

Impact du Projet du Pôle de Développement de la Casamance (PPDC) sur le rendement des superficies rizicoles

Impact of the Casamance Development Hub Project (PPDC) on rice-growing yields

DIONE Ibrahima

Doctorant

Etablissement (Saisir directement le nom de l'établissement)

Université Cheikh Anta DIOP

Laboratoire de Recherche sur les Institutions et la Croissance (LINC)

dioneibou@gmail.com

CABRAL François Joseph

Enseignant Chercheur

Université Cheikh Anta DIOP

Laboratoire de Recherches sur les Institutions et la Croissance (LINC)

Date de soumission : 02/03/2026

Date d'acceptation : 29/04/2026

Pour citer cet article :

DIONE. I. & CABRAL. F.J. (2026) « Impact du Projet du Pôle de Développement de la Casamance (PPDC) sur le rendement des superficies rizicoles », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 5 » pp : 342- 365.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

L'objectif de cette étude est d'évaluer l'impact de la mise en œuvre du Projet du Pôle de Développement en Casamance (PPDC) sur le rendement des surfaces rizicoles. Pour ce faire, la méthodologie utilisée se base sur le modèle causal de Rubin (1974) qui propose une approche statistique du lien de causalité s'appuyant sur le concept de résultat potentiel. Les résultats montrent que le PPDC améliore significativement les rendements des surfaces rizicoles de 1 553,54 kg/ha au niveau de l'ensemble de l'échantillon d'étude et de 1 685,16 kg/ha chez les bénéficiaires du projet. Au-delà, l'hétérogénéité de l'impact du PPDC sur le rendement est analysée par rapport aux variables socioéconomiques des riziculteurs en appliquant le test de Mann Whitney suite aux résultats de la vérification de la normalité de la variable d'impact. Celle-ci montre une hétérogénéité de l'impact selon les critères relatifs à l'âge, le sexe et le niveau d'instruction producteur.

Mots clés : Projet du Pôle de Développement de la Casamance ; PPDC ; rendement ; riziculture pluviale ; intrants ; Casamance ; appariement par score de propension.

Abstract

The objective of this study is to assess the impact of the implementation of the Casamance Development Hub Project (PPDC) on rice yield. To achieve this, the methodology is based on Rubin's causal model (1974), which provides a statistical framework for causal inference grounded in the concept of potential outcomes. The results show that the PPDC has a significant positive effect on rice yields, with an overall increase of 1,553.54 kg/ha across the full sample, and 1,685.16 kg/ha among project beneficiaries. Furthermore, the heterogeneity of the PPDC's impact on yield was analyzed in relation to the socioeconomic characteristics of rice farmers, using the Mann-Whitney test following verification of the normality of the impact variable. This analysis revealed heterogeneity in the project's impact according to age, gender, and educational level of producers.

Keywords : Casamance Development Hub Project; PPDC; yield; rainfed rice cultivation; inputs; Casamance; propensity score matching.

Introduction

La riziculture occupe une place stratégique dans les politiques agricoles du Sénégal. Aliment de base pour une grande partie de la population, le riz représente une part importante des apports caloriques et constitue un enjeu central pour la sécurité alimentaire nationale. Historiquement, la région de la Casamance, notamment la Basse-Casamance, a longtemps été considérée comme le berceau de cette culture (DRZ, 1999). Le riz y occupait une place essentielle dans les systèmes de production agricole et dans l'organisation socio-économique des communautés rurales.

Cependant, à partir des années 1970, la riziculture traditionnelle de la région a connu un déclin marqué. Ce recul s'explique par plusieurs facteurs, notamment la baisse de la pluviométrie, la salinisation et l'acidification des sols, ainsi que les conséquences économiques et sociales de l'instabilité qui a affecté la région pendant plusieurs décennies. Ces contraintes ont progressivement réduit les superficies exploitées et les niveaux de productivité agricole.

Face à ces difficultés, les pouvoirs publics sénégalais ont mis en œuvre plusieurs programmes visant à relancer la production agricole en Casamance. Parmi ces initiatives figurent notamment le Programme de Relance des Activités Économiques et Sociales en Casamance (PRAESC), le Projet d'Appui au Développement Rural en Casamance (PADERCA) ou encore le Programme d'Appui à la Relance des Activités Économiques en Casamance (PAREC). Malgré ces efforts, la contribution de la région à la production nationale de riz demeure relativement limitée. Selon la DAPSA (2019), la Casamance ne représentait que 18,5 % de la production nationale en 2013/2014, loin derrière la région de Saint-Louis dominée par la riziculture irriguée.

C'est dans ce contexte qu'a été lancé en 2014 le Projet du Pôle de Développement de la Casamance (PPDC), inscrit dans le cadre du Plan Sénégal Émergent (PSE). Ce projet vise à stimuler le développement économique de la région en améliorant les infrastructures rurales, en soutenant les chaînes de valeur agricoles et en renforçant la productivité des exploitations. Malgré l'importance de ce programme, peu d'études empiriques ont évalué son impact sur la performance agricole des producteurs bénéficiaires. La question centrale de cette recherche est donc d'analyser dans quelle mesure la mise en œuvre du PPDC a contribué à améliorer le rendement des superficies rizicoles des producteurs en Casamance.

Pour répondre à cette question, cette étude mobilise le cadre d'évaluation contrefactuelle fondé sur le modèle causal de Rubin (1974) et applique la méthode du score de propension afin d'estimer l'impact du projet sur les rendements agricoles. L'analyse s'appuie sur des données d'enquête collectées auprès des producteurs de la région.

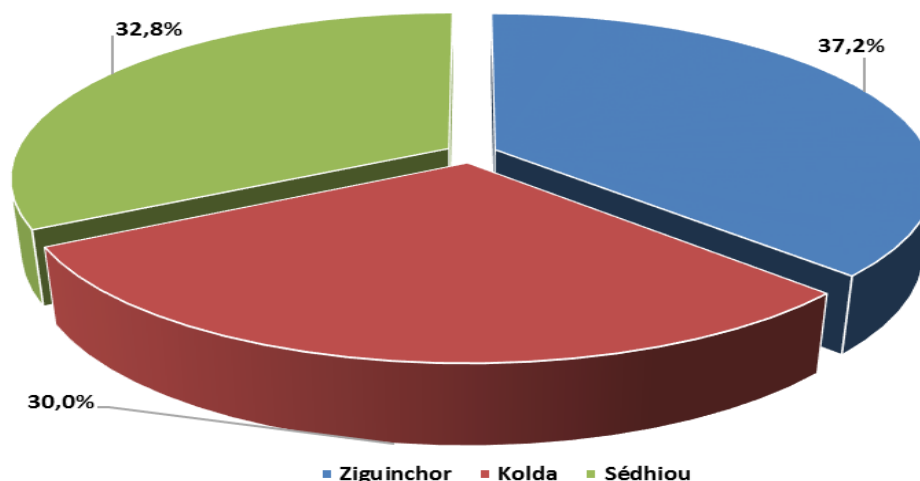
Cette recherche contribue ainsi à la littérature sur l'évaluation des politiques agricoles en Afrique en apportant des éléments empiriques sur les effets d'un programme de développement territorial sur la productivité rizicole. Elle permet également de fournir des enseignements utiles pour l'amélioration des politiques publiques visant à renforcer la sécurité alimentaire et le développement agricole au Sénégal.

1. Faits stylisés

1.1. La production rizicole en Casamance

Dans la région casamançaise, 32 394 ménages s'activent autour de la riziculture. C'est dans la région de Ziguinchor que se trouve le plus grand nombre de cette population, soit 37,2%, comme illustré dans le graphique ci-dessous.

