

Impact des bonnes pratiques agricoles sur le rendement des cultures d'anacarde (noix de cajou) au Sénégal

Impact of good agricultural practices on cashew nut crop yields in Senegal

Blaise Waly Basse¹, Souleymane Mbaye², Omar Diop³

¹ Département Économie Gestion, Université Assane Seck de Ziguinchor, Sénégal, bwbasse@univ-zig.sn

² Département Économie Gestion, Université Assane Seck de Ziguinchor, Sénégal, smbaye@univ-zig.sn

³ Département Économie Gestion, Université Assane Seck de Ziguinchor, Sénégal, o.diop4970@zig.univ.sn

RÉSUMÉ. Le Sénégal a enclenché un processus de transformation structurelle de son économie en s'appuyant sur des filières qui offrent des avantages en termes de productivité agricole. C'est dans ce cadre que des projets de soutien à la filière noix de cajou (aussi appelés anacardes) ont été élaborés afin d'inciter les producteurs à respecter les bonnes pratiques agricoles. Afin d'identifier l'impact de ces bonnes pratiques, une enquête a été réalisée en 2018 auprès de 228 producteurs de noix de cajou du département de Kolda. Pour obtenir des résultats pertinents, la méthode de la variable instrumentale a été retenue afin de prendre en compte le problème d'endogénéité du facteur adoption des bonnes pratiques et de minimiser le biais induit à la fois par les caractéristiques observables et inobservables. Les résultats montrent un impact positif et significatif de l'adoption de ces bonnes pratiques agricoles sur les rendements des producteurs adoptants, avec ou sans interaction. Les résultats indiquent que le respect des bonnes pratiques a un impact significatif quel que soit le genre du producteur, même si l'impact est plus élevé pour les femmes. Nos résultats révèlent qu'un changement de comportement (adoption de bonnes pratiques agricoles) de la part des producteurs peut constituer un bon instrument pour accroître la productivité de la noix de cajou au Sénégal. Ainsi, pour une filière noix de cajou durable, des stratégies de sensibilisation peuvent être développées en mobilisant tous les acteurs (radios communautaires, chefs de villages, agents de développement, structures d'encadrement et de recherche...).

ABSTRACT. Senegal has started a process of structural transformation of its economy building on sectors that offer advantages in terms of agricultural productivity. In this context, cashew nut agricultural projects have been developed to encourage producers to respect good farming practices. To identify the impact of these good practices, a survey was conducted in 2018 among 228 cashew producers in the department of Kolda. To obtain relevant results, the instrumental variable method was chosen to take into account the endogeneity problem of the good practice adoption and to minimize the bias induced by both observable and unobservable characteristics. The results show a positive and significant impact of the adoption of these good agricultural practices on the yields of adopting farmers with or without interaction. The results indicate that adherence to the GAPs has a significant impact regardless of the gender of the farmers, although the impact is higher for women. Our results show that a change in behavior (adoption of good agricultural practices) from cashew producers can be a good instrument for increasing cashew productivity in Senegal. Thus, for a sustainable cashew nut sector, adoption strategies can be developed by mobilizing all actors (community radio stations, village chiefs, development actors, supervisory and research structures...).

MOTS CLÉS. Bonnes Pratiques Agricoles, Culture d'anacarde, Rendement Agricole, Sénégal, Innovation Agricole.

KEYWORDS. Good Agricultural Practices, Cashew Farming, Agricultural Yield, Senegal, Agricultural Innovation.

Introduction

L'agriculture sénégalaise emploie 73,8% de la population rurale et compte 755 532 exploitations [ANS 14]. C'est pourquoi l'amélioration durable de la productivité agricole est au cœur du *Plan*

Sénégal Émergent (PSE)¹. L'agriculture occupe une place prépondérante dans l'économie des pays en développement. Pour illustrer ce point, Irz *et al.* [IRZ 01] estiment qu'une augmentation de la productivité des parcelles agricoles peut réduire de 7% le nombre de pauvres en Afrique. Malgré son importance dans la lutte contre la pauvreté et l'insécurité alimentaire, l'agriculture sénégalaise ne contribue qu'à hauteur de 9,4% au Produit Intérieur Brut (PIB) [ANS 20a]. Avec un taux de couverture de 71% en 2018 [ANS 20a], le Sénégal est obligé de recourir aux importations massives de céréales qui provoquent un déficit commercial de 16% [ANSD 2011]. Le secteur traverse des difficultés qui sont, entre autres, la dégradation et l'appauvrissement des sols, le sous-équipement des producteurs, l'insuffisance et la vétusté des ouvrages hydro-agricoles, le déficit en infrastructures de production, de transformation/conservation et de mise sur le marché... Ces facteurs engendrent faible productivité agricole et pauvreté en milieu rural et amplifient l'exode des populations rurales vers les villes. La densification des zones urbaines consécutive limite l'offre locale de produits alimentaires et aggrave l'insécurité alimentaire du pays. Cette situation crée un déséquilibre chronique entre l'offre et la demande des produits agricoles. Pour infléchir cette tendance négative, le Sénégal doit transformer le secteur agricole pour une croissance favorable aux ménages ruraux. Il doit diversifier l'offre agricole et s'appuyer sur des filières ouvrant à des opportunités de productivité, comme la filière noix de cajou. L'anacardier – arbre dont sont issus les noix de cajou autrement appelés anacardes – qui d'abord était considéré comme un arbre de reboisement pour combattre l'érosion, est à l'origine d'une culture de rente pour les pays d'Afrique de l'Ouest. Ceci grâce à un environnement international favorable, à des prix incitatifs et au développement de relations commerciales concourantes entre l'Afrique de l'Ouest et l'Asie [KOF 19, RON 13]. Avec une demande mondiale de cajou qui ne cesse de croître, la filière constitue une source de revenus pour les producteurs [DIE 19, NUG 06, RON 13]. Aujourd'hui, sur une production mondiale de 3 434 000 tonnes de noix de cajou brutes, la part des pays africains représente 38% [OIT 20]. En Afrique de l'Ouest, la Côte d'Ivoire est le premier pays producteur avec un record de 800 000 tonnes en 2018 [OIT 20]. Tandis que le Sénégal ne représente que 0,8% de la production mondiale [DIE 19]. Ainsi, il est important d'identifier les facteurs susceptibles d'accroître la production. Le but de cette recherche est d'évaluer l'impact de bonnes pratiques agricoles (ou bonnes pratiques culturales, BPC) sur la productivité de la noix de cajou. La section 2 présente une revue de la littérature afin de mieux comprendre le canal par lequel l'adoption de bonnes pratiques agricoles va agir sur la production. La section 3 expose l'hypothèse ainsi que la méthode d'identification de l'impact des BPC. Les résultats sur les caractéristiques des producteurs et l'impact des BPC sont présentés dans la section 4. Enfin, la section 5 met en lumière la synthèse ainsi que les implications en termes de sciences et technologie et de politique économique.

