



HAL
open science

Analyse de la performance du secteur agricole et son impact sur la croissance économique du Sénégal

Assietou Dia, Mathurin Founanou, Zaka Ratsimalahelo

► **To cite this version:**

Assietou Dia, Mathurin Founanou, Zaka Ratsimalahelo. Analyse de la performance du secteur agricole et son impact sur la croissance économique du Sénégal. 2022. hal-04222403

HAL Id: hal-04222403

<https://hal.science/hal-04222403v1>

Preprint submitted on 29 Sep 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

crese

CENTRE DE RECHERCHE
SUR LES STRATÉGIES ÉCONOMIQUES

A nalyse de la performance du secteur agricole et son impact sur la croissance économique du Sénégal

ASSIETOU DIA, MATHURIN FOUNANOU, ZAKA RATSIMALAHELO

January 2022

Working paper No. 2022 – 01

CRESE

30, avenue de l'Observatoire
25009 Besançon
France
<http://crese.univ-fcomte.fr/>

The views expressed are those of the authors
and do not necessarily reflect those of CRESE.

UFR SJE PG 

Sciences juridiques économiques
politiques et de gestion

**UNIVERSITÉ DE
FRANCHE-COMTÉ**

Analyse de la performance du secteur agricole et son impact sur la croissance économique du Sénégal

Assietou DIA^{a, b}, Mathurin FOUNANOU^{a, b}, et Zaka RATSIMALAHELO^a

Résumé

Cet article analyse l'importance du rôle de l'agriculture dans le développement du Sénégal au cours des dernières années. Plus particulièrement, il étudie l'impact des différents programmes qui ont été mis en œuvre pour la relance du secteur agricole. En utilisant un Model dynamique Auto régressif à retards échelonnés (ARDL), nous observons que la production agricole a un impact positif et significatif sur la croissance économique du Sénégal aussi bien à court qu'à long terme. Cependant, la performance de l'agriculture comme levier de croissance reste relativement faible. Ce résultat met en évidence la nécessité d'adapter les programmes agricoles pour le développement pour une croissance socio-économique soutenable.

Mots-clés : Production agricole, Croissance économique, ARDL, Sénégal.

Classifications JEL : E31, O55, G14

Abstract

This article analyses the impact of the agricultural sector on the economic growth in Senegal over the past decades. In particular, it studies the impact of the various agricultural programmes that have been implemented over the last few years in this country. Using an auto regressive distributed lag (ARDL) model, we observe that agricultural production has a positive and significant impact on the economic growth in both the short and long term. However, the performance of agriculture as a lever for growth remains relatively weak. This result highlights the need to adapt agricultural programmes for development in order to obtain a sustainable economic growth.

Keywords: Agricultural production, Economic growth, ARDL, Senegal.

^a Université Bourgogne-Franche-Comté- CRESE-EA 3190 -F-25 000-Besançon-France

^b Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal)- LARES.

assietou.dia@univ-fcomte.fr; assietoudia@gmail.com

Introduction

En Afrique de l'ouest plus particulièrement au Sénégal, le secteur agricole a toujours été considéré comme le socle sur lequel peut reposer le développement socio-économique. C'est ainsi que l'agriculture occupe une place importante dans les politiques de développement du Sénégal^a. L'intérêt particulier accordé à ce secteur est dû au fait qu'il joue trois rôles essentiels pour l'économie d'un pays à savoir : i) L'alimentation (nourriture, fourniture de matière première aux industries agro-alimentaires...) ; ii) L'utilisation d'une partie de la production du secteur industriel (engrais, pesticides, matériel agricole...) et iii) la réduction du taux de chômage en favorisant l'entrepreneuriat et la création d'emploi (Kuznets, 1964).

Les points de vue divergent concernant l'importance relative de l'agriculture dans le processus de développement économique d'un pays. D'une part, les agro-optimistes soutiennent la proposition selon laquelle le secteur agricole est un des leviers essentiels sur lesquels peut s'appuyer une économie pour parvenir à une croissance équitable et inclusive (Gollin, Parente, et Rogerson, 2002 ; Yusuf, 2014). En effet, l'agriculture constitue un instrument de développement unique car en plus de contribuer au développement en tant qu'activité économique, elle constitue un moyen de subsistance et un fournisseur de services environnementaux (Banque Mondiale, 2008). De plus, elle attire les investissements directs étrangers et offre aux entrepreneurs locaux la possibilité de bénéficier de ces investissements ce qui favorise la création d'emplois et l'augmentation de la production locale (Bella, 2009). D'après Gollin (2010), l'impact du secteur agricole sur la croissance économique dépend du niveau de développement. Pour les pays en voie de développement avec une forte densité de la population et un accès limité aux marchés internationaux de capitaux, il observe que le développement du secteur agricole est essentiel pour la croissance économique. Par ailleurs, il observe que l'impact du secteur agricole sur la croissance des pays développés dépend de leurs importations et des prix des denrées alimentaires importés. D'autre part, il existe des travaux qui remettent en question la capacité de l'agriculture à stimuler la croissance économique (Byerlee *et al.*, 2009 ; Timmer, 1988) au-delà d'un certain niveau de développement. D'après ces travaux, la part de l'agriculture dans le Produit Intérieur Brute (PIB) diminue au fur et mesure qu'un pays se développe. L'argument avancé repose sur la vision classique de l'économie politique inspiré des travaux de Fisher (1939) ensuite sur ceux de Lewis (1955), d'Hirschman (1958) et de Fei et Ranis (1964). Dans leur vision, l'agriculture n'agit pas directement

^a L'État a initié divers programmes tels que l'élaboration de la Loi d'Orientation Agricole Sylvo- Pastorale (LOASP) en 2004, qui a remplacé l'ensemble des politiques agricoles sectorielles au Sénégal, dont l'objectif était axé sur le renforcement des exploitations familiales. Elle est suivie du plan REVA (Retour vers l'Agriculture) en 2006, dont l'objectif était de créer les conditions d'un retour massif et durable à la terre afin de répondre au problème du chômage des jeunes et réduire la forte tendance migratoire. Ensuite, la Grande Offensive Agricole pour la Nourriture et l'Abondance (GOANA) en 2008 dont l'objectif était de relancer les productions agricoles nationales pour assurer la sécurité alimentaire. Elle s'appuyait sur des cultures stratégiques, céréalières et vivrières : maïs, riz paddy, manioc. Enfin, le Programme d'Accélération de la Cadence de l'Agriculture Sénégalaise (PRACAS) en 2014 visant à promouvoir à l'agriculture commerciale et la modernisation de l'agriculture familiale.

sur la croissance. Elle est reléguée dans un rôle de support au développement industriel, qui par la suite impulse le développement économique. La littérature laisse donc apparaître un rôle ambigu de l'agriculture dans le processus de développement d'un pays.

