

*Investissements Publics, Développement De L'agriculture
Durable Et Croissance Economique En République
Démocratique Du Congo. Evidence Empirique*
[Public Investment, Sustainable Agricultural Development, And
Economic Growth In The Democratic Republic Of Congo.
Empirical Evidence]

¹ Zahiga Pitie Jean-Baptiste, ² Kisula Ilunga Jacques, ³ Kuzanwa Olame Fabrice, ⁴ Ingama Mfusambulu Emmanuel, ⁵ Mugenya Muhemedi Bogus, ⁶ Musongo Simon Dido

¹.Economiste, Chercheur junior au Centre de Recherche en Sciences Humaines (CRESH). Diplôme d'Etudes Approfondies en cours à l'Université Pédagogique Nationale (UPN).
(Tél.+243 89 73 90 907.E-mail : Zahigajb2013@gmail.com)

².Economiste, Diplôme d'Etudes Approfondies en cours à l'Université Pédagogique Nationale (UPN).
(Tél.+243 82 09 99 902. E-mail : kisulajacques5@gmail.com)

³. Economiste, Chercheur junior au Centre de Recherche en Sciences Humaines (CRESH). Diplôme d'Etudes Approfondies en cours à l'Université Pédagogique Nationale (UPN). (Tél.+243 81 31 52 065. E-mail :
fkuzanwa9@gmail.com

⁴. Economiste, Diplôme d'Etudes Approfondies en cours à l'Université Pédagogique Nationale (UPN).
(Tél.+243 82 35 09 053. E-mail : emmaingms@gmail.com)

⁵. Economiste, Chercheur attaché au CREDE, Diplôme d'Etudes Approfondies en cours à l'Université Pédagogique Nationale (UPN). (Tél.+243 82 161 83 85. E-mail : bogusmugenya@gmail.com)

⁶. Chef de Travaux et Doctorant en Economie Publique et Développement à l'Université Pédagogique Nationale (UPN). (Tél.+243 82 19 22 767. E-mail : musongosimon@gmail.com)
Auteur correspondant : Zahiga Pitie Jean-Baptiste



Résumé : Le développement de l'agriculture durable constitue un levier essentiel pour lutter contre la pauvreté, créer des emplois, assurer la sécurité alimentaire et améliorer la nutrition. Cette étude a pour objectif d'analyser, à l'aide d'une approche économétrique, le lien entre l'investissement public, le développement de l'agriculture durable et la croissance économique en République Démocratique du Congo. L'analyse repose sur le modèle ARDL, le test de cointégration de Pesaran et al., (2001), et le test de causalité de Toda-Yamamoto (1995). Les résultats révèlent que l'aide publique au développement, l'investissement direct étranger et la formation brute de capital fixe sont les principaux déterminants du développement de l'agriculture durable. Toutefois, une relation négative et significative est observée entre l'aide publique au développement, la formation brute du capital fixe, le poids de l'agriculture et la croissance du produit intérieur brut par habitant, tant à court qu'à long terme. Cette situation s'explique d'une part, par l'insuffisance des investissements publics en faveur de l'agriculture et d'autre part, par la faible contribution du secteur agricole à l'économie nationale. De ce fait, l'étude souligne la

nécessité de renforcer les politiques publiques d'appui à l'agriculture pour en faire un véritable moteur de développement économique et de lutte contre la pauvreté.

Mots clés : Investissements publics, Développement de l'agriculture durable, Croissance économique, RD Congo

Abstract: The development of sustainable agriculture is a key lever for combating poverty, creating jobs, ensuring food security, and improving nutrition. This study aims to analyze, using an econometric approach, the link between public investment, the development of sustainable agriculture, and economic growth in the Democratic Republic of Congo. The analysis is based on the ARDL model, the cointegration test of Pesaran et al. (2001), and the Toda-Yamamoto causality test (1995). The results reveal that official development assistance (ODA), foreign direct investment (FDI), and gross fixed capital formation (GCF) are the main drivers of sustainable agricultural development. However, a significant negative relationship is observed between ODA, GCF, the share of agriculture, and per capita GDP growth, both in the short and long term. This situation stems, on the one hand, from insufficient public investment in agriculture and, on the other hand, from the agricultural sector's limited contribution to the national economy. Therefore, the study highlights the need to strengthen public policies supporting agriculture to make it a genuine driver of economic development and poverty reduction.

Keywords: Public investment, Sustainable agricultural development, Economic growth, Democratic Republic of Congo

I. INTRODUCTION

L'agriculture durable constitue un levier stratégique de développement socio-économique, essentiel à la réalisation de l'objectif 1 : « *éliminer la pauvreté sous toutes ses formes et partout dans le monde* », ainsi que de l'objectif 2 : « *éliminer la faim, assurer la sécurité alimentaire, améliorer la nutrition et promouvoir l'agriculture durable* », qui figurent parmi les priorités des Objectifs de Développement Durable (ODD) (JICA-RDC, 2016). Le développement de l'agriculture durable peut, conjointement avec d'autres secteurs, accélérer la croissance économique, réduire la pauvreté et préserver l'environnement. En effet, l'agriculture durable contribue au développement économique en tant qu'activité productive, moyen de survie et source de services environnementaux (Berthelier, P. et Lipchitz, A., 2005). Elle constitue ainsi un outil unique de développement socio-économique (Banque Mondiale, 2008).

Selon Vorley, B., (2001), l'agriculture durable englobe les trois dimensions du développement durable : économique, social et écologique. En d'autres termes, elle applique les principes du développement durable à la production agricole. Par conséquent, promouvoir l'agriculture durable et le développement rural implique de préserver les ressources naturelles, d'assurer l'équité sociale et de garantir la performance économique. Cette approche vise à favoriser un développement durable de l'agriculture, de la pêche et de la sylviculture, en valorisant la terre, l'eau, la biodiversité et les ressources génétiques, selon des pratiques non-dégradantes, techniquement appropriées, économiquement viable, socialement équitable et écologiquement saine, afin de répondre aux besoins actuels sans compromettre ceux des générations futures.

L'agriculture durable est donc celle qui « *résistante aux crises et aux chocs, tout en combinant productivité, stabilité et équité* ». D'après la Fédération Internationale des Producteurs Agricoles (IFAP), le concept de l'agriculture durable doit désormais être élargi pour inclure la durabilité non seulement économique, mais aussi écologique, social et éthique (Vorley, B., 2001). Rosegrant, M-W., et Hazel, P. B-R., (2001) estiment qu'une croissance économique ciblant le secteur agricole et augmentant les revenus des agriculteurs familiaux pauvres ainsi que des travailleurs sans terre est particulièrement efficace pour réduire la pauvreté sous toutes ses formes.