Graphique 1: répartition des ménages rizicoles au niveau des trois régions de la Casamance



Source : calcul de l'auteur à partir des données du RGPHAE 2013

1.2. Caractéristiques socio démographiques des ménages rizicoles

Les ménages rizicoles sont pour la plupart dirigés par des hommes. En effet, comme le montre le tableau qui suit, ils représentent 86,2% des chefs de ménages. Cette disparité est plus visible dans la région de Ziguinchor où ces derniers représentent environ 94,5% des chefs de ménages recensés.

Tableau 1: répartition des chefs de ménages rizicoles de la Casamance selon le sexe

Régions	Sexe du chef de ménage				Total
	Masculin		Féminin		
	Effectif	Pourcentage	Effectif	Pourcentage	
Kolda	9 183	94,5%	535	5,5%	9 718
Sédhiou	9 566	90,1%	1 049	9,9%	10 615
Ziguinchor	9 186	76,2%	2 875	23,8%	12 061
Total	27 935	86,2%	4459	13,8%	32 394

Source : calcul de l'auteur à partir des données du RGPHAE 2013

Les chefs de ménages sont pour la plupart (92,7%) âgés entre 25 et 74 ans. Ceux qui ont moins de 25 ans ne représentent que 1,5% de cette population.

Tableau 2: répartition des chefs de ménages rizicoles de la Casamance par groupe d'âges

Classe d'âges	Effectif	Pourcentage
0-24	474	1,5%
25-49	14 522	44,8%
50-74	15 500	47,8%
75 et +	1 898	5,9%
Total	32 394	100%

Source : calcul de l'auteur à partir des données du RGPHAE 2013

1.3. Système de production des riziculteurs de la Casamance

1.3.1. Type de riziculture

Les riziculteurs de la Casamance font pour la plupart (95,7%) du riz hivernal, comme le montre le tableau 3. S'agissant des autres types de rizicultures à savoir celles faites lors de la saison sèche et la riziculture en période de décrue, elles sont pratiquées par moins de 3% des ménages.

Tableau 3: répartition des ménages rizicoles en Casamance selon la région et le type de riziculture

Régions	Type de culture pratiqué						Ménages rizicoles
	Hivernale		Saison sèche		Période de décrue		
	Effectif	Pourcentage	Effectif	Pourcentage	Effectif	Pourcentage	
Kolda	9 285	95,5%	218	2,2%	231	2,4%	9 718
Sédhiou	10 061	94,8%	297	2,8%	274	2,6%	10 615
Ziguinchor	11 652	96,6%	171	1,4%	244	2,0%	12 061
Total	30 998	95,7%	686	2,1%	749	2,3%	32 394

Source : calcul de l'auteur à partir des données du RGPHAE 2013

1.3.2. Taille des exploitations rizicoles

Les ménages rizicoles sont de petits exploitants. En effet, plus de 81,9% de cette population exploitent des superficies inférieures à 5 ha, alors que ceux qui ont emblavé plus de 10 ha ne représentent que 5,6% des ménages.

Tableau 4: répartition des ménages rizicoles selon la superficie cultivée et la région

Régions	Superficie (ha)				Total
]0-5]]5-10]]10-20]	> 20	
Kolda	73,6%	16,7%	6,2%	3,5%	100%
Sédhiou	77,6%	17,1%	4,0%	1,3%	100%
Ziguinchor	92,2%	5,3%	1,3%	1,2%	100%
Total	81,8%	12,6%	3,7%	1,9%	100%

Source : calcul de l'auteur à partir des données du RGPHAE 2013

1.3.3. Matériel de production agricole

Le système de production rizicole en Casamance demeure largement traditionnel et repose principalement sur l'utilisation d'outils manuels à toutes les étapes du cycle cultural. Cette pratique est prédominante dans les trois régions, avec plus de 95 % des exploitants à Ziguinchor, 92 % à Kolda et 85 % à Sédhiou utilisant le matériel manuel pour la préparation des sols, le semis, l'entretien et la récolte. Cette situation traduit une faible mécanisation du secteur et une forte dépendance à la main-d'œuvre familiale.

Le matériel attelé, composé notamment de charrues et de houes tirées par des bœufs, constitue une alternative secondaire. Son utilisation est relativement plus développée à Kolda, où environ la moitié des producteurs y ont recours pour la préparation des sols, contre des proportions très faibles à Sédhiou et Ziguinchor. Toutefois, son usage reste limité pour les autres opérations culturales.

En revanche, le recours au matériel motorisé (tracteurs, motoculteurs) demeure marginal dans l'ensemble des régions, avec moins de 5 % des exploitants concernés. Son utilisation se concentre principalement à Kolda et concerne essentiellement les travaux de labour et, dans une moindre mesure, la récolte.

Tableau 5: répartition des riziculteurs selon le type de matériel utilisé dans les différentes étapes

	Préparation du sol			Travail de semis			Travail d'entretien des cultures			Travail de récolte		
	Manuel	Attelé	Motorisé	Manuel	Attelé	Motorisé	Manuel	Attelé	Motorisé	Manuel	Attelé	Motorisé
Kolda	92,2%	51,6%	3,9%	60,9%	39,1%	0,0%	76,6%	23,4%	0,0%	90,6%	7,8%	1,6%
Sédhiou	84,6%	7,5%	0,8%	95,8%	3,9%	0,3%	95,8%	3,6%	0,6%	99,4%	0,6%	0,0%
Ziguinchor	95,2%	3,2%	3,2%	99,2%	0,8%	0,0%	98,7%	0,3%	1,1%	100,0%	0,0%	0,0%

Source : calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA 2019

1.4. Niveau de la production rizicole et pluviométrie

La Casamance occupe une place importante dans la production rizicole du Sénégal, avec une contribution moyenne de 44,3 % sur la période 2013-2019. Après une phase de faible production entre 2013 et 2015, la région a connu une forte progression à partir de 2016, avec une hausse marquée de la production, atteignant plus de 650 000 tonnes en 2019, soit plus de la moitié de la production nationale comme le montre l'annexe 1.

Cette évolution s'explique en partie par une dynamique différenciée entre les régions. Initialement dominée par Sédhiou et Ziguinchor, la production rizicole a ensuite été portée par la région de Kolda, qui enregistre une croissance soutenue depuis 2015 (annexe 2).

L'augmentation de la production s'accompagne d'un accroissement des superficies emblavées, particulièrement à Kolda, où le développement de l'irrigation a permis une expansion rapide

des surfaces rizicoles. À l'inverse, les régions de Sédhiou et Ziguinchor connaissent une progression plus modérée comme le montre l'annexe 3.

Par ailleurs, la pluviométrie constitue un facteur déterminant de la production rizicole dans la région (annexe 4). La Casamance bénéficie globalement de conditions climatiques favorables, avec des niveaux de précipitations élevés. Toutefois, des évolutions contrastées sont observées depuis 2016, marquées par une baisse progressive de la pluviométrie à Ziguinchor, tandis qu'une tendance à la hausse est enregistrée à Kolda.

2. Méthodologie

2.1. Cadre d'analyse

L'évaluation de l'impact du Projet du Pôle de Développement de la Casamance (PPDC) repose sur l'approche contrefactuelle développée dans le cadre du modèle causal de Rubin (1974). Cette approche consiste à comparer la situation observée des bénéficiaires du programme avec celle qu'ils auraient connue en l'absence du programme.

Dans ce cadre, chaque producteur est associé à deux résultats potentiels :

$$\Delta = E(Y_i | T_i = 1) - E(Y_i | T_i = 0) \quad (1)$$

- le rendement observé s'il bénéficie du programme ;
- le rendement potentiel qu'il aurait obtenu en l'absence du programme.

