

# Adoption de variétés améliorées de mil dans le Bassin arachidier du Sénégal: Déterminants et impact sur le rendement et le bien-être

M. A. DIALLO<sup>1\*</sup>, I. NDIAYE<sup>2</sup>

(Reçu le 29/04/2021; Accepté le 02/08/2021)

## Résumé

Cet article examine les déterminants de l'adoption des variétés améliorées de mil dans le Bassin arachidier du Sénégal et son impact sur le rendement et le bien-être. Pour identifier les déterminants nous avons fait recours au modèle logit séquentiel. Quant à l'évaluation de l'impact, c'est la méthode d'appariement sur score de propension qui est utilisée. Les résultats indiquent que le sexe du producteur, la connaissance des variétés de mil, le paiement de salaires par le producteur et dans une moindre mesure le nombre de femmes intervenant dans la parcelle sont les principales variables qui influencent l'adoption des semences améliorées de mil. Par ailleurs, nous n'avons pas trouvé un impact significatif de l'adoption de semences améliorées de mil sur le rendement. En revanche, nous avons décelé un impact positif et significatif de l'adoption de variétés améliorées sur le bien-être du ménage du producteur. Il ressort que continuer à utiliser les semences améliorées augmenterait les dépenses de consommation en équivalent adulte/jour du ménage du producteur de 119,2 Fcfa et permettrait de réduire le taux de pauvreté de 13%. Ce dernier résultat constitue un supplément de preuve pour une promotion des nouvelles technologies du mil dans le Bassin arachidier au Sénégal.

**Mots clés:** Adoption, Variétés améliorées, Déterminant, Impact, Rendement, Bien-être

## Adoption of improved varieties of millet in the groundnut basin of Senegal: Determinants and impact on yield and welfare

### Abstract

This article examines the determinants of the adoption of improved varieties of millet in the groundnut Basin of Senegal and its impact on yield and welfare. To identify the determinants, we used the sequential logit model. As for the impact assessment, it is the propensity score matching method that is used. The results indicate that the sex of the producer, the knowledge of the varieties of millet, the payment of wages by the producer and to a lesser extent the number of women intervening in the plot are the main variables that influence the adoption of improved seeds of millet. Furthermore, we did not find a significant impact of adopting improved millet seeds on yield. On the other hand, we detected a positive and significant impact of the adoption of improved varieties on the well-being of the producer's household. It appears that continuing to use improved seeds would increase consumption expenditure in adult / day equivalent of the producer's household by 119.2 CFA francs and would reduce the poverty rate by 13%. This last result constitutes further evidence for the promotion of new millet technologies in the Groundnut Basin in Senegal.

**Keywords:** Adoption, Improved varieties, Determinant, Impact, Yield, Welfare

## INTRODUCTION

L'utilisation des nouvelles technologies peut être un moyen pour lutter contre l'insécurité alimentaire en milieu rural par une augmentation de la production et une baisse des prix des produits alimentaires (Ghimere *et al.*, 2015). Selon Asfaw *et al.*, (2012), la promotion de l'adoption de ces variétés à haut rendement permet d'améliorer le niveau de vie des producteurs agricoles ruraux dont le régime alimentaire est essentiellement constitué de produits à base de céréalières.

En Afrique de l'Ouest, les céréales telles que le riz, le sorgho, le blé, le maïs et le mil sont des aliments de base importants pour la majorité de la population. Entre 62 à 65 millions de tonnes de céréales sont consommés dans cette région (Broutin, 2011).

Au Sénégal, les céréales sont des cultures qui dominent le secteur agricole. Parmi ces spéculations, le mil est la culture la plus appréciée par les ménages ruraux. Il représente plus de 60% de la production céréalière du pays, soit un total d'un million de tonnes (CRES, 2016). Cependant, le taux de croissance de cette production est relativement faible (0,8%). En plus, les volumes de production sont irréguliers. Une analyse sur le long terme (1961-2014) des caractéristiques descriptives de son évolution fait ressortir

son instabilité avec un coefficient de variation de 27%. Sur cette période, le taux de croissance annuel moyen de la production nationale de mil est faible et est largement inférieur à celui de la population (+2,9%) d'où une réduction de la disponibilité de mil domestiques par tête (CRES, 2016). Cette augmentation lente de la production s'explique certes par les aléas climatiques, mais aussi par une faible augmentation de la productivité avec un taux de croissance annuelle moyenne de 0,88% et une tendance à la baisse des superficies allouées à cette culture avec un taux de -0,10% (CRES, 2016). Malgré ce ralentissement noté dans les performances productives, le gouvernement a tenu à doubler la production de mil dans les dix prochaines années et à réduire de 30 à 50% l'importation de blé par la consommation de céréales locales. Ce faisant, l'option stratégique d'améliorer le niveau de productivité s'impose. Selon le CRES (2016), les niveaux de rendements du mil sont liés étroitement à la disponibilité de semences. En effet, la disponibilité de variétés améliorées de semence de mil en quantité et en qualité serait le défi majeur pour améliorer les niveaux de productivité actuels. Les rendements obtenus en milieu paysan (571 kg/ha en 2015) sont 4 à 5 fois moins élevés que ceux des variétés améliorées obtenues en station (Ndiaye *et al.*, 2005). A cet effet, Zeller *et al.*, (1998) affirment que l'accroissement de la

<sup>1</sup> Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG), Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal

<sup>2</sup> Département d'économie et sociologie rurales de l'École nationale supérieure d'agriculture (ENSA), Université de Thiès (UT), Sénégal

productivité agricole dépend de plus en plus de l'adoption de technologies agricoles à haut rendement. L'adoption de variétés améliorées de semences pourrait conduire à une augmentation significative de la productivité agricole en Afrique et stimuler l'économie de transition vers une économie agro-industrielle à productivité élevée (Banque mondiale, 2008). Plusieurs travaux de recherche montrent que l'adoption de variétés améliorées permet d'accroître la productivité agricole et de renforcer la sécurité alimentaire. On peut citer l'étude de Adekambi *et al.*, (2010) qui a cherché à mesurer l'impact de l'adoption de variétés améliorées de manioc sur le rendement dans treize communes réparties dans le Sud, le Centre et le Nord du Bénin. À l'aide d'une approche contrefactuelle basée sur le calcul de l'effet moyen de Traitement (ATE), les auteurs montrent que l'adoption a un impact positif et significatif considérable sur le rendement des producteurs. Par ailleurs, dans le même pays, Medagbe (2018) a procédé à l'évaluation de l'impact différentiel entre le genre et l'adoption de la variété de riz dite NERICA<sup>1</sup> sur le rendement et le revenu annuel des ménages agricoles béninois. En utilisant des données sur 342 riziculteurs et en appliquant la méthode ATE pour mesurer l'impact, les résultats indiquent que l'adoption de la variété de riz n'est pas homogène par rapport au genre. Les femmes qui adoptent le NERICA produisent 866kg de paddy de plus par hectare (contre 392 kg pour les hommes) et ont un revenu par habitant supplémentaire de 43 715 FCFA (contre 11 027 FCFA pour les hommes). Des résultats similaires ont été obtenus par Adégbola *et al.* (2005) et Diagne (2007) lorsqu'ils évaluaient l'impact de l'adoption des variétés améliorées de riz NERICA au Bénin et en Côte d'Ivoire respectivement.

