African Journal of
Agricultural and Resource Economics
Volume 21, Number 4 (2026), pp 353–373

La sécurité foncière conditionne-t-elle l'impact de l'adoption des pratiques de gestion durable des terres sur la productivité des cultures céréalières au Togo ? une analyse empirique fondée sur le modèle de régression à commutation endogène

Lardja Kolani*
Département d'Économie, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université de Lomé, Lomé, Togo. E-mail : laldagoukolani@gmail.com

Mikémina Pilo
Département d'Économie, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université de Kara, Kara, Togo. E-mail : pilomikemina15@gmail.com

* Auteur correspondant

Received: March 2026
Published: December 2026

DOI: https://doi.org/10.53936/afjare.2026.21(4).19

Résumé

Cette étude analyse les effets de la politique de réglementation de la vente du soja sur les performances des producteurs au Bénin de 1990 à 2023, en se concentrant sur l'offre de production et le revenu net agricole. À travers une analyse économétrique de données temporelles, les résultats révèlent un effet positif et statistiquement significatif de cette politique tant sur l'offre que sur le revenu des producteurs. De manière inattendue, l'étude met en lumière une corrélation positive entre l'augmentation des coûts de production actuels et la hausse de l'offre et du revenu, suggérant que les investissements en intrants de qualité supérieure et en technologies, même coûteux, peuvent être un levier de performance. Ces dynamiques complexes soulignent la nécessité d'ajustements réguliers de la politique pour concilier stabilisation du marché, protection des producteurs, et promotion d'investissements productifs durables.

Mots-clés : Bénin, performance des producteurs, politique agricole, réglementation, soja

Does land tenure security determine the influence of adopting sustainable land management practices on cereal crop productivity in Togo? An empirical analysis based on an endogenous switching regression model

Abstract

This study analyses the effects of the policy regulating soybean sales on producer performance in Benin from 1990 to 2023, focusing on production supply and net farm income. Through an econometric analysis of time-series data, the results reveal a positive and statistically significant effect of this policy on both the supply and income of producers. Unexpectedly, the study highlights a positive correlation between rising current production costs and increased supply and income, suggesting that investments in higher-quality inputs and technologies, even if costly, can drive producer performance. These complex dynamics underscore the need for regular policy adjustments to balance market stabilisation, producer protection, and the promotion of sustainable productive investments.

Key words: Benin, producer performance, agricultural policy, regulation, soybean

1. Introduction

L'agriculture représente un secteur stratégique pour le développement durable et la lutte contre la pauvreté au Bénin, contribuant à 32,5% du PIB et employant environ 70% de la population active. La filière soja, en particulier, a connu une expansion notable, générant plus de sept milliards de F CFA annuellement pour les ruraux (Ministère de l'Agriculture, de l'Élevage et de la Pêche [MAEP] 2021). Pour encadrer cette croissance, le gouvernement béninois a institué en 2019 une politique de réglementation de la vente du soja visant officiellement à stabiliser les prix, protéger les producteurs et promouvoir l'industrialisation nationale. Cependant, son efficacité et ses effets réels sur les performances des producteurs restent un sujet de débat.

Cette étude apporte une contribution empirique et critique en quantifiant, pour la première fois sur une période étendue (1990 à 2023), l'effet de cette politique sur l'offre de production et le revenu net agricole. Notre analyse se distingue en intégrant la perspective de la littérature sur la réponse de l'offre paysanne, qui montre que les relations entre les prix et la production peuvent être complexes et non linéaires dans les pays en développement. Nous proposons une évaluation qui, bien que limitée par les données agrégées, met en lumière des dynamiques inattendues et cruciales pour l'élaboration de politiques agricoles plus ciblées et plus efficaces.

2. Revue de la littérature

2.1 Réponse de l'offre agricole aux variations de prix

Les premières analyses notamment le modèle de Nerlove (1956), ont postulé que les agriculteurs ajustent leur production en fonction d'un prix attendu, bien que ces variables soient inobservables. Ce modèle a été largement appliqué pour estimer la réponse de l'offre aux signaux de prix (Schiff & Montenegro 1997 ; Chen & Önal 2012). Pour améliorer la prédiction des anticipations de prix, Gardner (2006) a proposé d'utiliser les prix à terme. Par la suite, Askari et Cummings (1977) et Chavas *et al*. (1983) ont mis en avant la superficie emblavée comme indicateur de la production désirée. Cependant, Tolley *et al*. (1982) a nuancé cette approche, indiquant que l'élasticité-prix basée sur la superficie pouvait sous-estimer la réponse réelle, car elle n'inclut pas les actions visant à augmenter le rendement. Dans les années 1990, des auteurs comme Chavas et Holt (1990) et Davison

et Crowder (1991) ont suggéré d'utiliser les rendements nets attendus. Coyle (1999) a montré l'efficacité d'une combinaison de la superficie, du rendement et de la production observée pour analyser la réponse d'offre.

Les politiques de prix agricoles dans les pays en développement ont fait l'objet d'un vaste débat dans la littérature économique. Si les modèles néoclassiques de l'offre prévoient une relation positive entre prix et quantité offerte, une branche importante de la recherche sur l'économie du développement a introduit des nuances essentielles, notamment dans le contexte de l'agriculture familiale ou paysanne. Les travaux pionniers de Bhaduri (1973), Bharadwaj (1974), Bhardan (1980) et plus récemment Bardhan (1980) et Bale et Lutz (1994) ont mis en évidence la possibilité d'une relation négative entre les prix et l'offre agricole, connue sous le nom de « backward-bending supply curve ». Selon ces auteurs, dans les économies agraires dominées par des petits exploitants soumis à de fortes contraintes, une augmentation des prix de leurs produits peut avoir des effets complexes. Les producteurs, dont la motivation principale est souvent d'atteindre un revenu suffisant pour subvenir aux besoins de leur famille, pourraient réduire leur effort de production une fois cet objectif atteint. Cette réponse de l'offre est souvent liée à des contraintes structurelles comme le manque de terres, l'absence de financement ou le manque d'accès aux services d'appui. De même, Boussard (1987) souligne que la réponse des producteurs n'est pas uniforme et est influencée par des facteurs non-marchands, tels que les conditions climatiques aléatoires, l'accès au foncier et la disponibilité des intrants et du crédit. Ainsi, une augmentation des prix ne garantit pas une augmentation de la production si les producteurs n'ont pas les moyens pour intensifier leur activité. Notre étude s'appuie sur ce cadre pour analyser le cas du Bénin.

Pour affiner l'analyse des décisions des agriculteurs, la littérature a intégré des variables de risque (Glauber 2004 ; Parry *et al*. 2004 ; Schlenker & Roberts 2009 ; Haile *et al*. 2014, 2016). Des travaux comme ceux de Alemu (2003) et Chen et Önal (2012) ont utilisé conjointement la superficie, le rendement et la production observée pour une perspective plus complète des réponses des producteurs.

2.2 Effets des politiques de prix sur le revenu agricole

L'analyse de l'effet des politiques de prix sur le revenu des producteurs agricoles est un domaine complexe. Johnson (1973) et Schultz (1978) ont souligné les effets négatifs du contrôle des prix sur les revenus et la stabilité agricole. Adedayo (1985) a insisté sur l'importance des facteurs du revenu rural, et Timmer (1985, 1992) sur le rôle crucial des marchés et institutions. Anderson *et al*. (2001) et Martin et Warr (1993) ont exploré comment les politiques commerciales et les différences de productivité affectaient les prix relatifs et les revenus, confirmant les conclusions sur les méfaits du contrôle des prix (De Janvry & Sadoulet 2002 ; Hardaker *et al*. 2015). Antle et Capablo (2001) ont montré que le soutien des prix augmentait les revenus des agriculteurs mais aussi les prix consommateurs. Sunding et Zilberman (2001) et Moschini and Hennessy (2001) ont souligné l'importance de revenus stables. Des études comme celle d'Sarris et Hallam (2006) ont démontré que la réglementation pouvait avoir des effets positifs ou négatifs selon sa conception (Nerlove 1958 ; Sarris & Hallam 2006). Evenson et Gollin (2009) ont démontré les impacts négatifs de la réglementation sur les investissements et les effets ambivalents des politiques de soutien aux prix (Anderson & Masters 2007).

Les recherches actuelles continuent de souligner l'importance de la gestion des risques (Bardají *et al*. 2016) et réaffirment que la volatilité des revenus réduit le bien-être des agriculteurs et leurs incitations à produire (Cerroni 2020 ; Douswe *et al*. 2022).

3. Méthodologie

Cette étude vise à évaluer l'effet de la politique de réglementation de la vente du soja sur les performances des producteurs au Bénin, en quantifiant ses effets sur l'offre de production et le revenu net. Pour cela, nous avons adopté une démarche économétrique ancrée dans la théorie économique et adaptée à l'analyse des séries temporelles.

3.1 Fondements théoriques de la modélisation

L'analyse de la réponse de l'offre de soja s'appuie sur le modèle d'ajustement partiel de Nerlove (1956), un cadre théorique éprouvé pour l'étude du comportement dynamique de l'offre agricole. Ce modèle reconnaît que les décisions de production ne sont pas instantanément ajustées à des niveaux optimaux en réponse aux changements de prix ou d'autres stimuli, en raison de l'existence de coûts d'ajustement et de rigidités inhérentes au processus de production agricole. L'offre observée à la période t est ainsi modélisée comme une fonction de l'offre désirée et de l'offre de la période précédente, intégrant l'idée que les agriculteurs forment leurs attentes et adaptent leurs productions progressivement. L'introduction d'une variable indicatrice de politique dans ce modèle nous permet d'isoler et de quantifier l'effet structurel de la réglementation gouvernementale sur cette dynamique d'ajustement et sur le niveau d'équilibre de l'offre.