Les recherches montrent que l'investissement dans l'agriculture est plus apte à réduire la pauvreté, notamment chez les plus démunis, que celui réalisé dans d'autres secteurs. Cela rejoint la vision des partisans des écoles physiocrate et classique, selon laquelle la richesse d'une nation découle du travail fourni dans l'agriculture, tandis que l'industrie et le commerce sont considérés comme des secteurs stériles, ne faisant qu'exploiter, transformer ou redistribuer les biens sans les multiplier (Wasmer, E., 2012). Dans les pays à faible revenu mais riches en ressources naturelles et agricoles, comme la République Démocratique du Congo,

investir dans l'agriculture durable permet de réduire la pauvreté avec un succès 3,2 fois supérieur, du moins lorsque les sociétés sont relativement égalitaires (Christiansen, L., et al., 2010).

Toutefois, étant donné la diversité du secteur agricole, tous les investissements publics comme privés n'aboutissent pas nécessairement à cette finalité. Pour que les populations rurales pauvres bénéficient pleinement du développement de l'agriculture durable, certaines conditions doivent être réunies : (i) une distribution plus équitable des terres et de l'accès aux ressources naturelles; (ii) un ciblage de la recherche publique sur les problématiques des agriculteurs familiaux pauvres et les petits producteurs, ainsi que des grandes exploitations à vocation commerciale; (iii) l'adaptation et la rentabilité des nouvelles technologies, quelle que soit la taille des exploitations; (iv) l'accès aux intrants agricoles modernes et une rémunération équitable des produits à travers garantis à toutes des marchés fonctionnels (intrants, crédits, produits); (v) la possibilité, pour la main d'œuvre rurale, de migrer vers d'autres zones agricoles ou de se diversifier dans des activités rurales non agricoles; (vi) l'absence de discrimination des politiques publiques à l'égard de l'agriculture, en particulier des exploitations familiales (Rosegrant, M-W., et Hazel, P. B-R., 2001).

Pour que l'investissement agricole bénéficier de ces conditions favorables, il est impératif que les pouvoirs publics mettent en place des politiques économiques et sociales inclusives étant donné que l'investissement public permet aux pays de produire des biens collectifs (recherche, vulgarisation agricole, infrastructures, services), de réglementer efficacement et d'instaurer des incitations favorables à la gestion durable des ressources naturelles et à la protection des droits fonciers (Rosegrant, M-W., et Hazel, P. B-R., 2001). Il doit également appuyer des politiques assurant l'accès à la santé, à l'éducation et à la protection sociale pour les populations rurales, en particulier les plus vulnérables, car l'état de santé et le niveau d'instruction des agriculteurs influencent positivement leur productivité (Rosegrant, M-W., et Hazel, P. B-R., 2001).

La République Démocratique du Congo s'est engagée depuis 2001 dans la mise en œuvre de plans stratégiques pour la croissance économique et la réduction de la pauvreté. Les trois premiers plans quinquennaux (DSRP 1, DSCR 1 et 2), élaborés entre 2001 et 2015, ont permis au pays d'atteindre le point d'achèvement de l'Initiative pour les Pays Pauvres Très Endettés (I-PPTE) en 2010, entraînant l'annulation de plus de 90% de sa dette extérieure. Par ailleurs, ce cadre stratégique a favorisé la stabilisation macroéconomique et la consolidation de la croissance économique (PMA, 2019). En 2016, le gouvernement a élaboré un nouveau cadre stratégique à plus long terme : le Plan National Stratégique de Développement (PNSD), couvrant la période 2017-2050. Il s'articule autour de sept plans quinquennaux, organisés en trois séquences, intégrant les priorités des ODD et la Vision Afrique 2063 (PNSD, 2016).

La première séquence, correspondant plan quinquennal 2017-2021, visait à faire accéder la République Démocratique du Congo au statut de pays à revenu intermédiaire en 2021, avec un PIB par habitant de 1 050 dollars américains (contre 497,3 en 2015 ; 471,3 en 2016 ; 467,1 en 2017 ; 557,8 en 2018 ; 581 en 2019 ; 544 en 2020, 600 en 2021 et 656,3 en 2022, en parité de pouvoir d'achat), l'objectif qui n'a pas été atteint. Ce plan visait principalement la modernisation de l'agriculture, notamment par la mise en place de parcs agro-industriels, l'élargissement de la chaîne de valeur du secteur extractif, et des investissements stratégiques et la connectivité (PNSD, 2016). Le constat aujourd'hui est que, malgré la volonté affichée des autorités de faire accéder les pays au statut de pays à revenu intermédiaire en 2021, cet objectif n'a pas été atteint. De même, la vision des nouvelles autorités issues des élections de 2018, celle de construire une économie diversifiée, inclusive et à revenu intermédiaire n'a pas été réalisée en 2023, en raison des multiples contraintes politiques, économiques, sociales, sécuritaires, etc.

La deuxième séquence (2021-2030) vise l'atteinte du statut de « pays émergence » d'ici 2030, avec un PIB par habitant de 4 000 dollars américains. Pour y parvenir, le gouvernement projette une industrialisation intensive, la création de parcs industriels autour des pôles agro-industriels, et l'émergence de sept « pôles de développement » à travers le territoire. Des investissements importants sont également prévus pour valoriser le capital humain et accélérer la transformation structurelle (PNSD, 2016). La dernière séquence ambitionne de faire de la République Démocratique du Congo un : « pays développé » à l'horizon 2050, avec un taux de croissance annuel de 8,5% et un PIB par habitant de 12 000 dollars américains. L'économie de la République Démocratique du Congo serait alors portée par l'innovation, les parcs scientifiques et technologiques, et l'amélioration des conditions de vie de sa population (PNSD, 2016).

Il convient de souligner que la mise en œuvre de l'agriculture durable comme moteur de croissance économique et de développement se heurte à deux grandes contraintes : (i) la gestion de l'économie politique des réformes agricoles, notamment pour corriger distorsions engendrées par l'intervention publique, le sous-investissement ou les investissements non pertinents ; (ii) le renforcement de la gouvernance en matière d'exécution des politiques agricoles, surtout dans des pays comme la République Démocratique du Congo où la gouvernance a un score très faible.

Cette étude vise à analyser, à travers une approche économétrique, la relation entre l'investissement public, le développement de l'agriculture durable et la croissance économique en République Démocratique du Congo. De manière spécifique, il s'agit de :

- Identifier l'existence d'une relation de long terme entre l'investissement public, le développement de l'agriculture durable et la croissance économique, et ;
- Evaluer le lien de causalité entre l'investissement public, la valeur ajoutée de l'agriculture et la croissance économique.