Toutefois, les seules études récentes concernant l'adoption de variétés de mil sur la productivité se révèlent être ceux de Issoufou *et al.*, (2017) et Salih *et al.*, (2018). Les premiers ont étudié les déterminants de l'adoption de variétés de mil et l'impact de cette adoption sur le rendement des producteurs au Niger à travers un échantillon de 612 producteurs choisis de façon aléatoire sur la base de liste de producteurs opérant dans 15 villages. Ainsi, après une première estimation d'un modèle logistique, les résultats indiquent un taux d'adoption de 35,29% avec, comme déterminants la perception de risque de production, l'accès à la vulgarisation, la disponibilité, la productivité, l'adaptabilité, la précocité, l'âge et l'éducation et la taille du ménage. Ils ont en outre utilisée la méthode du Local Average Response Function (LARF) basée sur l'approche contrefactuelle pour estimer l'effet moyen local du traitement « Local Average Treatment Effect » (LATE). Ces auteurs trouvent que ces semences ont permis d'augmenter les rendements de mil de 406,93 kg/ha chez les adoptants. Les auteurs Salih *et al.*, (2018) ont évalué l'impact de l'adoption de variétés améliorées de mil sur le revenu agricole des ménages dans trois localités (Sheikan, Umrawaba et Elrahad) de l'État du Nord Kordofan au Soudan. Pour cela, ils ont utilisé des données d'enquêtes auprès des ménages agricoles couvrant la période entre 2006 et 2015 et sur un échantillon aléatoire de 794 ménages. Ils ont montré que les facteurs qui ont eu un impact positif sur la décision des agriculteurs d'adopter

des variétés améliorées de mil étaient l'éducation, la formation et les membres de la famille hommes. Ils ont montré également que l'adoption de variétés améliorées de mil a permis d'augmenter les revenus agricoles de 29727,86 livre soudanaise par an.

La particularité de ces deux études effectuées respectivement par Issoufou *et al.*, (2017) et Salih *et al.*, (2018) est qu'aucun n'a considéré l'adoption comme un processus séquentiel. L'adoption suit, en effet, un processus en plusieurs phases. Le producteur teste, d'abord, la variété améliorée en l'utilisant au moins une fois dans sa récolte de mil. En plus de l'utilisation, l'adoption reste l'aboutissement d'un test et de la continuité de l'utilisation pendant des campagnes agricoles ultérieures.

Cet article utilise la base des données de l'enquête du projet le West African Power Pool (WAPP) réalisée entre 2015-2016. Il s'intéresse à des variétés de mil différentes de celles mises en évidence dans les travaux d'Issoufou *et al.*, (2017) et Salih *et al.*, (2018). L'objectif est d'identifier les facteurs déterminants de l'adoption des variétés de mil<sup>2</sup> par les exploitations agricoles dans le Bassin arachidier au Sénégal et de son impact sur le rendement et le bien-être des producteurs. Le modèle logit séquentiel est mis en application pour identifier ces déterminants. Quant à l'évaluation, la méthode d'appariement sur score de propension est adoptée pour mettre en évidence l'effet moyen de l'adoption des variétés améliorées (ATT) sur le rendement et le bien-être des producteurs.

Après l'introduction, le reste de ce papier est organisé de la manière suivante. Tout d'abord, nous allons dans la section 2, décrire le cadre méthodologique ayant permis de réaliser le travail. Ensuite, dans la section 3, nous exposerons les résultats de la recherche avec les discussions associées. Et enfin, nous allons dans la section 4, conclure l'article avec un ensemble de recommandations.

## MATÉRIEL ET MÉTHODES

Dans cette section, nous présentons dans un premier temps, la zone d'intervention de l'étude et les données collectées. En deuxième lieu, nous expliquons la méthodologie sur les déterminants de l'adoption des variétés de mil. Ce qui correspond, ici, au cadre théorique du modèle logit séquentiel. En troisième lieu, nous exposons la méthodologie d'évaluation de l'impact de l'adoption des variétés de mil sur le rendement et le bien-être.

### Zone intervention et collectes de données

Dans le cadre du projet WAPP, c'est une diffusion à grande échelle de variétés de mil qui a été initiée sous la responsabilité de l'Agence Nationale du Conseil Agricole et Rural (ANCAR) dans le Bassin arachidier du Sénégal. Cinq régions ont été ciblées à cet effet. Il s'agit de la région de Louga, Thiès, Diourbel, Kaolack et Kaffrine. Les données utilisées dans ce travail ont été collectées suivant une méthodologie à plusieurs dimensions. Tout d'abord, une base de sondage est établie, ensuite un recensement des producteurs bénéficiaires et non bénéficiaires est fait dans un échantillon de villages, après l'appariement est appliqué aux deux groupes. Cette dernière étape est suivie de la sélection de l'échantillon final de producteurs pour la collecte de données (Figure 1).

<sup>1</sup> NERICA est un cultivar du riz développé par Monty Jones du Centre du riz pour l'Afrique pour améliorer la riziculture en Afrique de l'Ouest. Cette espèce est spécialement conçue pour l'Afrique et possède un rendement élevé pour de faibles besoins.

<sup>2</sup> Souna3, de Thialack 2, de Sossat C88 et de ICTP8203

La base de sondage des producteurs bénéficiaires a été établie grâce aux données fournies par l'ANCAR. Celle-ci a permis de collecter les informations sur l'objectif du projet, sa zone de diffusion, les variétés de mil concernées, la liste des villages bénéficiaires, celle des producteurs bénéficiaires, le rendement à l'hectare etc. Concernant l'échantillonnage des villages non bénéficiaires, il a été fait sur la base de données de l'enquête sur les villages de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) de 2009. Ainsi le choix des villages a été fait en tenant compte du ratio un village non bénéficiaire pour deux villages bénéficiaires. Le choix de villages non bénéficiaires se justifie par le souci d'éviter un biais de contamination. La répartition des producteurs non bénéficiaires entre des villages bénéficiaires et des villages non bénéficiaires permet de prendre en compte les effets de diffusion des semences et de contrôler les effets de contamination. Dans chaque village où le programme est administré, un recensement de producteurs bénéficiaires et non bénéficiaires a été effectué. Les données recueillies au niveau des bénéficiaires et non bénéficiaires sont relatives aux caractéristiques du producteur et de son ménage, aux spéculations effectuées, aux superficies cultivées et aux volumes de production. Ainsi, pour la spéculation mil, nous disposons des données exhaustives sur 130 bénéficiaires et 154 non bénéficiaires soit au total 284 producteurs.

#### Cadre théorique du modèle logit séquentiel

En s'intéressant à l'adoption de variétés améliorées par les producteurs du Bassin arachidier, il est important de rappeler que l'adoption suit un processus en plusieurs phases. D'abord, le producteur teste une variété améliorée en utilisant au moins une fois dans sa récolte de mil. En plus

de l'utilisation, l'adoption reste l'aboutissement du test et de la continuité de l'utilisation pendant des campagnes agricoles ultérieures.