Parallèlement, l'examen du revenu des producteurs dépasse une simple approche ricardienne pour s'inscrire dans une perspective plus exhaustive des déterminants du revenu agricole. Au-delà des facteurs de production traditionnels et des prix du marché, la littérature souligne l'influence cruciale des facteurs institutionnels et des politiques publiques sur la rentabilité des exploitations (Moschini & Hennessy, 2001 ; Allanson 2008). Dans cette optique, nous avons modélisé le revenu net des producteurs en intégrant des variables économiques fondamentales (rendement, prix, coûts, pluviométrie) ainsi qu'une variable de politique, afin de mesurer comment une intervention réglementaire peut modifier la structure des incitations et, par conséquent, les niveaux de revenus.

3.2 Spécification des modèles empiriques

Deux modèles en double logarithme ont été spécifiés pour quantifier les élasticités et les effets de la politique. Le choix de la transformation logarithmique pour les variables continues est motivé par la nécessité de stabiliser la variance et permettre une interprétation directe des coefficients comme des élasticités. Le modèle d'offre de production de soja est le suivant :

$$\log(Yt) = \beta 0 + \beta 1 \log(Rendt) + \beta 2 \log(Prix_{Prodt}) + \beta 3 \log(Cout_{Prodt}) + \beta 4 \log(Pluiet) + \beta 5 \log(Rendt - 1) + \beta 6 \log(Prix_{prodt} - 1) + \beta 7 \log(Cout_{prodt} - 1) + \beta 8 \log(Pluiet - 1) + \beta 9 Polic_{reglt} + \varepsilon t$$

Dans cette spécification, $\log(Yt)$ représente le logarithme de la quantité de soja produite, tandis que log(Rendt), log(Prix_Prodt), log(Cout_Prodt) et log(Pluiet) captent l'influence des conditions courantes de production, de prix, de coûts et climatiques, respectivement. Les variables retardées d'une période (notées t-1) intègrent les attentes des producteurs basées sur les conditions passées et reflètent le processus d'ajustement partiel de l'offre, conformément au cadre de Nerlove. La variable Polic_Reglt est une variable indicatrice prenant la valeur 1 à partir de l'année d'instauration de la politique de réglementation, et 0 avant cette période, permettant de mesurer l'effet moyen de cette politique.

Similairement, le modèle de revenu net des producteurs a été spécifié comme suit :

$$\text{logRev_net hat } = \gamma 0 + \gamma 1 \log(Prix_prodt\ ) + \gamma 2 \log(Cout_Prodt\ ) + \gamma 3 \log(Pluiet) + \gamma 4 \log(Prix_prodt - 1) + \gamma 5 \log(Cout_prodt - 1) + \gamma 6 \log(Pluiet - 1) + \gamma 7 Polic_{reglt} + \mu t$$

Ici, logRev_net_hat représente le logarithme du revenu net estimé par hectare. Les variables explicatives sont identiques à celles du modèle d'offre, garantissant une cohérence dans l'analyse des facteurs affectant la performance économique.

3.3 Collecte et caractéristiques des données

L'étude s'appuie sur un jeu de données de séries temporelles annuelles couvrant la période de 1990 à 2023, totalisant 34 observations. Cette période permet de capter les tendances de long terme et évaluer l'effet d'un changement structurel comme l'introduction d'une politique majeure. Les données, agrégées au niveau national, proviennent de sources officielles, assurant leur fiabilité. Les quantités produites, les rendements et les superficies cultivées sont issues du Ministère de l'Agriculture, de l'Élevage et de la Pêche (MAEP) et de la base de données FAOSTAT. Les prix au producteur et les coûts de production ont été collectés auprès du MAEP, de l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Économique (INSAE), de l'Union Nationale des Associations des Producteurs de Soja du Bénin (UNAPS-BÉNIN), de la Banque Mondiale, ainsi que des Directions Départementales de l'Agriculture (DDA) et diverses organisations de producteurs. La pluviométrie moyenne annuelle a été obtenue auprès de l'Agence Nationale de la Météorologie du Bénin (DCA). Enfin, les informations relatives à la politique de réglementation ont été tirées des publications du MAEP, du Journal Officiel du Bénin, de documents de la GIZ et d'archives gouvernementales.

3.4 Stratégie d'estimation économétrique et validation des modèles

Initialement, une batterie de tests de stationnarité (ADF, Phillips-Perron, KPSS) a été systématiquement appliquée à toutes les séries temporelles utilisées. Les modèles ont été estimés par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Le test de Durbin-Watson ayant révélé une autocorrélation positive des résidus dans le modèle d'offre, nous avons corrigé ce biais en utilisant des erreurs-types robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation (HAC), basées sur l'estimateur de Newey-West (Newey & West 1987). Des tests d'hétéroscédasticité (White ou Breusch-Pagan) ont également été menés. Bien que l'intégration de variables retardées contribue à réduire l'endogénéité, la possibilité de corrélation entre les régresseurs et le terme d'erreur a été reconnue. Pour assurer la robustesse structurelle de nos estimations, le test de Ramsey RESET a été utilisé pour valider la forme fonctionnelle des modèles.

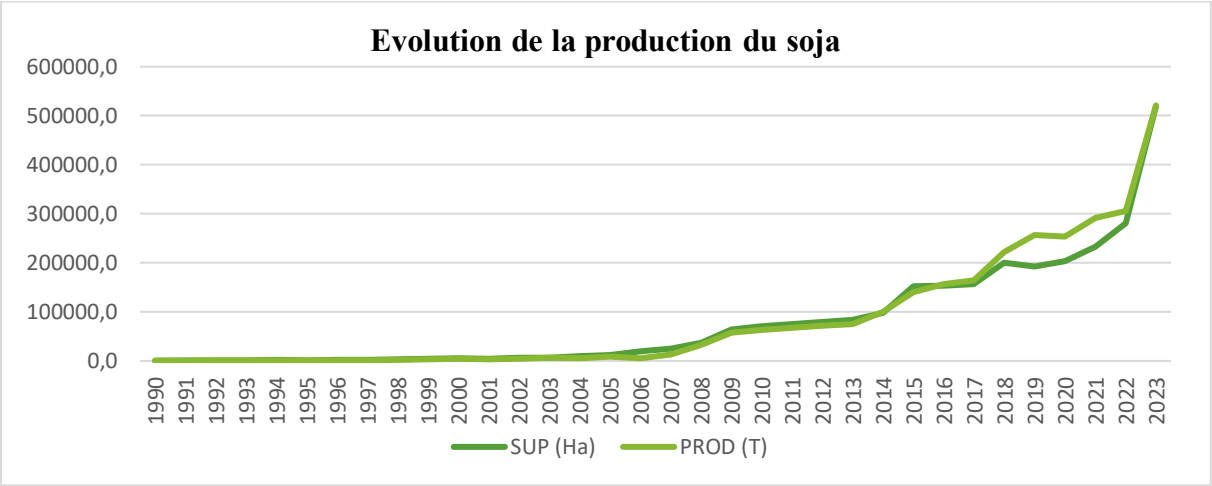
Enfin, l'effet de la politique de réglementation introduite, représentant un changement structurel potentiel, a été évalué par un test de Chow. Ce test formel, complété par l'examen des graphiques CUSUM, a permis de vérifier la stabilité des coefficients sur l'ensemble de la période d'étude.

L'ensemble des analyses économétriques a été réalisé à l'aide du logiciel EViews 12.

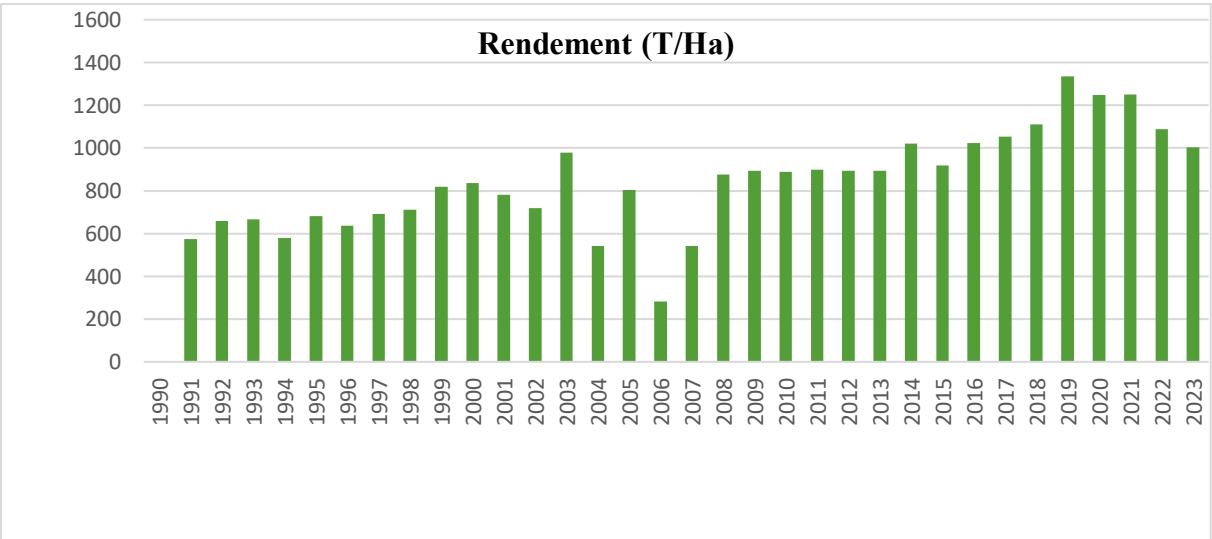
4. Résultats

4.1 Statistiques descriptives : Production et revenu du soja de 1990 à 2023

Les graphiques 1 et 2 suivants présentent respectivement l'évolution de la production et du rendement du soja au Bénin sur la période de 1990 à 2023.