II. REVUE DE LA LITTÉRATURE

La problématique de la relation entre l'investissement public et la croissance économique a suscité l'intérêt de nombreux chercheurs. Malheureusement, les résultats obtenus par ces différents chercheurs sont mitigés, car les conclusions de leurs recherches dépendent des échantillons et des indicateurs utilisés. Selon Devarajan, S., et al. (1996), l'investissement public aurait un impact négatif sur la croissance du produit intérieur brut par habitant. Ils attribuent ce résultat qui, du reste, est contraire aux prédictions de la théorie économique à la faible productivité de l'investissement public. Par ailleurs, Abou, B. N., (2007) démontre, quant à lui, l'existence d'un lien positif entre le volume des dépenses publiques d'investissement et la croissance économique, d'une part, et d'autre part, entre l'augmentation de l'activité économique et l'accroissement du ratio des dépenses publiques d'investissement par rapport aux dépenses totales des États de l'UEMOA.

Diagne, S. Y., et Fall, A., (2007) soulignent, dans leur étude, que les investissements publics jouent un rôle essentiel dans l'accroissement de la productivité des entreprises au Sénégal, notamment en réduisant les coûts de production. Dabla-Norris et al. (2011) de précisent, quant à eux, que le lien entre les dépenses publiques et la croissance économique est affaibli en raison de l'inefficacité des investissements publics. Pour Calderon, C., et Servén, L., (2008, 2010), la corrélation entre l'investissement public et la croissance économique n'est positive que lorsque la qualité et la quantité des infrastructures sont prises comme indicateurs (*ou proxy*) de l'investissement public. Ces auteurs soutiennent que l'utilisation des investissements publics comme approximation du stock de capital dans les modèles de croissance peut poser problème. Ils ajoutent que, dans les pays en développement, les investissements publics réalisés dans un contexte de corruption ont un effet négatif sur la croissance économique (Dabla-Norris et al., 2011).

Enfin, Kouakou Kouakou, P-A., (2022), souligne, dans ses travaux, l'existence d'une relation positive entre les investissements nationaux (FBCF), la production agricole et le produit intérieur brut à court et long terme en Côte d'Ivoire. Toutefois, il montre que l'aide publique au développement (APD) a un effet négatif sur la production agricole et la croissance économique ivoirienne, aussi bien à court qu'à long terme. Il indique par ailleurs que l'investissement direct étranger (IDE) n'a aucun effet sur le développement agricole et la croissance économique de la Côte d'Ivoire. Il conclut en recommandant aux autorités ivoiriennes d'investir davantage dans le secteur agricole afin de stimuler le développement économique de la Côte d'Ivoire.

III. MÉTHODOLOGIE

Dans ce point, seront présentés successivement : les données utilisées, leur description statistique, leur traitement préalable à l'aide du test de racines unitaires, ainsi que la stratégie d'estimation du modèle empirique.

3.1. Présentation des données, Choix des variables et Signes attendus

Les données utilisées dans de cette étude proviennent principalement des bases des données de la Banque Mondiale (*World Development Indicators*) et du Fonds Monétaire International (*WorldEconomicOutlook IMF*). Ces données sont de fréquence annuelle et couvrent la période de 1989 à 2022. Le choix de cette période s'explique à la fois par la volonté d'éviter des séries présentant des données manquantes et par la disponibilité effective des informations statistiques. Dans le souci de mesurer l'effet

des investissements publics sur l'accroissement continu et soutenu de la production réelle à travers le développement de l'agriculture durable, le taux de croissance économique du produit intérieur brut par habitant a été retenu comme variable dépendante.

Etant donné que le développement de l'agriculture durable nécessite des ressources importantes de la part des pouvoirs publics et qui peuvent être d'origine interne ou externe ; les variables suivantes ont été choisies comme variables indépendantes : qui plus souvent sont de deux ordres (internes et étrangers), raison pour laquelle, la formation brute de capital fixe, l'aide publique au développement, l'investissement direct étranger et la valeur ajoutée de l'agriculture ont été choisis comme variables indépendantes.

Le tableau 1. Présente les variables et les signes attendus de chacune.

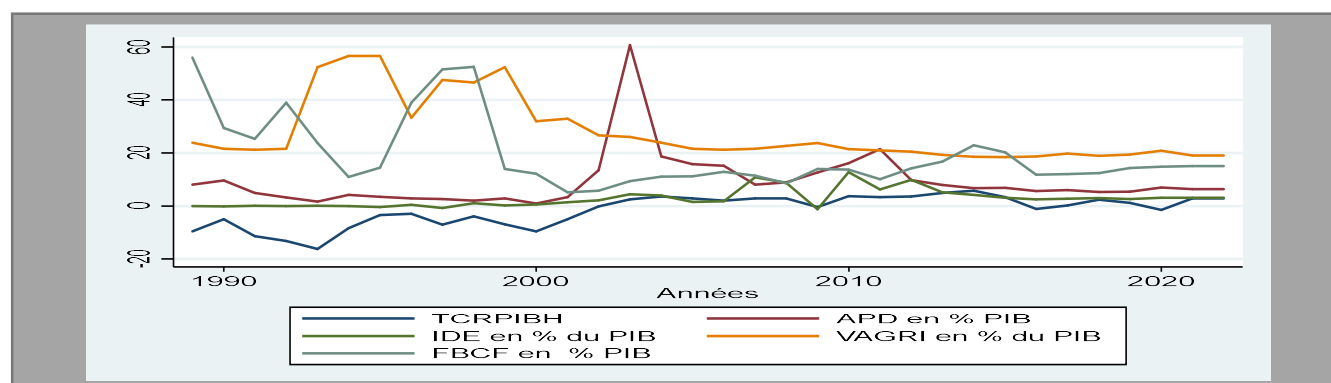
Notations des Variables	Description	Effet attendu
<i>Croissance du Produit Intérieur Brut par Habitant (CRPIBH) comme variable endogène</i>		
FBCF	Formation Brut du Capital Fixe en % du PIB	+
IDE	Investissement Direct Etranger en % du PIB	+/-
APD	Aide Publique au Développement en % du PIB	+/-
VAGRI	Valeur Ajoutée de l'Agriculture en % du PIB	+

Source : Auteurs, réalisé sur base de la théorie et des études empiriques.

3.2. Caractéristiques descriptives des variables du modèle

Avant de présenter les statistiques descriptives des variables retenues dans cette dissertation, il est important de visualiser l'évolution de ces variables dans le temps, au cours de la période analysée, comme le montre la figure ci-dessous :

Figure 1. Evolution des variables



Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

Ce graphique révèle une certaine instabilité globale des variables étudiées au cours de la période analysée, laissant présumer une non stationnarité en moyenne. Cette instabilité s'explique par les différentes crises d'ordre économique, politique et sanitaire (notamment la pandémie de Covid-19) qu'a connues la République Démocratique du Congo durant cette période.