Dans le cas du Sénégal, le secteur agricole constitue une source de croissance et de création d'emplois. D'après les chiffres de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie au Sénégal (l'ANSD), 30,6% de la population active évolue dans le milieu agricole et contribue à hauteur de 16% à la formation du PIB. Outre ces avantages économiques, l'agriculture sénégalaise est relativement diversifiée du fait de l'hétérogénéité agro climatique des différentes régions et de l'importance des zones cultivables qui couvre la plus grande partie du territoire^b. Elle repose à la fois sur des cultures commerciales et des cultures vivrières de subsistance (destinées au marché local pour la consommation : mil, sorgho, maïs, arachide, niébé, manioc, pastèque, riz etc.). Les ressources hydriques dont dispose le pays sont présentes sur la majeure partie du territoire (nappe de surface, nappe phréatique) et peuvent être utilisées comme sources d'irrigation. Le Sénégal se situe sur la côte atlantique ce qui fait que ce pays dispose d'un avantage particulier en termes de climat. Il dispose d'un climat tempéré de cinq mois dans l'année, offrant ainsi des possibilités de production horticole de contre-saison pour les marchés extérieurs.

Compte tenu de tous ces avantages, nous cherchons à analyser le rôle de l'agriculture dans la croissance économique du Sénégal et à évaluer son impact comme instrument de lutte contre la pauvreté. L'objectif principal est de quantifier le lien qui existe entre l'agriculture et la croissance économique du Sénégal. Nous nous basons sur des modélisations par des séries temporelles afin d'analyser les relations de causalité entre l'agriculture et la croissance (Pesaran *et al.*, 2001). Plus particulièrement, nous utilisons le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) pour analyser les relations de court terme et de long terme entre le PIB réel, la production agricole, l'investissement, la balance des paiements et le taux d'inflation.

Les résultats de notre étude empirique indiquent que le secteur agricole a un impact positif et significatif sur la croissance économique du pays. En effet, comme en témoigne sa part dans le produit intérieur brut total (PIB), les recettes en devise ainsi que l'approvisionnement en épargne dégagés par ce secteur jouent un rôle important dans le fonctionnement de l'économie du Sénégal.

La première section de cette étude met en évidence les performances macroéconomiques de l'agriculture. La deuxième section porte sur une description de la méthodologie adoptée ainsi que les données utilisées. La dernière section est consacrée à l'estimation des modèles et la présentation des résultats.

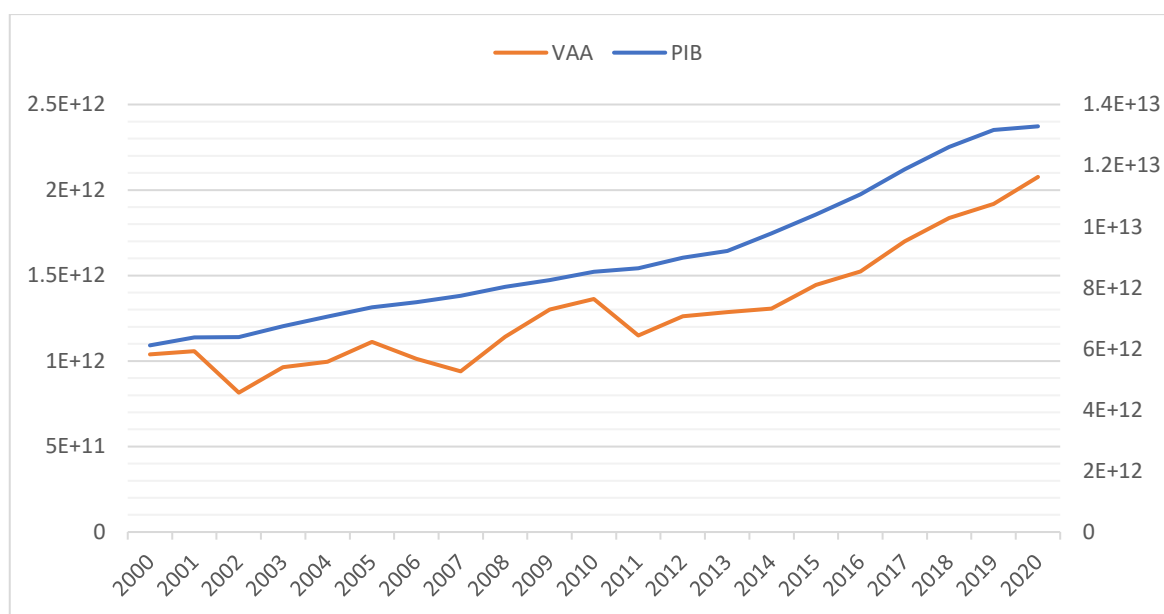
1. Les performances macroéconomiques du secteur agricole

Comme le montre la figure 1, la production agricole et le PIB ont considérablement augmenté au cours de la période 2000-2020. En termes de tendances, nous observons que ces deux variables sont positivement corrélées ce qui se traduit par des évolutions en phase à un rythme croissant. Toutefois, nous constatons

^b Voir en Annexe la cartographie du secteur agricole et les spécificités de chaque zone.

que cette corrélation a été négative pour certaines périodes. La contre-performance de l'agriculture observée au cours des années 2002, 2007 et 2011 peut s'expliquer par plusieurs facteurs. Les pluies hors saisons et les inondations qui ont eu lieu le long du Fleuve Gambie en 2002. Des facteurs conjoncturels caractérisés par la baisse considérable des superficies emblavées et des rendements, la mise en place tardive des engrais et des semences et les conditions climatiques et phytosanitaires défavorables ont également fait diminuer la production agricole en 2007. Leur impact sur la production agricole s'est manifesté par une baisse de 7,09% en 2007, ce qui correspond à une perte de 71 milliards de la valeur ajoutée par rapport à l'année 2006. L'agriculture Sénégalaise a connu une baisse de la pluviométrie en 2011. Celle-ci s'est manifestée par une forte sécheresse et a réduit la production agricole de 15,7% avec une perte de 213 milliards de la valeur ajoutée et une réduction de la croissance économique de 2,1% en 2011 par rapport à l'année 2010. Outre ces facteurs exogènes, la production agricole a connu une évolution globalement positive au cours de la période étudiée. Comme le montre la figure 1, les performances de l'agriculture ont connu une stabilité notable entre 2007 et 2010. Pendant cette période, le pays a enregistré une bonne pluviométrie. Les performances au cours de cette période peuvent également s'expliquer par la mise en place de la grande offensive agricole pour la nourriture et l'abondance (GOANA).