L'impact du programme correspond alors à la différence entre ces deux résultats. Toutefois, cette comparaison directe est difficile à réaliser en raison du biais de sélection, puisque les producteurs bénéficiaires et non bénéficiaires peuvent présenter des caractéristiques différentes. Pour corriger ce biais, l'étude utilise la méthode du score de propension qui permet de construire un groupe de comparaison statistiquement similaire aux bénéficiaires du programme.

2.2. Cadre théorique

Le modèle développé en 1974 et restant la référence en évaluation d'impact est celui de Rubin. Son modèle causal propose une approche statistique fondée sur le concept de résultat potentiel. Il distingue deux groupes supposés identiques : un groupe de traitement qui reçoit le programme et un groupe de contrôle qui n'en bénéficie pas. L'effet du traitement est alors mesuré par la différence entre le résultat moyen des bénéficiaires et celui des non-bénéficiaires, un estimateur appelé l'estimateur naïf qui s'écrit :

$$\Delta = E(Y_i | T_i = 1) - E(Y_i | T_i = 0)$$

Ce résultat présente un biais lié aux erreurs de sélection, appelé biais de sélection. D'où l'insuffisance de son modèle.

2.2.1. Biais de sélection

Après la mise en œuvre d'un traitement qu'il s'agisse d'un programme, d'une politique ou d'un projet, l'impact sur les bénéficiaires est obtenu en faisant la différence entre le résultat moyen des bénéficiaires et celui de ces mêmes bénéficiaires en l'absence de traitement. Cette équation plus connue sous l'appellation de « average treatment effects on the treated » (ATT) ou « average treatment effect » (ATE) s'écrit :

$$ATT = E(Y1_i | T_i = 1) - E(Y0_i | T_i = 1) \quad (2)$$

Avec :

$E(Y1_i | T_i = 1)$ = le résultat moyen des bénéficiaires et ;

$E(Y0_i | T_i = 1)$ = le résultat moyen des bénéficiaires en l'absence de traitement.

Il se pose ainsi un problème dû au fait qu'il est impossible d'observer $E(Y0_i | T_i = 1)$. Ceci se traduit par le fait qu'il est impossible d'observer simultanément le résultat d'un individu selon son appartenance à un des groupes.

Pour résoudre ce problème, il a été fait appel à l'estimateur naïf utilisé par Rubin (équation 1)

écrit précédemment. Il est clair que

$$\begin{cases} E(Y_i | T_i = 1) = E(Y1_i | T_i = 1) \\ \text{et} \\ E(Y_i | T_i = 0) = E(Y0_i | T_i = 0) \end{cases} \quad (3)$$

Ainsi $E(Y_i | T_i = 1) - E(Y_i | T_i = 0) = E(Y1_i | T_i = 1) - E(Y0_i | T_i = 0)$

En ajoutant et en diminuant le contrefactuel $E(Y0_i | T_i = 1)$, l'estimateur naïf est égal à :

$$E(Y1_i | T_i = 1) - E(Y0_i | T_i = 1) + E(Y0_i | T_i = 1) - E(Y0_i | T_i = 0) \quad (4)$$

ATT
Biais de sélection

Ainsi l'estimateur naïf permet de mesurer l'impact du traitement sans biais si le biais de sélection est nul.

2.2.2. Choix de la méthode d'évaluation d'impact

Dans ce travail, les données disponibles sont en coupe instantanée et ne fournissent pas la situation préalable des bénéficiaires. Seules l'appariement et les variables instrumentales pourraient être utilisées, mais ces dernières posent des problèmes d'endogénéité et de choix d'instrument (FOURNIER, 2008). Ainsi, la méthode retenue est l'appariement.

2.3. Principe de la méthode d'appariement

La méthode d'appariement constitue une approche d'évaluation d'impact adaptée aux situations où les bénéficiaires et les non-bénéficiaires ne sont pas issus d'un tirage aléatoire, mais pour lesquelles des informations suffisantes sont disponibles. Elle consiste à construire un groupe de

contrôle comparable aux bénéficiaires, de sorte que la seule différence entre les deux groupes soit l'accès à l'intervention. Dans ces conditions, l'écart observé peut être attribué à l'effet du programme. Cette approche, fondée sur la comparaison de groupes similaires, repose toutefois sur un ensemble d'hypothèses (Abadie et Imbens, 2006, 2011).

2.3.1. Hypothèses du matching

La validité de la méthode d'appariement repose sur trois hypothèses principales.

Premièrement, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle suppose qu'à caractéristiques observables identiques, les bénéficiaires et les non-bénéficiaires auraient obtenu, en l'absence du programme, des résultats similaires. Autrement dit, la participation au programme est indépendante des résultats potentiels, conditionnellement aux variables observées.

$$\begin{cases} E(Y1_i | T_i = 1) = E(Y1_i | T_i = 0) \\ E(Y0_i | T_i = 1) = E(Y0_i | T_i = 0) \end{cases} \quad (5)$$

Deuxièmement, l'hypothèse d'équilibre implique que, pour un même niveau de score de propension, les caractéristiques des individus traités et non traités soient comparables, garantissant ainsi la qualité de l'appariement.

Troisièmement, l'hypothèse de support commun exige l'existence d'une zone de recouvrement des scores de propension entre les deux groupes, permettant d'apparier chaque individu traité à un individu non traité présentant des caractéristiques similaires.

Sous ces hypothèses, le biais de sélection lié aux variables observables est réduit, et l'impact du programme peut être estimé par la différence moyenne de résultats entre les bénéficiaires et leurs homologues appariés.

La fusion des équations (3) et (4) donne :

$$\underbrace{E(Y_i | T_i = 1) - E(Y_i | T_i = 0)}_{\text{Estimateur naïf}} = \underbrace{E(Y1_i | T_i = 1) - E(Y0_i | T_i = 1)}_{\text{ATT}} \quad (6)$$

2.3.2. Score de propension et biais de sélection

L'appariement parfait entre bénéficiaires et non-bénéficiaires étant difficile en raison de la multiplicité des caractéristiques individuelles, la méthode du score de propension est utilisée. Elle consiste à associer chaque bénéficiaire à un non-bénéficiaire présentant une probabilité similaire de participation au programme, estimée à partir de leurs caractéristiques observables. L'impact du programme est ensuite mesuré par la différence moyenne de résultats entre les deux groupes appariés.

Toutefois, l'évaluation peut être affectée par un biais de sélection, lié aux différences initiales entre bénéficiaires et non-bénéficiaires. La méthode d'appariement permet de réduire ce biais

en construisant des groupes comparables sur la base des variables observables, sous l'hypothèse que les facteurs influençant à la fois la participation et les résultats sont correctement pris en compte.

2.4. Les étapes du matching

A ce niveau, il est question de déterminer les différentes phases du processus de *matching* qui seront mises en œuvre dans ce travail de recherche.

2.4.1. Choix du modèle de probabilité

La phase initiale de cette méthode d'appariement consiste à la détermination d'un score de propension pour chaque individu. Ce score correspond à la probabilité d'être bénéficiaire du programme conditionnellement à des variables observables telles que l'âge, le sexe, le niveau d'instruction, etc...

ROSENBAUM et RUBIN ont proposé en 1983 une approche qui ne nécessite pas d'apparier chaque bénéficiaire à un non bénéficiaire présentant exactement les mêmes caractéristiques observées. Ils ont montré que si l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est vérifiée pour X, alors elle l'est également pour la probabilité d'être bénéficiaire du projet conditionnellement à X notée $p(X)$ avec $p(X) = P(T=1 | X)$. En vertu de cette propriété, l'appariement des individus se fait sur leur score de propension qui est un résumé unidimensionnel de l'ensemble des caractéristiques observées sur les individus comme le montre les travaux de Mendola (2007), Beceril (2010), Wu (2010), Kassie (2011), Abebaw (2013), Ali (2010, 2015) et Solomon (2015). Ainsi, cette propriété permet de réduire la dimension de comparaison.