Tableau 2. Statistiques descriptives des variables

Statistiques	APD	CRPIBH	FBCF	IDE	VAGRI
Moyenne	9.233956	-1.616377	19.13079	2.809041	27.64795
Médiane	6.535678	0.032456	14.11500	2.330082	21.59079
Maximum	60.60967	5.762182	55.95000	12.71601	56.54403
Minimum	0.934826	-16.19859	5.186000	-1.304135	18.37039
Ecart-Type	10.40608	5.760074	13.31121	3.409779	12.15896
Coef. d'applantiss.	3.708834	-0.851684	1.633593	1.368884	1.446934
Coef. d'asymétrie	18.70109	2.700019	4.597356	4.307341	3.563001
Jarque-Bera	427.1901	4.237892	18.73690	13.03972	12.31288
Probabilité J-B	0.000000	0.120158	0.000085	0.001474	0.002120
Somme	313.9545	-54.95683	650.4470	95.50741	940.0302
SCE	3573.457	1094.889	5847.215	383.6775	4878.732
Nbre d'observ.	34	34	34	34	34

Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

L'analyse descriptive des variables étudiées indique que celles-ci sont globalement volatiles, à l'exception de la variable CRPIBH (Coéf. Kurtosis=2,7<3). La variable APD est la plus volatile, avec un pic très élevé (Coéf. d'asymétrie = 18,7> 3), suivi des variables FBCF (Coéf. D'asymétrie = 4,6>3), IDE (Coéf. d'asymétrie = 4,3>3) et VAGRI (Coéf. D'asymétrie = 3,6>3). Par ailleurs, les résultats présentés dans ce tableau montrent une forte dispersion des valeurs autour de la moyenne pour l'ensemble des variables.

En outre, le test de normalité de Jarque-Bera indique que les variables APD, FBCF, IDE et VAGRI ne suivent pas une loi normale (c'est-à-dire qu'elles ne sont pas normalement distribuées), car les probabilités associées à leurs statistiques de Jarque-Bera sont toutes inférieures aux seuils de significativité de 1%, 5% et 10%. Seule la variable « *Croissance du Produit Intérieur Brut par Habitant (CRPIBH)* » présente une probabilité associée supérieure à ces seuils, ce qui suggère qu'elle suit une distribution normale. Dans ce contexte, nous utiliserons les tests de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), Phillips-Perron (PP) et d'Andrews et Zivot (AZ), qui prennent en compte les changements de régime ou les rupture structurelles.

3.3. Stationnarisation des données : Test de racine unitaire

Pour appliquer le test de racines unitaires à nos données, trois types de tests seront réalisés, à savoir : le test ADF, le test PP et le test AZ dans le seul but d'examiner l'ordre d'intégration de nos différentes variables et, ainsi, de déterminer la procédure d'estimation de notre modèle d'analyse.

Tableau 3. Test de racine unitaire sur les variables

Variables	En Niveau				En Différence Première				Décision
	ADF	PP	AZ	Date de Rupture	ADF	PP	AZ	Date de Rupture	
CRPIBH	-2,54 (0,31)	-2,41 (0,37)	-4,86 (0,49)	-	-3,68 (0,04)**	-6,33 (0,00)***	-6,66 (0,01)**	1993	I(1)
APD	-3,65 (0,04)**	-3,65 (0,04)**	-14,08 (0,01)**	2002	-	-	-	-	I(0)
IDE	-4,49 (0,00)***	-4,77 (0,00)***	-5,98 (0,01)**	2016	-	-	-	-	I(0)
FBCF	-3,57 (0,05)	-3,49 (0,06)	-6,49 (0,01)**	1998	-4,70 (0,00)***	-8,80 (0,00)***	-	-	I(1)
VAGRI	-3,00 (0,15)	-2,78 (0,21)	-5,40 (0,01)**	2002	-5,44 (0,00)***	-9,65 (0,00)***	-8,43 (0,01)**	1996	I(1)
Légende : *significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1 %									

Source : Réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

Les résultats du test des racines unitaires, présentés dans le tableau 3, indiquent que les variables APD et IDE sont stationnaires à niveau. Par conséquent, elles sont intégrées d'ordre 0. En revanche, les variables CRPIBH, FBCF et VAGRI sont toutes stationnaires en différence première et donc intégrées d'ordre 1. Au regard de ce qui précède, nous pouvons noter que les séries sont intégrées à des ordres différents, ce qui rend inefficaces le test de cointégration de Engle et Granger (*cas bivariée*) et celui de Johansen (*cas multivariée*), justifie le recours au test de cointégration aux bornes de Pesaran, M-H., et al., (2001), développé initialement par Pesaran, M-H., et Shin, Y., (1998). L'utilisation du test de cointégration aux bornes de Pesaran, M-H., et al. (2001) pour vérifier l'existence d'une ou plusieurs relations de cointégration entre les variables dans un modèle ARDL est équivalente à l'approche « *ARDL approach to cointegrating* ».

3.4. Spécification du modèle

Comme mentionné ci-haut, cette étude s'appuie sur la modélisation autorégressive à retards échelonnés, ARDL (*Auto Regressive Distributed Lad Model*), dite aussi « *Black Box (boîte noire)* », à laquelle est associé le test de cointégration aux bornes proposé par Mohammad H. Pesaran et al. (2001), ainsi que le test non séquentiel de causalité de Toda-Yamamoto (1995). Il sied de préciser également que l'approche « *ARDL Bound Testing* » est préférée à d'autres techniques de cointégration pour plusieurs raisons, à savoir:

- Elle convient mieux aux échantillons de petite taille, alors que la technique de cointégration de Johansen nécessite un grand échantillon pour obtenir un résultat valide ;
- Elle peut être appliquée si les variables utilisées sont toutes I (1), sont toutes I (0), ou sont mixtes.
- Elle fournit un estimateur convergent des coefficients de long terme, indépendamment du fait que les régresseurs sous-jacents soient purement I (0), I (1) ou mutuellement cointégrés ;
- Elle nécessite une forme réduite simple de l'équation, tandis que d'autres techniques exigent un système d'équations.
- Elle permet l'utilisation de retards différents pour les régresseurs, contrairement aux modèles VAR de cointégration, dans lesquels les retards mixtes ne sont pas autorisés.

Ainsi, dans le souci de mettre en évidence les mécanismes probables pouvant lier les variables analysées et de faire ressortir les relations possibles entre la croissance du produit intérieur par habitant (CRPIBH), l'Aide Publique au Développement (APD), l'Investissement Direct Étranger (IDE), la Formation Brute de Capital Fixe (FBCF) et la Valeur Ajoutée de l'Agriculture (VAGRI),

nous nous sommes inspirés dans le cadre de cette étude, de la formulation mathématique proposée par Paul-Alfred. Kouakou, K., (2022).

$$CRPIBH = f(APD, IDE, FBCF, VAGRI) \quad (1)$$

Cette formulation découle de la relation théorique existante entre la croissance économique, le développement de l'agriculture durable et les investissements publics.