Figure 1: Evolution du PIB et de la production agricole



VAA = Valeur Ajoutée Agricole ; PIB= Produit Intérieur Brute

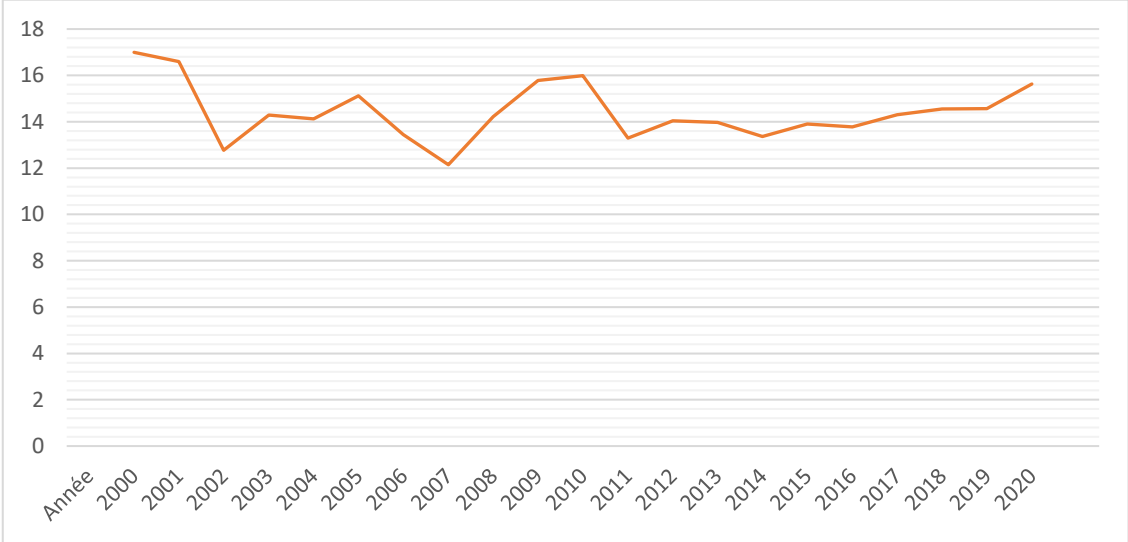
Source : auteur, à partir des données de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

Depuis 2011, la production agricole n'a cessé d'évoluer positivement en passant de -15,7 à 8,09 en 2018. La tendance est toujours à la hausse avec une augmentation de la production de 8,2 % en 2020 malgré la crise sanitaire liée au Covid-19. Cette croissance peut être associée au Programme d'Accélération de la Cadence de l'Agriculture Sénégalaise (PRACAS) et plus particulièrement le volet attribué à l'agriculture dans le cadre du Plan Sénégal Emergent (PSE) mis en place en 2012 par l'état du Sénégal.

Concernant la part de la production agricole dans la formation du PIB, nous observons des fluctuations avec une tendance relativement stable (14,4% en moyenne) au cours de la période étudiée. Malgré les différentes politiques mises en place pour promouvoir l'émergence de l'agriculture au Sénégal, le secteur tarde à prendre son envol. Cette modeste performance peut être imputable à l'instabilité du taux de croissance du secteur agricole. L'évolution en dents de scie de la part de l'agriculture dans la formation du PIB confirme l'instabilité du secteur agricole.

Contrairement aux performances observées, la contribution de l'agriculture la croissance du PIB a fortement fluctué entre 2000 et 2009. Elle a été même négative pour certaines périodes pour lesquelles l'économie sénégalaise a connu de la croissance (Cf. Tableau 1). Ces résultats suggèrent que sa contribution dépend d'autres paramètres que nous cherchons à contrôler dans notre analyse empirique.

Figure 2: Evolution de la part de l'agriculture dans le PIB



Source : Calculs sur Excel

Tableau 1: l'évolution et la part de l'agriculture dans la formation du PIB

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
PART DE L'AGRICULTURE DANS LE PIB																
PIB ^a	6,113	6,377	6,38	6,737	7,050	7,354	7,526	7,739	8,025	8,246	8,526	8,640	8,985	9,202	9,775	10,4
Valeur ajoutée agricole ^a	1,039	1,058	0,815	0,963	0,996	1,111	1,011	0,94	1,41	1,300	1,362	1,149	1,261	1,285	1,307	1,446
Part de la valeur ajoutée agricole dans le PIB (% du PIB)	16,9	16,6	12,7	14,3	14,1	15,1	13,4	12,1	14,2	15,8	15,9	13,3	14	13,9	13,4	13,9
TAUX DE CROISSANCE EN VOLUME (%)																
PIB	3,9	4,3	0,1	5,6	4,6	4,3	2,3	2,8	3,7	2,7	3,4	1,3	4	2,4	6,2	6,4
Agriculture	0,46	1,84	-22,9	18,1	3,4	11,6	-8,98	-7,09	21,4	13,9	4,76	-15,7	9,77	1,95	1,64	10,6
CONTRIBUTION DE L'AGRICULTURE A LA CROISSANCE DU PIB (%)																
Agriculture ^b	0,1	0,3	-3	2,6	0,5	1,7	-1,2	-0,9	3	2,2	0,8	-2,1	1,4	0,3	0,2	1,5

a : à prix constante en billion de franc CFA

b : La contribution de l'agriculture à la croissance du PIB est égale à la croissance agricole pondérée par son poids dans le PIB sur la période considérée.

M : la moyenne au cours des 20 dernières Années.

Source : Banque Mondiale (2021) et calculs de l'auteur.

2. Analyse empirique

2.1 Sources et description des données

Les données utilisées dans cette étude ont été extraites des bases de données de la Banque Mondiale et de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Nous avons collecté des données relatives à certaines variables entre 1970 et 2019. La liste de ces variables est donnée dans le tableau 2. Comme le montre ce tableau, le PIB s'élève à 9,44 milliards de dollars en moyenne. Toutefois, son niveau a considérablement varié au cours du temps avec un écart-type de 6,34 milliards de dollars sur l'ensemble de la période. Pour mesurer la production agricole, nous utilisons la variable valeur ajoutée agricole (*VAA*). Cette variable représente la richesse créée par l'agriculture au cours de l'année considérée. D'après le tableau 2, elle s'élève en moyenne à 1,5 milliards de dollars avec également des fluctuations importantes au cours de la période 1970-2019. Comme indicateur de mesure du niveau d'investissement, nous avons intégré dans notre analyse la formation brute de capital fixe (*FBCF*). La FBCF mesure l'investissement en capital fixe réalisé par les résidents au cours de l'année considérée. Nous prenons en compte le pouvoir d'achat des agents économiques en intégrant un indicateur de mesure du niveau des prix à la consommation (*INFL*). La variable INFL permet de mesurer la variation du niveau général des prix des biens et services consommés par les ménages entre deux années. Au cours de la période, cette variable a significativement varié autour d'une moyenne de 4,75%.