1. Revue de la littérature

La durabilité de la croissance agricole est un défi majeur pour les pays en développement. L'instabilité de la production est expliquée par la combinaison de plusieurs facteurs tels que les contraintes d'accès à la technologie et à l'innovation, la baisse de la fertilité des sols, les difficultés de financement et les effets du changement climatique [DER 09, FE 18]. Certains auteurs [AWO 11, BAS 15, NDI 21] considèrent que l'introduction de technologies et d'innovations agricoles est un instrument d'amélioration de la productivité. Ainsi, les producteurs doivent être informés sur les caractéristiques de ces innovations et technologies agricoles, afin de les induire à changer de comportements. Au Pérou, Godtland *et al.* [GOD 04] montrent que les producteurs qui participent à un programme de champs-écoles ont beaucoup plus de connaissance en matière de pratiques de gestion intégrée sur les parasites. Ce canal de formation à travers l'approche champs-écoles peut être pertinent car il existe de nombreuses preuves d'une relation positive entre les bonnes pratiques

¹ Ce plan constitue actuellement le référentiel des politiques publiques pour la période 2014-2035.

agricoles et la productivité agricole [PAN 13, PAL 19, BEN 22]. Dans le domaine de l'anacardier, Balasimha [BAL 91] a montré qu'une irradiation de saturation élevée était nécessaire pour un système de photosynthèse optimale. Ce résultat apporte une possibilité d'accroître la productivité de l'anacardier en augmentant la surface de la canopée et en augmentant la capacité photosynthétique [BAL 92]. D'autres auteurs [BAR 84, GOS 89, CRI 05] abordent l'importance des éléments minéraux dans le processus de production de l'anacardier. Cependant, pour une meilleure amélioration de la production, ces auteurs recommandent la prise en compte de l'âge de la plante, du génotype utilisé, des conditions de cultures (sol et climat) et de la gestion de la culture.

Cassman *et al.* [CAS 03] considèrent l'agriculture comme une entreprise à forte intensité de ressources qui a un impact sur la qualité de l'environnement. Ainsi, pour une agriculture durable qui répond aux besoins humains et protège les ressources naturelles, ces auteurs recommandent d'éviter l'expansion des cultures dans les écosystèmes naturels, d'accroître l'efficacité de l'utilisation de l'azote et d'améliorer la qualité des sols. Cependant, Jelsma *et al.* [JEL 19] soutiennent que ce sont les grandes exploitations qui disposent du capital nécessaire pour la mise en œuvre des bonnes pratiques. En examinant l'utilisation d'engrais au niveau des palmiers à huile, le matériel et les méthodes de plantation et autres pratiques de gestion, ces auteurs montrent que ces bonnes pratiques n'améliorent pas la productivité et la durabilité du secteur en Indonésie. Selon Benny *et al.* [BEN 22], le principal mécanisme est de permettre aux petits exploitants à recourir davantage aux intrants et pratiques agricoles modernes. Au Népal, Baral *et al.* [BAR 21] explorent quatre technologies de production pour la culture de gingembre. En utilisant un plan en blocs complets randomisés, le rendement du gingembre suivant les bonnes pratiques agricoles et sans récolte du rhizome mère a été de 17,9 t/ha soit 39,8% de plus que les pratiques traditionnelles. Dans la même dynamique, Awio *et al.* [AWI 22] montrent que les retards dans le désherbage et la fertilisation ont créé une perte de rendement de 5,3 et 1,9 g/m², par jour de retard, respectivement.

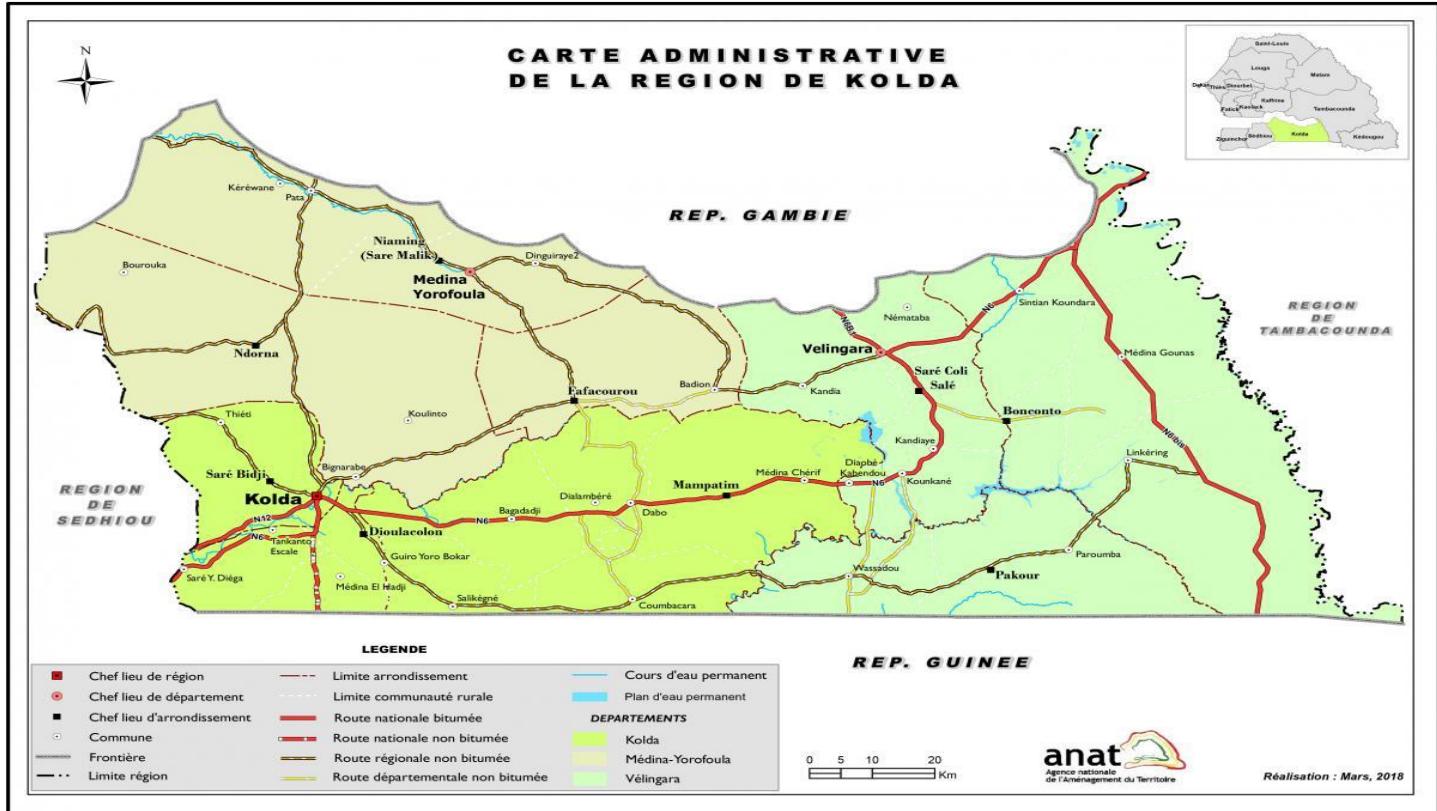
2. Méthodologie

2.1. Présentation de la zone d'étude

La faiblesse de la production au niveau des plantations d'anacardiers dans la région de Kolda est due à une conjugaison de plusieurs facteurs tels que le manque de moyens pour la fertilisation des plantations, un encadrement technique insuffisant, des variétés peu productives, le passage récurrent des feux de brousse, la divagation des animaux, et les ravageurs [SAR 02]. Des stratégies doivent être envisagées pour inciter les producteurs de noix de cajou à adopter les bonnes pratiques qui peuvent améliorer la productivité. C'est dans ce cadre qu'*International Relief and Development* (IRD) a lancé en 2014 le projet *Amélioration de la chaîne de valeur cajou dans la Sénégambie* afin de promouvoir l'échange d'informations par le biais de la formation participative. Au Sénégal, ce sont les communes de Bagadadji et de Sare Bidji qui ont été retenues pour participer au projet.