Cependant, le score de propension n'est généralement pas connu. Il faut donc l'estimer par un modèle de type logit ou probit.

En effet si pour expliquer les valeurs de Y grâce à X, c'est à dire estimer la probabilité que $Y_i = 1$ (ou $Y_i = 0$) sachant X_i . On écrit alors que :

$$\Pr(Y_i = 1 | X_i) = \Pr(X_i \theta \geq -\varepsilon_i | X_i) = F_{-\varepsilon}(X_i \theta) \quad (7)$$

La seule différence entre les modèles probit et logit est la spécification de F.

Dans le cadre de cette étude, l'estimation du score de propension est faite à l'aide du modèle logit plus stable que le modèle probit face aux probabilités élevées.

Elle correspond à la loi logistique, ainsi définie :

$$F(X_i \theta) = \Lambda(X_i \theta) = \frac{e^{X_i \theta}}{1 + e^{X_i \theta}} = \frac{1}{1 + e^{-X_i \theta}} \quad (8)$$

La densité correspondante, usuellement notée λ , est :

$$(9)$$

$$f(X_i\theta) = \lambda(X_i\theta) = \frac{e^{-X_i\theta}}{(1 + e^{-X_i\theta})^2} = \Lambda(X_i\theta)(1 - \Lambda(X_i\theta))$$

Avec :

$X_i = (1, X_{i1}, \dots, X_{ik})$: le vecteur des variables explicatives ;

$\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_K)$: les paramètres du modèle.

Une fois, les scores de propension estimés pour chaque individu, l'étape suivante est celle de la construction du support commun.

2.4.2. Support commun, appariement et qualité du matching

Après l'estimation des scores de propension, il est nécessaire de vérifier l'existence d'un support commun, garantissant un chevauchement des distributions entre bénéficiaires et non-bénéficiaires. Cette condition, généralement vérifiée à l'aide de représentations graphiques, permet d'identifier les observations comparables et de constituer un groupe de contrôle pertinent.

Le groupe de comparaison est ensuite construit par appariement des bénéficiaires avec un ou plusieurs non-bénéficiaires présentant des scores de propension similaires. Parmi les méthodes les plus couramment utilisées figurent l'appariement par plus proche voisin et l'appariement par noyau, le choix dépendant de la capacité à minimiser le biais de sélection.

Enfin, la qualité de l'appariement est évaluée à travers des tests d'équilibrage visant à vérifier la comparabilité des caractéristiques observables entre les deux groupes. Ces tests reposent notamment sur la réduction du pseudo R^2 et la non-significativité conjointe des variables explicatives après appariement, indiquant que les différences initiales ont été correctement corrigées Sianesi (2004).

2.4.3. Estimation de l'effet moyen sur l'output et de l'erreur standard

Sous les hypothèses d'indépendance conditionnelle et de support commun, les résultats des individus du groupe de contrôle constitué à l'aide des méthodes d'appariement peuvent être utilisés comme des contrefactuels de ceux des individus bénéficiaires PPDC. Autrement dit, les résultats de la variable d'intérêt des individus du groupe de contrôle peuvent être utilisés pour estimer ceux des individus bénéficiaires en l'absence de traitement.

La formule générale de l'effet du projet sur les bénéficiaires, en se basant sur la méthode de l'appariement par score de propension, s'écrit ainsi :

$$ATT_{PSM} = \frac{1}{N_T} \sum_{i=1}^{N_T} \left[Y_t^i - \sum_{j \in m(i)} \omega(j) Y_j^0 \right] \quad (10)$$

Avec :

N_T : l'effectif des bénéficiaires ;

Y_t^i : valeur de la variable d'intérêt pour les individus traités (dans notre étude il s'agira du rendement des superficies rizicoles) ;

Y_j^0 : valeur de la variable d'intérêt pour les individus non traités ;

$\sum_{j \in m(i)} \omega(j) Y_j^0$: ensemble des non bénéficiaires appariés au bénéficiaire i ;

ω : pondération des données à l'observation du non bénéficiaire j .

Il faut noter que la pondération ω dépend de l'écart entre le score de l'individu traité et celui de l'individu non traité qui lui est apparié.

3. Résultats

3.1. Choix des variables d'appariement

Le choix des variables d'appariement se base sur le travail de Rosenbaum et Rubin (1983) qui recommande d'identifier au préalable le maximum de variables susceptibles d'expliquer le fait que la personne participe ou non au projet et qui ne peuvent être modifiées par la mise en œuvre de l'intervention.

A cet effet, le groupe de variables est le suivant :

Tableau 6: variables utilisées dans la régression logistique

N°	Variables	Description
1	Statut	Variable binaire qui prend la valeur 1 si le producteur est bénéficiaire et 0 sinon
2	sexe	Sexe du producteur
3	gpeage	Groupe d'âge du producteur
4	sitmat	Situation matrimoniale du producteur
5	nivinst	Niveau d'instruction du producteur
6	membre_ass	Appartenance ou non dans une organisation de producteurs (OP)
7	gpesup	Superficie rizicole exploitée par groupe
8	act_principal	Activité principale du producteur
9	nbr_membre	Nombre de membre du ménage auquel appartient le producteur
10	Sitmat_Cm	Situation matrimoniale du chef de ménage du producteur
11	Nivinst_Cm	Niveau d'instruction du chef de ménage
12	age_cm	Age du chef de ménage
13	activ_princ_cm	Activité principale du chef de ménage
14	Lien_CM	Lien de parenté entre le producteur et le chef de ménage

3.2. Analyse descriptive de l'échantillon d'étude

L'échantillon de travail est composé de 959 individus dont 415 bénéficiaires contre 544 non bénéficiaires. Cette répartition respecte ainsi la bonne pratique en termes d'étude d'évaluation d'impact qui veut que l'effectif de non bénéficiaires soit supérieur à celui des bénéficiaires.

Le tableau qui suit fait une présentation des individus de l'étude selon les variables d'appariement retenues.

Tableau 7: statistiques descriptives de l'échantillon d'étude

Variables	Statut		Total	Variables	Statut		Total
	Non bénéficiaire	Bénéficiaire			Non bénéficiaire	Bénéficiaire	
Région				Situation matrimoniale			
Ziguinchor	33,50%	24,10%	29,40%	Marié(e)	84,00%	91,60%	87,30%
Kolda	33,80%	46,30%	39,20%	Célibataire	2,20%	1,20%	1,80%
Sédhiou	32,70%	29,60%	31,40%	Divorcé(e)	0,00%	0,50%	0,20%
Sexe				Veuf/veuve			
Homme	48,20%	46,00%	47,20%	13,80%	6,70%	10,70%	
Femme	51,80%	54,00%	52,80%	Groupe d'âge			
Niveau d'instruction				Jeune (moins de 35 ans)			
Sans niveau	67,30%	58,60%	63,50%	41,00%	39,50%	40,40%	
Elémentaire	19,50%	24,60%	21,70%	Adulte (plus de 35 ans)			
Moyen	10,10%	9,90%	10,00%	59,00%	60,50%	59,60%	
Secondaire	2,80%	6,00%	4,20%	Alphabétisation			
Supérieur	0,40%	1,00%	0,60%	Non alphabétisé			
Superficie exploitée				Alphabétisé			
Moins d'un ha	39,50%	13,50%	28,30%	32,50%	33,70%	33,10%	
Entre 1 et 2 ha	18,90%	25,80%	21,90%	Membre d'une organisation paysanne			
Entre 2 et 3 ha	17,30%	30,60%	23,00%	Oui			
Entre 3 et 5 ha	7,40%	26,50%	15,60%	92,50%	89,20%	91,00%	
Supérieure à 5 ha	16,90%	3,60%	11,20%	Non			
Taille du ménage				Activité principale			
Taille moyenne	10,2	9,9	10,1	Agriculture, Elevage, pêche, etc.			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Commerce			
Chef de ménage	24,30%	28,40%	26,10%	3,90%	1,20%	2,70%	
Conjoint (e)	1,10%	9,90%	4,90%	Ménagère/travaux domestiques			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Inactif/non occupé			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Autres			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Autres parents			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Sourgha ou sans lien			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Fils/fille			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Petit (e) fils (le)			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Autres parents			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Sourgha ou sans lien			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Fils/fille			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Petit (e) fils (le)			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Autres parents			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Sourgha ou sans lien			
Lien de parenté avec le chef de ménage				Fils/fille			