Graphique 1 : Evolution de la production du soja
Source : Auteurs, à partir des données de FAO (2024)



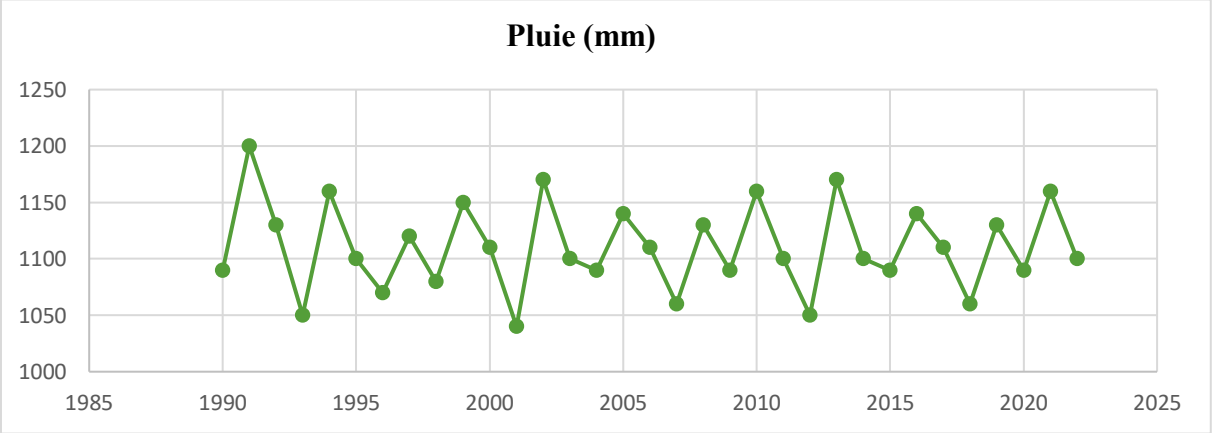
Graphique 2 : Evolution du rendement du soja
Sources : Auteurs, à partir des données (FAO 2024)

Sur la base des graphiques 1 et 2 de la production et du rendement du soja au Bénin de 1990 à 2023, il ressort d'une part, une forte croissance de la production de soja et d'autre part, une stagnation relative du rendement. En effet, la production de soja au Bénin, largement dominée par les petits producteurs (avec 90 % de la production en 2022 provenant d'exploitations de moins de 5 hectares), a connu une expansion significative ces dernières années, passant de 2 000 tonnes en 1990 à 27 000 tonnes en 2022 (FAO 2024). Plusieurs facteurs expliquent cette croissance dont : la forte demande en soja aux niveaux national et international, alimentée par les besoins croissants de l'alimentation animale et de la transformation industrielle. À cette forte demande est associé le soutien des autorités publiques à travers des politiques de développement et de structuration de la filière soja. Cette politique inclut des programmes de renforcement de la vulgarisation agricole, la fourniture d'intrants spécifiques, des mécanismes de financement et le développement de la transformation du soja. L'amélioration des techniques de production, notamment l'adoption de semences améliorées et des pratiques culturales plus performantes explique aussi la croissance de la production du soja au Bénin. Cette croissance est associée à la superficie consacrée à la culture du soja qui a connu une forte expansion notable au cours des dernières décennies. De plus, la culture du soja est devenue plus rentable au cours de la période étudiée, ce qui a incité les producteurs à augmenter les superficies cultivées. Le rendement du soja au Bénin quant à lui, a connu des améliorations mineures, mais reste

relativement stable. Les facteurs contribuant à la stagnation du rendement sont : le faible niveau de technicité des producteurs, l'accès limité aux intrants et les changements climatiques. En effet, le niveau de technicité des producteurs est encore faible, ce qui limite le potentiel d'augmentation du rendement. Aussi, l'accès limité aux intrants de qualité, tels que les semences améliorées, les engrais et les pesticides qui sont difficiles et surtout coûteux pour certains producteurs, limite le potentiel d'augmentation du rendement. Également, les changements climatiques affectent le rendement du soja. Ainsi, l'augmentation de la production de soja au Bénin est principalement due à l'expansion des superficies cultivées, et non à l'augmentation du rendement. Cela signifie que le Bénin a encore un grand potentiel pour augmenter sa production de soja en améliorant son rendement.

4.2 La pluviométrie

La pluviométrie est un facteur important pour la production du soja. Le soja a besoin d'une quantité d'eau adéquate pour se développer et produire des rendements optimaux. Le graphique 3 ci-après présente les tendances pluviométriques de 1990 à 2023 au Bénin.



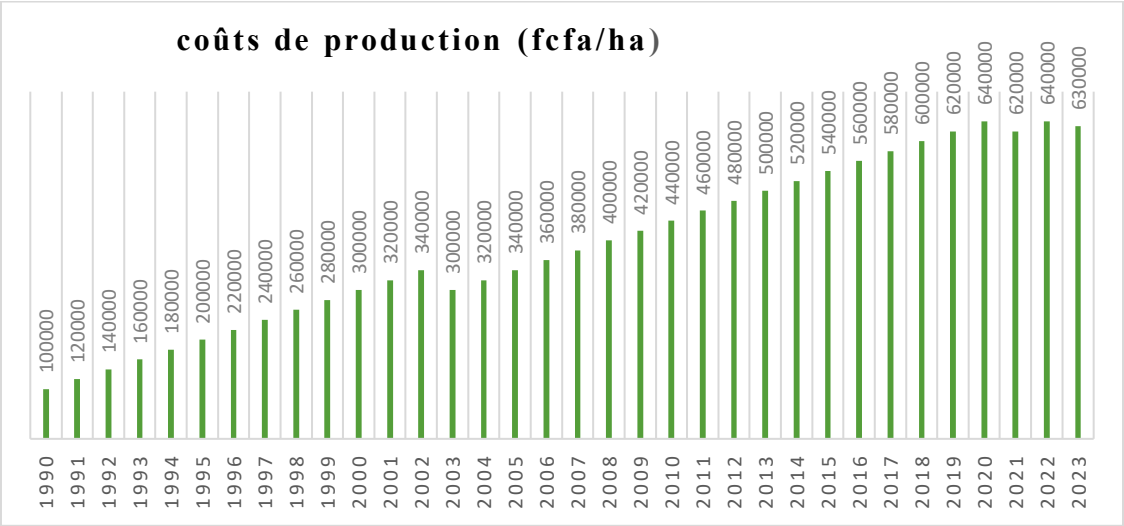
Graphique 3 : La pluviométrie

Source : Auteurs, à partir des données (Direction de la Climatologie et des Applications [DCA] 2023)

De la tendance pluviométrique que présente le graphique 3, nous constatons une variabilité interannuelle et spatiale importante. La pluviométrie moyenne annuelle est d'environ 1 200 mm, mais elle peut varier de 800 mm à 1 600 mm selon les régions. Le soja a besoin d'environ 500 mm d'eau pendant son cycle de croissance. La période de croissance du soja au Bénin est généralement de 90 à 120 jours. La pluviométrie moyenne annuelle au Bénin est supérieure aux besoins en eau du soja. Cependant, la répartition des précipitations n'est pas toujours optimale pour la culture du soja. Les périodes critiques pour la pluviométrie sont le début de la saison de croissance et la période de floraison et de formation des gousses. Un déficit en eau pendant ces périodes peut affecter le rendement du soja.

4.3 Coût de production du soja

Le graphique 4 suivant présente l'évolution du coût de production du soja de 1990 à 2023 :



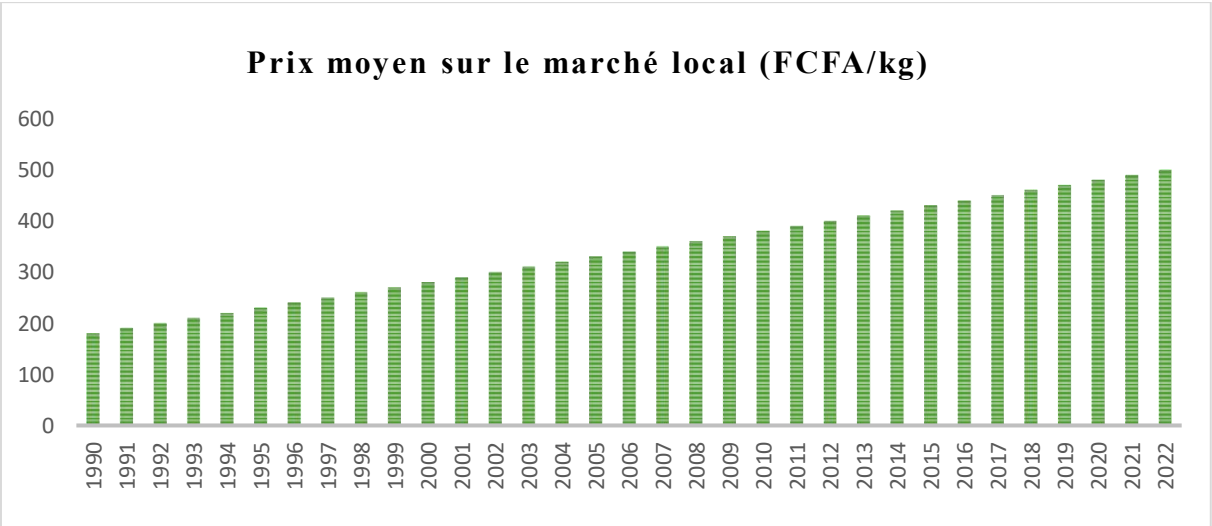
Graphique 4 : Evolution du coût de production du soja à l'hectare