L'étude des déterminants de l'adoption des variétés améliorées dans le Bassin arachidier porte sur un échantillon de 284 producteurs. La variable dépendante notée « adoption » est une variable polytomique à trois modalités ordonnées où 0 indique que le producteur n'a pas bénéficié du programme et donc n'a pas testé les variétés améliorées; 1 correspond aux producteurs ayant utilisé des variétés améliorées sans les adoptées et 2 identifie les producteurs ayant réellement adopté les variétés améliorées. Ainsi, l'approche conventionnelle consisterait à appliquer le modèle logistique ordonné (Agresti, 2010) de progression qui a pour but d'estimer la probabilité que « adoption » soit égale à 0, 1, 2, parmi les individus dans la population. Toutefois, ces décisions ne sont pas seulement ordonnées mais aussi séquentielles car l'atteinte d'une modalité « 1 » est conditionnée par l'atteinte des modalités antérieures. Ce qui signifie que, l'adoption des variétés améliorées pour un producteur résulte d'abord de l'utilisation à travers un test de ces variétés. De plus il y a aussi un aspect d'auto-sélection pour chaque étape en ce sens que seuls les producteurs ayant bénéficié du programme vont tester les variétés améliorées et parmi eux seuls ceux qui continuent de l'utiliser ont l'adopté. Ainsi, les estimations du modèle logistique ordonné seraient biaisées car elles ne tiennent pas compte des effets d'auto-sélection inclus dans le modèle (Lillard et Willis, 1994; Long & Freese, 2014). Par conséquent, le modèle économétrique adapté pour cette étude est le modèle logit séquentiel largement utilisé dans la littérature (Maddala, 1983; Tutz, 1991; Sakelleriou, 2013; Fall *et al.*, 2015; Sato *et al.*, 2017; Nakajima *et al.*, 2017).

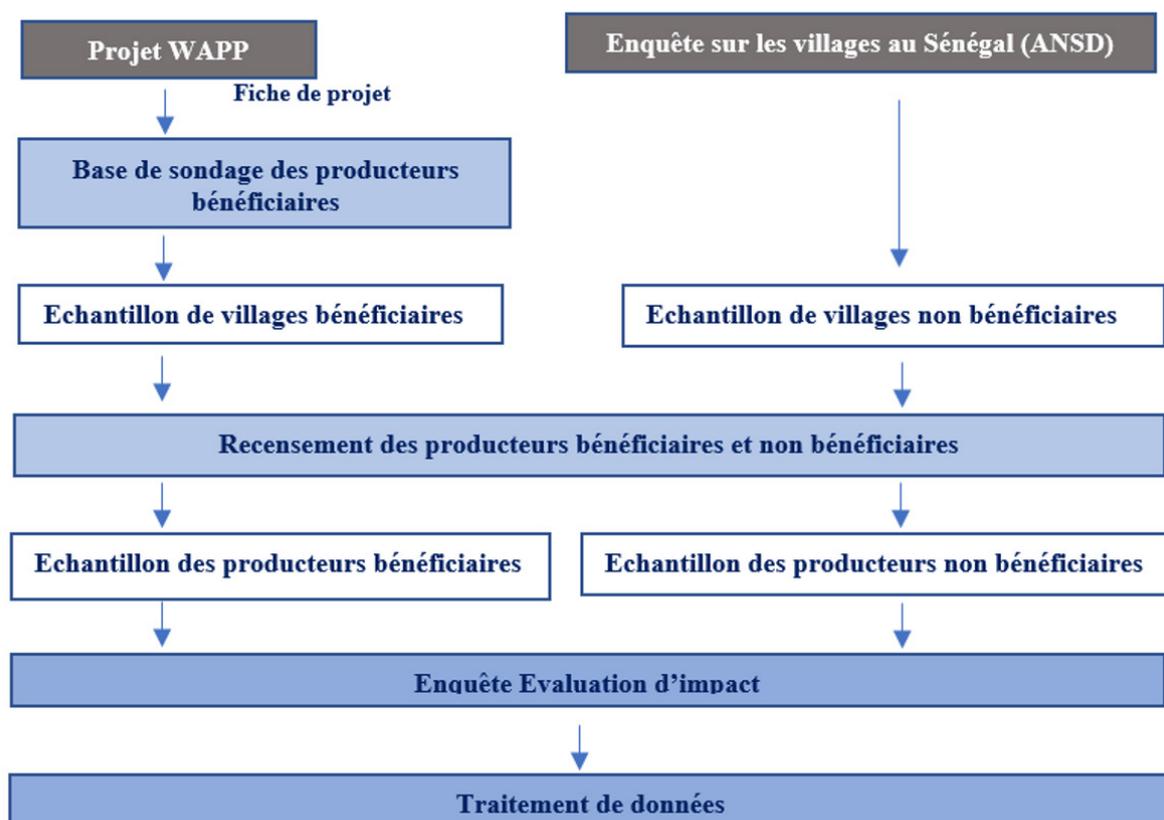


Figure 1: Processus d'échantillonnage des bénéficiaires et non bénéficiaires enquêtés (CRES, 2016)

Il se dégage deux niveaux de transition sur cette figure 2 et ceux-ci sont décrits comme suit: (i) Le producteur décide de tester les variétés améliorées en les utilisant ou non ( $S=1$ ); (ii) Étant utilisateur, le producteur décide d'adopter les variétés améliorées ou non ( $S=2$ ).

Ainsi, La probabilité pour un producteur de s'arrêter à un niveau, est donnée par la fonction logistique suivante:

$$p_{ki} = F_k(x_i\beta) = \frac{\exp(\alpha_k + \sum_m \beta_{km}x_m)}{1 + \exp(\alpha_k + \sum_m \beta_{km}x_m)} \text{ si } p_{k-1,i} = 1$$

Où  $p_{k-1,i}$  indique si le producteur a réalisé ou non la transition précédente. La probabilité pour chaque transition est modélisée en fonction de caractéristiques telle que, le genre, l'âge, le niveau d'éducation, le niveau de vie du ménage.

Dans le modèle logit séquentiel, la probabilité pour l'individu  $i$  de passer d'une transition  $k$  est donné par:

$$P(y_i = k) = \begin{cases} F_1(x_i\beta) & \text{pour } k = 1 \\ \prod_{j=1}^{k-1} [(1 - F_j(x_i\beta))F_k(x_i\beta)] & \text{si } k \geq 2 \end{cases}$$

Où  $y_i$  représente la variable polytomique et l'événement  $y_i = k$  signifie que le producteur s'arrête au  $k^{\text{ième}}$  stade. L'estimation des paramètres du modèle s'est faite à l'aide de la commande SEQLOGIT de Stata 15 proposé par Buis (2013).

### Méthodologie d'évaluation de l'impact de l'adoption des variétés de mil sur le rendement et le bien-être

L'évaluation d'impact s'attache à étudier les changements causés par une intervention et informer ainsi de son efficacité. Une intervention de développement vise des objectifs (résultats). Elle consiste en des inputs, mobilisés dans des activités qui génèrent des effets (outputs) dont sont espérés des résultats (Janvry et Sadoulet, 2015). Le modèle statistique de base des évaluations est le modèle causal de Rubin (1974). L'objectif de l'évaluation est de déterminer si des changements constatés sont attribuables à l'intervention. On s'intéresse à l'évaluation d'une mesure  $T$ , et on examine

son effet sur une grandeur d'intérêt  $Y$ . Le modèle causal de Rubin considère que pour une variable de résultat  $Y$  varie selon que l'individu soit traité ( $Y_1$ ) ou non traité ( $Y_0$ ). Afin d'isoler l'effet du programme  $T$ , il est nécessaire de connaître la situation potentielle des bénéficiaires du programme si jamais ceux-ci n'y avaient pas participé. Tout l'esprit des méthodes d'évaluations est d'estimer cette situation contrefactuelle par l'usage de l'économétrie. De nombreuses méthodes ont été développées ces dernières années pour traiter ces questions spécifiquement. Parmi ces méthodes, les «Essais randomisés contrôlés» ou encore RCT<sup>3</sup>, les doubles différences, les variables instrumentales, la régression sur discontinuité, le matching ou score de propension. Le choix de chaque méthode repose sur des critères bien définis. La randomisation, une méthode des méthodes expérimentales, permet de surmonter le problème de contrefactuel car tous individus traités comme non traités sont identiques en moyenne puisque l'assignation se fait à partir d'un contrôle total des unités d'observation (Duflo *et al.*, 2007). L'approche quasi-expérimentale est utilisée lorsqu'il n'est pas possible de sélectionner les traités et non traités aléatoirement (Faye-Mané, 2017). La double différence est adaptée lorsque les données de l'intervention sont disponibles avant et après la mise en place du projet. Les variables instrumentales sont utiles lorsqu'on soupçonne la présence d'endogénéité. La régression sur discontinuité exploite une connaissance précise des règles qui déterminent le traitement à partir d'une variable de sélection qui a un impact discontinu sur la probabilité d'être traité. Enfin, le matching, largement utilisé consiste à trouver parmi les groupes non bénéficiaires des individus qui ressemblent aux personnes ayant bénéficié du projet afin d'en constituer un groupe de contrôle.