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018

3.3. Estimation de score de propension

Après plusieurs simulations, le modèle final retenu pour l'estimation du score de propension est prescrit dans le tableau 8. Il est important de noter le fait que la taille des coefficients de la régression logit (ou probit) n'est pas directement interprétable. Ainsi l'utilisation des Odds ratio

permet de mettre en exergue la probabilité de participation au traitement des individus selon les modalités d'une variable donnée.

Les résultats montrent que le sexe influence significativement la participation au programme (OR = 1,52 ; $p < 0,01$), indiquant que les femmes ont une probabilité plus élevée d'être bénéficiaires, en cohérence avec l'objectif du projet de renforcer leur accès aux ressources productives.

La situation matrimoniale (OR = 0,80 ; $p < 0,05$) exerce également un effet significatif, suggérant que les individus mariés présentent une probabilité différenciée de participation par rapport aux autres statuts. Par ailleurs, la superficie exploitée (gpesup) a un effet positif et significatif (OR = 1,30 ; $p < 0,01$), traduisant une probabilité accrue d'accès au programme avec l'augmentation de la taille de l'exploitation.

À l'inverse, la taille du ménage influence négativement la participation (OR = 0,97 ; $p < 0,05$), bien que cet effet demeure faible. De même, l'âge du chef de ménage (OR = 0,97 ; $p < 0,01$) réduit la probabilité d'être bénéficiaire, ce qui suggère un ciblage plus marqué des producteurs jeunes.

Enfin, l'activité principale du chef de ménage a un effet positif et hautement significatif (OR = 1,07 ; $p < 0,01$), mettant en évidence le rôle de l'ancrage économique dans l'accès au programme.

Tableau 8: résultat du modèle logit retenu

Statut	Odds ratio	Std, Err,	z	P> z
sexe	1,52	0,22	2,87	0,004***
sitmat	0,80	0,09	-1,99	0,046**
gpesup	1,30	0,07	4,96	0,000***
taille_men_gpe	0,97	0,01	-2,16	0,031**
Sitmat_Cm	0,73	0,09	-2,65	0,008***
age_cm	0,97	0,01	-5,43	0,000***
activ_princ_cm	1,07	0,01	6,23	0,000***
-cons	2,26	0,93	1,97	0,049**

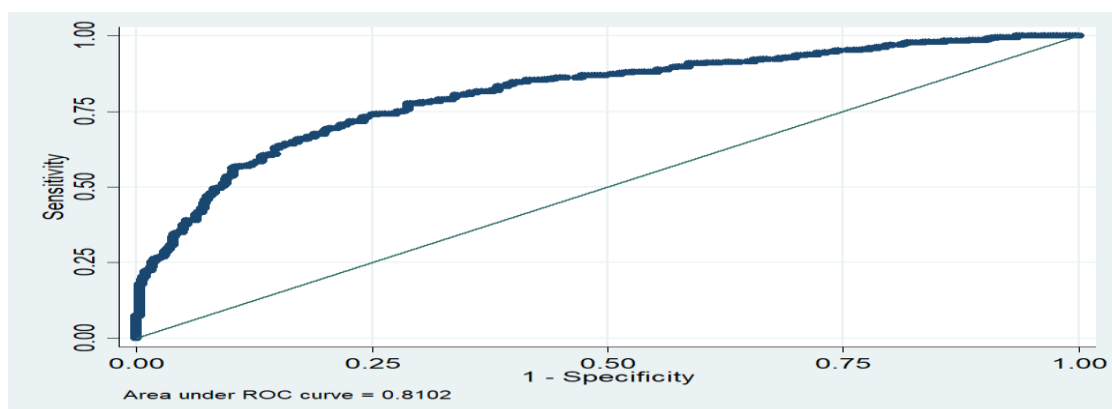
Number of observations : 959
Prob > chi2 = 0,0000
Pseudo R2 = 0.0966

Significatif au seuil de :1%***, 5% **, 10%*

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018

En ce qui concerne le pouvoir prédictif du modèle, il est noté un taux de bon classement de 74,65 %, suffisant pour sa validation du point de vue statistique. Ainsi le modèle spécifié explique, statistiquement, le fait de bénéficier du PPDC.

Graphique 2:aire du courbe ROC

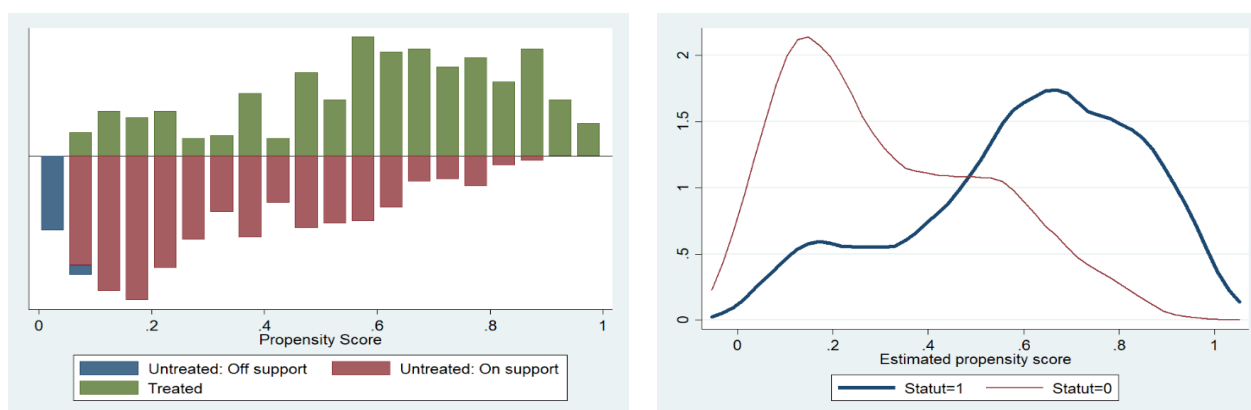


Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018.

3.4. Construction du support commun

Le graphique 3 montre l'existence d'un large support commun. En effet, seul 1,25% des individus de l'échantillon sont ignorés.

Graphique 3: distribution des scores de propension



Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018.

Par ailleurs, le tableau 9 retraçant les résultats obtenus à la suite des tests de qualité de l'appariement montre que la méthode d'appariement par noyau réduit le mieux, à la fois, le critère de biais B et le pseudo R². Ainsi, elle est la méthode de référence utilisée dans le cadre de ces travaux pour évaluer l'effet du PPDC sur le rendement des bénéficiaires. Néanmoins les deux autres méthodes seront appliquées en guise de comparaison.