Sources : Auteurs, à partir des données (Adekambi & Comlanvi 2021 ; Direction de la Statistique Agricole [DSA] 2023 ; UNAPS-BÉNIN 2023)

De l'analyse du graphique 4, nous notons que le coût de production du soja au Bénin a connu une croissance constante au cours des dernières décennies. En 1990, le coût de production moyen du soja était de 200 000 F CFA/ha. En 2022, il était de 640 000 F CFA/ha, soit une augmentation de 220%. Cette augmentation du coût de production peut s'expliquer par plusieurs facteurs, dont : l'augmentation des prix des intrants, tels que les semences, les engrais et les pesticides. En effet, les prix de ces intrants ont augmenté de manière constante au cours des dernières décennies, en raison de la hausse des coûts de production, de la spéculation et des fluctuations des cours internationaux.

4.4 Prix moyen de vente du soja sur le marché local

Le graphique 5 ci-après présente la tendance du prix moyen de vente du soja sur le marché local au Bénin de 1990 à 2023.



Graphique 5 : Evolution du prix moyen du soja sur le marché local

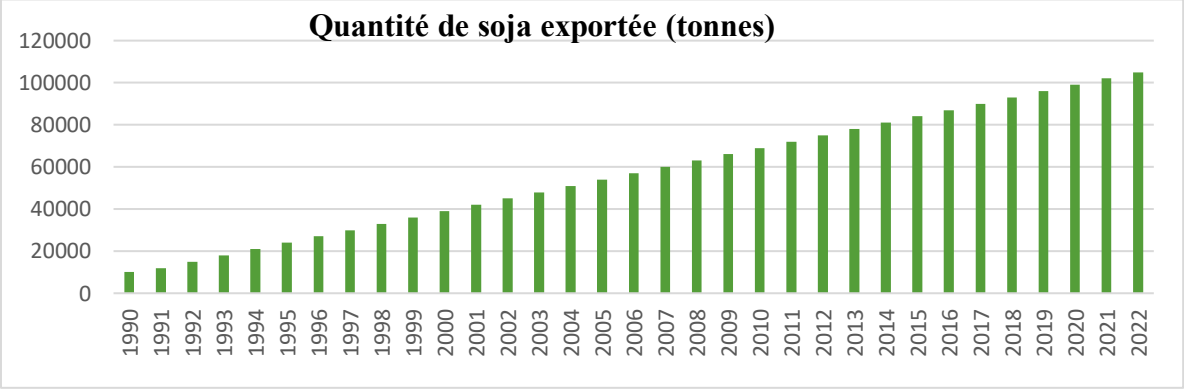
Sources : Auteurs, à partir des données (DSA 2023 ; UNAPS-BÉNIN 2023)

Des informations présentes dans le graphique 5, nous relevons que le prix moyen de vente du soja sur le marché local n'est pas resté en marge des tendances évolutives observées précédemment. En effet,

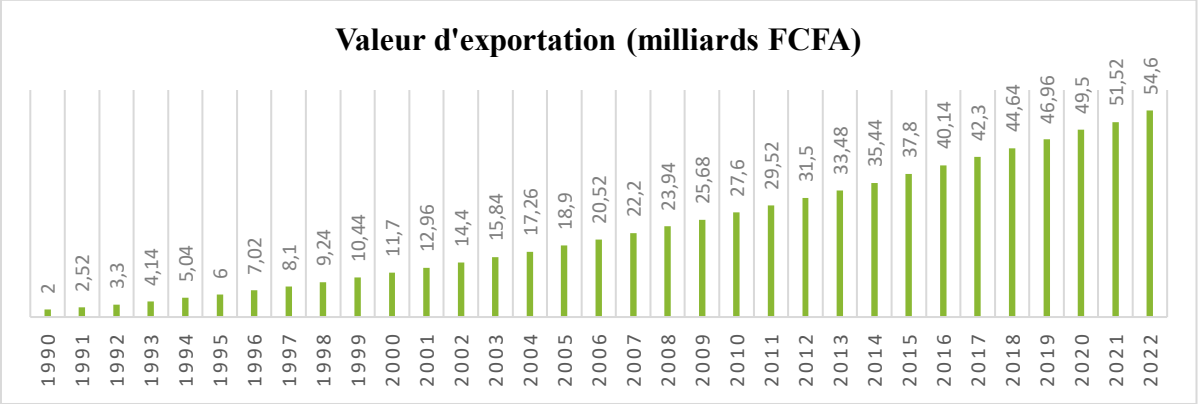
le prix moyen du soja sur le marché local au Bénin a connu une augmentation significative entre 1990 et 2022, passant de 150 F CFA/kg à 500 F CFA/kg. Cette croissance représente une multiplication par 3,3 du prix initial. Le prix du soja sur le marché local a également connu une volatilité. Cette volatilité est due à un certain nombre de facteurs, tels que les variations de la production, les fluctuations du prix international et les spéculations (OECD & FAO 2023). Plusieurs facteurs ont contribué à la croissance du prix moyen du soja sur le marché local au Bénin dont : la demande en soja qui a augmenté au cours de la période étudiée, cela est dû aux besoins alimentaires de la population sans cesse croissante. Le prix du soja sur le marché international a également augmenté au cours de la période étudiée, ce qui a eu un effet sur le prix local. Les spéculations sur les marchés ont aussi contribué à la hausse du prix du soja au Bénin.

4.5 Valeurs d'exportation du soja

En exportation, les graphiques 6 et 7 ci-dessous indiquent les fluctuations de la quantité et des valeurs de 1990 à 2023 :



Graphique 6 : Quantité de soja exportée
Source : Auteurs, à partir des données (DSA 2023, 2024)



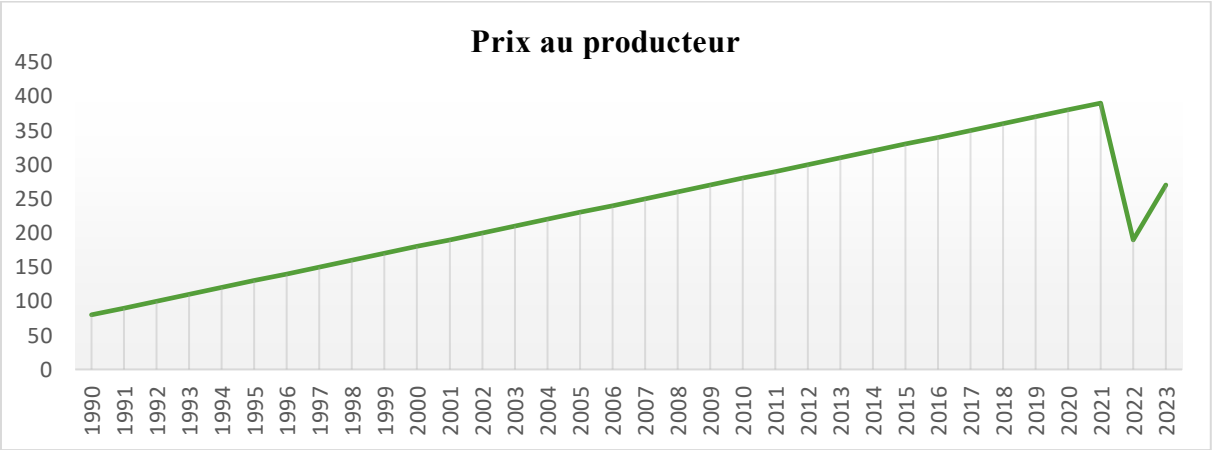
Graphique 7 : Valeurs d'exportation du soja grain
Source : Auteurs, à partir des données (DSA 2023, 2024)

Des deux graphiques 6 et 7 précédents, on retient que la valeur d'exportation du soja a connu une augmentation significative entre 1990 et 2022, passant de 2 milliards F CFA à 54,6 milliards F CFA. Cette croissance représente une multiplication par 27 de la valeur d'exportation initiale. Les quantités de soja exportées quant à elles ont également connu une augmentation importante, passant de 10 000 tonnes en 1990 à 105 000 tonnes en 2022. Cette augmentation représente une multiplication par 10,5 des quantités exportées initialement. Elle est associée à la production de soja qui a connu une

croissance importante au cours de la période étudiée, ce qui a permis l'augmentation des quantités disponibles pour l'exportation. De même, le prix moyen du soja à l'exportation a également progressé, ce qui a contribué à la croissance de la valeur d'exportation. À cela s'ajoute la diversification des marchés d'exportation de soja, ce qui a permis de réduire la dépendance vis-à-vis d'un seul marché.