La représentation mathématique du modèle autorégressif à retards distribués (ARDL) a estimé est la suivante :

$$\Delta CRPIBH_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta CRPIBH_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} \Delta APD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} \Delta IDE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} \Delta FBCF_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=0}^{q_4} \alpha_{5i} \Delta VAGRI_{t-i} + \beta_1 CRPIBH_{t-1} + \beta_2 APD_{t-1} + \beta_3 IDE_{t-1} + \beta_4 FBCF_{t-1} + \beta_5 VAGRI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Avec,

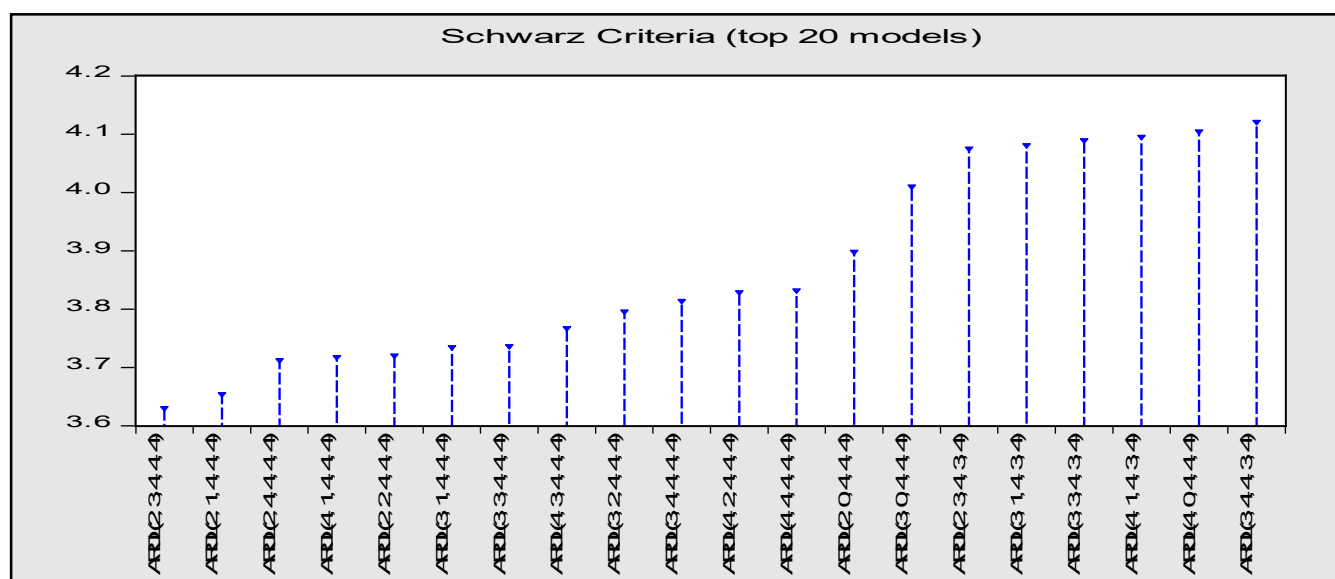
- CRPIBH : variable dépendante ;
- APD, IDE, FBCF et VAGRI : variables indépendantes ;
- Δ = l'opérateur de différentiation ;
- α_0 = la constante du modèle;
- $q_1, \dots, q_4$ = le nombre de retards des variables explicatives ;
- $\alpha_1, \dots, \alpha_5$ = les coefficients de la relation de court terme ;
- $\beta_1, \dots, \beta_5$ = les coefficients de la relation de long terme, et ;
- ε_t = la variable aléatoire.

Notons que la modélisation ARDL est une technique permettant de traiter conjointement les dynamiques de long terme (*les effets de long terme*) et les ajustements de court terme.

3.5. Choix du nombre de retard optimal

Pour tout modèle dynamique, on utilise le plus souvent les critères d'information d'Akaike (AIC), de Schwarz (SIC) et de Hannan et Quinn (HQ) afin de déterminer le décalage optimal (un décalage est dit optimal lorsque le modèle estimé présente la valeur minimale de l'un des critères mentionnés (Kalonda Kanyama, I., 2022)). Ainsi, dans le cadre de cette étude, le modèle ARDL (2, 3, 4, 4, 4) est considéré comme le plus optimal, c'est-à-dire, celui qui fournit des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres parmi les 19 autres présentés dans le graphique ci-dessous, car il offre la plus faible valeur du critère SIC.

Figure 2 : Détermination du modèle optimal



Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

IV. RÉSULTATS

Nous présentons, dans ce point, les résultats de nos analyses en suivant une procédure rigoureuse de modélisation autoRegressive à retards échelonnés (ARDL), telle que proposée par Pesaran, M-H., et al. (2001).

4.1. Test de cointégration aux bornes de Pesaran, M-H., et al., (2001)

Dans l'objectif d'analyser la relation de long terme et les interactions dynamiques de court terme entre les variables explicatives que sont l'aide publique au développement, l'investissement direct étranger, la formation brute de capital fixe et la valeur ajoutée de l'agriculture, nous appliquons la technique de cointégration ARDL, telle que développée par Pesaran, M-H., et al., (2001). Il convient de rappeler que le test de cointégration de Pesaran, M-H., et al., (2001) se déroule en deux étapes : la première consiste à déterminer le décalage optimal selon les critères d'information choisis (AIC, SIC et HQ) ; la seconde, utilise le test de Fisher pour vérifier les hypothèses suivantes :

- $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$, Absence de relation de cointégration (relation de long terme) ;
- $H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$, Existence d'une relation de cointégration (relation de long terme).

La procédure du test consiste à comparer la valeur de la statistique de Fisher obtenue aux valeurs critiques (bornes) simulées pour différents cas et seuils de signification par Pesaran et al., (2001). La borne supérieure correspond aux valeurs critiques pour les variables intégrées d'ordre 1, c'est-à-dire I (1), tandis que la borne inférieure concerne les variables I (0).

En conclusion, trois cas peuvent se présenter (:

- Si la valeur de la statistique de Fisher est supérieure à la borne supérieure, il y a une cointégration entre les variables considérées ;
- Si la valeur de la statistique de Fisher est inférieure à la borne inférieure, il n'y a pas de cointégration ;
- Si la valeur de la statistique de Fisher se situe entre les deux bornes, aucune conclusion ne peut être tirée.

Tableau 4. Résultats du test de cointégration aux bornes

Variables	CRPIBH APD IDE FBCF VAGRI				
F-stat calculée	Valeur			k	
	23,24246			4	
Les valeurs du seuil critique de Narayan (2004)					
1%		5%		10%	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
4,28	5,54	3,06	4,22	2,53	3,56

Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

Les résultats du test de cointégration aux bornes de Pesaran, M-H., et al., (2001), montrent que la valeur de la statistique de Fisher calculée (F-statistique calculée=23,24246) est largement supérieure aux bornes supérieures des différentes valeurs critiques asymptotiques proposées par Narayan, P. K., (2004) sans constante et sans tendance ; calculées pour un échantillon de taille 30 ; taille proche de celle de notre échantillon. Ces valeurs critiques sont donc les plus appropriées à utiliser, et la statistique F calculée est suffisamment élevée pour permettre de tirer une conclusion robuste. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse H_0 (absence de cointégration) et concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables.