Compte tenu des données disponibles, nous ne pouvons pas utiliser les méthodes expérimentales (RCT), de plus le caractère en coupe instantané des données exclut naturellement l'usage de la méthode par les doubles différences, de même que la régression sur discontinuité ne peut être

<sup>3</sup> Random Controlled Trial

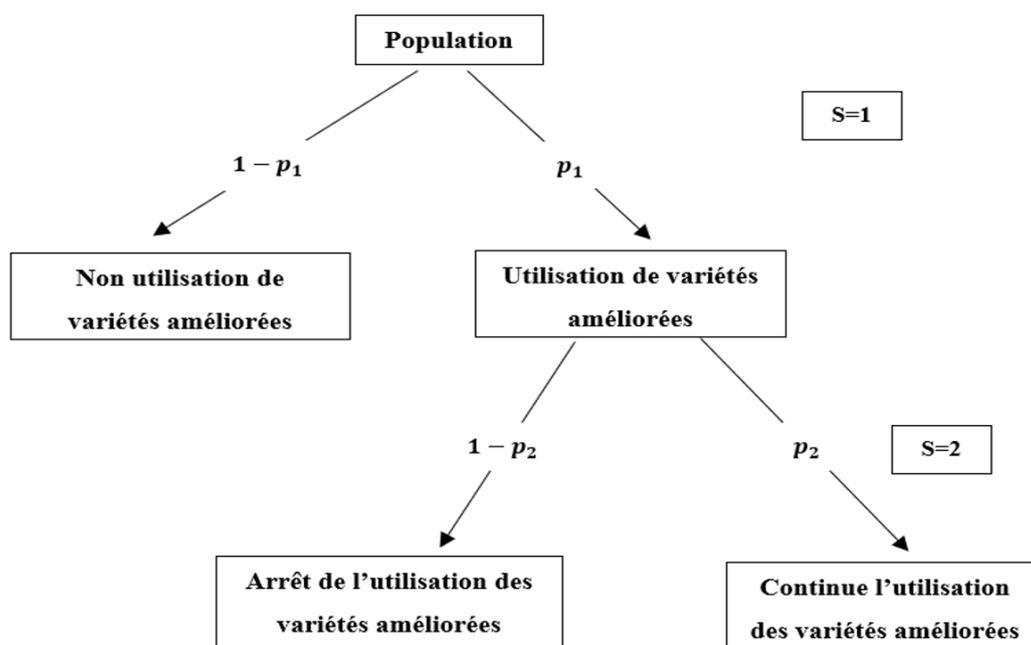


Figure 2: Processus séquentiel de l'adoption de variétés améliorées dans le Bassin arachidier (Inspiré de Fall *et al.*, (2015), construction des auteurs)

appliquée. Dès lors, la méthode d'appariement sur score de propension apparait comme une solution alternative afin d'estimer l'impact de l'adoption des semences améliorées de mil.

### Formalisation

L'estimation des scores de propension passe principalement par deux étapes. La première consiste à choisir le modèle permettant d'estimer les probabilités (généralement, Probit ou le logit). La deuxième étape porte sur le choix des variables à inclure dans le modèle qui doivent déterminer à la fois le traitement et la variable résultat, mais qui ne sont affectés par le traitement (Smith et Todd, 2005). Le score de propension est la probabilité qu'un producteur adopte les semences améliorées conditionnellement aux observables  $X$ . Cette probabilité est définie comme suit:

$$\begin{cases} p(X) = P(T = 1|X) \\ Y_0 \perp T|X \Rightarrow Y_0 \perp T|p(X) \end{cases}$$

L'avantage d'utiliser le score de propension réside dans le fait qu'on ne compare plus les individus sur un grand nombre de variables, mais sur une seule. Le score de propension sera estimé à partir d'un modèle logistique sous la forme:

$$\hat{p}(X) = \frac{\exp(f(X))}{1 + \exp(f(X))}$$

La méthode d'appariement n'est valable que sous l'hypothèse de l'existence d'un support commun, c'est-à-dire que pour toutes les valeurs des observables on puisse comparer des traitées et des non-traitées:

$$0 < P(T_i = 1|X_i) < 1$$

Pour évaluer la qualité de l'appariement, on teste d'abord l'hypothèse de support commun. Pour ce faire, il faut procéder à une analyse visuelle qui consiste à voir s'il y a un chevauchement entre la distribution du score de propension du groupe des bénéficiaires et celui des non bénéficiaires. Ce test est important parce qu'il assure que toutes les combinaisons des caractéristiques du groupe de traitement peuvent être observées aussi dans le groupe de contrôle. Ensuite, le «balancing test» permet de s'assurer que les différences entre les variables observables des deux groupes sont éliminées. Il existe plusieurs versions de ce test dans la littérature, mais le biais absolu moyen standardisé suggéré par Rosenbaum & Rubin (1984) est le plus utilisé (Kassie *et al.*, 2011). Le pseudo-R2 devrait être plus faible après l'appariement et le test de significativité jointe des variables devrait être rejeté si l'appariement est de bonne qualité (Sianesi, 2004).

Plusieurs techniques d'appariement peuvent être utilisées. Nous nous concentrons ici sur deux méthodes largement utilisées, à savoir la méthode des cinq plus proches voisins et l'appariement par régression de noyau non paramétrique proposé par Heckman *et al.*, (1998). La première est l'algorithme le plus populaire et relativement le plus simple dans la mesure où chaque individu du groupe de traitement est apparié avec les cinq individus les plus proches voisins en termes de score de propension dans le groupe de contrôle (Caliendo et Kopeinig, 2008). La seconde méthode va au

bout de la logique c'est-à-dire tous les individus du groupe de contrôle sont utilisés, mais pondérés par leur distance au traité. Cependant, chaque observation de comparaison entre dans l'estimation avec un poids inversement proportionnel à sa distance par rapport à celle du traitement, en fonction de la distribution du score de propension (Bernard *et al.*, 2008). Un avantage de cette méthode est la réduction de la variance résultant de l'utilisation d'un plus grand nombre d'observations (Faye-Mané, 2017).

Comme choix des variables d'appariement, 11 variables relatives aux caractéristiques observables liées aux producteurs et qui ne sont pas affectées par l'intervention du projet ont été identifiées. Il s'agit du sexe du producteur, de son âge et de son niveau d'éducation, de la taille du ménage, du nombre d'intervenants hommes et femmes dans la parcelle, du niveau d'étude maximal des intervenants dans la parcelle, de l'insécurité alimentaire du ménage, du choc vécu par le ménage, du nombre de personnes dans le ménage exerçant une activité agricole et du nombre de matériaux agricoles disponibles.