4.6 Évolution du prix d'achat par kilogramme au producteur du soja

De 1990 à 2023, le prix d'achat par kilogramme du soja au producteur a connu des variations d'année en année. L'évolution du prix d'achat par kilogramme du soja au producteur se présente comme suit :

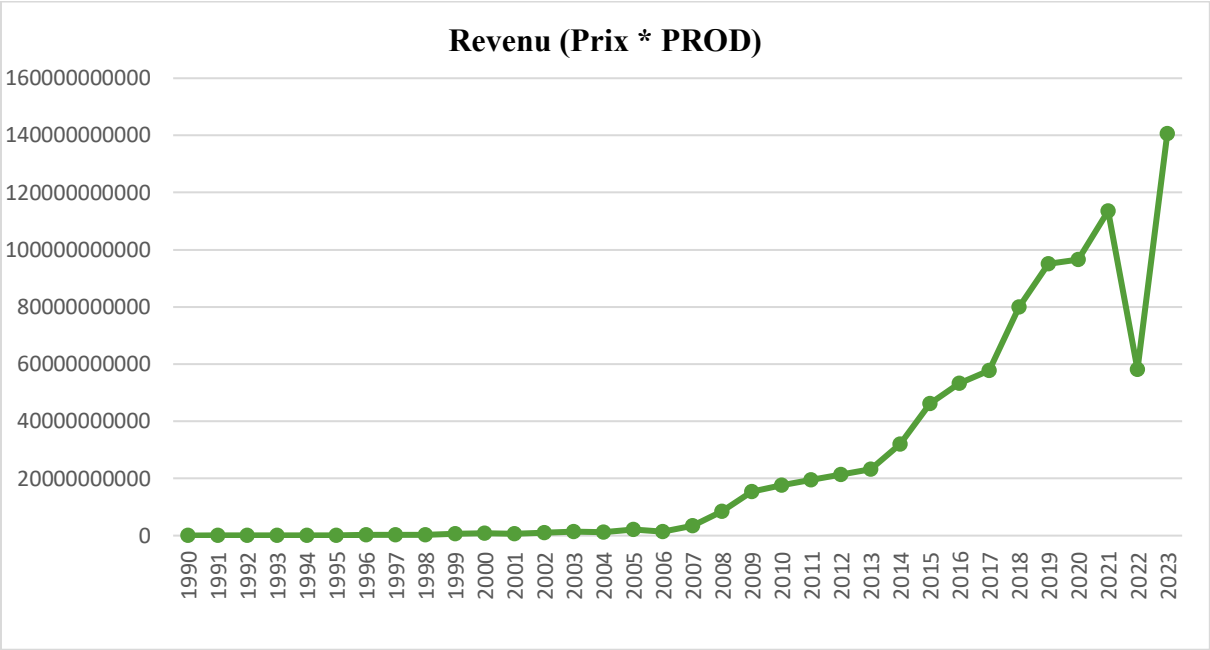


Graphique 8 : Evolution du prix de vente au producteur du soja
Source : Auteurs, à partir des données (DSA 2023 ; FAO, 2024)

De la graphique 8, nous pouvons dégager le constat selon lequel le prix d'achat au producteur du soja au Bénin a connu une tendance haussière sur la période 1990 à 2023, avec une augmentation cumulée de 237,5%. Cette tendance est ponctuée de quelques fluctuations marquées par une hausse progressive de 1990 à 2008, avec un taux de croissance annuel moyen de 4,5%. Une période de stabilité relative entre 2008 et 2018, avec des prix oscillant autour de 300 F CFA/kg. Une nouvelle hausse à partir de 2019, avec un pic à 390 F CFA/kg en 2020 et une baisse en 2022 à 190 F CFA/kg, soit le plus bas prix observé ces vingt dernières années. Ceci est dû aux différentes politiques de prix et de commercialisation prônées par l'État avec l'interdiction d'exportation du soja graine brute par voie terrestre et les taxes à l'exportation. Cette baisse est suivie d'une revalorisation en 2023 à 270 F CFA/kg pour le soja conventionnel, 250 F CFA/kg pour le soja déclassé et 320 F CFA/kg pour le soja biologique fixé par l'État béninois. L'évolution des prix d'achat au producteur du soja a eu plusieurs effets dont l'amélioration des revenus des producteurs. En effet, la hausse des prix du soja a contribué à améliorer les revenus des producteurs, ce qui a eu un effet positif sur leur niveau de vie.

4.7 Le revenu des producteurs de soja

Le graphique 9 ci-après présente les différents états d'évolution du revenu des producteurs de soja au Bénin de 1990 à 2023.



Graphique 9 : Revenu des producteurs de soja

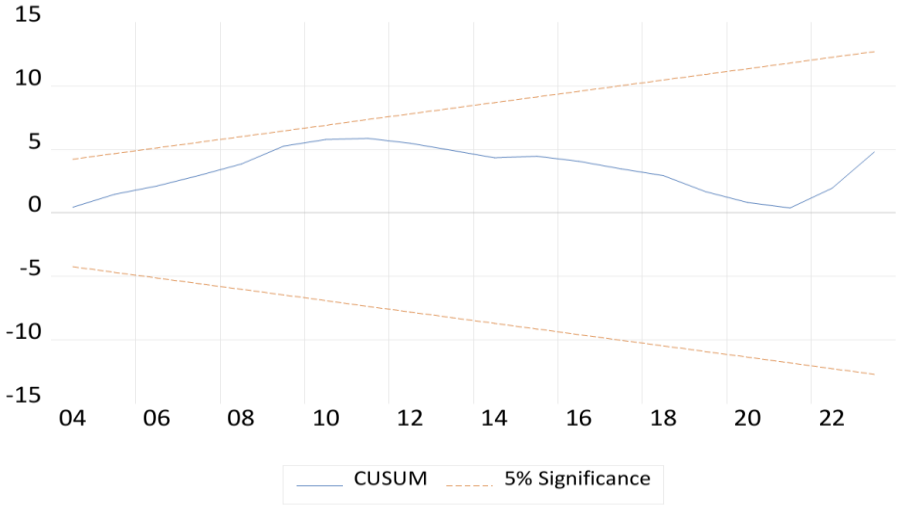
Source : Auteurs, à partir des données (Adekambi & Comlanvi 2021 ; DSA 2023 ; FAO 2024)

La lecture du graphique 9 nous présente une évolution croissante significative du revenu moyen des producteurs. Le revenu moyen par producteur de soja au Bénin a connu une augmentation remarquable entre 1990 et 2022. Il est passé de 30 000 F CFA à 452 000 F CFA, soit une multiplication par 15 en 32 ans. Cette progression reflète l'essor de la filière soja au Bénin et l'amélioration des conditions économiques pour les producteurs. Cette augmentation s'explique par la production de soja qui a considérablement augmenté, passant de 40 000 tonnes en 1990 à 200 000 tonnes en 2022. À cela est associé le prix moyen du soja au producteur qui a également progressé, passant de 150 F CFA/kg en 1990 à 270 F CFA/kg en 2023. Cette hausse est soutenue par la demande mondiale croissante de soja et l'augmentation générale des prix alimentaires. Cependant, le revenu moyen masque des disparités importantes entre les producteurs. En effet, les revenus varient en fonction de la région, de la superficie cultivée, des rendements obtenus et des prix locaux. De ce fait, les chiffres de l'analyse produite ne sont pas forcément similaires aux chiffres que l'on retrouve sur le terrain. Ils donnent une tendance générale. Toutefois, les prix du soja sont soumis aux fluctuations du marché international, ce qui peut entraîner une instabilité des revenus. Les aléas climatiques (sécheresses, inondations) représentent aussi une menace pour la production et donc pour les revenus. De même, les producteurs rencontrent des difficultés pour accéder aux marchés lucratifs et écouler leurs récoltes.

5. Résultats économétriques et discussion

5.1 Effets de la politique de réglementation de la vente du soja sur l'offre de producteurs

Le tableau 1 suivant présente les résultats de la régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) visant à déterminer les facteurs qui influencent l'offre de production de soja au Bénin. La variable dépendante est le logarithme de la production de soja (Log Yt). Les variables indépendantes sont diverses variables économiques et la politique de régulation de la vente du soja.



Graphique 10 : Résultat de l'analyse de la stabilité de modèle de l'offre de production basée sur le graphique du CUSUM

Source : Auteurs

L'analyse de régression par les moindres carrés ordinaires, dont la stabilité du modèle est confirmée par le graphique du CUSUM (graphique 10), révèle des informations cruciales pour les décideurs béninois. Le modèle présente une très forte capacité explicative (R-squared de 0,972466, adjusted R-squared de 0,961692) et une signification globale élevée (F-statistic de 90,25953, p-value de 0,000000). Le rendement actuel (Log Rendt) exerce, comme attendu, un effet positif et statistiquement significatif sur l'offre de production de soja. Cela confirme que les efforts d'amélioration de la productivité par hectare, via la recherche-développement agricole et la diffusion de techniques culturales améliorées, sont des leviers essentiels pour soutenir la croissance de l'offre.

Un résultat particulièrement notable et potentiellement nouveau est la relation positive et statistiquement significative entre le coût de production actuel (Log Cout_Prodt) et l'offre de production. Contrairement à une intuition première qui suggérerait qu'une augmentation des coûts réduirait l'offre, cette observation dans le contexte béninois indique une dynamique différente. Elle pourrait refléter que les producteurs qui investissent davantage dans des intrants de meilleure qualité (semences améliorées, engrais, pesticides) ou des technologies plus performantes, même si cela augmente leurs dépenses initiales, sont également ceux qui parviennent à une production plus élevée. Cela suggère que le soutien aux intrants et à l'équipement, bien que coûteux pour l'État et les producteurs, peut être un moteur d'augmentation de l'offre globale plutôt qu'un frein si ces coûts sont liés à des pratiques plus productives.