4.2. Estimation du modèle ARDL

Après avoir identifié le modèle ARDL optimal (2, 3, 4, 4, 4) sur base du critère d'information Schwarz (SIC) et vérifié l'existence d'une relation de long terme ainsi que les interactions dynamiques de court terme des variables explicatives, à l'aide du test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001), nous présentons ci-dessous le modèle ARDL estimé, dont les résultats figurent dans le tableau suivant :

Tableau 5. Résultats du modèle ARDL (2, 3, 4, 4, 4).

Variables	Coefficients	Ecart-type	t-Stat.	Prob.
CRPIBH (-1)	-0,057979	0,146435	-0,395940	0,7025
CRPIBH (-2)	-0,596730	0,143906	-4,148974	0,0032
APD	-0,189067	0,029363	-6,438974	0,0002***
APD (-1)	0,054408	0,022085	2,463574	0,0391
APD (-2)	-0,017549	0,018393	-0,954153	0,3679
APD (-3)	0,025148	0,018706	1,344364	0,2157
IDE	0,159539	0,064485	2,474063	0,0385**
IDE (-1)	0,102416	0,069821	1,466833	0,1806
IDE (-2)	0,104840	0,074502	1,407204	0,1970
IDE (-3)	0,290725	0,067784	4,289406	0,0027
IDE (-4)	0,226767	0,065370	3,468995	0,0085
FBCF	0,148210	0,053985	2,275372	0,0252**
FBCF (-1)	-0,138679	0,057540	-2,410137	0,0425
FBCF (-2)	-0,129963	0,053670	-2,421512	0,0418
FBCF (-3)	-0,041802	0,058662	-0,712582	0,4964

FBCF (-4)	-0,131788	0,053867	-2,446533	0,0402
VAGRI	-0,479509	0,085918	-5,580976	0,0005***
VAGR (-1)	0,246877	0,069116	3,571940	0,0073
VAGRI (-2)	-0,044428	0,068226	-0,651180	0,5332
VAGRI (-3)	-0,309945	0,108558	-2,855121	0,0213
VAGRI (-4)	0,392263	0,071774	5,465287	0,0006
Constante	8,184504	1,825498	4,483435	0,0020***
R-Squared	0,992767	Mean dependent var		-0,527490
Adjusted R-squared	0,973780	S.D. dependent var		5,104982
S.E. of regression	0,826624	Akaike info criterion		2,601978
Sum squared resid	5,466462	Schwarz criterion		3,629523
Log likelihood	-17,02967	Hannan-Quinn criterion		2,930698
F-statistic	52,28752	Durbin-Watson stat.		2,563262
Prob. (F-statistic)	0,000002			

Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel EvIEWS 10.

Les résultats de ce tableau montrent que le modèle ARDL sélectionné sur la base du critère d'information de Schwarz (SIC) présente des variables statistiquement significatives au seuil de 1%, 5% et 10%, de manière individuelle. De plus, le modèle est globalement significatif, avec une qualité d'ajustement très élevée ($R^2=99\%$ et R^2 ajusté=97%). Cela signifie que les variables explicatives (APD, IDE, FBCF, VAGRI) expliquent 97% de la variation de la variable dépendante (CRPIBH).

Tableau 6. Résultats de la dynamique de court terme (CT) et le coefficient d'ajustement

Variable	Coefficient	Ecart-type	t-stat.	Prob.
D (CRPIBH(-1))	0,596730	0,089539	6,664472	0,0002
D (APD)	-0,189067	0,018046	-10,47714	0,0000***
D (APD(-1))	-0,007598	0,012845	-0,591522	0,5705
D (APD(-2))	-0,025148	0,012462	-2,018029	0,0783
D (IDE)	0,159539	0,044267	3,603984	0,0069***
D (IDE(-1))	-0,622359	0,079017	-7,876296	0,0000
D (IDE(-2))	-0,517519	0,067826	-7,630075	0,0001
D (IDE(-3))	-0,226767	0,046772	-4,848340	0,0013
D (FBCF)	0,148210	0,022369	6,625617	0,0002***
D (FBCF (-1))	0,308553	0,028499	10,65123	0,0000
D (FBCF (-2))	0,173590	0,033973	5,109694	0,0009
D (FBCF (-3))	0,131788	0,031132	4,233150	0,0029
D (VAGRI)	-0,479509	0,044015	-10,89413	0,0000***
D (VAGRI (-1))	-0,037891	0,032505	-1,165711	0,2773
D (VAGRI (-2))	-0,082318	0,035675	-2,307478	0,0499
D (VAGRI (-3))	-0,392263	0,036829	-10,65085	0,0000
CoIntEq (-1)*	-1,654710	0,109920	-15,05370	0,0000***

Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel EvIEWS 10.

Le coefficient d'ajustement, c'est-à-dire la force de rappel estimée associée au terme « CointEq (-1) » correspondant au résidu retardé issu de l'équilibre de long-terme est négatif et largement significatif, la probabilité qui y est associée étant inférieure à 1%, 5% et 10% (-1,657410, Prob. =0,0000). Ce coefficient exprime le degré selon lequel la variable « croissance du produit intérieur brut par habitant (CRPIBH) » est ramenée vers sa valeur cible de long-terme, traduisant ainsi un ajustement relativement rapide à cet équilibre.

Tableau 7. Résultats de l'estimation des coefficients de long terme (LT)

Variable	Coefficient	Ecart-type	t-Stat.	Prob.
APD	-0,076787	0,027210	-2,821972	0,0224**
IDE	0,534422	0,070256	7,606793	0,0001***
FBCF	-0,177688	0,047892	-3,710185	0,0060***
VAGRI	-0,117689	0,034090	-3,452266	0,0087***
Constante	4,946187	0,774627	6,385246	0,0002***
EC=CRPIBH+(-0,076787)*APD+0,534422*IDE-0,177688*FBCF-0,117689*VAGRI+4,946187				

Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

Il ressort de ce tableau sur l'estimation des coefficients de long terme qu'il existe une relation négative mais significative entre la croissance du produit intérieur brut par habitant, d'une part, et l'aide publique au développement, la formation brute de capital fixe et la valeur ajoutée de l'agriculture, d'autre part. En revanche, une relation positive et significative est observée entre l'investissement direct étranger et la croissance du produit intérieur brut par habitant.