Enfin, nous estimons l'impact de l'adoption des variétés améliorées sur les traités par la différence entre la moyenne des adoptants et non adoptants par:

$$ATT = E(Y_1 - Y_0|T = 1) = E(Y_1|T = 1) - E(Y_0|T = 1)$$

## RÉSULTATS ET DISCUSSION

### Estimation du modèle séquentiel de l'adoption des variétés améliorées de mil dans le Bassin arachidier

Les producteurs sont censés utiliser les variétés améliorées en les testant d'abord avant de continuer à les utiliser. Les facteurs explicatifs de l'adoption de variétés améliorées par les producteurs du Bassin arachidier ont été obtenus à partir de l'estimation d'un modèle logit séquentiel. Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 1.

Les principales variables qui influencent, significativement au seuil de 5%, l'utilisation de variétés améliorées sont: le sexe de producteur, son âge, la connaissance des variétés distribuées par le projet, le nombre de matériaux agricoles disponibles, le nombre d'intervenants dans la parcelle et le montant des transferts reçus. Dans la première phase du processus d'adoption, il apparait que les producteurs de sexe féminin ont 13,2% plus de chance d'utiliser les variétés améliorées par rapport aux producteurs hommes. Les chances d'utiliser les variétés améliorées croient avec l'âge du producteur. Toutefois, au-delà de 62 ans, les chances d'utiliser les variétés améliorées décroissent. Ceux qui connaissent les variétés distribuées par le projet présentent 22,5 fois plus de chances d'utiliser les variétés améliorées. Par rapport aux matériaux agricoles disponibles, plus le producteur en possède, plus la probabilité d'utiliser des variétés améliorées augmente. Cependant, dès que le nombre de matériaux agricoles dépasse cinq (5), les chances d'utiliser les variétés améliorées diminuent. Ce résultat contre-intuitif pourrait s'expliquer par les types de matériaux agricoles disponibles. Les producteurs de mil dans le Bassin arachidier utilisent principalement le semoir (85%), la houe occidentale (63%), les chevaux (75%) et dans une moindre mesure l'âne (57%) pour leurs travaux champêtres. Si le prix moyen d'acquisition d'un semoir

(42 000 Fcfa) ou d'une houe occidentale (23 000 Fcfa) semblent relativement accessible aux producteurs, le coût d'achat d'un cheval reste considérablement élevé (221 000 Fcfa) pour des paysans dont le revenu moyen est inférieur au seuil rural de la pauvreté au Sénégal qui est de 598 Fcfa<sup>4</sup>. Par ailleurs, l'influence du nombre d'intervenants dans la parcelle sur l'usage de variétés améliorées se révèle négatif et significatif dont l'effet s'estompe dès que le nombre de travailleurs dans la parcelle dépasse 8 personnes, seuil à partir duquel on s'attend à une amélioration de la probabilité d'utiliser les variétés améliorées. Le montant des transferts monétaires reçus augmente, également, les chances d'utiliser les variétés améliorées dans la mesure où l'argent reçu peut servir à la fois à la consommation ou

à l'achat d'équipement agricole. Par rapport à la taille du ménage du producteur, quoique non significatif, semble présenter un effet seuil car le coefficient de la variable taille du ménage au carré est négatif et significatif.

Il ressort aussi du modèle que les facteurs déterminants de la continuité d'utilisation des variétés améliorées de mil sont principalement le sexe du producteur, la connaissance des variétés de semences distribuées par le projet, le paiement de salaires des employés et dans une moindre mesure le nombre de femmes intervenant dans la parcelle. Les producteurs hommes ont 7 fois plus de chance d'adopter les variétés améliorées de mil que les femmes. De plus, la connaissance des variétés distribuées par le projet offre 46 fois plus de chance d'adopter es variétés améliorées de mil.

<sup>4</sup> Ce seuil a été estimé par l'ANDS en 2011.

**Tableau 1: Résultats de l'estimation du modèle séquentiel de l'adoption des variétés améliorées dans le bassin arachidier**

Catégorie de variable	Variables	Adoption, utilisation versus non utilisation		Adoption versus utilisation	
		Coefficient	Odds ratio	Coefficient	Odds ratio
Producteur	Sexe (Réf. Homme)	-2,024*** (0,698)	0,132*** (0,0922)	1,944* (1,153)	6,988* (8,055)
	Age	0,244*** (0,0872)	1,277*** (0,111)	-0,311 (0,234)	0,733 (0,171)
	Age au carré	-0,00198*** (0,000736)	0,998*** (0,000735)	0,00289 (0,00223)	1,003 (0,00224)
	Niveau d'éducation	0,270 (0,287)	1,310 (0,375)	0,595 (0,793)	1,812 (1,438)
	Connaissance des variétés distribuées par le projet	3,113*** (0,448)	22,49*** (10,08)	3,826*** (0,929)	45,90*** (42,65)
	Le producteur paye-t-il des salaires ?			-2,795* (1,478)	0,0611* (0,0903)
	Nombre de matériaux agricoles disponibles	0,576*** (0,200)	1,779*** (0,356)		
	Nombre de matériaux agricoles au carré	-0,0618*** (0,0169)	0,940*** (0,0158)		
	Parcelle	Nombre d'intervenants dans la parcelle	-0,710*** (0,198)	0,491*** (0,0974)	
Nombre d'intervenants dans la parcelle au carré		0,0453*** (0,0149)	1,046*** (0,0156)		
Nombre d'hommes inter-venant dans la parcelle				0,0466 (0,279)	1,048 (0,292)
Nombre de femmes inter-venant dans la parcelle				-1,215 (0,842)	0,297 (0,250)
Nombre de femmes intervenant dans la parcelle au carré				0,391* (0,235)	1,478* (0,348)
Ménage	Taille du ménage	0,280 (0,193)	1,324 (0,255)		
	Taille du ménage au carré	-0,0122* (0,00739)	0,988* (0,00730)		
	Nombre d'actifs			0,239 (0,178)	1,270 (0,225)
	Nombre de personnes responsable de parcelle	0,0934 (0,155)	1,098 (0,170)	-0,120 (0,364)	0,887 (0,323)
	Le ménage a-t-il subi un choc ?			0,515 (0,722)	1,673 (1,208)
	Nombre de personnes dans le ménage exerçant une activité agricole	-0,108 (0,0663)	0,898 (0,0595)	-0,159 (0,139)	0,853 (0,119)
	Montant des transferts reçus	0,100** (0,0390)	1,105** (0,0431)	-0,0412 (0,0870)	0,960 (0,0835)
	Constante	-7,444*** (2,868)	0,000585*** (0,00168)	5,341 (5,337)	208,6 (1,113)

Robust standard errors in parentheses, \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

Cependant, le versement de salaire aux employés diminue les chances d'adopter les variétés améliorées de mil. Les producteurs qui s'acquittent des salaires des employés présentent 94% moins de chance de continuer à utiliser les variétés améliorées, et donc de les adopter. Enfin, bien que le nombre de femmes intervenant dans la parcelle ne soit pas significatif, son carré reste positif et significatif, ce qui pourrait sous-tendre de l'influence positive que pourrait avoir les femmes sur l'adoption des variétés améliorées.