Tableau 9: critères de qualité des différents tests d'appariement

Méthodes	Pseudo R ²	P > chi2	B	R
Avant appariement	0,096	0,000	71,2*	1,58
Plus proche voisin	0,01	0,111	23,8	0,66
Cinq plus proches voisins	0,007	0,336	19,6	0,66
Appariement par noyau	0,006	0,501	17,5	0,66

* if variance ratio outside [0.82; 1.22]

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018

3.5. Impact du PPDC

Pour mieux appréhender l'impact du projet sur le rendement des bénéficiaires, le focus est mis sur l'effet moyen du projet sur les bénéficiaires ATT et l'effet moyen sur l'ensemble des riziculteurs (ATE).

A cet effet, comme le montre le tableau 10, le PPDC a eu un effet – rendement moyen de 1 685,16 kg/ha sur les bénéficiaires selon la méthode d'appariement par noyau (méthode de référence). Cet impact évolue différemment selon les deux autres méthodes. Il est estimé à 1 740,08 kg/ha par la méthode du plus proche voisin et à 1 637,10 kg/ha par celle des 5 plus proches voisins. Les coefficients des effets rendement calculés selon ces trois différentes méthodes sont tous significatifs au seuil de 1%.

Par ailleurs, l'indicateur ATE montre aussi un effet – rendement moyen de 1 533,54 kg/ha montrant ainsi une amélioration générale du rendement des riziculteurs de la zone d'intervention. En utilisant la méthode du plus proche voisin et celle des 5 voisins les plus proches, cet indicateur est, respectivement, de 1 553,54 kg/ha et de 1 530,86 kg/ha.

Il est donc clair que quel que soit la méthode utilisée, l'impact du PPDC sur le rendement des riziculteurs de la Casamance en général, et sur ses bénéficiaires en particulier, est positif et est significatif. Cependant, cet impact peut être hétérogène selon certains critères liés aux riziculteurs. La vérification de cette hétérogénéité de l'impact se fait dans ce qui suit avec la méthode d'appariement par noyau qui réduit le mieux le biais observé lors de la sélection.

Tableau 10: impact du PPDC sur le rendement des riziculteurs

Effet du traitement	Rendement (kg/ha)		
	Appariement par noyau	Plus proche voisin	5 plus proches voisins
ATT	1 685,16	1 740,08	1 637,10
ATENT	1 451,68	1 481,51	1 448,65
ATE	1 553,54	1 594,31	1 530,86
Effectif	855	855	855

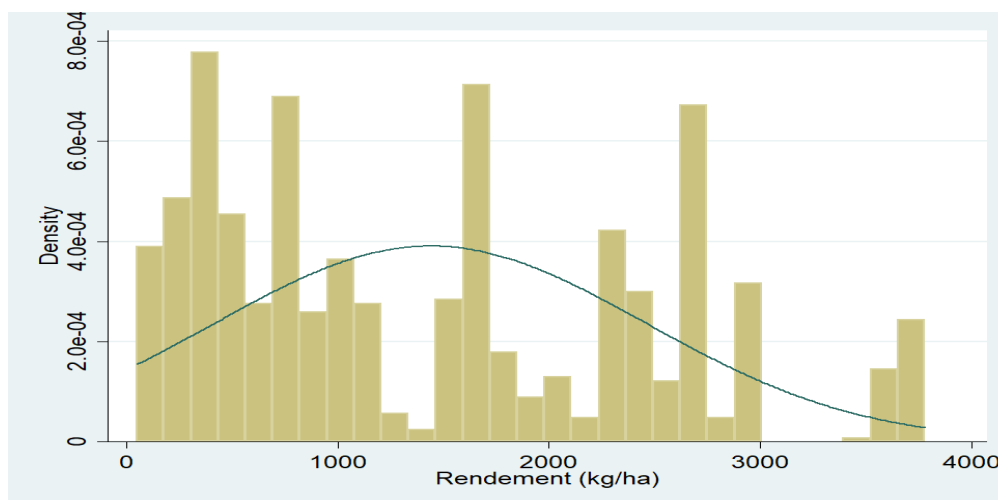
Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018.

3.6. Hétérogénéité de l'impact

3.6.1. Etude de la normalité de la variable d'impact

La vérification de la normalité de la variable d'impact trouve son utilité dans le choix du type de test d'hétérogénéité à utiliser par la suite dans les différents sous-groupes. Dans notre cas, l'histogramme décrit par le graphique 8 montre que la distribution de la variable « Rendement » est asymétrique.

Graphique 4: histogramme de la variable « Rendement »



Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018

Cette asymétrie est confirmée par le test de normalité de Shapiro-Wilk qui rejette l'hypothèse de normalité avec une valeur W de 0.87157 et un p-value de 0.00000. Ceci indique que la distribution des rendements est significativement différente d'une distribution normale. Le même test effectué sur la transformation logarithmique de la variable d'impact ramène aussi à la même conclusion.

Tableau 11: test de Shapiro-Wilk sur la variable rendement et sur log(Rendement)

Variables	Nombre d'observations	W	V	z	Prob>z
Rendement	959	0,93	41,87	9,23	0.00
Log_Rendement	959	0,94	33,72	8.7	0.00

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018

Ainsi le calcul de l'hétérogénéité de l'impact du PPDC se fera à travers des tests non paramétriques de comparaison des moyennes tels que Kruskal Wallis ou Mann Whitney. Ce dernier utilisé dans ce qui suit.

3.6.2. Hétérogénéité de l'impact selon le sexe

La riziculture pluviale est caractérisée, en Casamance, par une forte présence de femmes. Dans notre échantillon d'étude, ces dernières affichent un rendement moyen plus élevé après traitement d'où l'importance de la vérification de la significativité de cette hétérogénéité. Cependant les résultats du test de Mann-Whitney inscrits dans le tableau 12 rejettent la significativité de la différence observée sur la distribution du rendement au sein des deux groupes (hommes et femmes). Ceci est valable avant et après le traitement.

Ces résultats peuvent s'expliquer par l'apport de la dotation de semences améliorées et par l'organisation des séances de formation aux nouvelles techniques rizicoles réduisant ainsi l'effet du manque de temps que rencontrent les productrices. Cette contrainte de temps étant

due aux travaux d'entretien de maison, des enfants et du conjoint pour lesquelles les rizicultrices ne sont pas exonérées malgré les travaux champêtres.

Tableau 12: test de comparaison des groupes de Mann-Whitney selon le sexe du producteur

Statut	Sexe	Rendement moyen (kg/ha)	Résultat du test de M-W	
			z	Prob > z
Bénéficiaire	Femme	2 358,02	0,61	0,54
	Homme	2 345,7		
Non bénéficiaire	Femme	765,9	0,21	0,83
	Homme	715,9		

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018

3.6.3. Hétérogénéité selon l'âge du producteur

Dans la pratique de l'agriculture en générale, de la riziculture en particulier, l'expérience du producteur est un facteur déterminant pour l'amélioration des rendements comme mentionné dans la revue de la littérature. L'âge du producteur étant un proxy de cette expérience, il est important de vérifier si l'hétérogénéité de l'impact observée en faveur des producteurs âgés de plus de 35 ans (4,37%) contre les jeunes producteurs (âgé de 35 ans au plus) est significative. Les résultats du tableau 15 montre que cette hétérogénéité de l'impact est significative au seuil de 5% avec un p-value de 0,03.

Cette significativité de l'hétérogénéité de l'impact sur le rendement en faveur des adultes peut s'expliquer par l'effet de l'expérience de ces derniers, ajouté à la réduction de l'apport de la force de travail dans le rendement. En effet, l'importance de la force de travail, qui étaient jusque-là l'avantage des jeunes, est atténué par l'acquisition de semences améliorées et la maitrises des techniques de production plus modernes à travers le PPDC.

Tableau 13: test de comparaison des groupes de Mann-Whitney selon l'âge du producteur

Statut	Groupes d'âge	Rendement moyen (kg/ha)	Résultat du test de M-W	
			z	Prob > z
Bénéficiaire	Jeunes	2 291,72	-2,19	0,03
	Adultes	2 391,96		
Non bénéficiaire	Jeunes	775,38	1,018	0,31
	Adultes	718,49		

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018.