L'effet positif et significatif de la politique de régulation de la vente (Polic_reglt) sur l'offre de production est une confirmation partielle de notre hypothèse principale. Cela indique que les mesures gouvernementales mises en place depuis 2019, visant à stabiliser les prix et à structurer la filière (par exemple, la lutte contre les exportations illégales), ont eu un impact positif sur la quantité de soja produite. La fixation d'un prix plancher, comme observé en 2022 à 2023 à 190 F CFA, semble avoir créé une prévisibilité et une incitation suffisante pour encourager la production. Cet effet contredit les craintes d'un "blocage de la libre concurrence" soulevées par certains acteurs, du moins en termes d'effet global sur l'offre.

Tableau 1 : Les statistiques descriptives

Variables	Définitions des variables	Les adoptants de PGDT		Les non-adoptants de PGDT	
		Propriétaires Permanents	Propriétaires non Permanents	Propriétaires Permanents	Propriétaires non Permanents
Les variables dépendantes de l'étude					
Productivité du mil/sorgho	Logarithme du rendement du mil/sorgho en kg/ha	680,108	629,749	1150,382	623,499
Productivité du riz paddy	Logarithme du rendement du riz paddy en kg/ha	1672,629	1248,676	3397,409	1431,625
Productivité du maïs	Logarithme du rendement du maïs en kg/ha	979,442	1087,731	1187,107	993,294
Les autres variables indépendantes					
Taille du ménage	Nombre de personnes vivant dans le ménage du producteur	4,152	4,804	5,226	4,741
Âge du producteur	Âge du producteur, mesuré en années et utilisé comme proxy de l'expérience agricole	44,922	45,626	45,971	47,123
Homme	1 = si le producteur est de sexe masculin ; 0 = sinon	0,474	0,477	0,475	0,478
Célibataire	1 = si le producteur est célibataire ; 0 = sinon	0,400	0,399	0,403	0,399
Marié(e) monogame	1 = si le producteur est marié(e) monogame ; 0 = sinon	0,594	0,598	0,694	0,602
Marié(e) polygame	1 = si le producteur est marié(e) polygame ; 0 = sinon	0,038	0,032	0,043	0,031
Sans éducation formelle	1 = si le producteur n'a reçu aucune éducation formelle ; 0 = sinon	0,343	0,344	0,341	0,340
Primaire	1 = si le producteur a atteint le niveau primaire ; 0 = sinon	0,185	0,187	0,187	0,187
Secondaire	1 = si le producteur a atteint le niveau secondaire ; 0 = sinon	0,060	0,063	0,064	0,064
Sols très fertiles	1 = si la parcelle exploitée par le producteur est très fertile ; 0 = sinon	0,266	0,204	0,343	0,203
Sols moyennement fertiles	1 = si la parcelle exploitée par le producteur est moyennement fertile ; 0 = sinon	0,584	0,600	0,453	0,600
Sol limoneux	1 = si la parcelle exploitée par le producteur est de type limoneux ; 0 = sinon	0,134	0,101	0,069	0,098
Sol argileux	1 = si la parcelle exploitée par le producteur est de type argileux ; 0 = sinon	0,199	0,191	0,109	0,191
Sol sableux	1 = si la parcelle exploitée par le producteur est de type sableux ; 0 = sinon	0,635	0,678	0,786	0,679
Possession d'animaux de labour	1 = si le producteur possède des animaux de labour ; 0 = sinon	0,155	0,178	0,172	0,178
Accès au crédit	1 = si le producteur a obtenu un crédit agricole ; 0 = sinon	0,525	0,563	0,517	0,520
Appartenance à une coopérative agricole	1 = si le producteur est membre d'une coopérative agricole ; 0 = sinon	0,096	0,049	0,111	0,079
Contact avec un agent de vulgarisation agricole	1 = si le producteur a été en contact avec un agent de vulgarisation agricole ; 0 = sinon	0,080	0,108	0,133	0,106

Disponibilité de la main-d'œuvre familiale	1 = s'il y a une disponibilité de la main-d'œuvre agricole familiale ; 0 = sinon	0,985	0,985	0,981	0,985
Achat de la main-d'œuvre non familiale	1 = si le producteur a recours à de la main-d'œuvre agricole non familiale rémunérée ; 0 = sinon	0,485	0,551	0,504	0,552
Irrégularité des pluies	1 = s'il y a eu des irrégularités de pluies ; 0 = sinon	0,103	0,032	0,125	0,074
Inondation	1 = s'il y a eu des périodes d'inondation ; 0 = sinon	0,259	0,308	0,290	0,308
Accès à une couverture maladie par le producteur	1 = si le producteur bénéficie d'une couverture maladie ; 0 = sinon	0,036	0,035	0,034	0,036

Source : calculs des auteurs à partir des données EHCVM 2021/2022

Cependant, des défis persistent, comme en témoigne l'effet négatif et significatif du prix de production retardé (Log Prix_Prodt-1) et du coût de production retardé (Log Cout_Prodt-1) sur l'offre. Cela souligne la forte sensibilité des agriculteurs béninois à la volatilité des prix et aux pressions sur les coûts de la campagne précédente. La crise mentionnée en 2022, avec des invendus et des difficultés de remboursement de crédits suite à une baisse des prix perçue comme restrictive, illustre parfaitement ce "frein" exercé par les conditions passées. Cela met en évidence l'importance d'une gestion prudente et d'une communication transparente des politiques de prix pour éviter de décourager l'investissement et la production futurs.

Enfin, l'absence d'effet statistiquement significatif du prix de production actuel (Log Prix Prodt) et des précipitations (Log Pluiet et Log Pluiet-1) peut être interprétée. Pour les précipitations, cela pourrait indiquer que des variables climatiques plus complexes (répartition, extrêmes) ou des pratiques d'adaptation des producteurs atténuent l'effet direct de la pluviométrie moyenne sur l'offre. En somme, la politique de réglementation de la vente du soja au Bénin a un effet positif identifiable sur l'offre de production. Cependant, son efficacité est modulée par l’effet crucial des prix et des coûts des campagnes précédentes, qui peuvent agir comme des freins majeurs à la production future.

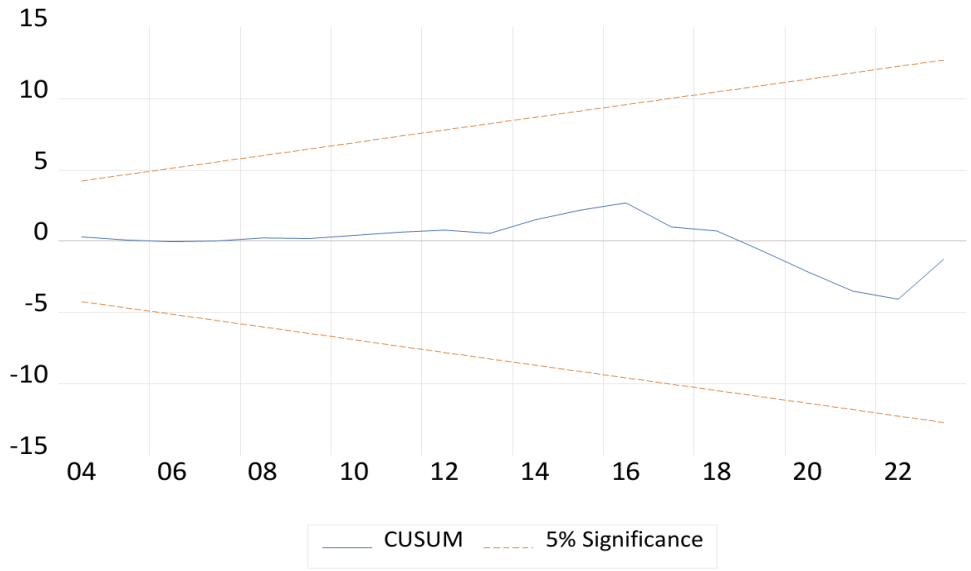
5.2 Effets de la politique de règlementation de la vente du soja sur les revenus des producteurs

Les résultats de l’analyse de régression qui explique les variations du logarithme du revenu net par hectare (LOG_REVNETHAT) en fonction de plusieurs variables indépendantes se présentent dans le tableau 2 suivant :