### Estimation du score de propension et évaluation de la qualité du matching

Les résultats de l'estimation du score de propension par une régression logistique sont consignés dans le tableau 2. Les résultats statistiques valident le modèle. Il est globalement significatif (Prob> chi2=0,000), de plus, le test de Hosmer-Lemeshow accepte l'hypothèse nulle de bonne spécification avec une probabilité de 0,2096. La surface

en dessous de la courbe de ROC s'établit à 0,7796 et le modèle présente un taux de bon classement de 71,3%, ce qui témoigne de la bonne qualité de l'estimation.

L'appariement a pour vocation de réduire les différences qui peuvent subsister entre les adoptants et les non-adoptants de variétés améliorées de mil. Un des moyens d'examiner la qualité du matching est de vérifier si les différences entre les deux groupes se sont amoindries voire éliminées. Le tableau 3 relate les différences observables entre les producteurs adoptants et les non-adoptants de variétés améliorées de mil. Il apparaît que l'échantillon non apparié (1) ne satisfait pas les propriétés d'équilibrage dans la mesure où les producteurs adoptants sont en moyenne différents des non-adoptants. Une différence significative est observée entre les deux groupes vis-à-vis de l'âge moyen du producteur (Pvalue=0,006), de son niveau d'éducation (Pvalue=0,005), du nombre de femmes intervenant dans la parcelle (Pvalue=0,000), de la situation d'insécurité

**Tableau 2: Estimation du score de propension à partir d'une régression logistique**

Variables	Coefficient	Variables	Coefficient
Sexe	0,812 (0,752)	Nombre d'intervenants hommes dans la parcelle	-0,639** (0,313)
Age du producteur	0,236*** (0,0781)	Nombre d'intervenants hommes dans la parcelle au carré	0,0535 (0,0398)
Age du producteur au carré	-0,00187*** (0,000677)	Nombre d'intervenants femmes dans la parcelle	-0,644*** (0,196)
Niveau d'éducation	0,380 (0,271)	Nombre d'intervenants femmes dans la parcelle au carré	0,0659** (0,0290)
Taille du ménage	0,347* (0,181)	Nombre de matériaux agricoles disponibles	0,422** (0,199)
Taille du ménage au carré	-0,0131 (0,00796)	Nombre de matériaux agricoles disponibles au carré	-0,0365** (0,0161)
Choc	1,079** (0,435)	Niveau d'étude maximal des intervenants	0,00658 (0,124)
Nombre de personnes dans le ménage exerçant une activité agricole	-0,00128 (0,0623)	Constante	-9,862*** (2,513)
Insécurité alimentaire	-0,484 (0,347)		
Number of observations	284	Pseudo R2	0,1834
Significativité globale	0,000	Area under ROC curve	0,7796
Correct rate prediction	71,3%	Test de Hosmer -Lemeshow	0,2096

Robust standard errors in parentheses, \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

**Tableau 3: Balancing test des échantillons appariés**

	(1) Avant appariement			(2) Matching basé sur Kernel			(3) Matching basé sur les 5 plus proches voisins		
	Traité	Contrôle	Pvalue	Traité	Contrôle	Pvalue	Traité	Contrôle	Pvalue
Sexe du producteur	0,97	0,92	0,119	0,97	0,96	0,699	0,97	0,96	0,702
Age du producteur	55,14	50,68	<b>0,006</b>	55,00	54,37	0,73	55,00	54,70	0,868
Niveau d'éducation du producteur	0,17	0,31	<b>0,004</b>	0,39	0,39	0,944	0,39	0,37	0,847
Nombre d'hommes intervenant dans la parcelle	2,14	2,38	0,217	2,24	2,24	0,997	2,24	2,20	0,889
Nombre de femmes intervenant dans la parcelle	0,52	1,18	<b>0,000</b>	0,56	0,63	0,665	0,56	0,58	0,887
Nombre de matériaux agricoles disponibles	4,24	4,48	0,450	4,24	4,26	0,948	4,24	4,28	0,870
Niveau d'étude maximal des intervenants	2,37	2,18	0,260	2,37	2,36	0,975	2,37	2,24	0,535
Taille du ménage	9,63	9,15	0,382	9,53	9,51	0,978	9,53	9,44	0,874
Nombre de personnes dans le ménage exerçant une activité agricole	4,03	4,35	0,390	4,08	4,10	0,957	4,08	4,08	0,987
Choc	0,21	0,10	<b>0,009</b>	0,19	0,19	0,897	0,19	0,19	0,971
Insécurité alimentaire	0,25	0,36	<b>0,050</b>	0,27	0,28	0,889	0,27	0,26	0,843

NB: les P value en gras indiquent des différences significatives à un niveau de 10% ou moins. Les échantillons sont limités au support commun

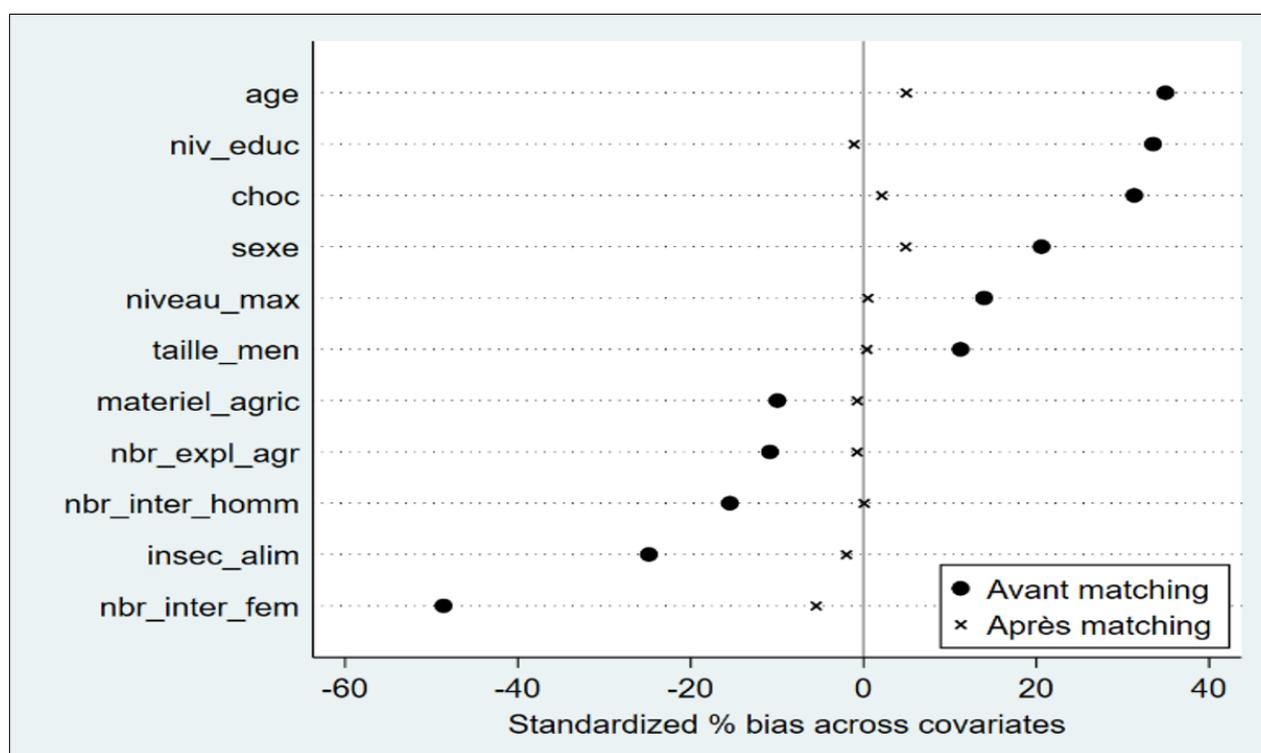
alimentaire ( $P_{\text{value}}=0,050$ ) ou de choc ( $P_{\text{value}}=0,009$ ) subit par le ménage du producteur. Cependant, après l'appariement par l'usage des méthodes Kernel (2) et des 5 plus proches voisins (3), aucune différence significative entre les deux groupes n'est observée dans les échantillons appariés. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que les deux échantillons appariés satisfont à nos exigences de comparabilité, contrairement à l'échantillon non apparié.