Outre ces variables de mesure de la situation interne d'un pays, la position de celui vis-à-vis du reste du monde est également une variable déterminante dans la formation du PIB. Nous complétons notre analyse en incluant la balance des paiements courants (*BDP*). La BDP reprend l'ensemble des transactions qui ont eu lieu au cours de l'année entre les résidents d'un pays et le reste du monde. Dans notre échantillon, cette variable est déficitaire de 652 millions de dollars en moyenne.

Tableau 2 : Statistique descriptive

Variable	Obs	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
PIB	46	9,44e+09	6,34e+09	2,10e+09	2,36e+10
VAA	46	1,50e+09	8,24e+08	4,68e+08	3,49e+09
FBCF	46	2,17e+09	1,91e+09	4,20e+08	7,73e+09
BDP	46	-6,52e+08	6,70e+08	-3,52e+09	-6,56e+07
INFL	46	4,75702	7,667259	-4,140724	32,29367

2.2 Méthodologie

2.2.1 Test de stationnarité

Dans une première étape, nous testons la stationnarité des variables utilisées. Compte tenu du fait que nous utilisons des séries temporelles, il est primordial de vérifier si les variables sont stationnaires ou non. Cette vérification est d'autant plus importante qu'elle nous permet d'adopter la méthode d'estimation adéquate. Plus particulièrement, il s'agit de voir si les propriétés stochastiques de ces variables (moyenne et variance) ne varient pas dans le temps. Si tel n'est pas le cas, le recours à la méthode des carrés ordinaires abouti à des estimateurs biaisés. En plus, les résultats des tests usuels (Student et Fisher) ne sont plus valides.

Dans cette sous-section, nous cherchons à obtenir le degré d'intégration de chacune de ces variables. Une variable étant intégrée de degré 1 lorsqu'elle n'est pas stationnaire en niveau mais stationnaire en différence première. Dans la même logique, on dira qu'une variable est intégrée d'ordre 2 lorsqu'elle n'est pas stationnaire ni en niveau ni en différence première mais stationnaire en deuxième différence etc. Ceci nous permet de choisir la méthode d'estimation adéquate. Nous avons donc utilisé un test de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté (ADF) pour de déterminer l'ordre d'intégration des variables. Ce test repose sur la condition de non-corrélation des résidus et sur l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) du modèle suivant :

$$\text{Modèle ADF général : } \Delta Y_t = a_0 + a_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1),$$

où les a_0, a_i, δ représentent les paramètres du modèle ; les termes d'erreurs ε_t sont des bruits blancs, Δ est l'opérateur de différence, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, $\Delta y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2}$ etc. Si $\delta = 0$, nous acceptons l'hypothèse nulle (H_0) selon laquelle la série présente une racine unitaire (la série sous-jacente est non stationnaire $I(1)$), contre l'hypothèse alternative (H_1) selon laquelle la série est stationnaire ($I(0)$). La stationnarité de la variable est jugée à partir de la comparaison entre les statistiques ADF (Augmented Dickey-Fuller test statistic) et la valeur critique de Mackinnon. La règle de la décision consiste à comparer les t-statistiques résultant de l'estimation avec la valeur critique appropriée de la table de Dickey-Fuller, on peut conclure si on accepte ou non l'hypothèse nulle H_0 selon laquelle $\delta = 0$ (la série non stationnaire). Si les t-statistiques calculés sont inférieurs à la valeur critique au seuil (5%, 1%, 10%) alors on accepte l'hypothèse H_0 , cela signifie que la série est non stationnaire. Sinon, dans le cas contraire on rejette l'hypothèse H_0 .

2.2.2 Spécification du modèle

Nous estimons un modèle de régression linéaire dans lequel, nous testons l'effet de la valeur ajoutée agricole (VAA), qui notre variable d'intérêt et d'autres variables de contrôle à savoir : la Formation Brute de Capitale Fixe (FBCF), la balance des paiements courants (BDP) et le taux d'inflation (INFL) dans la formation du

Produit Intérieur Brute (PIB). Nous estimons un modèle dynamique tel que le modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL : Autorégressive Distributed Lag) pour capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations, etc.).

La forme fonctionnelle du modèle est présentée comme suit :

$$PIB_t = f(VAA, FBCF, BDP, INFL) \quad (2).$$

La représentation ARDL de la fonction (2) est :

$$\begin{aligned} \Delta \ln PIB_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta \ln VAA_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta \ln FBCF_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta \ln BDP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{5i} \Delta \ln INFL_{t-i} + \alpha_1 \ln PIB_{t-1} + \alpha_2 \ln VAA_{t-1} + \alpha_3 \ln FBCF_{t-1} + \\ & \alpha_4 \ln BDP_{t-1} + \alpha_5 \ln INFL_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3).$$

Avec β_0 la constante ; les coefficients β_1 à β_5 représentent les coefficients de la dynamique de court terme (coefficients des variables explicatives en différences premières); les coefficients α_1 à α_5 : représentent les coefficients de long terme ; ε est le terme d'erreur (bruit blanc) ; p le nombre de retards optimal pour la variables dépendante (PIB) et q le nombre de retards optimal spécifique à chaque variable indépendante.

- Le test de cointégration - d'existence d'une relation de long terme entre la croissance économique et les variables explicatives suit plusieurs étapes. Tout d'abord, nous estimons l'équation (3) par la méthode des moindres carrés ordinaires (m.c.o.). Par la suite, la présence de la relation de cointégration consiste à tester la nullité conjointe des coefficients α_j ($j=1, \dots, 5$) sur les variables en niveau. Autrement dit, l'hypothèse nulle $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$ (absence d'une relation de cointégration) contre l'hypothèse alternative $H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq 0$. On utilise la statistique F de Fisher ou de Wald à distribution non standard, qui dépend du nombre de variables et de leur stationnarité, de la présence ou non d'une constante et d'une tendance ainsi que la taille de l'échantillon. (Pesaran et al., 2001).

Au niveau de la règle de décision, si la statistique F calculée est inférieure à la borne inférieure de la valeur critique alors on accepte l'hypothèse nulle de l'absence d'une relation de cointégration. En revanche si la statistique F calculée est supérieure à la borne supérieure de la valeur critique on refuse l'hypothèse nulle (il y a cointégration) et nous concluons qu'il existe un état d'équilibre entre les variables étudiées. Par ailleurs, si la valeur calculée de F est comprise entre la borne inférieure et la borne supérieure des valeurs critiques alors le résultat du test ne permet pas de conclure.

