOU A. N., MANYONG V. M. & TCHÉTCHÉ N. 1999. Farmers' perceptions and dynamics in the adoption of a resource management technology : the case of Mucuna fallow in Southern Benin, West Africa. *In* : *International Forestry Review* 1 (4), Londres, 1999.
- INRAB-Institut National de Recherches Agricoles 1996. Plan directeur de la recherche agricole du Bénin. INRAB, Cotonou, Bénin
- ISSAKA K. 1995. Femmes et accès aux ressources productives (terre, crédit et vulgarisation agricole) : étude de cas de la savane de Lonkly et du Plateau de Comé dans le Département du Mono en République du Bénin. FSA/UNB, Abomey-Calavi, Bénin.
- LANCRY P. J. 1982. Théorie de l'information en économie. *Economica*, Paris, France.
- MADDALA G. S. 1983. Limited dependent and qualitative variables. *Econometrics*. Econometrics Society Monographs. Cambridge University Press.
- POL F., GOGAN A. & DAGBENONBAKIN G. 1993. L'épuisement des sols et sa valeur économique dans le département du Mono. INRAB, Cotonou, Bénin.
- QUENUM Y. B. 1995. Analyse économique de la dégradation des sols et de la rentabilité des systèmes biologiques de conservation sur le Plateau Adja (Sud-Ouest du Bénin). Thèse de Doctorat de 3^e cycle en Economie Rurale, CIREs, Université de Côte d'Ivoire, Abidjan.
- QUIZON J. B. & BINSWANGER H. P. 1983. Income distribution in agriculture : a unified approach". *American Journal of Agricultural Economics* 65 N° 3 ; August 1983, Pp. 526-538.
- RENKOW, M. 1993. Differential Technology Adoption an Income Distribution in Pakistan : implications for research resources allocation". *American Journal of Agricultural Economics* 75 February 1993. Pp. 33-43

- SADOLET E. & JANVRY (de). A. 1995. Quantitative development analysis. Johns Hopkins University Press. Baltimore et Londres.
- SAHA H., LOVE A. & SCHWART R. 1994. Adoption of emerging technologies under output uncertainty". American Journal of Agricultural Economics 76 November 1994, Pp. 836-846.
- SCOBIE G. M. & POSADA T. R. 1978. "The impact of technical change on income distribution : the case of rice in Columbia". American Journal of Agricultural Economics , Feb 1978. Pp. 85-91.
- STONEMAN P. 1983. The Economic Analysis of technological change. Oxford University Press.
- VERSTEEG, M. N. & KOUOKPON V. 1991. "Les pratiques actuelles des paysans et les innovations au niveau du facteur fertilité au Sud 'du Benin". *Journal of West African Systems Research Network* Vol. 1 (2) : 85-90.