Par ailleurs, en plus de l'élimination des différences observables entre les adoptants et les non-adoptants de variétés améliorées de mil, l'appariement a permis de réduire de manière considérable le biais standardisé. Avant l'appariement, le biais moyen standardisé est supérieur à 20% avec une fluctuation entre -48% et 35% coïncidant au biais introduit respectivement par le nombre de femmes intervenant dans la parcelle et l'âge du producteur. Après l'appariement, il se révèle que le biais moyen standardisé tourne autour 2%, ce qui témoigne de la bonne qualité de l'appariement (Figure 3).

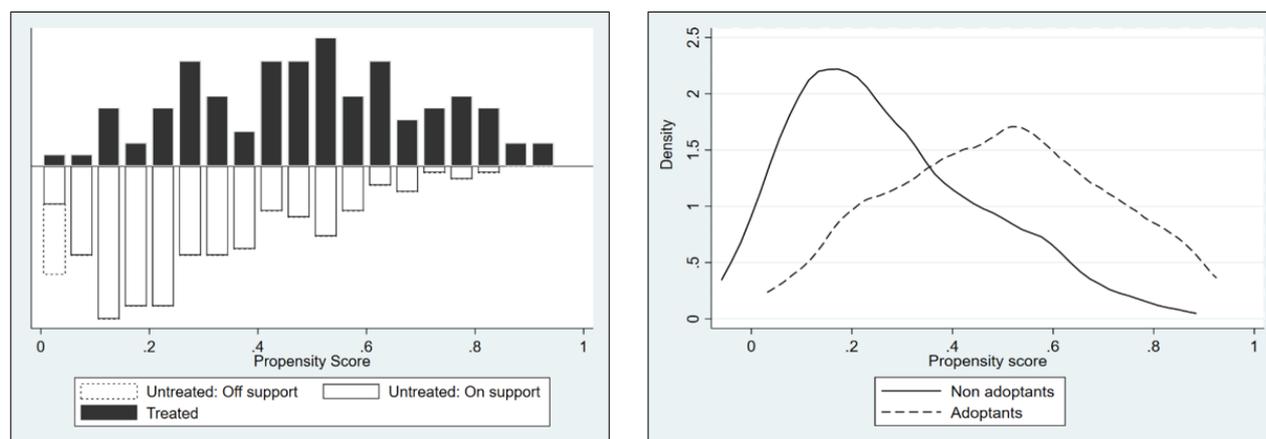
Les figures 4 permet d'apprécier la qualité de l'appariement à partir la représentation graphique du support commun et de la distribution du score de propension. Il apparait un chevauchement relativement satisfaisant des scores de propension des producteurs adoptants et des non-adoptants. Cela indique que toutes les combinaisons des caractéristiques du groupe de traitement peuvent être observées aussi dans le groupe de contrôle. Le support commun est satisfaisant avec une superposition des probabilités des traités et des non traités.

Les scores de propension obtenus à partir des modèles précédents constituent la base sur laquelle les producteurs adoptants sont appariés avec les producteurs non-adoptants. Le tableau 4 ci-dessous présente les différents tests qui évaluent la qualité de l'appariement. Le pseudo R<sup>2</sup> diminue significativement après l'appariement passant d'une valeur de 0,183 à une valeur de 0,003. De plus, le test de significativité jointe des variables après l'appariement<sup>5</sup> est rejeté ( $P_{\text{value}}$  supérieur à 5%). Globalement, le PSM a permis de réduire la différence moyenne entre

<sup>5</sup> Test de maximum de vraisemblance sont rejetés avant l'appariement mais pas après



**Figure 3: Biases standardisés avant et après appariement**



**Figure 4: Score de propension de l'adoption des variétés améliorées**

les observables des deux groupes d'environ 90%. Ainsi, les résultats suggèrent que la qualité de l'appariement est bonne en ce sens que les caractéristiques observables des deux groupes sont similaires.

### Estimation de l'impact de l'adoption de variétés améliorées de mil sur le rendement et le bien-être

Les différents critères d'évaluation de la qualité de l'appariement ont été remplis par le modèle. Le support commun est respecté ce qui permet de calculer l'effet de traitement sur les traités. Les résultats de l'estimation de l'impact de l'adoption de semences améliorées de mil sur le rendement agricole sont positifs et non significatifs. L'effet moyen de l'adoption de variétés améliorées sur le rendement dans la sous population des adoptants est de 7,058 kg/ha. Cependant, l'adoption de variétés améliorées de mil, a impact positif et significatif sur le bien-être du ménage et par ricochet sur la réduction de la pauvreté. Le Bassin arachidier est caractérisé par une pauvreté accrue où 90% des ménages vivent en dessous du seuil de pauvreté (Faye *et al.*, 2019). Ainsi, continuer à utiliser les variétés améliorées de mil augmenterait les dépenses de consommation en équivalent adulte/jour du ménage du producteur de 119,2 Fcfa et permettrait de réduire le taux de pauvreté de 12 points de pourcentages, soit une baisse relative de 13% (Tableau 5). Ce dernier résultat constitue un supplément de preuve pour une promotion des nouvelles technologies du mil dans le Bassin arachidier au Sénégal.

## CONCLUSION

L'objectif de cet article est d'une part d'analyser les déterminants de l'adoption des variétés améliorées de mil dans le Bassin arachidier du Sénégal, et d'autre part de mesurer son impact sur le rendement et le bien-être des producteurs. Pour cela, un échantillon global de 284 producteurs dont 130 bénéficiaires et 154 non bénéficiaires est utilisé. Ainsi, pour mesurer les déterminants, nous avons fait recours au modèle logit séquentiel pour traduire le processus d'adoption à savoir tester en utilisant d'abord les variétés améliorées, puis continuer à les utiliser dans le temps. Quant à l'évaluation de l'impact, c'est la méthode d'appariement sur score de propension qui est adoptée. Les résultats indiquent que les principales variables qui influencent l'utilisation de variétés améliorées sont: le sexe de producteur, son âge, la connaissance des variétés distribuées par le projet, le nombre de matériaux agricoles disponibles, le nombre d'intervenants dans la parcelle et le montant des transferts reçus. Tandis que l'adoption de variétés améliorées est influencée par le sexe du producteur, la connaissance des variétés de semences distribuées

par le projet, le paiement de salaires et dans une moindre mesure le nombre de femmes intervenant dans la parcelle. L'impact de l'adoption de la technologie (toutes variétés confondues) sur le rendement est positif mais n'est pas significatif. En revanche, l'impact de l'adoption de semences améliorées de mil sur le bien-être est positif et significatif au seuil de 1%. L'effet moyen de l'adoption de variétés améliorées augmenterait les dépenses de consommation en équivalent adulte/jour de 119,2 Fcfa et par ricochet réduire le taux de pauvreté de 13%. Ce dernier résultat constitue un supplément de preuve pour une promotion des nouvelles technologies du mil dans le Bassin arachidier au Sénégal. Outre les critiques formulées à l'endroit du PSM, les résultats découlant de cette étude doivent être interprétés avec tact dans la mesure où nous avons travaillé avec un échantillon relativement faible.