Le modèle Champ-École, qui est un regroupement de 25 producteurs, a été retenu afin de sensibiliser les producteurs sur les Bonnes Pratiques Agricoles. À travers le modèle Champs-École, deux facilitateurs locaux ont été mis à disposition afin de les inciter à respecter les écartements d'au moins 10 mètres entre pieds et 10 mètres entre les lignes ; de tailler régulièrement les arbres ; de mettre une clôture ou un pare-feu dans le but de lutter contre les feux de brousse, d'appliquer des éclaircies ou de désherber le verger, d'associer à ses plants d'anacardiers des cultures annuelles ou encore labourer le verger. Toutefois, l'application de ces BPC n'est pas chose évidente et dépendra du degré de motivation des producteurs qui accepteront de changer leurs comportements en abandonnant les anciennes pratiques. Étant donné que ces pratiques ne sont pas parfaitement substituables, elles doivent être toutes appliquées pour augmenter la productivité. Ainsi, c'est l'ensemble de ces pratiques agricoles qui fera l'objet d'une évaluation. Dans ce cas, est considéré comme adoptant tout producteur qui a appliqué toutes ces pratiques agricoles dans son verger.

Cette recherche a été réalisée dans la région de Kolda en utilisant les données de 2018. Elle se situe entre 12°20 et 13°40 de latitude nord et 13° et 16° de longitude ouest et s'étend sur une superficie de 13 721 km², soit 7% du territoire national. Située dans la zone agro-écologique de Casamance (Carte 1), la région de Kolda est limitée au Nord par la Gambie, au Sud par les deux Guinées (Bissau et Conakry), à l'Est par la région de Tambacounda et à l'Ouest par la région de Sédiou. Elle est composée des départements de Kolda, de Vélingara et de Médina Yoror Foulah.



Carte 1. Région de Kolda, source : <https://www.sec.gouv.sn/cartes>

Avec ces 13 804 km² de terres cultivables, la région de Kolda possède de nombreuses potentialités végétales et pluviométriques [ANS 20b]. L'agriculture est la principale activité et 79,8% des ménages en milieu rural et 20,2% des ménages en milieu urbain sont actifs du secteur et y tirent leurs sources de revenus [ANS 14]. Elle est composée des communes rurales de Kolda, de Dabo, de Bagadadi et de Dioulacolon.

Le Pulaar est la langue la plus parlée à Kolda, suivie du Wolof, du Manding, du Sarakholé, du Soninké et du Diola. Le département de Kolda est limité au Nord par le département de Medina Yoro Foulaah, à l'Est par le département de Vélingara, à l'Ouest par la région de Sédiou et au Sud par la Guinée Bissau et la Guinée Conakry. Le climat est de type soudano guinéen recevant des précipitations qui s'étalent de juin à octobre avec une intensité maximale sur la période août-septembre.

Les précipitations moyennes varient entre 700 mm et 1300 mm. Les températures moyennes mensuelles les plus basses sont enregistrées entre décembre et janvier et varient entre 25 et 30°C, les plus élevées sont notées entre mars et septembre avec des variations de 30 à 40°C. Le relief est constitué de grès sablo-argileux formant des plateaux avec une végétation naturelle abondante (savane ou forêt claire), entrecoupées de vallées dans lesquelles se trouvent les rizières et les pâturages de bas-fonds.

Les feux de brousse constituent une des causes de la dégradation des formations forestières. Fréquents en saison sèche, ils ravagent chaque année plusieurs hectares de forêts, de pâturages et

des tonnes de récoltes. Ces feux de brousse ont causé plusieurs dégâts notamment la perte de plantations et de récoltes, de végétation (tapis herbacé brûlé et végétation arborée), de produits agricoles (arachide, mil, riz, maïs, noix de cajou), des habitations et du matériel brûlé. La richesse biologique spécifique de la zone est à la fois un atout et une contrainte car certaines espèces qui se développent dans ce biotope sont de véritables ravageurs des cultures.

Dans les vergers du département de Kolda, l'absence de clôtures facilite et occasionne la divagation des animaux et les vols de noix de cajou. Une des principales contraintes de la filière noix de cajou reste la grande instabilité des prix au producteur.

Au début des années 1980, un kilo de noix d'acajou était échangé contre un kilo de riz à la frontière Bissau guinéenne. Entre 1994 et 1998, les prix ont varié, en moyenne, entre 150 F CFA (0,23 EUR) le kilo en début de campagne et 475 F CFA (0,72 EUR) en fin de campagne. A partir de 1999 jusqu'en 2001, les prix ont connu une baisse non négligeable. Pour la campagne agricole 2021, le prix au kilo est fixé à 305 F CFA (0,46 EUR). Il est clair que l'amélioration de la productivité de noix de cajou peut être déterminante dans l'amélioration des conditions de vie des producteurs de la région.

2.2. Échantillonnage et collecte de données

Dans le cadre de cette recherche, un échantillonnage avec stratification à plusieurs degrés a été retenu :

- 1) Étape 1 : Stratifier les villages en deux groupes : Les villages Champs-École d'une part dans la commune de Bagadadji et les autres villages non-champs-École dans la commune de Sare Bidji d'autre part que nous appellerons villages groupe de comparaison.
- 2) Étape 2 : Sélectionner de façon aléatoire un nombre égal de n_{ce} villages dans les groupes des villages Champs-École et non Champs-École, respectivement (donc, il y aura $2n_{ce}$ villages sélectionnés). Les villages non Champs-École de Sare Bidji seront sélectionnés de telle sorte qu'ils soient situés relativement loin du village Champs-École de cet arrondissement.
- 3) Étape 3 : Dans chaque village sélectionné, choisir un nombre n_{hce} de producteurs de noix de cajou (donc, n_{hce} est la taille de la grappe et $n = 2 \times n_{ce} \times n_{hce}$ est la taille de l'échantillon total des producteurs dans le département de Kolda).

Comme base de sondage, nous avons utilisé les données de l'enquête de référence du projet d'amélioration de la chaîne de valeur de la filière noix de cajou dans la Sénégambie qui a été conduite durant les mois de juin à octobre 2013 et qui concernait 1500 producteurs de cajou. Ensuite, il a été effectué une évaluation de la faisabilité de notre plan de sondage suivant la disponibilité de nos ressources financières, matérielles et en temps pour mener les enquêtes en utilisant les valeurs conventionnelles de puissance statistique de 80%, de niveau de significativité de 5%, avec une marge de 10% et un effet minimum détectable de 10%.

Le plan de sondage et le calcul de la taille minimum de l'échantillon conduisent à un échantillonnage aléatoire en grappes de 6 villages appuyés par l'IRD et 6 autres non appuyés par l'IRD avec une taille des grappes de 19 producteurs. Ces choix conduisent à une taille de l'échantillon totale de 228 ménages (103 chacun des groupes de traités / non traités) y inclus une

prévision de 10% de marge. Avec une puissance statistique de 80% et un niveau de significativité de 5%, ce nombre de grappes, de taille des grappes et de l'échantillon total ont mené à un effet minium détectable relatif (MDES) de 27,54% sur les rendements.