Dans le cas où la cointégration n'est pas rejetée, la relation de cointégration est estimée. Dans une première étape, un modèle conditionnel ARDL (p, q_1, q_2, q_3, q_4) est estimé par les m.c.o. :

$$\begin{aligned} \Delta \ln PIB_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} \Delta \ln VAA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} \Delta \ln FBCF_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} \Delta \ln BDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{5i} \Delta \ln INFL_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4).$$

D'où l'on tire le terme de correction d'erreur EC (calculé avec les β estimés de l'équation précédente) :

$$\begin{aligned} EC_t = & \Delta \ln PIB_t - \beta_0 - \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln PIB_{t-i} - \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} \Delta \ln VAA_{t-i} - \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} \Delta \ln FBCF_{t-i} \\ & - \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} \Delta \ln BDP_{t-i} - \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{5i} \Delta \ln INFL_{t-i} \end{aligned} \quad (5).$$

La deuxième étape consiste à estimer la dynamique de court terme :

$$\begin{aligned} \Delta \ln PIB_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_{2i} \Delta \ln VAA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_{3i} \Delta \ln FBCF_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_{4i} \Delta \ln BDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_{5i} \Delta \ln INFL_{t-i} + \varphi EC_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (6).$$

où EC_{t-1} : le terme de correction d'erreur décalé d'une période ; φ le coefficient d'ajustement, en cas de cointégration ce coefficient doit être compris entre 0 et -1, indiquant une dynamique de retour à l'équilibre.

3. Résultats

3.1 Test de racine unitaire

Les résultats de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) de l'équation (3) sont fournis dans le tableau 3. Il s'agit ici de voir si la p-value associée à chaque variable est inférieure au seuil retenu qui est ici de 5%. Comme le montre le tableau 3, toutes les autres variables ne sont pas stationnaires en niveau à l'exception de la variable *INFL*. Autrement dit, seule la variable *INFL* est intégrée d'ordre zéro que l'on notera par I (0)³.

Les logarithmes des autres variables telles que le *PIB*, la production agricole (*VAA*), la *FBCF*, la balance des paiements courants (*BDP*) sont stationnaires après une première différenciation. Ce qui implique que les logarithmes de ces variables sont intégrés d'ordre 1. Les ordres d'intégration étant différents, nous avons effectué des tests de cointégration aux bornes et des estimations avec un modèle à correction d'erreur (MCE) conformément à la procédure de Pesaran *et al.* (2001). Ce modèle permet également d'estimer des relations de long terme entre les variables et de capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations, etc.).

³ Une série est intégrée d'ordre d (I(d)), s'il faut la différencier d fois pour qu'elle soit stationnaire.

Tableau 3 : Résultats du test ADF

Variable	Test-statistique	Valeurs critiques	P-value	Remarques	Ordre d'intégration
<i>Niveau</i>					
lnPIB	-0,984	1% = -3,614 5% = -2,944 10% = -2,606	0,7591	Non-stationnaire	
lnVAA	-1,285	1% = -3,614 5% = -2,944 10% = -2,606	0,6360	Non-stationnaire	
lnFBCF	-0,001	1% = -3,614 5% = -2,944 10% = -2,606	0,9584	Non-stationnaire	
lnBDP	-1,265	1% = -3,614 5% = -2,944 10% = -2,606	0,6449	Non-stationnaire	
INFL	-4,961	1% = -3,614 5% = -2,944 10% = -2,606	0,0000	Stationnaire	I(0)
<i>Différence première</i>					
Δ lnPIB	-5,770	1% = -3,621 5% = -2,947 10% = -2,607	0,0000	Stationnaire	I(1)
Δ lnVAA	-7,080	1% = -3,621 5% = -2,947 10% = -2,607	0,0000	Stationnaire	I(1)
Δ lnFBCF	-7,800	1% = -3,621 5% = -2,947 10% = -2,607	0,0000	Stationnaire	I(1)
Δ lnBDP	-6,583	1% = -3,621 5% = -2,947 10% = -2,607	0,0000	Stationnaire	I(1)

Ln = logarithme naturel, Δ = opérateur de différence

3.2 Estimation du modèle ARDL

Le critère d'information d'Akaike (AIC) nous a permis de sélectionner le nombre de retards optimal pour chacune des variables pour l'estimation du modèle ARDL. L'objectif étant de choisir le nombre de retards qui minimise ce critère d'information. Les estimations des différents modèles suggèrent le recours à un modèle ARDL (1,1,1,1,1). D'après le tableau 4, le coefficient de détermination du modèle qui s'élève à 0,99 confirme que le modèle est bien ajusté. Autrement dit, la valeur ajoutée agricole (VAA), l'investissement (FBCF), le niveau d'inflation (INFL) et la balance des paiements courants (BDP) expliquent à hauteur de 99% les variations du produit intérieur brute (PIB). La statistique du test de significativité globale de Fisher indique que les coefficients du modèle sont globalement significatifs au seuil de 1%.

Tableau 4 : Estimation du modèle ARDL (1,1,1,1)

	(1)	(2)	(3)
	lnPIB	lnPIB	lnPIB
L.lnPIB	0,653*** (0,163)	0,599*** (0,149)	0,85*** (0,088)
lnVAA	0,457*** (0,071)	0,436*** (0,073)	0,54*** (0,065)
L.lnVAA	-0,64** (0,102)	-0,246** (0,1)	-0,38*** (0,09)
lnFBCF	0,217** (0,092)	0,323*** (0,082)	-
L.lnFBCF	-0,084 (0,09)	-0,14 (0,09)	-
lnBDP	0,075** (0,033)	-	0,112*** (0,031)
L.lnBDP	-0,067* (0,037)	-	-0,109*** (0,034)
INFL	-0,002 (0,002)	-0,003** (0,002)	-0,002 (0,002)
L.INFL	0 (0,002)	0 (0,002)	-0,001 (0,002)
_cons	0,924 (0,811)	1,285 (0,786)	0,025 (0,613)
Observations	45	45	45
R-squared	0,993	0,992	0,991
F-Statistics	527,82***	622,68***	614,31***

Les chiffres entre parenthèses sont les écart-types

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

" $Lx_t = x_{t-1}$." signifie retard d'une année.

Pour pallier aux problèmes de corrélation qui peuvent exister entre la balance des paiements et l'investissement, nous avons également estimé les paramètres du modèle en excluant ces deux variables respectivement dans la deuxième et la troisième colonne dans le tableau 4. Nos résultats ne varient pas significativement entre ces différentes régressions ; ce qui nous permet de dire que les résultats obtenus dans la première colonne sont robustes.

3.3 Test de cointégration

Dans cette sous-section, nous analysons la cointégration des variables en utilisant la statistique de Fisher préconisée par Pesaran *et al.* (2001). Il s'agit de voir s'il existe des relations de long terme entre les variables. Nous comparons la statistique de Fisher aux valeurs critiques (bornes) tabulées (Pesaran *et al.*, 2001). Si la statistique de Fisher est plus grande que la borne supérieure, on rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les variables. Les résultats des tests de cointégration sont fournis dans le tableau 5.