De cette étude découle les recommandations de politiques économiques suivantes: Une campagne de sensibilisation et d'information permettrait de faire comprendre aux populations les atouts des semences améliorées de mil ainsi que leurs impacts sur le rendement et la sécurité alimentaire. Un élargissement des programmes de distribution et/ou subvention des semences améliorées de mil pourrait améliorer les performances des producteurs et réduire la pauvreté. A travers la mise en place des services d'encadrement et l'implication des femmes, le potentiel agricole du Bassin arachidier pourrait être pleinement exploité.

## RÉFÉRENCES

- Adekambi, S. A., Adegbola, P. Y., Glele, E. K., Agli, C. K., & Tamegnon, B. A. (2010). Contribution of agricultural technology to productivity improvement: case study of high yield cassava varieties in Benin.
- Adégbola, P. ; Arouna, A. et Diagne, A. (2005). Analyse de l'adoption des nouvelles variétés de NERICA au Centre-Bénin; p29.
- Agresti, A. (2010). Analysis of ordinal categorical data (Vol. 656). John Wiley & Sons.
- Asfaw, S., Shiferaw, B., Simtowe, F. and Lipper, L. (2012). Impact of modern agricultural technologies on smallholder welfare: Evidence from Tanzania and Ethiopia. *Food Policy*, 37: 283-295.
- Banque Mondiale (2008). L'Agriculture au service du développement. Rapport sur le développement dans le monde (abrégé), 36p.
- Bernard, T., Taffesse, A. S., & Gabre-Madhin, E. (2008). Impact of cooperatives on smallholders' commercialization behavior: evidence from Ethiopia. *Agricultural Economics*, 39: 147-161.

**Tableau 4: Test de la qualité de l'appariement des adoptants et des non adoptants des variétés améliorées**

	Pseudo R2	P > Chi2	Mean of Bias	Rubin's B
Avant matching	0,183	0,000	21,9	107,3*
Après matching	0,003	0,999	2,1	13,0

**Tableau 5: Impact de l'adoption de semences améliorées sur le rendement agricole et le bien-être**

	ATT	Écart-type	T-stat
Rendement	7,058	62,30	-3,65
Bien-être	119,2	50,43**	2,36
Taux de pauvreté	-11,9%	0,04***	-3,08

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

- Broutin, C. (2011). Une Demande Céréalière en forte croissance, sous l'influence des marchés urbains. *Grain de sel*, (54-56).
- Buis, M. (2013). SEQLOGIT: Stata module to fit a sequential logit model.
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22: 31-72.
- CRES (2016). Adoption et impacts de l'utilisation de semences de qualité et de paquets technologiques améliorés de mil diffusés dans le bassin arachidier, le Sénégal oriental et la haute Casamance' Rapport final-CRES, Mai 2016.
- De Janvry, A., & Sadoulet, E. (2015). *Development economics: Theory and practice*. Routledge.
- Diagne A. (2007). Bred for Women Rice Farmers ? Impact of Nerica Adoption on Rice Yield in Côte d'Ivoire. Papier présenté à l'Atelier de Tropentag, Hohenheim, 2007.
- Duflo, E., Glennerster, R., & Kremer, M. (2007). Using randomization in development economics research: A toolkit. *Handbook of development economics*, 4: 3895-3962.
- Fall, F. S., Ky, Y., & Birba, O. (2015). Analyzing the mobile-banking adoption process among low-income populations: A sequential logit model.
- Faye-Mané, N. F. (2017). Les déterminants et l'impact de l'adoption des semences certifiées de mil et de sorgho dans le bassin arachidier du Sénégal (Doctoral dissertation, Université Cheikh Anta Diop de Dakar).
- Faye, N.F., M. Sall, F. Affholder and F. Gerard (2019). Inégalités de revenu en milieu rural dans le bassin arachidier du Sénégal, Papiers de Recherche AFD, n° 115.
- Ghimire Raju, Huang Wen-chi, Shrestha Rudra Bahadur (2015). Factors Affecting Adoption of Improved Rice Varieties among Rural Farm Households in Central Nepal. *Rice Science*, 2015: 35-43.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. (1998). Matching as an econometric evaluation estimator. *The review of economic studies*, 65: 261-294.
- Issoufou, O. H., Boubacar, S., Adam, T., & Yamba, B. (2017). Déterminants de l'adoption et impact des variétés améliorées sur la productivité du mil au Niger. *African Crop Science Journal*, 25: 207-220.
- Kassie, M., Shiferaw, B., & Muricho, G. (2011). Agricultural technology, crop income, and poverty alleviation in Uganda. *World development*, 39: 1784-1795.
- Lillard, L. A., & Willis, R. J. (1994). Intergenerational educational mobility: Effects of family and state in Malaysia. *Journal of Human Resources*, 1126-1166.
- Long, J. S., & Freese, J. (2014). *Regression models for categorical dependent variables using stata* (3<sup>rd</sup> ed.). College Station, TX: Stata Press.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Medagbe, F.M.Kinkingninhoun (2018). Gender difference in technology adoption: Case of NERICA varieties in Benin. Conference, July 28-August 2, 2018, Vancouver, British Columbia 277544, International
- Nakajima, M., Otsuka, K., & Kijima, Y. (2017). Dynamics of school progression in Andhra Pradesh, India: The role of gender and job opportunities (No. 2196-2019-1313).
- Ndiaye A., Fofana A., Ndiaye M., Mbaye D. F., Sène M., Mbaye I. et Chantereau J., (2005). Les Céréales. In Bilan de la recherche agricole et agroalimentaire au Sénégal. Institut sénégalais de recherche agricole et Centre de coopération internationale en recherche agronomique pour le développement.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1984). Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American statistical Association*, 79: 516-524.
- Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66: 688.
- Sakellariou, C. (2013). Early Marriage and Education Transitions of Female Youth: The Case of Indonesia (No. 1304). Nanyang Technological University, School of Social Sciences, Economic Growth Centre.
- Salih Elagab, E., Hamid, H. F., & ElRasheed, A. F. (2018). Impact Assessment of Adoption of Improved Varieties of Millet in North Kordofan State Sudan. *Curr. Inves. Agri. Curr. Res.*, 4.
- Sato, T., Takano, Y., & Miyashiro, R. (2017). Piecewise-linear approximation for feature subset selection in a sequential logit model. *Journal of the Operations Research Society of Japan*, 60:1-14.
- Shavit, Y. and H.-P. Blossfeld (1993). *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Westview Press, Boulder.
- Sianesi, B. (2004). An evaluation of the Swedish system of active labor market programs in the 1990s. *Review of Economics and statistics*, 86: 133-155.
- Smith, J. A., & Todd, P. E. (2005). Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?. *Journal of econometrics*, 125: 305-353.
- Tutz, G. (1991). Sequential models in categorical regression. *Computational Statistics & Data Analysis*, 11: 275-295.
- Zeller, M., Minten, B., Lapenu, C., Ralison, E., et Randrianarisoa, C. (1998). Les liens entre croissance économique, réduction de la pauvreté, et durabilité de l'environnement en milieu rural à Madagascar. Synthèse du Cahier de la Recherche sur les Politiques Alimentaires, No. 19, Juillet 1998, IFPRI/FOFIFA, Antananarivo.