Tableau 8. Résultats du test de causalité au sens Toda-Yamamoto entre variables

K	Dmax	Variables dépendantes (VD)	Variables causales ou explicatives/VC (Probabilités)				
			CRPIBH	APD	IDE	FBCF	VAGRI
4	1	CRPIBH	-	0,211 (0,900)	0,005 (0,998)	20,916 (0,000)***	11,014 (0,004)***
		APD	1,115 (0,573)	-	0,154 (0,926)	2,359 (0,308)	0,239 (0,888)
		IDE	1,230 (0,541)	0,655 (0,721)	-	1,252 (0,535)	0,492 (0,782)
		FBCF	0,278 (0,870)	0,056 (0,973)	0,472 (0,790)	-	1,276 (0,528)
		VAGRI	19,488 (0,000)***	0,188 (0,910)	3,048 (0,218)	27,218 (0,000)***	-

Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

Nous déduisons du tableau ci-dessus, les causalités suivantes au sens de Toda-Yamamoto :

- Une causalité bidirectionnelle entre la croissance du produit intérieur brut par habitant et la valeur ajoutée de l'agriculture en pourcentage du produit intérieur brut. En d'autres termes, le développement de l'agriculture durable a un impact sur la croissance économique, laquelle influence à son tour le développement de l'agriculture durable;
- Une causalité unidirectionnelle entre la formation brute de capital fixe et la valeur ajoutée de l'agriculture, c'est-à-dire que la formation brute de capital fixe influence le développement de l'agriculture durable qui, lequel impacte ensuite la croissance économique.

Tableau 9. Résultats des tests de diagnostic (robustesse) du modèle ARDL estimé

Tests de validation du modèle ARDL estimé		
Valeur de la statistique du test	Tests appliqués	Probabilité du test
0,202	Test d'Hétéroscédasticité	0,657
7,672	Test de Normalité des erreurs	0,073
0,579	Test d'autocorrélation des erreurs	0,589
1,540	Test Spécification du modèle	0,255

Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

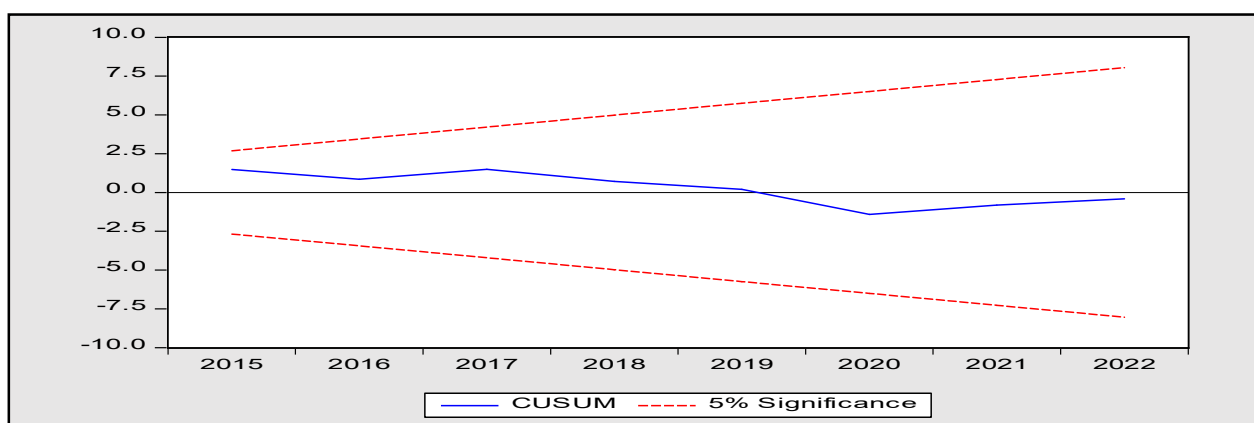
La validation du modèle estimé, étape cruciale de l'analyse économétrique, implique la vérification de plusieurs tests de robustesse, à savoir : le test d'hétéroscédasticité des erreurs, le test de normalité des erreurs, le test d'autocorrélation des erreurs, le test de spécification du modèle, ainsi que le test de stabilité des paramètres. Les résultats du tableau 9 ci-dessus confirment que les résidus issus de notre modèle suivent une loi normale (*bruits blancs gaussiens*), ne présentent pas d'hétéroscédasticité, ne sont pas autocorrélés, et que le modèle est correctement spécifié. En effet, les probabilités associées à ces tests sont toutes supérieures au seuil de significativité de 5% retenu.

Par ailleurs, l'un des critères les plus essentiels dans l'estimation d'un modèle est sa capacité à rester valable pour données autres que celles utilisées lors de l'estimation. C'est critère renvoie à la constance des paramètres, car la stabilité des coefficients d'un modèle joue un rôle fondamental dans la compréhension des mécanismes économiques et dans la réalisation de prévisions (Fodiyé Bakary, D., 2008).

C'est dans cette optique que nous avons eu recours au test de CUSUM carré, fondé sur la somme cumulée du carré des résidus récurrents. Ce test, dont l'hypothèse nulle postule la stabilité de la relation, est considéré comme l'un des plus pertinents. Il repose sur une bande délimitée par deux droites représentant les bornes de l'intervalle de confiance. Tant que la courbe cumulée reste à l'intérieur de ces bornes, l'hypothèse de stabilité des paramètres est confirmée.

L'application de ce test sur aux paramètres de notre modèle donne les résultats illustrés dans la figure ci-dessous :

Figure 3 : Résultat du test de stabilité des paramètres du modèle ARDL estimé



Source : Auteurs, réalisé à l'aide du logiciel Eviews 10.

Le résultat du test de stabilité des paramètres du modèle, basé sur le test de CUSUM carré (figure 3), indique que le modèle ARDL estimé est structurellement stable, car la courbe ne sort pas du corridor en pointillés. Cela signifie que les paramètres du modèle restent stables au cours du temps. En conclusion, les résultats des différents tests de diagnostic (robustesse) conduisent à la validation, sur le plan économétrique, de notre modèle ARDL (2, 3, 4, 4, 4).

V. DISCUSSION DES RÉSULTATS

Les résultats obtenus dans cette étude corroborent, à des degrés divers, ceux de Devarajan, S., et al. (1996) qui ont montré que l'investissement public a un impact négatif sur la croissance du PIB par habitant. Dans la même logique que Dabla-Norris et al., (2011), les investissements publics réalisés dans des contextes marqués par la corruption comme c'est le cas en République Démocratique du Congo, affectent négativement la croissance économique. De plus, à l'instar de Kouakou, P-A., (2022), l'étude révèle une relation négative, à court et à long terme, entre l'aide publique au développement, la formation brute de capital fixe, la valeur ajoutée de l'agriculture et la croissance du produit intérieur brut par habitant en République Démocratique du Congo. En revanche, l'étude indique qu'il y a une relation positive entre l'investissement direct étranger et la croissance du produit intérieur brut par habitant, contrairement au résultat de Kouakou Kouakou, P-A., (2022) qui conclut que l'investissement direct étranger n'a aucun effet sur la croissance économique dans son étude.