Tableau 5 : Résultat du test de cointégration « bounds test »

	Valeur	K	Niveau de significativité	Valeurs critiques aux bornes	
				Min	Max
F-statistique	13,986	4	1%	3,74	5,06

Comme le montre les résultats, La statistique de Fisher est supérieure au seuil des valeurs critiques des bornes supérieures. Nous pouvons donc nous rejeter l'hypothèse nulle ce qui signifie qu'il existe bien une relation de long terme entre le produit intérieur brut (PIB), la production agricole (VAA), la formation brute de capital fixe (FBCF), la balance des paiements courants (BDP), et taux d'inflation (INFL).

3.4 Relations de long terme

Le tableau 6 fournit les estimations des élasticités de long terme des variables explicatives sur la variation du PIB. Nous trouvons que la production agricole augmente significativement le PIB. Toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation de 1% la production agricole accroît la croissance économique du Sénégal de 0,55%. Ce résultat confirme l'hypothèse selon laquelle le développement du secteur agricole est associé à une augmentation de la richesse créée à l'intérieur du pays. La formation brute de capitale agit également sur la croissance économique du Sénégal. Une augmentation de 1% de l'investissement entraine une hausse de la croissance économique de 0,38%. La balance des paiements courants joue également un rôle déterminant dans la croissance économique du Sénégal. Cependant, son impact sur le PIB est négatif sur le long terme. Ce résultat peut s'expliquer par la forte dépendance du pays du fait du nombre important des produits importés. Le coefficient de long terme associé à la variable *INFL* montre qu'il réduit la croissance du PIB. Ce dernier résultat appuie la littérature économique sur le rôle de l'inflation comme frein à la croissance économique (Fisher, 1993 ; Barro, 1996 ; Bruno et Easterly, 1996, etc.).

Tableau 6 : Estimation des coefficients de long terme

	(1) lnPIB
lnVAA	0,554*** (0,201)
lnFBCF	0,382*** (0,13)
lnBDP	-0,022** (0,081)
INFL	-0,007 (0,006)
cons	0,924 (0,811)
Observations	45
R-squared	0,805

Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types

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

3.5 Modèle à correction d'erreur (MCE) et dynamique de court terme

L'estimation d'un modèle à correction d'erreur suggère qu'il existe aussi bien une relation de long qu'une relation de court terme entre les variables. Les coefficients de court terme sont fournis dans le tableau 7. La production agricole, la formation brute de capital fixe et l'inflation ont des impacts significatifs sur la croissance du PIB. Ainsi, une augmentation de 1% de la production agricole et de l'investissement entraîne respectivement une hausse de 0,26% et de 0,08% du PIB à court terme. A l'inverse, une hausse de 1% du niveau d'inflation conduit à court terme à une baisse de 0,001% du PIB. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les ménages peuvent baisser leur consommation de court terme compte tenu du niveau d'inflation ce qui peut se matérialiser par une baisse de l'activité économique à court terme. Comme attendu, le paramètre associé au terme d'erreur de la période précédente est négatif et significativement différent de zéro. Ce dernier résultat confirme la cointégration de nos variables et un retour vers l'équilibre de la variable expliquée. Ainsi, nous trouvons que 34,7% des chocs sur le PIB de l'année précédente se corrigent durant l'année en cours.

Tableau 7 : Estimation des relations de court terme

	(1) EC	(3) $\Delta \ln \text{PIB}$
L. $\ln \text{PIB}$	-0,347** (0,163)	
$\Delta \ln \text{VAA}$		0,264*** (0,102)
$\Delta \ln \text{FBCF}$		0,084** (0,09)
$\Delta \ln \text{BDP}$		-0,067 (0,037)
ΔINFL		-0,001*** (0,002)
Observations		45
R-squared		0,805

Les chiffres entre parenthèses sont les écart-types
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

La variable dépendante est le logarithme du PIB en différence première.

3.6 Validation du modèle

L'analyse de la significativité du modèle ARDL (1,1,1,1) se fait par la qualité globale d'ajustement, la qualité individuelle des estimateurs et la structure des résidus. En plus d'être normaux, les résidus ne doivent pas être auto corrélés et/ou hétéroscédastiques. Les différents tests effectués sur les résidus du modèle sont fournis dans le tableau 8. D'après ces résultats, le modèle est bien spécifié (test RESET) et les résidus

obtenus dans nos estimations suivent une distribution normale. Concernant l'autocorrélation des résidus, nous observons que la p-value associée au test de Breusch-Godfrey ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. Quant au test de Breusch-Pagan Godfrey, il permet de savoir si la variance des résidus est constante dans le temps. Les résultats de ce test ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus.

Tableau 8 : Résultats des tests de robustesse

Hypothèse nulle	Tests	Statistique	p-value
Absence d'autocorrélation	Breusch-Godfrey	Chi2 = 1,476	0,2245
Bonne spécification (Il n'y a pas de variables omises)	Ramsey RESET	F (3, 32) = 0,28	0,8424
Homoscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	Chi2 = 0,05	0,8169
Normalité	Jarque-Bera	Chi2 = 2,32	0,3129

3.7 Test de stabilité du modèle

Nous utilisons le test de stabilité de CUSUM pour analyser la stabilité du modèle au cours du temps (Durbin, Evans et Brown, 1975). Ce dernier s'appuie sur la dynamique de l'erreur de prévision et permet de détecter les instabilités structurelles au cours du temps.

L'idée générale de ce test est d'étudier l'évolution de l'erreur de prévision normalisée. On appelle erreur récursive, cette succession d'erreur de prévision calculée en $t-1$ pour la date t . Ce test consiste à représenter graphiquement la série cumulée de ces résidus. Si la courbe ne coupe pas le corridor, alors le modèle est stable. Comme le montre les figures (3) et (4), les résidus du modèle restent stables ce qui permet de conclure que le modèle est correctement spécifié.