Le calcul de la performance du projet en se basant sur l'effet minimum détectable de 27,54% donne une augmentation des rendements des producteurs en moyenne de 68,85 kg/hectare des adoptants par rapport aux non adoptants. Cet effet peut être considéré comme minimum dans la mesure où il ne permet d'atteindre que moins de 10% (9,18%) de l'objectif que le projet s'est fixé.

Pour la collecte des données, des visites de terrain préliminaires ont permis de rencontrer des personnes ressources et acteurs de la filière noix de cajou pour effectuer un test du questionnaire auprès de quinze (15) producteurs. Ce test a permis de valider le questionnaire tant sur sa pertinence que sur sa faisabilité. Après la validation des outils de collecte, la période du 02 Février au 02 mars 2019 a été retenue pour recueillir les données relatives à la campagne 2018. En effet, après échanges avec les acteurs du projet et les facilitateurs locaux, cette période a été considérée comme la plus favorable pour pouvoir mobiliser tous les producteurs concernés par l'enquête et avoir toutes les informations agricoles par rapport à la campagne 2018. En effet, cette période coïncide avec la fin de l'hivernage et un peu avant le depuis des préparatifs de la campagne 2019 du cajou. Ce qui fait que les producteurs avaient le temps pour répondre aux questions sans interruption majeure. Les entrevues ont duré en moyenne 45 minutes. Les informations recueillies étaient relatives à l'identification du producteur, aux caractéristiques des ménages et des vergers, aux revenus et dépenses générés par les anacardiers, aux pratiques de production de noix de cajou, ainsi qu'à l'appréciation que le producteur fait de l'évolution du rendement de son verger.

2.3. Méthode d'analyse des données

Pour déterminer l'impact de l'adoption des bonnes pratiques agricoles, nous allons considérer le modèle causal de [RUB 74]. Ce modèle nous permet de définir deux rendements potentiels pour chaque producteur de noix de cajou : Y_1 quand il applique les bonnes pratiques et Y_0 quand il n'applique pas. Plus précisément, nous sommes intéressés par l'effet de l'adoption qui est une variable binaire représentant le statut du producteur, avec $T = 1$ signifiant le traitement et $T = 0$ le non traitement. Dans ce cas, nous pouvons réécrire le résultat observé pour un producteur donné comme une fonction des deux résultats potentiels et du statut de traitement.

$$Y = TY_1 + (1 - T)Y_0[1]$$

L'adoption des BPA génère des coûts additionnels notamment en termes de temps et en main d'œuvre. Les producteurs vont faire un arbitrage et calculer le coût d'opportunité lié au non-respect des BPA. Dans ce cas, chaque producteur anticipe le rendement qu'il obtiendrait avec ou sans les bonnes pratiques et décide d'adopter ou pas. L'adoption des BPC est une décision individuelle qui génère un problème de biais de sélection et d'endogénéité (auto-sélection). Dans ce sens (traitement endogène) l'indépendance conditionnelle ou inconditionnelle est une hypothèse irréaliste et par conséquent, l'hypothèse la plus plausible est la « *sélection sur les inobservables* » et le paramètre identifié est l'effet moyen local du traitement (*LATE* en anglais). Ce paramètre nous permettra d'identifier l'impact des BPA dans la sous-population des producteurs qui ont été conduits à abandonner les pratiques anciennes. C'est pourquoi, pour éliminer à la fois le biais induit par les caractéristiques observables et inobservables et traiter le problème d'endogénéité de la variable participation, la méthode de la variable instrumentale sera utilisée [ABA 03, IMB 94].

Cette méthode suppose l'existence d'au moins d'une variable Z qui explique le statut d'adoption des bonnes pratiques mais sans directement affecter les rendements. Ainsi, dans le cas de l'introduction des BPA dans les zones d'études, l'IRD a utilisé la sensibilisation comme instrument pour déclencher les changements de comportements au niveau des producteurs. Cet instrument peut

induire une variation exogène [ABA 03] et son utilisation nous garantit que sa variation nous permettra d'identifier le *LATE* qui correspond au changement obtenu par une politique donnée [HEC 10]. L'utilisation de la variable sensibilisation comme instrument est pertinente car elle permet aux producteurs de connaître et d'avoir toutes les informations utiles liées à l'adoption des BPC. En effet, Daberkow et McBride [DAB 03] considèrent que la sensibilisation explique la décision d'adoption des technologies agricoles. De ce point, il peut induire un changement de comportement au niveau des producteurs de noix de cajou (c'est la *pertinence de l'instrument*). Cet instrument, sensibilisation, ne peut pas directement affecter le rendement noix de cajou (c'est la *restriction par exclusion*). Il faut que les producteurs changent de comportement et adoptent les BPC pour qu'il ait variation au niveau de leurs rendements. Nous considérons également qu'il sera difficile pour un producteur noix de cajou d'adopter des BPC qu'il ne connaît pas. Ainsi, l'instrument sensibilisation va induire un changement de comportement dans le même sens (c'est la *monotonicité* de l'instrument). Différents estimateurs fondés sur la variable instrumentale sont disponibles selon les hypothèses de forme fonctionnelle et les hypothèses relatives à l'instrument (sensibilisation dans cette recherche) et les hétérogénéités inobservées [HEC 10]. Ainsi, deux estimateurs basés sur les variables instrumentales sont généralement utilisés pour estimer l'effet local moyen du traitement (*LATE*). Le premier est l'estimateur *wald* non paramétrique simple proposé par qui nécessite seulement la variable résultat $Y_{\text{observé}}$, le statut de traitement T et l'instrument Z qui est distribué de façon aléatoire dans la population des producteurs.

$$E(Y_1 - Y_0 | T = 1) = \text{LATE} = \frac{\text{cov}(Y, Z)}{\text{cov}(T, Z)}$$

$$E(Y_1 - Y_0 | T = 1) = \text{LATE} = \frac{E(Y|Z=1) - E(Y|Z=0)}{E(T|Z=1) - E(T|Z=0)} [2]$$

Ce paramètre estime l'effet de l'adoption dans la sous population des individus (les *compliers*) qui ont été amenés à changer leur comportement à travers une variable exogène qui satisfasse l'exclusion de l'instrument (sensibilisation) [IMB 94]. Abadie [ABA 03] a montré que si les conditions d'un instrument sont remplies et en absence de co-variables, nous avons :

$$E(Y_1 | T_1 > T_0) = \frac{E(Y.T|Z=1)E(Y.T|Z=0)}{E(T|Z=1) - E(T|Z=0)} [3]$$

$$E(Y_0 | T_1 > T_0) = \frac{E(Y.(1-T)|Z=1) - E(Y.(1-T)|Z=0)}{E((1-T)|Z=1) - E((1-T)|Z=0)} [4]$$

Le deuxième estimateur basé sur la variable instrumentale est celui de Abadie [ABA 03] qui est une généralisation de l'estimateur *LATE* de Imbens [IMB 94] dans les cas où l'instrument n'est pas totalement indépendant des résultats potentiels Y_1 et Y_0 . Cet estimateur ne nécessite pas l'hypothèse aléatoire mais seulement l'hypothèse d'indépendance conditionnelle : l'instrument Z est indépendant des résultats potentiels. Lorsque les hypothèses de l'instrument sont remplies, les équations [3] – [4] deviennent :

$$\text{LATE} = E(Y_1 - Y_0 | X, \text{complier}) = \frac{E(Y|X, Z=1) - E(Y|X, Z=0)}{E(T|X, Z=1) - E(T|X, Z=0)} [5]$$