VI. LEÇONS A TIRER ET PERSPECTIVES DE POLITIQUES PUBLIQUES A METTRE EN ŒUVRE

6.1. Leçons à tirer

1°. L'efficacité des investissements dépend du contexte institutionnel : les résultats de l'étude indiquent que l'aide publique au développement et la formation brute de capital peuvent avoir des effets négatifs sur la croissance économique lorsque l'environnement est marqué par la corruption et le détournement des fonds. Cela suggère que les investissements, aussi importants soient-ils, ne produisent pas automatiquement des effets positifs sans un cadre de gouvernance sain ;

2°. L'agriculture est sous-exploitée comme moteur de croissance et de développement : la faible contribution de l'agriculture à la croissance du produit intérieur brut par habitant, malgré son poids dans l'économie, montre un sous-investissement public et privé dans ce secteur pourtant stratégique pour le développement socio-économique ;

3°. L'investissement direct étranger (IDE) a un effet positif potentiel : contrairement à l'aide publique au développement, l'investissement direct étranger (IDE) semble avoir un effet favorable sur la croissance du produit intérieur brut par habitant, ce qui souligne l'importance de l'attraction économique et de la stabilité politique pour attirer des capitaux privés productifs.

6.2. Perspectives de politiques publiques à mettre en œuvre

1°. Renforcer la gouvernance des investissements publics : il est impératif de mettre en place des mécanismes rigoureux de transparence, de lutte contre la corruption, le détournement des fonds, et de suivi des investissements pour garantir leur efficacité et leur impact sur le développement socio-économique ;

2°. Réorienter les investissements vers l'agriculture durable : une politique ciblée de soutien au secteur agricole, incluant des subventions à la production durable, des infrastructures rurales et un accès facilité au crédit, est nécessaire pour améliorer sa productivité et sa contribution au produit intérieur brut ;

3°. Favoriser un cadre attractif pour les investisseurs privés : la République Démocratique du Congo doit renforcer la sécurité juridique, la stabilité macroéconomique, l'agro-industrie et les services ruraux ;

4°. Mettre en place un système d'évaluation de l'impact des aides internationales : un cadre d'évaluation rigoureux permettrait de s'assurer que l'aide publique contribue effectivement aux objectifs de développement, tout en tenant compte des spécificités locales ;

5°. Encourager les partenariats public-privé (PPP) : ces partenariats peuvent mobiliser les ressources privées pour soutenir les priorités agricoles et de développement durable, en partageant les risques et les bénéfices.

VII. CONCLUSION

L'objectif de cette étude était d'analyser, sur base d'une approche économétrique, la relation entre l'investissement public (*aide publique au développement, investissement direct étranger et la formation brute du capital fixe*), le développement de l'agriculture

durable et la croissance économique en République Démocratique du Congo. Pour ce faire, nous nous sommes appuyés sur la modélisation autorégressive à retards échelonnés, ARDL (*Auto Regressive Distributed Lag Model*), également appelée « *Black Box (boîte noire)* », à laquelle est associée le test de cointégration aux bornes proposé par Mohammad H. Pesaran et al. (2001), ainsi que le test non séquentiel de causalité de Toda-Yamamoto (1995).

Les résultats de l'analyse révèlent que l'aide publique au développement, l'investissement direct étranger, la formation brute de capital fixe sont des variables déterminantes pour le développement de l'agriculture durable en République Démocratique du Congo. La relation négative et significative, à court et à long terme, entre l'aide publique au développement, la formation brute de capital fixe et la croissance du produit intérieur brut par habitant s'explique par le contexte national, marqué par la corruption et le détournement des fonds publics, qui limite l'impact positif des investissements sur la croissance économique, comme le soulignent Dabla-Norris et al., (2011). Par ailleurs, la relation négative entre la croissance du produit intérieur brut par habitant et le poids de l'agriculture dans l'économie congolaise s'explique par l'absence d'investissements publics et privés en faveur de ce secteur, ce qui freine sa contribution effective à l'économie nationale.

REFERENCES

- [1] Abou, B. N., (2007), « Structure des Dépenses Publiques, Investissement Privé et Croissance dans l'UEMOA », in *Document d'Étude et de Recherche no. DER/07/04*
- [2] Banque Mondiale, (2008), « L'agriculture au service du développement », *Rapport sur le développement dans le monde*, Washington
- [3] Berthelier, P. et Lipchitz, A., (2005), « Quel rôle joue l'agriculture dans la croissance et le développement ? », in *Revue Tiers Monde* 2005/3 (n°183) : 603 à 624
- [4] Calderon, C., Servén, L. (2010), « Infrastructure and economic development », in *Sub-Saharan Africa. Journal of African Economies*, 19: 13-87
- [5] Christiaensen, L., et al., (2010), « Role of Agriculture in Poverty Reduction. UNU-WIDER », *Working Paper* n° 2010/36.
- [5] Dabla-Norris et al., (2011), « Investing in public investment: an index of public efficiency », in *Journal of Economic Growth*, 17: 235-266.
- [6] Devarajan, S. et al., (1996), « The composition of expenditure and economic growth », in *Journal of Monetary Economics*, 37: 313-344.
- [7] Diagne, S.Y., et Fall, A. (2007), « Impact des infrastructures publiques sur la productivité des entreprises au Sénégal », *Document de travail n°02*, DPEE/DEPE.
- [8] Fodiyé Bakary, D., (2008), *Méthodes économétriques : cours, applications corrigées*, 5^{ème} é. Monteiro, Dakar.
- [10] JICA, (2016), « Développement agricole et rural », *Rapport annuel*, Japon
- [11] Kalonda Kanyama, I., (2022), « Séminaire sur les séries chronologiques », *notes de cours*, DEA 1, Economie quantitative, UPN-Kinshasa.
- [12] Kouakou Kouakou, P-A., (2022), « Investissements publics, développement agricole et croissance économique en Côte d'Ivoire: Liens de causalité selon l'approche économétrique », in *Revue Marocaine des Sciences Agronomiques et Vétérinaires*, 10(4), 497-502
- [13] Narayan, P. K., (2004), « Reformulating critical values for the bounds F - statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji », in *Department of Economics Discussion Papers* n°. 02/04, Monash University, Melbourne, Australia.

-
- [14] Pesaran., M.H., Shin, Y., et Smith, R.J., (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », in *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, n°3, pp. 289- 326
- [15] RDC, (2016), Plan National Stratégique de Développement, Kinshasa.
- [16] RDC, (2019), Rapport sur les Pays Moins Avancés, Kinshasa
- [17] Rosegrant, M-W., et Hazel, P. B-R., (2001), « Transforming the Rural Asian Economy: The Unfinished Revolution », in *Vision for Food, Agriculture, and the Environment*, pp. 69-72.
- [18] Vorley, B., (2000), « L’agriculture et le développement durable », in *cahier du réseau agriculture durable*, pp. 30-33.
- [19] Wasmer, E., (2012), *Principes de microéconomie*, éd. Pearson, Paris.