Tableau 2 : Résultats des estimations du modèle ESR

	Productivité du mil /sorgho			Productivité du riz paddy			Productivité du maïs		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
VARIABLES	Equation de sélection	Les non-adoptants	Les adoptants	Equation de sélection	Les non-adoptants	Les adoptants	Equation de sélection	Les non-adoptants	Les adoptants
Taille du ménage	-0,0261	-0,8057	-0,2164	-0,0593	0,2360	0,5584	-0,0614	0,3088**	-0,4642**
	(0,1771)	(0,4956)	(0,4474)	(0,1836)	(0,5025)	(0,5524)	(0,0938)	(0,1470)	(0,2193)
Âge du producteur	-0,5666***	-0,7178	1,5242***	-0,6261***	-0,3039	1,9998***	-0,4601***	0,0614	0,6056**
	(0,2119)	(0,7735)	(0,5235)	(0,2256)	(0,7001)	(0,6424)	(0,1057)	(0,1943)	(0,2356)
Homme	0,0671	-0,8589**	-0,2957	0,1704	-0,0855	0,4869	-0,0663	-0,0384	0,0033
	(0,1228)	(0,3637)	(0,3132)	(0,1378)	(0,3738)	(0,4150)	(0,0584)	(0,0660)	(0,1458)
Célibataire	-0,0060	0,5747	0,0361	-0,2820**	0,6047	0,6353	0,0034	-0,1828***	0,0802
	(0,1262)	(0,3614)	(0,3206)	(0,1381)	(0,3776)	(0,4086)	(0,0589)	(0,0671)	(0,1465)
Marié(e) monogame	0,0599	-0,5370	0,1242	-0,1242	0,0037	-0,0813	-0,1314	-0,3669**	0,6168***
	(0,1663)	(0,4718)	(0,4123)	(0,1682)	(0,4465)	(0,5160)	(0,0928)	(0,1438)	(0,2205)
Marié(e) polygame	-0,0704	-0,6949	-0,0697	-0,0156	-0,4623	-0,0462	0,0938	-0,5459**	0,3192
	(0,2408)	(0,6745)	(0,6293)	(0,2661)	(0,7285)	(0,8159)	(0,1437)	(0,2365)	(0,3291)
Sans éducation formelle	0,1017	-0,7625*	0,0775	-0,1142	0,0755	-0,0488	0,1852***	-0,0474	-0,2149
	(0,1444)	(0,4338)	(0,3620)	(0,1575)	(0,4197)	(0,4594)	(0,0676)	(0,0770)	(0,1696)
Primaire	0,0988	-0,5521	0,2004	-0,4090**	-0,5834	0,3529	0,1012	-0,1701*	-0,0481
	(0,1796)	(0,5111)	(0,4365)	(0,1902)	(0,4937)	(0,5897)	(0,0797)	(0,0918)	(0,1968)
Secondaire	0,0259	-0,4612	-0,5276	-0,3084	-0,7072	-1,8890*	0,0518	-0,1563	-0,4079
	(0,2597)	(0,7036)	(0,6722)	(0,3311)	(0,8823)	(0,9978)	(0,1309)	(0,1466)	(0,3228)
Sols très fertiles	0,1083	-0,0493	-0,0153	0,0789	-0,2068	-0,3175	-0,2422**	-0,4208**	0,2375
	(0,1930)	(0,5596)	(0,4884)	(0,1996)	(0,5250)	(0,5964)	(0,1076)	(0,1788)	(0,2446)
Sols moyennement fertiles	0,2240	-0,0247	0,0570	0,2429	-0,1739	-0,3218	-0,0834	-0,3324**	0,2804
	(0,1711)	(0,4846)	(0,4356)	(0,1830)	(0,4742)	(0,5467)	(0,0990)	(0,1671)	(0,2231)
Sol limoneux	0,2644	0,7024	-1,1189	-0,0016	-1,9400**	-0,1578	0,4532***	-1,4376***	-1,0142***
	(0,3077)	(0,8557)	(0,7695)	(0,3348)	(0,9594)	(0,9638)	(0,1603)	(0,2484)	(0,3846)
Sol argileux	0,0104	-1,5160*	0,8058	-0,1411	-0,3531	0,1056	0,3287*	-1,0628***	-0,4790
	(0,3012)	(0,7757)	(0,7911)	(0,3533)	(0,9300)	(1,0684)	(0,1766)	(0,2735)	(0,4211)
Sol sableux	0,0356	-0,1356	-0,3310	-0,1929	0,1092	0,1020	0,2193	-0,9656***	-0,5911*
	(0,2661)	(0,6754)	(0,6866)	(0,2941)	(0,8005)	(0,8572)	(0,1443)	(0,2143)	(0,3522)
Possession d'animaux de labour	0,0932	-0,0946	-0,1932	0,2393	0,1142	0,0615	0,0881	0,0877	-0,2956
	(0,1707)	(0,4924)	(0,4201)	(0,2029)	(0,5239)	(0,5884)	(0,0915)	(0,1453)	(0,2127)

Notes : Erreurs standards entre parenthèses ; *** = p < 0,01 ; ** = p < 0,05 ; * = p < 0,1.
Source : estimations des auteurs à partir des données EHCVM 2021/2022



Graphique 11 : Résultat de l'analyse de la stabilité de modèle du revenu des producteurs par graphique du CUSUM
Source : Auteurs

L'analyse de régression du logarithme du revenu net par hectare (LOG_REVNETHAT), dont la stabilité du modèle est validée par le graphique du CUSUM (graphique 11), fournit des éclairages essentiels sur le bien-être économique des producteurs de soja béninois. Le modèle démontre une très forte capacité explicative (R-squared de 0,976498, Adjusted R-squared de 0,969918) et une signification globale élevée (F-statistic de 148,3919, p-value de 0,000000), avec une faible autocorrélation résiduelle (Durbin-Watson stat de 1,792063).

Conformément aux principes économiques fondamentaux, le logarithme du prix de production actuel (Log Prix Prodt) exerce un effet positif et statistiquement significatif sur le revenu net agricole. Cela confirme que la capacité des producteurs à vendre leur soja à un prix rémunérateur est un déterminant direct et crucial de l'amélioration de leurs revenus, particulièrement pertinente dans un contexte d'agriculture familiale.

La politique de régulation de la vente (Polic_Reglt) exerce également un effet positif et statistiquement significatif sur le revenu net des producteurs. Ce résultat représente une validation clé de notre hypothèse principale concernant l'effet positif de la politique publique sur la performance économique des producteurs. Les mesures gouvernementales depuis 2019, incluant la fixation du prix plancher (comme les 190 F CFA pour la campagne 2022 à 2023), semblent avoir réussi à réduire l'incertitude et à offrir aux agriculteurs une meilleure visibilité sur leurs revenus potentiels, stimulant ainsi une production plus stable et des revenus accrus. L'intervention de l'État apparaît donc ici comme un levier efficace pour améliorer le bien-être économique des agriculteurs.

Le résultat le plus surprenant et intrigant est le coefficient positif et statistiquement significatif du coût de production actuel (Log Cout Prodt) sur le revenu net agricole. Cette observation contre-intuitive mérite une discussion approfondie et constitue une contribution notable de cette étude. Plusieurs interprétations peuvent être avancées dans le contexte béninois. Premièrement, des coûts de production plus élevés peuvent refléter des investissements stratégiques dans des intrants de meilleure qualité (semences améliorées, engrais, pesticides efficaces) ou des pratiques agricoles plus efficientes. Ces investissements, bien que faisant augmenter les dépenses, peuvent conduire à des

rendements supérieurs et/ou à une meilleure qualité des produits, se traduisant in fine par des revenus nets plus élevés. Deuxièmement, cela pourrait indiquer que les producteurs ayant un meilleur accès au capital (par le crédit agricole, par exemple) sont en mesure de supporter des coûts plus élevés pour optimiser leur production, ce qui se reflète ensuite dans leurs revenus. Ce résultat suggère que soutenir l'accès au capital et aux intrants de qualité, même s'ils augmentent les coûts nominaux, est une voie prometteuse pour l'amélioration du revenu des agriculteurs béninois.

En revanche, les prix et coûts de production retardés d'une période (Log Prix_Prodt-1 et Log Cout_Prodt-1) n'ont pas d'effet statistiquement significatif sur le revenu net. Cela suggère que les décisions et les effets sur le revenu sont davantage influencés par les conditions actuelles du marché et les politiques en vigueur que par celles de la campagne précédente, ce qui est une distinction importante par rapport à l'offre. De même, l'absence de significativité des précipitations (Log Pluiet et Log Pluiet-1) pourrait indiquer que d'autres facteurs (tels que des pratiques d'adaptation climatique ou des variables plus complexes liées aux aléas climatiques) masquent l'effet direct des pluies sur le revenu net à l'échelle de l'étude.

6. Discussion des résultats et implications

Les résultats de notre analyse économétrique confirment un effet positif et statistiquement significatif de la politique de réglementation de la vente sur l'offre de production et le revenu des producteurs. Cela semble indiquer que, dans le cas agrégé, l'effet de stabilisation des prix et la visibilité des revenus ont incité les producteurs à maintenir ou à augmenter leur production.

Cependant, il est essentiel de nuancer ces conclusions à la lumière de nos limites. L'absence de données sur la taille des exploitations et l'accès des producteurs aux services d'appui (financement, encadrement) nous empêche de capturer l'hétérogénéité de la réponse. Cette lacune peut, en partie, expliquer le résultat contre-intuitif d'une corrélation positive entre les coûts de production actuels et le revenu net. Cette observation pourrait être un indicateur indirect de l'importance de l'accès au capital. Les producteurs qui ont les moyens financiers d'investir dans des intrants de qualité supérieure et qui ont un meilleur accès aux services de vulgarisation, supportent des coûts plus élevés mais obtiennent in fine de meilleurs rendements et revenus. L'effet de la politique de prix est donc probablement hétérogène, bénéficiant davantage aux producteurs qui sont déjà mieux intégrés dans des circuits de soutien.

7. Conclusion

Notre étude montre que la politique de réglementation de la vente du soja au Bénin a eu un effet positif sur l'offre de production et le revenu des producteurs. Néanmoins, nos conclusions doivent être nuancées. L'effet de la politique n'est certainement pas uniforme pour tous les exploitants. Si elle semble avoir été bénéfique globalement, elle peut avoir des effets variables selon des facteurs tels que la taille de l'exploitation, l'accès au financement et aux services de vulgarisation. Le résultat inattendu de la relation positive entre les coûts actuels et le revenu met en évidence que l'amélioration de la performance passe par l'investissement productif, qui est lui-même conditionné par un meilleur accès au capital.