Alors, dans le cas où les co-variables sont continues, l'estimation du *LATE* peut se faire à partir de la méthode non paramétrique. Cependant, cette méthode ne facilite pas l'interprétation des résultats et la précision des estimateurs reste à vérifier. Une autre alternative est la paramétrisation des quatre moyennes conditionnelles de [5] comme étant des fonctions non linéaires de (X) pour

estimer $LATE = E(Y_1 - Y_0 | X, complier)$. Mais comment arriver à identifier les *compliers* (adoptants potentiels) du moment où ils ne sont pas observables ? Seul $E(Y|X, T)$ est observé mais ne permet pas de faire une interprétation causale étant donné que T est endogène. Dans le but d'identifier ces *compliers*, Abadie [ABA 03] a utilisé une estimation basée sur l'estimation du poids k définit comme suit :

$$k = 1 - \frac{T \cdot (1 - Z)}{P(Z = 0 | X)} - \frac{Z(1 - T)}{P(Z = 1 | X)} [6]$$

Pour toute fonction $g(Y, T, X)$, Abadie [ABA 01] a démontré que :

$$E[g(Y, T, X) | T_1 > T_0] = \frac{1}{P(T_1 > T_0)} E[k \cdot g(Y, T, X)] [7]$$

Avec $E[k \cdot g(Y, T, X)]$ la moyenne de $g(Y, T, X)$ pour toute la population ; $P(T_1 > T_0)$ est la proportion des *compliers* dans la population totale.

Connaissant $P(T_1 > T_0)$ et k , l'équation [8] peut être spécifiée comme suit :

$$E(Y_1 - Y_0 | X, T_1 > T_0) = E(Y | X, T_1 > T_0) = \alpha_0 + \alpha_1 T + \gamma TX [8]$$

Où $T = 1$ si le producteur adopte la technologie et $T = 0$ sinon, X le vecteur des variables socio-démographiques.

β et γ sont les paramètres à estimer et $LATE = \alpha_1 + \gamma X$. Pour estimer les équations [7] et [8], il faut d'abord estimer le taux des adoptants potentiels $P(T_1 > T_0)$ à l'aide d'un modèle probit standard, ensuite l'équation [8] sera estimée par la méthode des variables instrumentales [ABA 03]. Dans cette recherche, nous choisissons une fonction de réponse exponentielle avec et sans interaction afin de garantir à la fois la positivité des résultats et l'hétérogénéité de l'effet de traitement à travers la sous population des adoptants potentiels de BPC. Suivant Abadie [ABA 03], le *LATE* est estimé avec la commande Impact de Stata 13. Cependant, ce paramètre à des limites qui doivent être prises en compte dans le cas d'une évaluation d'impact. Premièrement, l'effet identifié par cette méthode dépend entièrement de l'instrument qui peut être affecté par les choix de traitement [IMB 94]. Selon Basu *et al.* [BAS 07] l'utilisation de différents instruments produira différents effets. Deuxièmement, il n'est pas facile de donner une interprétation économique de ce paramètre qui identifie l'impact uniquement dans la sous population des *compliers* [BAS 07, HEC 10].

3. Résultats et discussions

3.1. Caractéristiques socio-démographiques des producteurs

Les caractéristiques socio-démographiques des producteurs suivant le statut d'adoption sont présentées dans le tableau 1. Celui-ci montre que les exploitants sont constitués pour 92% d'hommes et 8% de femmes. Dans la sous-population des adoptants et des non adoptants, les femmes représentent respectivement 8,14% et 8,15%. Cela reflète la situation du pays où les femmes sont chefs de ménage en l'absence de l'homme. La moyenne d'âge des exploitants est de 46 ans. Cette moyenne d'âge prouve que la population rurale active est composée essentiellement d'adultes. La taille moyenne d'une exploitation est estimée en moyenne à 18 personnes par famille. L'échantillon est constitué majoritairement de producteurs appartenant à l'ethnie Puular (97%). En résumé, les résultats de ce tableau indiquent que les producteurs adoptants et non adoptants des bonnes pratiques agricoles ne sont différents que par leur statut matrimonial. En effet, la sous population des exposés compte plus de mariés que la sous population des non exposés avec une différence significative au seuil de 5%.

Caractéristiques	Adoptants	Non adoptants	Total	Tests
Observations	86	135	221	
Age chef ménage	47(13,914)	46 (14,914)	46 (14,399)	$\Pr (T > t) = 0,4988$
Homme (%)	91,86 (0,275)	91,85 (0,274)	91,85 (0,274)	$\Pr (Z < z) = 0,9982$
Femme (%)	8,14 (0,275)	8,15 (0,275)	8,14 (0,275)	$\Pr (Z < z) = 0,6919$
Puular (%)	96,36 (0,018)	97,30 (0,015)	96,83 (0,012)	$\Pr (Z < z) = 0,6919$
Marié (%)	100	95,56(0,207)	97,28(0,163)	$\Pr (Z < z) = 0,047^{**}$
Taille ménage	17(10,225)	19(14,541)	18(13,074)	$\Pr (Z < z) = 0,1336$

Note : *** ; ** et * significativité au seuil de 1% ; 5% et 10%, Entre parenthèses les écarts types.

Tableau 1. Caractéristiques socio-démographiques des producteurs, source : Auteurs

3.2. Caractéristiques socio-économiques des adoptants et non adoptants

L'analyse statistique des caractéristiques socio-économiques des producteurs est présentée dans le tableau 2. Il indique que la proportion des producteurs adoptants qui parviennent à épargner à la sortie de la campagne de commercialisation des noix de cajou est plus importante que celle enregistrée chez les non adoptants (53% contre 25%). Il a également montré que les adoptants ont plus de facilité pour accéder au crédit que les non adoptants. En effet, environ 52% des adoptants ont contracté au moins une fois un crédit contre seulement 30% pour les non adoptants. De même, environ 99% des adoptants sont membres d'une organisation de producteurs, contre seulement 27% pour les non adoptants. Nous notons également que la proportion des producteurs non adoptants qui ont hérité leur plantation est plus élevée que celle des adoptants. De façon formelle, 89% des non adoptants ont hérité leur plantation contre seulement 58%. Les résultats de ce tableau indiquent également qu'en moyenne les plantations sur lesquelles portent les bonnes pratiques agricoles sont âgées de 7 ans. La différence d'âge avec les plantations des non adoptants, en moyenne est de 4 ans et est statistiquement significative.