3.6.4. Hétérogénéité de l'impact selon le niveau d'instruction du producteur

L'instruction du producteur facilite la compréhension et l'application de nouveaux process de production plus efficaces pouvant contribuer ainsi à l'amélioration des rendements. Chez les non bénéficiaires de notre échantillon, le rendement moyen est plus important chez les instruits (ceux qui ont au moins effectué le cycle primaire) que chez les riziculteurs non instruits. En effet, les riziculteurs instruits ont un rendement moyen de 781,43 kg/ha contre 722,55 kg/ha

pour les non instruits, soit une différence relative de 8,1%. De même l'effet rendement moyen du traitement dans le groupe des bénéficiaires affiche une différence de 4,3% en faveur des riziculteurs instruits. Cependant les résultats consignés dans le tableau 16 montre une significativité de cette hétérogénéité du rendement avant le traitement, au seuil de 5%. Cette significativité disparaît au niveau de l'effet rendement moyen dans le groupe des traités.

Cette annulation de la significativité de l'hétérogénéité de l'effet rendement moyen s'explique par l'efficacité des sessions de renforcement des capacités organisées par le PPDC à ses bénéficiaires. En effet, ces sessions de formation sont des moyens efficaces pour diminuer voire effacer les gaps de connaissances entre les riziculteurs instruits et ceux qui n'ont pas eu la chance de recevoir une instruction formelle.

Tableau 14: Test de comparaison des groupes de Mann-Whitney selon le niveau d'instruction du producteur

Statut	Niveau d'instruction	Rendement moyen (kg/ha)	Résultat du test de M-W	
			z	Prob > z
Bénéficiaire	Sans instruction	2 295,61	-1,64	0,10
	Instruit	2 432,51		
Non bénéficiaire	Sans instruction	722,55	-2.250	0,02
	Instruit	781,43		

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA et du PPDC, 2018.

Conclusion

La mise en œuvre du Projet du Pôle de Développement de la Casamance (PPDC) s'inscrit dans une dynamique de consolidation de la paix et de relance économique dans une région longtemps marquée par des contraintes structurelles. En ciblant notamment la riziculture pluviale, ce programme vise à améliorer les conditions de vie des populations rurales à travers un meilleur accès aux intrants, aux équipements agricoles et au renforcement des capacités des producteurs. Dans cette étude, l'impact du PPDC sur le rendement rizicole a été évalué à l'aide de la méthode d'appariement par score de propension, appliquée à un échantillon de 959 producteurs. Les résultats mettent en évidence un effet globalement positif et significatif du programme, avec une augmentation des rendements estimée à 1 553,54 kg/ha pour l'ensemble de l'échantillon et à 1 685,16 kg/ha pour les bénéficiaires. Toutefois, cet impact apparaît hétérogène selon certaines caractéristiques des producteurs, notamment l'âge, le sexe et le niveau d'instruction. Cette recherche apporte ainsi une contribution empirique à la littérature sur l'évaluation des politiques agricoles en Afrique, en mettant en évidence l'efficacité d'un programme de développement territorial dans l'amélioration de la productivité agricole. Elle souligne

également l'importance des interventions publiques combinant accès aux intrants, formation et accompagnement technique dans les zones rurales.

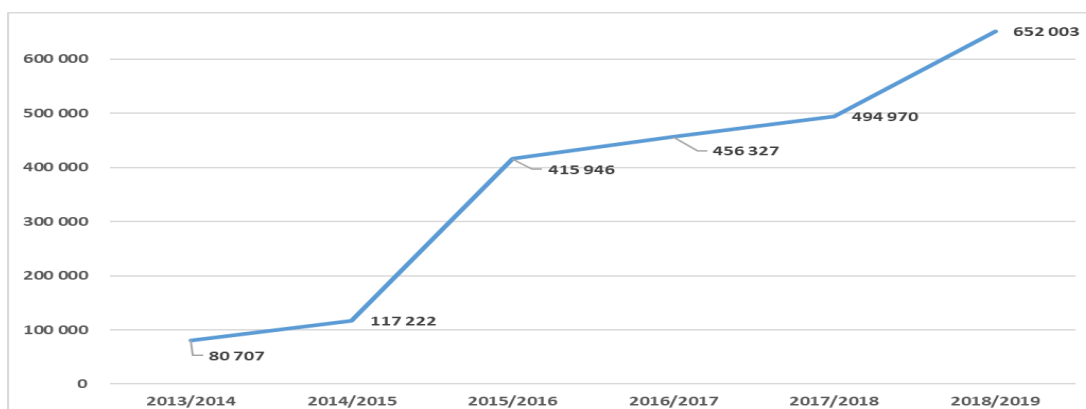
Cependant, certaines limites doivent être soulignées. D'une part, l'approche méthodologique repose sur l'hypothèse de sélection sur les variables observables, ce qui n'exclut pas totalement l'influence de facteurs non observés. D'autre part, l'analyse s'appuie sur des données transversales, limitant l'appréhension des effets à long terme du programme.

En termes d'implications de politique économique, les résultats suggèrent que la généralisation de ce type d'intervention pourrait contribuer significativement à l'amélioration de la productivité agricole et à l'atteinte de l'autosuffisance en riz au Sénégal. Néanmoins, une attention particulière devrait être accordée au renforcement de l'accès des producteurs, notamment des femmes, aux technologies et aux formations adaptées, ainsi qu'au développement de la mécanisation agricole afin de lever les contraintes liées aux systèmes de production traditionnels.

Enfin, des perspectives de recherche futures pourraient consister à mobiliser des données longitudinales afin d'analyser la durabilité des impacts observés, ou à explorer des approches méthodologiques complémentaires permettant de mieux prendre en compte les biais liés aux variables non observées. Une analyse plus approfondie des mécanismes de transmission de l'impact du programme, notamment à travers les chaînes de valeur agricoles, constituerait également un prolongement pertinent de cette étude.