Figure 3 : Résultat du test de stabilité (CUSUM) appliqué

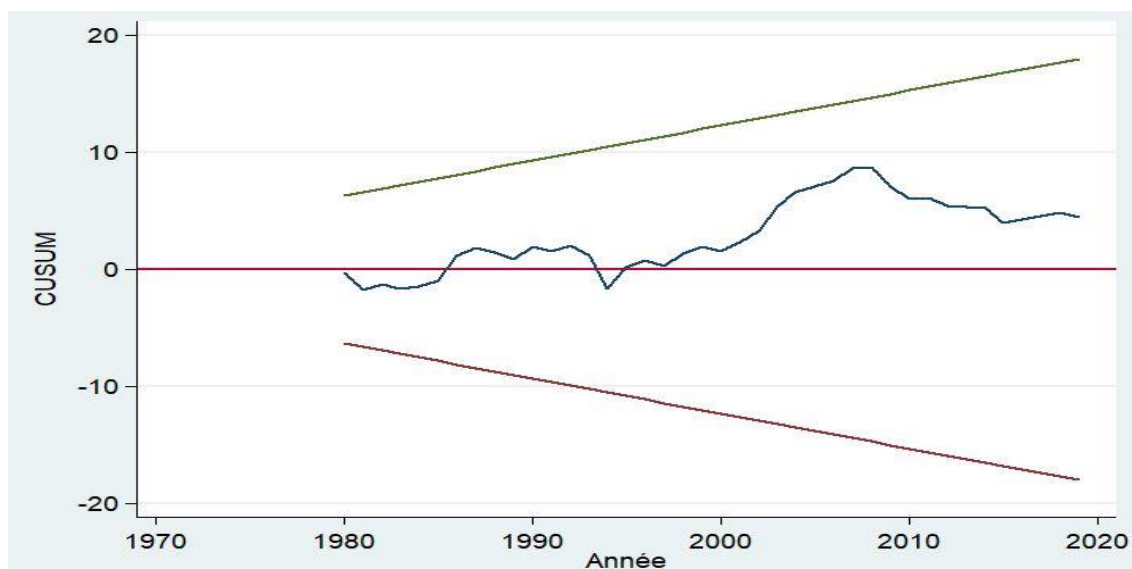
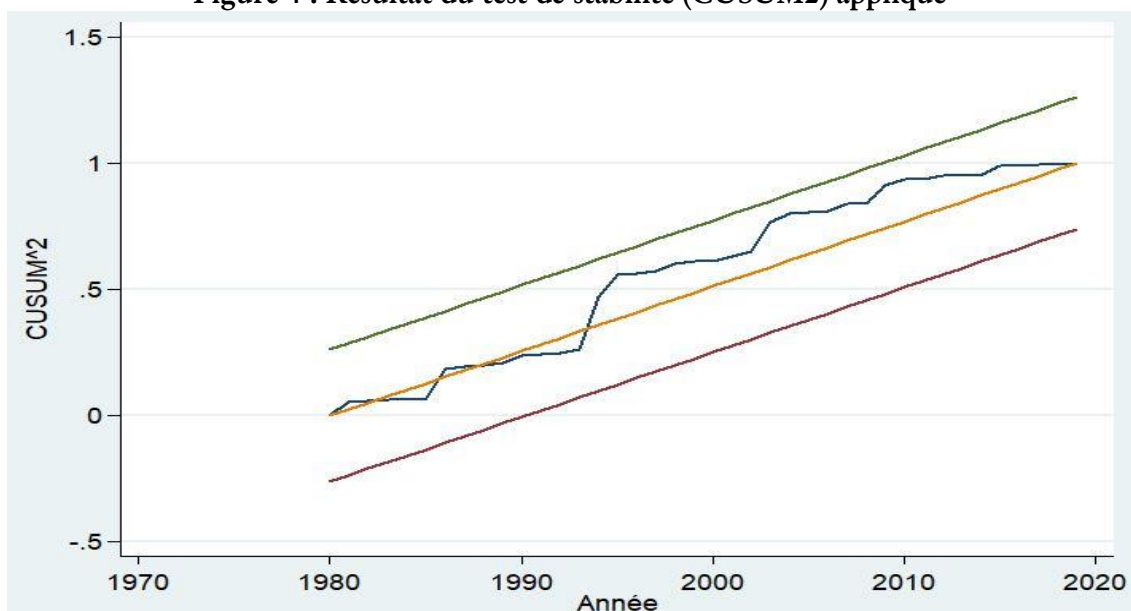


Figure 4 : Résultat du test de stabilité (CUSUM2) appliqué



Conclusion

Cet article enrichit la littérature empirique concernant l'impact du secteur agricole sur la croissance et le développement économique des pays en voie de développement et particulièrement celui du Sénégal. En nous appuyant sur données macroéconomiques, nous analysons la relation de causalité qui peut exister entre la production agricole mesurée par la valeur ajoutée agricole et la croissance du PIB. Nous avons également inclus d'autres variables de contrôle telles que le niveau des investissements mesuré par la formation brute de capital fixe, la balance des paiements et le niveau d'inflation. Dans un premier temps, nous nous sommes intéressés aux relations de cointégration c'est-à-dire aux relations de long terme qui peuvent exister entre ces variables. Les résultats des différents tests effectués suggèrent le recours à une procédure auto régressive à retards échelonnés (ARDL). Dans une seconde étape, nous utilisons cette procédure pour estimer les effets marginaux de court terme et de long terme de ces différentes variables sur la croissance du PIB au