Caractéristiques	Adoptants	Non adoptants	Total	Tests
Aucun niveau (%)	54,65 (0,500)	62,96 (0,485)	59,73 (0,491)	$\Pr (Z < z) = 0,2211$
Primaire (%)	29,25	27,41	28,05	$\Pr (Z < z) = 0,7897$

	(0,457)	(0,447)	(0,450)	
Alphabétisés (%)	16,28 (0,371)	9,63 (0,296)	12,22 (0,328)	$\Pr(Z < z) = 0,1424$
Accès (%)	52,33 (0,525)	30,37 (0,461)	39,91 (0,498)	$\Pr(Z < z) = 0,0013^{***}$
Épargne (%)	53,49 (0,502)	25,19 (0,436)	36,20 (0,481)	$\Pr(Z < z) = 0,0000^{***}$
Membre OP (%)	98,84 (0,108)	27,41 (0,448)	55,20 (0,498)	$\Pr(Z < z) = 0,0000^{***}$
Maison-verger (km)	1,43 (1,353)	1,54 (1,871)	1,50 (1,657)	$\Pr(T > t) = 0,6339$
Héritage plantation (%)	58,14 (0,496)	88,87 (0,315)	76,92 (0,422)	$\Pr(Z < z) = 0,0000^{***}$
Age plantation	7 (7,505)	11 (3,025)	9(6,406)	$\Pr(T > t) = 0,0001^{***}$

Note : *** ; ** et * significativité au seuil de 1% ; 5% et 10%, Entre parenthèses les écarts types.

Tableau 2. Caractéristiques socio-économiques des producteurs, source : Auteurs

Les résultats du tableau 1 et 2 révèlent une différence sur les caractéristiques observables entre les adoptants et les non adoptants des bonnes pratiques agricoles sur six variables. Il s'agit des variables, mariée, épargne, accès au crédit, membre d'une organisation de producteurs, héritage des terres, et âge des plantations. L'explication de cette différence trouve son origine dans le fait que la plupart des programmes de développement ne sont pas distribués de façon aléatoire dans la population cible. En réalité, les individus qui participent à un programme diffèrent généralement de ceux qui n'y participent pas. En effet, les programmes sont implémentés dans des zones spécifiques et ciblent particulièrement une population bien déterminée.

3.3. La contribution des bonnes pratiques sur le rendement

L'impact de l'adoption des bonnes pratiques agricoles des noix de cajou sur les rendements des producteurs est estimé à travers le *LATE* avec ou sans interaction [ABA 03]. Les résultats sont présentés dans le tableau 3 et montrent que l'adoption des bonnes pratiques agricoles des noix de cajou exerce un impact positif et significatif sur le rendement des producteurs adoptants de 528,84 kg/ha dans le modèle sans interaction et de 609,87 kg/ha dans le modèle avec interaction. Ces résultats sont conformes à ceux trouvés par Nirmala [NIR 15], Purnamasari [PUR 17], et Kristin et

al. [KRI 10] qui ont montré que la formation des agriculteurs à travers les champs écoles paysans a eu un impact positif sur la productivité des cultures et le revenu agricole par habitant. Doukouré [DOU 18] prouve également que le projet à l'appui-conseil par le biais de la formation sur les bonnes pratiques a eu un impact positif sur le rendement des producteurs de noix de cajou de 141 kg/h en moyenne. Cependant, en Côte d'Ivoire, Huijsmans [HUI 20], trouve que l'adoption des BPC n'entraîne pas nécessairement une différence au niveau entre adoptants et non adoptants.

Paramètres	LATE- LARF	LATE-LARF	LATE WALD	ATE
	Sans interaction	Avec interaction		PS
ATE (kg/ha)	528,84***	609,87***	606,46**	295,25
ATE1	(79,54)	(105,32)	(6872,8)	551,35
ATE0				39,15
PSB				256***
Impact sur le genre				
Homme kg/ha)	472,77***	537,54***		
Femme (kg/ha)	533,56***	615,96***		

Note : *** ; ** et * significativité au seuil de 1% ; 5% et 10%

Tableau 3. Impact de l'adoption des bonnes pratiques agricoles sur le rendement, source : Auteurs

Le coefficient de l'effet moyen du traitement dans la population totale (295,25 kg/ha) basé sur la méthode d'appariement (colonne 4) est inférieur au coefficient de l'estimateur *LATE* (609,87 kg/ha) avec interaction (colonne 2). Ce résultat pourrait être expliqué par l'existence d'un potentiel biais de sélection dû au fait que les individus traités et non traités ne sont pas identiques suivant les caractéristiques inobservables. Par conséquent, toute différence dans ces résultats pourrait être partiellement ou entièrement attribuée à cette différence entre les individus. Sachant que la méthode d'appariement repose uniquement sur les observables et ignore complètement les inobservables ainsi que l'éventuelle endogénéité de la variable adoption des BPC, on pourrait alors s'attendre à ce qu'elle surestime ou sous-estime l'impact réel de l'adoption des bonnes pratiques agricoles sur le rendement des producteurs de noix de cajou.

Les résultats du tableau 3 révèlent également que l'impact est beaucoup plus élevé chez les producteurs féminins (615,96 et 533,65 kg/ha) que chez les producteurs masculins (537,54 et 472,77 kg/ha) quel que soit le modèle avec ou sans interaction. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les femmes respectent davantage les bonnes pratiques agricoles. Aussi, les femmes constituent les principales actrices avec les enfants qui assurent les opérations de ramassage, de séchage, et de décorticage [SAR 02].

Les déterminants du rendement des producteurs ont été estimés à partir de la fonction de réponse moyenne locale sous sa forme exponentielle (*Local Average Response Function « LARF »*) et les résultats sont consignés dans le tableau 4 ci-dessous. La statistique F du test de significativité conjoint (25,67) et le R² ajusté montrent que le modèle est globalement satisfaisant. Cet impact

positif des BPC pour un certain nombre de coefficients des termes d'interactions sont également statistiquement significatifs et confirment ainsi l'hétérogénéité de l'impact de l'adoption des bonnes pratiques agricoles sur le rendement des producteurs de noix de cajou.

R-squared = 59.35%

Adj R-squared = 56.36%

Wald test for the joint significance of all coefficients ($F(3, 177) = 2.62$ Prob > F = 0.0426**)

Wald test for non-interacted terms ($F(10, 177) = 225.00$ Prob > F = 0.0000***)

Rendement	Coef.	Std. Err.	T	P> t	[95% Conf. Interval]
Marié	4.6185180	0.3633892	12.71	0.000	3.901385 5.335651
Age	0.0067517	0.0039335	1.72	0.088	-0.001011 0.014514
Alphabétisation	0.7646304	0.1174846	6.51	0.000	0.532780 0.996481
Primaire	0.2595465	0.4289449	0.61	0.546	-0.586958 1.106051
Taille ménage	-0.0224810	0.0058360	-3.85	0.000	-0.033998 0.010964
Épargne	-0.6998352	0.1207025	-5.80	0.000	-0.938036 -0.461634
Accès au crédit	0.1666327	0.1070197	1.56	0.121	-0.044566 0.377831
Age plantation	0.0229751	0.0103585	2.22	0.028	0.002533 0.043417
Membre d'une OP	-0.1114840	0.4329136	-0.26	0.797	-0.965820 0.742852
Distance Maison verger	0.0268400	0.0363293	0.74	0.461	-0.044854 0.098534
Culture annuelle	1.031732	0.6443206	1.60	0.111	-0.239807 2.303271
Élevage adoption	-0.249703	0.0541441	-4.61	0.000	-0.356554 -0.142852
Primaire adoption	-0.2841038	0.4386488	-0.65	0.518	-1.149758 0.581551