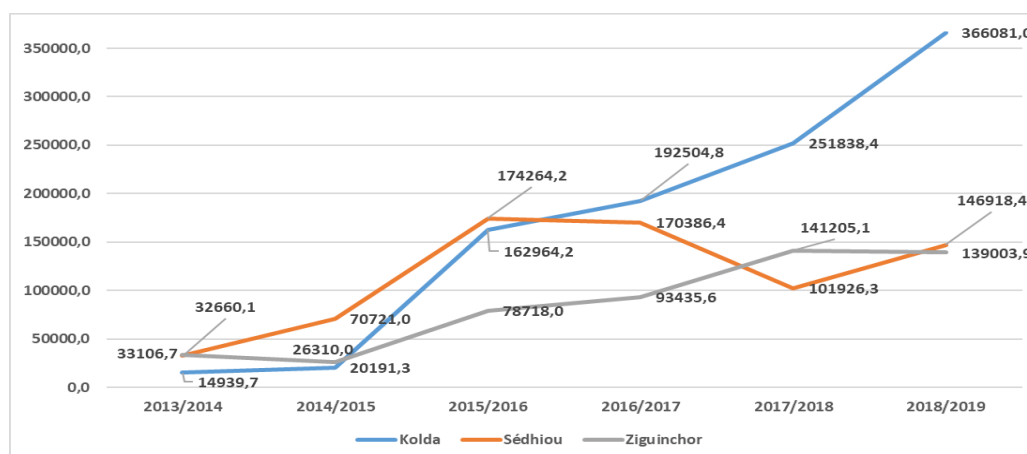
Annexe

Annexe 1: évolution de la production rizicole en Casamance de 2014 à 2019



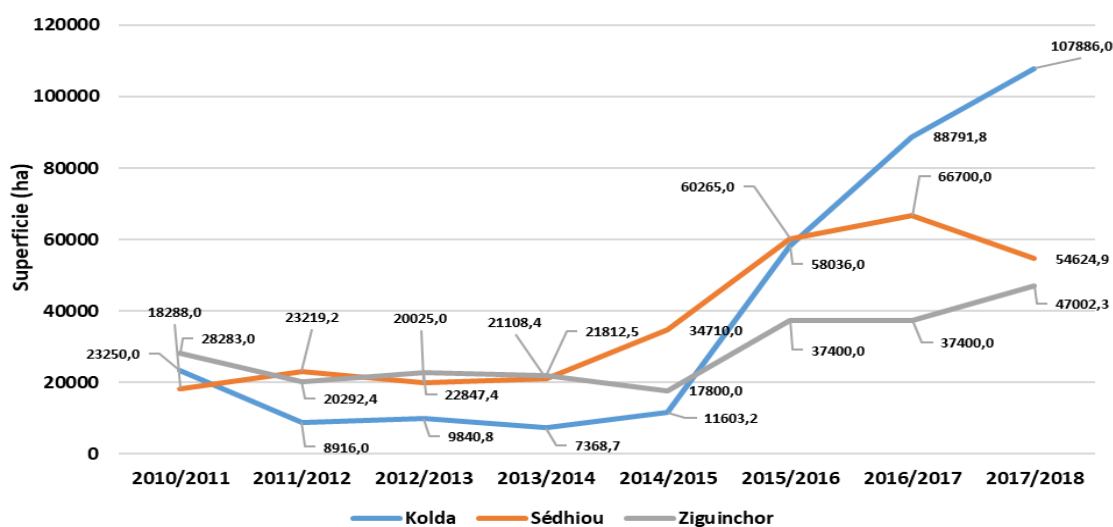
Source : calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA 2019

Annexe 2: Evolution de la production rizicole dans les trois (3) régions de la Casamance entre 2014 et 2019



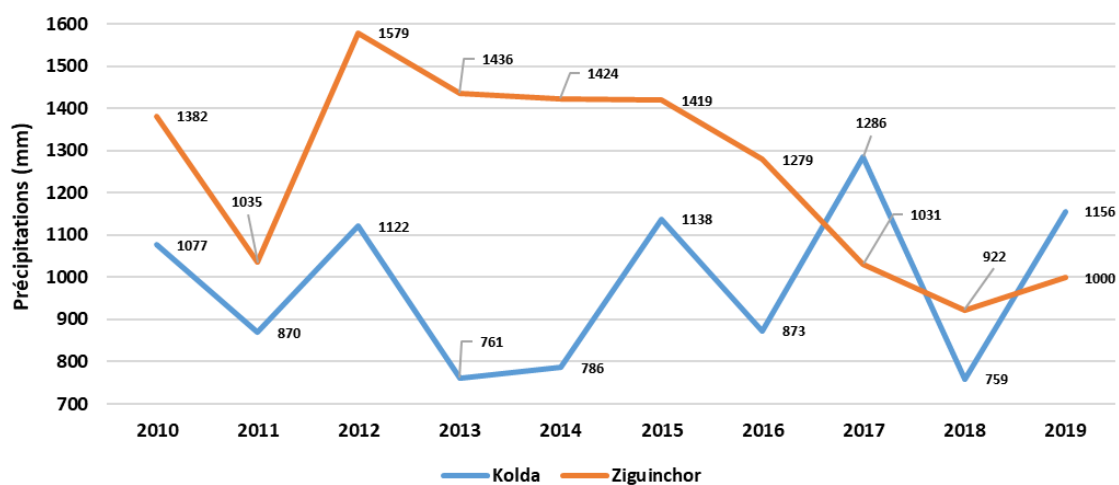
Source : calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA 2019

Annexe 3: évolution de la superficie rizicole (ha) entre 2010 et 2018



Source : calcul de l'auteur à partir des données de la DAPSA 2019

Annexe 4: évolution de la pluviométrie (mm) entre 2010 et 2019 au niveau des stations de Kolda et de Ziguinchor



Source : www.infoclimat.fr, 2019

BIBLIOGRAPHIE

1. Article de revue

- Abadie, A., & Imbens, G. (2006).** Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, 74(1), 235-267.
- Abadie, A., & Imbens, G. (2011).** Bias-corrected matching estimators for average treatment effects. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1), 1-11.
- Beceril, J. (2010).** The impact of improved maize varieties on poverty in Mexico: A propensity score-matching approach. *World Development*, 38(7), 1024-1035.
- Dehejia, R., & Wahba, S. (2002).** Propensity score-matching methods for non-experimental causal studies. *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151-161.
- Duflo, E., Kremer, M., & Robinson, J. (2011).** Nudging farmers to use fertilizer: Theory and experimental evidence from Kenya. *American Economic Review*, 101(6), 2350-2390.
- Feder, G., & Umali, D. (1993).** The adoption of agricultural innovations: A review. *Technological Forecasting and Social Change*, 43(3-4), 215-239.
- Mendola, M. (2007).** Agricultural technology adoption and poverty reduction: A propensity-score matching analysis for rural Bangladesh. *Food Policy*, 32(3), 372-393.
- Rosenbaum, P., & Rubin, D. (1983).** The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Rubin, D. (1974).** Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66(5), 688-701.
- Sianesi, B. (2004).** An evaluation of the Swedish active labor market programs in the 1990s. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 133-155.
- Timmer, C. P. (2005).** Agriculture and pro-poor growth. *Asian Journal of Agriculture and Development*, 2(1), 1-15.

2. Ouvrages et livre

- Baker, J., & Judy, L. (2000).** *Evaluating the impact of development projects*. Washington, DC: World Bank.
- Todd, P. (2007).** Evaluating social programs with endogenous program placement and selection. In *Handbook of Development Economics* (Vol. 4). Elsevier.

3. Documents de travail, documents techniques, publications non-revues

- Fournier, M. (2008).** *Les méthodes d'évaluation d'impact des projets de développement*. Document de travail AFD.

Ali, A. (2010 ; 2015). Études sur l'adoption technologique agricole (références non précisées dans le texte).

Wu, H. (2010). Agricultural technology adoption and rural development (référence incomplète dans le texte).

Solomon, A. (2015). Agricultural technology adoption and impact studies (référence incomplète).

Abebaw, S., et al. (2013). Études sur l'adoption des technologies agricoles.

Kassie, M. (2011). Determinants of agricultural technology adoption and impacts on productivity. *Journal of Agricultural Economics*, 62(1), 172–185.

4. Rapports institutionnels / Organisations internationales

AfricaRice

- **Diagne, A., et al. (2013).** *Adoption of improved rice varieties and impact on productivity.*
- **Wopereis, M., et al. (2019).** *Improving rice production in Africa.*

Banque mondiale. (2018). *Agricultural Development Report.* Washington, DC.

FAO. (2020). *The State of Food and Agriculture.* Rome : Food and Agriculture Organization.

5. Rapports gouvernementaux, programmes publics, documents administratifs

Agence nationale de la Statistique et de la Démographie (2014). *Recensement Général de la Population, de l'Habitat, de l'Agriculture et de l'Élevage.* Sénégal.

Direction de l'Analyse, de la Prévision et des Statistiques Agricoles (2019). *Statistiques agricoles du Sénégal.* Dakar.

Direction régionale du développement rural de Ziguinchor. (1999). *Rapport annuel sur la riziculture.*

6. Sites web

Infoclimat.fr (2019). *Données météorologiques des stations de Kolda et Ziguinchor.*

www.infoclimat.fr