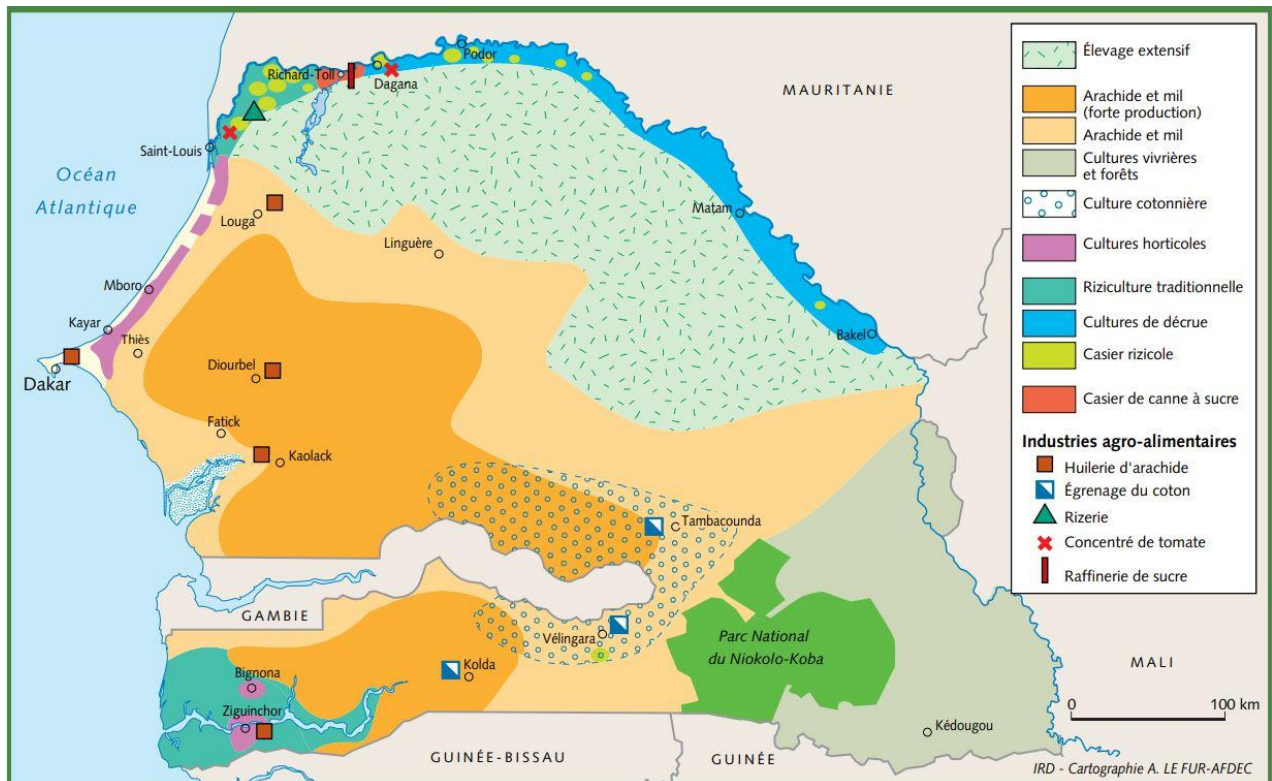
Sénégal. Nos résultats confirment l'hypothèse selon laquelle l'agriculture est un des leviers sur lesquels les pouvoirs publics peuvent s'appuyer pour agir sur la croissance économique. Conformément aux résultats trouvés par certains auteurs, nous constatons que l'impact de la production agricole sur le PIB est positif et significatif aussi bien à court terme qu'à long terme. Malgré sa faible contribution dans la formation du PIB au cours de ces dernières décennies (14,4% en moyenne), la production agricole agit significativement sur la croissance économique. A court terme, nous observons qu'une augmentation de 1% de la production agricole conduit à une hausse du PIB de 0,26%. A long terme, cet effet marginal s'élève à 0,55%. Par ailleurs, les pouvoirs publics peuvent agir sur la croissance économique en agissant sur d'autres indicateurs macroéconomiques tels que l'investissement, la balance des paiements et le niveau des prix. En favorisant l'investissement, ces derniers peuvent accroître la formation du PIB aussi bien à court terme qu'à long terme. Même si l'investissement agit globalement sur la croissance économique, il peut être intéressant de quantifier l'impact de l'investissement dans le secteur agricole sur la croissance économique. Au Sénégal, différents programmes de relance de l'activité agricole ont été mis en œuvre. Des mesures d'accompagnement et de contrôle devront être également mises en place afin de garantir le financement du secteur agricole. Une comparaison des différents programmes qui ont été mis en œuvre au Sénégal pour relancer l'activité agricole serait également intéressante. Le niveau des prix et le solde de la balance commerciale ont également un impact sur la croissance économique. Leurs effets sur la croissance économique sont négatifs et dépendent de l'horizon temporel. Une augmentation du niveau des prix de 1% est associée à une baisse de 0,001% du PIB à court terme. L'élasticité associée au solde de la balance des paiements courants n'est significative qu'à long terme et s'élève à 0,02%.

Références

- Awoyemi, B. O., Afolabi, B., & Akomolafe, K. J. (2017), "Agricultural productivity and economic growth: impact analysis from Nigeria", *Scientific Research Journal (SCIRJ)*, Volume V, 5(10), 1-7.
- Mondiale B. (2007), "L'agriculture au service du développement (Rapport sur le développement dans le monde 2008)", *Banque mondiale, Washington*.
- Barro, R. J. (1996), "Inflation and growth", *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, 78, 153-169.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time", *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 37, No. 2, 149-192.
- Bruno, M., & Easterly, W. (1996), "Inflation and growth: in search of a stable relationship", *Federal reserve Bank of st. louis Review*, 78(May/June 1996).
- Byerlee, D., De Janvry, A., & Sadoulet, E. (2009), "Agriculture for Development: Toward a New Paradigm", *Annual Review of Resource Economics*, vol. 1, 15-35.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, n° 366, 427-431.
- Engle, R., & Granger, C. (1987), "Cointegration and error correction representation : Estimation and testing", *Econometrica*, vol. 55, n°2, 251-276.
- Fei, J.C., & Ranis, G. (1964), "Development of the labor supply economy: theory and policy. *New Haven, CT: Yale University Press*.
- Fisher, S. (1993), "The Role of Macroeconomic Factors in Growth. *Journal of Monetary economics*, 32(3), 485-512.
- Gollin, D. (2010), "Agricultural Productivity and Economic Growth", *Handbook of Agricultural Economics*, vol.4, 3825.
- Gollin, D., Parente, S., & Rogerson, R. (2002), "The Role of Agriculture in Development", *American Economic Review*, vol. 92, n°2, 160-165.
- Hirschman, A. O. (1958), "The strategy of economic development", *New Haven, Yale University Press*.
- Ismail, A. A., & Kabuga, N. A. (2016), "Impact of agricultural output on economic growth in nigeria using ARDL econometric approach", *Nigerian Journal of Agricultural and Development Economics (NIJADE)*, Vol. 6, n°1, 127-128.
- Kenny, V. S. (2019), "The role of agricultural sector performance on economic growth in Nigeria", *Munich Personal RePEc Archive (MPRA)*.
- KibalaKuma, J. (2018), "ModélisationARDL,Test de cointégration aux bornes et Approche de TodaYamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels", *Cours License*.
- Kuznets, S. (1964), "Economic growth and the contribution of agriculture: notes for measurement", *Agriculture in economic development*, in C. EICHER and L. WITT, eds, *New York: McGraw-Hill*.
- Lapenu, C. (2008), "Evolutions récentes dans l'offre et les stratégies de financement du secteur rural: Echanges d'expériences et synthèse bibliographique", Rapport, CERISE.
- Lewis, W. A. (1955), *"The theory of economic growth"*, Routledge Library Editions.

- Oyakhilomen , O., & Zibah, R. (2014), "Agricultural Production and Economic Growth in Nigeria : Implication for Rural Poverty Alleviation", *Quarterly Journal of International Agriculture*, vol 53, No. 3, 207-223.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n° 3, 289-326.
- Phillips P. C. (1987), "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, vol. 55, No.2, March, 277-301.
- Ramde, F., & Lo, S. B. (2015), "*Le Role Du Secteur Agricole Dans L'Economie Du Senegal [The Role Of The Agricultural Sector In The Senegal Economy]*" (No. 81906), University Library of Munich, Germany.
- Romer, P. M. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, vol. 94, n°5, 1002-1037.
- Sossou, C. H. (2015), "Le financement de l'agriculture au Bénin : stratégies de gestion et d'adaptation des exploitations", Université de Liège.
- Tiffin, R., & Irz, X. (2006), "Is Agriculture the Engine of Growth?", *Agricultural Economics*, vol. 35, n°1, 79-89.
- Timmer, C. P. (1988), "The Agriculture Transformation", *Handbook of Development Economics*, Vol. 1, 275-331.
- Yusuf, S. A. (2014), "Role of Agriculture in Economic Growth Development : NigeriaPerspective", *Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 55536*.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992), "Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis", *Business and Economic Statistics*, vol. 10, 251-270.

Annexe : Espace agricole du Sénégal



Source : Institut de Recherche pour le Développement (IRD)