Note : *** ; ** et * significativité au seuil de 1% ; 5% et 10%

Tableau 4. Les déterminants des rendements des producteurs, source : Auteurs

Les variables socio-démographiques et économiques des ménages qui tentent d'expliquer le changement positif des rendements induit par l'adoption BPC comprennent la situation matrimoniale « marié », le niveau d'instruction « alphabétisation », l'âge du producteur et l'âge de la plantation. En revanche, d'autres variables ont une influence négative sur le rendement des producteurs. Il s'agit de la taille du ménage et de la variable épargne. Les coefficients (4,618 et 0,765) de la variable statut matrimonial « marié » et de la variable niveau d'instruction « alphabétisation » sont positifs et significatifs au seuil de 1%, indiquant que les vergers détenus par

les producteurs mariés et qui ont été alphabétisés rapportent plus de rendement que les vergers détenus par les producteurs non mariés et analphabètes. Cependant, l'effet positif de la variable statut matrimonial est contradictoire aux résultats trouvés par Abbeam *et al.* [ABB 21] au Ghana qui montrent que les gestionnaires de parcelles non mariés (célibataires, divorcés, veufs) sont techniquement plus efficaces que leurs homologues mariés. Dans le même sillage, Alene et Manyong [ALE 06] trouvent eux aussi un effet négatif. Les coefficients (0,008 et 0,023) des variables âge du producteur et l'âge de la plantation sont positifs et significatifs respectivement au seuil de 10% et 5%, montrant que ces variables ont le potentiel d'augmenter les rendements des producteurs adoptants. Au Ghana, Dubbert [DUB 19] trouve qu'une année supplémentaire obtenue par l'exploitation augmente significativement les rendements de cajou des producteurs non contractuels, mais réduit significativement le rendement des agriculteurs contractuels. Ce résultat suggère que les producteurs âgés détenant des plantations âgées (+10 ans)² génèrent plus de rendement que les jeunes producteurs qui ont des jeunes plantations (-10 ans). Ce résultat est contradictoire avec celui trouvé par Chirwa [CHI 05] qui a montré que les agriculteurs relativement âgés sont les plus réticents à l'adoption des nouvelles technologies. Cependant, le coefficient de la variable taille du ménage (-0,022) est négatif et significatif au seuil de 1% impliquant que la taille du ménage a une influence négative sur le rendement. Ce résultat peut être expliqué par le fait qu'une bonne partie de la main d'œuvre familiale n'est pas utilisée les exploitations. Le processus de mécanisation des outils agricoles impacte donc sur le nombre de personnes réellement impliquées dans les vergers. Un résultat similaire a été obtenu par [NDI 21]. En fin, la variable épargne exerce lui aussi un effet négatif (-0,700) sur le rendement.

Conclusion

L'amélioration de la productivité agricole est un sujet récurrent en économie du développement. En effet, une hausse de la croissance agricole est souvent corrélée à une amélioration de la sécurité alimentaire et à un recul de la pauvreté, surtout dans les zones rurales. C'est pourquoi le débat sur cette question se poursuit afin d'identifier les facteurs susceptibles d'améliorer la productivité agricole. Nous avons cherché à identifier l'apport des BPC sur la productivité de la noix de cajou. Nous avons fait valoir que le respect d'un ensemble de bonnes pratiques était important pour espérer améliorer significativement le rendement. En effet, la considération d'un facteur pour étudier son apport sur le rendement peut être trompeuse dans des contextes agricoles avec des contraintes et un environnement risqué. C'est la raison pour laquelle nous avons adopté un cadre permettant d'évaluer l'impact de l'adoption d'un ensemble de BPC sur le rendement. Cependant, le producteur, sur la base des informations obtenues sur les BPA, décide de changer son comportement en suivant les recommandations formulées par les facilitateurs. De ce point de vue l'adoption de BPC est une décision individuelle générant un problème d'endogénéité. Pour mieux traiter ce problème, nous avons utilisé l'approche de la variable instrumentale pour estimer sans biais l'impact de l'adoption des bonnes pratiques agricoles de la culture des noix de cajou sur le rendement des producteurs qui ont été amenés à changer de comportement. Les résultats révèlent que l'adoption des bonnes pratiques agricoles permet aux producteurs de dégager un rendement supplémentaire de 609,87 kg/ha. Ainsi, la vulgarisation de ces bonnes pratiques à travers les champs-École de l'IRD sous forme de formation participative peut rendre cette technologie accessible, mais aussi augmenter les rendements des producteurs adoptants. Nos résultats révèlent que la connaissance à travers la sensibilisation et l'adoption de technologies agricoles durables peuvent aider les producteurs de noix de cajou à accroître leur productivité. Cela implique qu'en matière d'introduction de technologies agricoles, il est possible de s'appuyer sur des pratiques durables, dont l'utilisation ne nécessitent pas de coûts drastiques.

² Source : Manuel de formation du projet d'amélioration de la chaîne de valeur cajou.

D'un point de vue politique, nos résultats peuvent avoir des implications importantes sur l'avenir de la filière noix de cajou au Sénégal. En utilisant un ensemble de BPC et la sensibilisation comme vecteur, nous avons constaté que les producteurs peuvent obtenir de meilleurs rendements. Ainsi, les politiques destinées à soutenir la filière noix de cajou peuvent s'appuyer sur le respecter des écartements d'au moins 10 mètres entre pieds et 10 mètres entre les lignes ; d'inciter les producteurs à tailler régulièrement les arbres ; de faire comprendre l'importance d'une clôture ou d'un pare-feu dans le but de lutter contre les incendies de brousse, de les sensibiliser sur l'utilité d'appliquer des éclaircies ou de désherber le verger, mais également l'importance d'associer à ses plants d'anacardiers des cultures annuelles ou encore de labourer le verger.