Nous recommandons aux décideurs d'envisager des mesures complémentaires à la politique de prix, qui ciblent les contraintes structurelles des petits exploitants. De futures recherches, utilisant des données désagrégées à l'échelle des exploitations agricoles, seront essentielles pour analyser les effets hétérogènes de ces politiques et pour comprendre les dynamiques complexes qui régissent la réponse de l'offre agricole au Bénin et dans d'autres pays en développement.

Références

Adedayo A, 1985. The implications of community leadership for rural development planning in Nigeria. Community Development Journal 20(1) : 24–31.

Adekambi SA & Comlanvi MOH, 2021. Analyse de l'offre et de la demande de soja grain et de ses produits dérivés (huile, tourteaux, fromage, lait etc.). Bonn, Germany: Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit (GIZ).

Alemu ZG, 2003. Agricultural supply response in Ethiopia. PhD dissertation, University of the Free State, Bloemfontein, South Africa.

Allanson P, 2008. On the characterisation and measurement of the redistributive effect of agricultural policy. Journal of Agricultural Economics 59(1) : 169–87.

Anderson K & Masters WA, 2007. Distortions to agricultural incentives in Africa. Agricultural Distortions Working Paper 56, World Bank, Washington, DC. https://documents1.worldbank.org/curated/en/580041468010495624/pdf/560280NWP0P0931Africa1overview10708.pdf

Anderson K, Hoekman B & Strutt A, 2001. Agriculture and the WTO : Next steps. Review of International Economics 9(2) : 192–214. https://doi.org/10.1111/1467-9396.00274

Antle JM & Capalbo SM, 2001. Econometric-process models for integrated assessment of agricultural production systems. American Journal of Agricultural Economics 83(2): 389–401. https://doi.org/10.1111/0002-9092.00164

Askari H & Cummings JT, 1977. Estimating agricultural supply response with the Nerlove model : A survey. International Economic Review 18(2) : 257–92.

Bale MD & Lutz E, 1981. Agricultural pricing policies in developed and developing countries: Their effects on efficiency, distribution, and rural change. Occasional Paper Series No. 2, International Association of Agricultural Economists (pp. 187–90). Toronto, ON: International Association of Agricultural Economists. https://doi.org/10.22004/AG.ECON.197129

Bardají I, Garrido A, Blanco I, Felis A, Sumpsi JM, García-Azcárate T, Enjolras G & Capitanio F, 2016. Research for Agri Committee – State of play of risk management tools implemented by member states during the period 2014–2020: National and European frameworks. Study. European Union Publications Office. https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2016/573415/IPOL_STU(2016)573415_EN.pdf

Bardhan PK, 1980. Interlocking factor markets and agrarian development: A review of issues. Oxford Economic Papers 32(1): 82–98.

Bhaduri A, 1973. A study in agricultural backwardness under semi-feudalism. The Economic Journal 83(329): 120–37.

Bharadwaj K, 1974. Production conditions in Indian agriculture: A study based on farm management surveys. London & New York: Cambridge University Press.

Boussard J-M, 1987. Économie de l'agriculture. Paris: Editions La Découverte.

Cerroni S, 2020. Eliciting farmers' subjective probabilities, risk, and uncertainty preferences using contextualized field experiments. Agricultural Economics 51(5): 707–24.

Chavas J-P & Holt MT, 1990. Acreage decisions under risk: The case of corn and soybeans. American Journal of Agricultural Economics 72(3): 529–38.

Chavas J-P, Pope RD & Kao RS, 1983. An analysis of the role of futures prices, cash prices and government programs in acreage response. Western Journal of Agricultural Economics 8(1): 27–33.

Chen X & Önal H, 2012. Modeling agricultural supply response using mathematical programming and crop mixes. American Journal of Agricultural Economics 94(3) : 674–86.

Coyle BT, 1999. Risk aversion and yield uncertainty in duality models of production : A mean-variance approach. American Journal of Agricultural Economics 81(3) : 553–67.

Davison CW & Crowder BM, 1991. Northeast soybean acreage response using expected net returns. Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics 20(1): 33–41.
De Janvry A & Sadoulet E, 2002. Estrategias de ingresos de los hogares rurales de México: el papel de las actividades desarrolladas fuera del predio agrícola. In Empleo e ingresos rurales no agrícolas en América Latina (pp. 107–28). Seminarios y conferencias Serie 35.
Direction de la Climatologie et des Applications (DCA), 2023. Météo. https://www.meteobenin.bj/Services/previsions-meteo/
Direction de la Statistique Agricole (DSA), 2023. Fiche d'informations statistiques sur le soja. https://apidsa.agriculture.gouv.bj/public/storage/uploads/UwxiTvznVoUcn6QKFFaNp6ViJku1Xu3HiMhs1fsC.pdf
Direction de la Statistique Agricole (DSA), 2024. Les indicateurs macroeconomiques du secteur agricole au Bénin. Cotonou, Bénin : DSA. https://instad.bj/images/docs/insae-statistiques/agricoles/production-agricole/Evolution_de_la_production_agricole_2023/Indicateurs%20macro%20secteur%20agricole%202023_VERSION_FINALE.pdf
Douswe B, Wanie AJ & Nyore, 2022. Analyse des déterminants du revenu agricole des ménages ruraux dans un contexte de variabilité climatique : cas de la commune de Kaélé dans l'Extrême-Nord du Cameroun. Revue Marocaine de Gestion et d'Economie 6(11): 36–53.
Evenson RE & Gollin D, 2009. Assessing the impact of the Green Revolution, 1960 to 2000. Science 300(5620): 758–62.
FAO, 2024. FAOSTAT - Soybeans. Rome, Italie : FAO. https://www.fao.org/faostat/en/#data
Gardner BL, 2006. American agriculture in the twentieth century : How it flourished and what it cost. Cambridge, MA : Harvard University Press.
Glauber JW, 2004. Crop insurance reconsidered. American Journal of Agricultural Economics 86(5): 1179–95.
Haile MG, Kalkuhl M & Von Braun J, 2014. Inter- and intra-seasonal crop acreage response to international food prices and implications of volatility. Agricultural Economics 45(6) : 693–710.
Haile MG, Kalkuhl M & Von Braun J, 2016. Worldwide acreage and yield response to international price change and volatility: A dynamic panel data analysis for wheat, rice, corn, and soybeans. American Journal of Agricultural Economics 98(1) : 172–90.
Hardaker JB, Lien G, Anderson JR & Huirne RBM, 2015. Coping with risk in agriculture. Third edition. Wallingford, UK: CAB International.
Johnson DG, 1973. World agriculture in disarray. London: Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1007/978-1-349-01848-2
Martin W & Warr PG, 1993. Explaining the relative decline of agriculture: A supply-side analysis for Indonesia. The World Bank Economic Review 7(3): 381–401. http://www.jstor.org/stable/3989826
Ministère de l'Agriculture, de l'Élevage et de la Pêche (MAEP), 2021. Rapport de performance du secteur Agricole 2021. https://apidsa.agriculture.gouv.bj/public/storage/uploads/7kT9bUSsL8EepPyacYEzZlNZJhSrA3KJZrUp9CLM.pdf
Moschini G & Hennessy DA, 2001. Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers. In Gardner BL & Rausser GC (eds.), Handbook of Agricultural Economics 1(A): 87–153. Amsterdam: Elsevier. https://doi.org/10.1016/S1574-0072(01)10005-8
Nerlove M, 1956. Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. Journal of Farm Economics 38(2) : 496–509.
Nerlove M, 1958. The dynamics of supply: Estimation of farmers' response to price. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
Newey WK & West KD, 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica 55(3): 703–8.

OECD & FAO, 2023. OECD-FAO agricultural outlook (2023-2032). Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/08801ab7-en

Parry ML, Rosenzweig C, Iglesias A, Livermore M & Fischer G, 2004. Effects of climate change on global food production under SRES emissions and socio-economic scenarios. Global Environmental Change 14(1): 53–67.

Sarris A & Hallam D, 2006. Agricultural commodity markets and trade: New approaches to analyzing market structure and instability. Cheltenham, UK: Edward Elgar

Schiff M & Montenegro C, 1997. Aggregate agricultural supply response in developing countries: A survey of selected issues. Economic Development and Cultural Change 45(2): 393–410.

Schlenker W & Roberts MJ, 2009. Nonlinear temperature effects indicate severe damages to US crop yields under climate change. PNAS 106(37): 15594–8.

Schultz TW (ed.), 1978. Distortions of agricultural incentives. Bloomington, IN & London : Indiana University Press.

Sunding D & Zilberman D, 2001. The agricultural innovation process : Research and technology adoption in a changing agricultural sector. In Gardner BL & Rausser GC (eds.), Handbook of agricultural economics Vol 1 Part A (pp. 207–261). Amsterdam : Elsevier. https://doi.org/10.1016/S1574-0072(01)10007-1

Timmer CP, 1985. The role of price policy in rice production in Indonesia. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Timmer CP, 1992. Agriculture and economic development revisited. Agricultural Systems 40(1–3): 21–58.

Tolley GS, Thomas V & Wong CM, 1982. Agricultural price policies and the developing countries (English). Washington, DC : The World Bank. http://documents.worldbank.org/curated/en/888811468765914483

UNAPS-BÉNIN (Union Nationale des Producteurs de Soja Bénin), 2023. Données statistiques agrégées sur le coût de production du soja. Document non publié.