Bibliographie

- [ABA 01] ABADIE A., Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata, *Stata Journal*, 1(1), p.1-18, 2001.
- [ABA 03] ABADIE A., Semiparametric instrumental variable estimation of treatment response models. 113, 231–263. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00201-4](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00201-4), 2003.
- [ABB 21] ABBEAM G. D., FOSUB S., OGUNDEJIC A. A., Technical and resource-use efficiencies of cashew production in Ghana: implications on achieving sustainable development goals, *Scientific African*, 14.2021.
- [ALE 06] ALENE A.D., MANYONG V.M., Farmer-to-farmer technology diffusion and yield variation among adopters: The case of improved cowpea in northern Nigeria. *Agricultural Economics* 35. 203-211. 2006.
- [ANS 14] ANSD, Recensement Général de la Population et de l'Habitat, de l'Agriculture et de l'Elevage, 2014.
- [ANS 20a] ANSD, Situation économique et sociale du Sénégal 2017-2018, 2020a.
- [ANS 20b] ANSD, Situation économique et sociale de la régionale de Kolda 2017-2018, 2020b.
- [ANSD 2011] ANSD, Note d'analyse du commerce extérieur, 96p. 2011.
- [AWI 22] AWIO T., SENTHILKUMAR K., CHRISTIAN O., D., GEORGE W., O., Yields and Yield Gaps in Lowland Rice Systems and Options to Improve Smallholder Production. *Agronomy*. 12. 552. <https://doi.org/10.3390/agronomy12030552>.2022
- [AWO 11] AWOTIDE B. A., AWOYEMI T. T., DIAGNE A., OJEHOMOND V. T., Impact of access to subsidized certified improved rice seed on income: evidence from rice farming households in Nigeria, *International Journal of Sustainable Development*, 02:12.2011.
- [BAL 91] BALASIMHA D., Photosynthetic characteristics of cashew trees. *Photosynthetica*, 25: 419-423.1991.
- [BAL 92] BALASIMHA D., YADUKUMAR N., Effect of plant density on photosynthesis in cashew, *Indian J. Plant Physiol.*, 36.1. 5-7.1992.
- [BAR 21] BARAL R., KAFLE B., P., PANDAY D., SHRESTHA J., Adoption of good agricultural practice to increase yield and profit of ginger farming in Nepal. *Journal of Horticultural Research*. 29(1). 55–66. 2021.
- [BAR 84] BARROS C., VIGIL P., HERRERA E., ARGUELLO B., WALKER R., Selection of morphologically abnormal sperm by human cervical mucus. *Archives of Andrology*. 12:95-107.1984.
- [BAS 07] BASU K., MAERTENS A., the Pattern and Causes of Economic Growth in India, Working Paper, 07-08.2007.
- [BAS 15] BASSE B.W., Impact de l'adoption des variétés améliorées de riz Sahel sur la pauvreté au Sénégal: approche de l'effet marginal du traitement, Thèse de doctorat, Université Gaston Berger de Saint Louis, Sénégal. 2015.
- [CAS 03] CASSMAN K. G., DOBERMANN A., WALTERS D. T., YANG H., Meeting cereal demand while protecting natural resources and improving environmental quality. *Annu. Rev. Environ. Resour.* 28.315-358.2003.
- [CHI 05] CHIRWA E.W., “Adoption of fertiliser and hybrid seeds by smallholder maize farmers in Southern Malawi.” *Development Southern Africa*, 22(1).1-12. 2005.
- [CRI 05] CRISOSTOMO B.M.V., DING S.Y., SHEN F. X., SITHAMBARAM S., GOMEZ S., KUMAR R., SUIB L.S., AINDOW M., Synthesis and Catalytic Activity of Cryptomelane-Type Manganese Dioxide Nanomaterials Produced by a Novel Solvent-Free Method. *Chemistry of Materials*. 17.21.5382-5389. 2005.

- [DAB 03] MCBRIDE D. W., DABERKOW G. S., Information and the Adoption of Precision Farming Technologies, *Journal of Agribusiness*, 21:1.21-38.2003.
- [DER 09] DERESSA T., HASSAN R., RINGLER C., ALEMU T., Determinants of farmers' choice of adaptation methods to climate change in the Nile Basin of Ethiopia, *Global Environmental Change*.19.2:248-255.2009.
- [DIE 19] DIENG F., NGOM D., DIA D., SY R., Efficience technique de la production d'anacarde (Anacardium occidentale) dans les grandes régions de production du Sénégal. *Int. J. Biol. Chem. Sci.* 13, 2627–2645. <https://doi.org/10.4314/ijbcs.v13i6.16>, 2019.
- [DUB 19] DUBBERT C., Participation in contract farming and farm performance: Insights from cashew farmers in Ghana, *Agricultural Economics*, 50:749-763. 2019
- [FE 18] FE D.C., AKLOBESSI K.A., Impact Du Conseil Agricole Sur Les Performances Des Producteurs D'anacarde De Côte d'Ivoire. *European Scientific Journal*, 14.30.292.2018.
- [GOD 04] GODTLAND M. E., SADOULET E., JANVRY D. A., the Impact of Farmer Field Schools on Knowledge and Productivity: A Study of Potato Farmers in the Peruvian Andes, *Economic Development and Cultural Change*, 53:1.63-92.2004.
- [GOS 89] GOSH S.N., Effect of nitrogen, phosphorus and potash on flowering duration, yield and shelling percentage of cashew (Anacardium occidentale L.), *Indian Cashew J*, 19:14-21.1989.
- [HEC 10] HECKMAN J.J., Building bridges between structural and program evaluation approaches to evaluating policy. *J. Econ. Lit.* 48. 356–398, 2010.
- [HUI 20] HUIJSMANS N., The potential of good agricultural practices in creating a living income for Ivorian cocoa farmers. Wageningen University, 2020.
- [IMB 94] IMBENS G.W., ANGRIST J.D., Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects 62, 467–475, 1994.
- [IRZ 01] IRZ X., LIN L., THIRLTE C., WIGGINS S., Agricultural Productivity Growth and Poverty Alleviation. *Dev. Policy Rev.* 19, 449–466. <https://doi.org/10.1111/1467-7679.00144>, 2001.
- [JEL 19] JELSMA I., LOTTE S. W., JEAN O., ARYA H., D., Do wealthy farmers implement better agricultural practices? An assessment of implementation of Good Agricultural Practices among different types of independent oil palm smallholders in Riau, Indonesia. *Agricultural Systems*. 170. 63–76. 2019.
- [KOF 19] KOFFI S.Y., OURA K.R., Les facteurs de l'adoption de l'anacarde dans le bassin cotonnier de Côte d'Ivoire. *Cah. Agric.* 28, 8. <https://doi.org/10.1051/cagri/2019025>, 2019.
- [NDI 21] NDIAYE B., KABOU A.B., Adoption des nouvelles technologies rizicoles sur l'efficacité technique au Sénégal. *Science, Technologie, Développement*.1.1.2021.
- [NIR 15] NIRMALA G., Impact of Good Agricultural Practices (GAP) on Small Farm Development: Knowledge and Adoption levels of Farm Women of Rainfed Areas. *Indian Res J Ext Edu.* 15, 153–156, 2015.
- [NUG 06] NUGAWELA P., BALDE A., POUBLANC C., La chaîne de valeurs anacarde au Sénégal, analyse et cadre stratégique d'initiatives pour la croissance de la filière. Programme USAID/ Croissance Economique, Sénégal, 2006.
- [OIT 20] OIT, Commerce et chaînes de valeur dans les activités porteuses d'emplois (TRAVERA): Cas de l'anacarde au Bénin (No. Strengthen Publication Series, Document de travail n°16. OIT). 2020.
- [PAN 13] PANCO M., PENOT E., DANTHU P., MICHEL I., JAHIEL M., JAGORET P., Analyse des savoirs et savoir-faire paysans sur la gestion des systèmes de culture à base de girofle dans le district de Fénérive Est, Madagascar. Document de travail. 64 p.2013.
- [PUR 17] PURNAMASARI F., WALUYATI L.R., MASYHURI M., the Effect of Good Agriculture Practices (GAP) on Soybean Productivity with Cobb-Douglas Production Function Analysis in Kulon Progo Regency. *Agro Ekon.* 28, 220–236. <https://doi.org/10.22146/jae.26823>, 2017.
- [RON 13] RONGEAD, Connaître et Comprendre le Marché International de l'Anacarde, 2013.
- [RUB 74] RUBIN D.B., Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *J. Educ. Psychol.* 66, 688–701. <https://doi.org/10.1037/h0037350>, 1974.
- [SAR 02] SARR M.M.B., Analyse du Secteur de l'Anacarde : Situation actuelle et Perspective de développement. Centre du commerce international CNUCED/OMC (CCI), 2002.