

# **Impact des dépenses publiques en R&D sur la production végétale au Burundi**

## **Impact of public R&D expenditure on crop production in Burundi**

**SINZINKAYO Pamela**

Doctorante,

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG)  
Université de Yaoundé II-Soa (Cameroun)  
Centre d'Études et de Recherche en Économie et Gestion (CEREG)  
**pamelasinzinkayo@gmail.com**

**KOBOU Georges**

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG)  
Université de Yaoundé II-Soa (Cameroun)  
Laboratoire d'Econométrie et d'Économie Appliquée (LE<sup>2</sup>A)  
**koge1@hotmail.com**

**MINANI Bonaventure**

Enseignant chercheur

Faculté d'Agronomie et d'Agribusiness  
Université de Ngozi (Burundi)  
Laboratoire d'Économie Rurale  
**bnminani@yahoo.fr**

**Date de soumission** : 15/06/2023

**Date d'acceptation** : 10/09/2023

**Pour citer cet article** :

SINZINKAYO.P et AL . (2023). « Impact des dépenses publiques en R&D sur la production végétale au Burundi.  
» Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 4 : Numéro 9 » pp : 392 – 408.

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

Attribution License 4.0 International License



## Résumé

Cet article analyse l'impact des dépenses publiques en R&D sur la production végétale au Burundi en tenant compte des facteurs de production tels que la terre, le travail et les fertilisants. La méthode ARDL a été utilisée pour estimer les données chronologiques allant de 1991 à 2016. À long terme, les résultats obtenus montrent qu'au Burundi, les dépenses publiques en R&D, les terres cultivées et la fumure organique influencent significativement la production végétale. Par ailleurs, la main-d'œuvre n'a pas eu d'effet significatif sur cette dernière. À court terme, aucun facteur n'a eu d'effet significatif sur la production végétale au Burundi. Ces résultats trouvés s'inscrivent dans la perspective de la théorie keynésienne, car ils montrent qu'un accroissement des dépenses publiques en R&D augmentent considérablement la production végétale. Par conséquent, il est recommandé au Gouvernement Burundais d'augmenter les ressources publiques consacrées à la R&D agricole.

**Mots clés :** impact ; dépenses publiques en R&D ; production végétale ; méthode ARDL ; Burundi

## Abstract

This article analyzes the impact of public R&D expenditures on crop production in Burundi. We also consider conventional factors such as land, labor, and fertilizers. The ARDL method was used to estimate time series data from 1991 to 2016. In the long term, the results show that public R&D expenditures, cropland and organic manure significantly influence crop production in Burundi. However, labor does not have a significant impact on crop production. In the short term, no factor had a significant effect on crop production in Burundi. These results support Keynesian theory because public R&D expenditures considerably increase crop production. Therefore, it is recommended that Burundian's government increases the public resources devoted to agricultural R&D.

**Keywords :** impact, public R&D expenditure ; crop production ; ARDL approach ; Burundi

## Introduction

L'insécurité alimentaire reste toujours préoccupante en Afrique de l'Est et Centrale où le taux de sous-alimentation était de 30,8% en 2015 et 26,5 % en 2018 (WHO, 2019). En général, dans les pays en développement, pour augmenter les chances d'assurer la sécurité alimentaire d'ici l'an 2030, c'est-à-dire accomplir l'ODD N° 2 (Nations, 2015), il est prescrit de procéder à l'augmentation de la production agricole de manière durable, ce qui permettrait d'avoir la nourriture en quantité suffisante (Mozumdar, 2012). En Afrique subsaharienne, pour améliorer la production agricole, le programme d'ASTI avance que les dépenses publiques en R&D agricole sont importantes par rapport aux autres types des dépenses (Gustafson, 2017). De plus, lors du sommet mondial de l'alimentation, l'investissement public en recherche agricole a été proposé comme un instrument moteur de la croissance agricole chez les petits agriculteurs (FAO, 1996).

Théoriquement, l'économiste britannique John Maynard Keynes [1883-1946] avait proposé aux gouvernements de stimuler les dépenses publiques via la politique budgétaire (Selvanathan et al., 2021) pour mettre fin à la baisse de la richesse et à la hausse du chômage au sein des pays (Wolff & Resnick, 2012). D'après la théorie keynésienne, l'accroissement des dépenses publiques contribue considérablement à la production dans tous les secteurs économiques dont l'agriculture (Ngobeni & Muchopa, 2022) qui reste l'un des leviers de la croissance économique. D'après Keynes, les dépenses publiques stimulent la croissance économique et elles sont considérées comme une variable exogène susceptible d'accélérer cette croissance (Ahmed et al., 2015 ; Fatai, 2015).

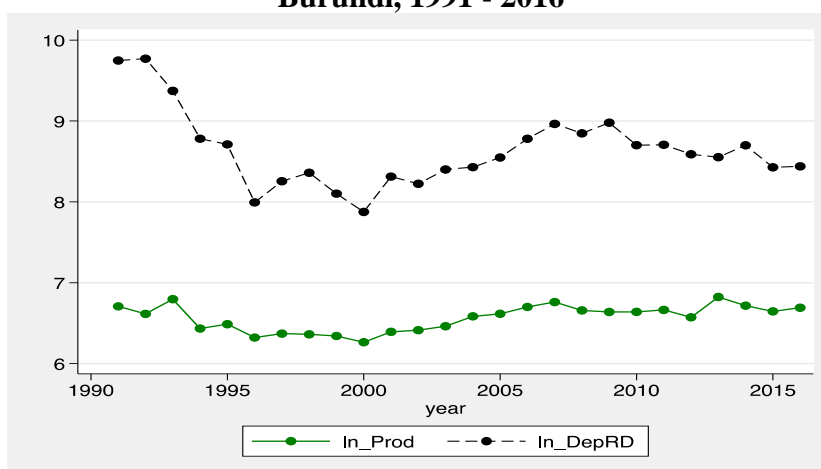
Empiriquement, dans les pays subsahariens, les preuves récentes sur l'impact des dépenses publiques en R&D sur la production agricole sont mitigées. Ce constat pourrait indiquer que la R&D agricole reste sous-financée dans ces pays en raison du faible budget consacré à l'agriculture. Adetutu & Ajayi (2020) ont découvert que dans 30 pays subsahariens y inclus le Burundi, la productivité agricole est influencée globalement par les dépenses nationales en R&D. Dans les pays membres de l'EAC, Laurence et al. (2018), Ouru & Mose (2021) et Mose (2019) font savoir que ces dépenses affectent significativement la production agricole. En revanche, en Afrique de l'Ouest, ces dépenses ne contribuent pas à l'amélioration de la production agricole au Mali (Maïga et al., 2021) et au Guinée (Madiou et al., 2020).

Selon la littérature tant théorique qu'empirique, les dépenses publiques en R&D peuvent constituer un levier du développement de l'agriculture dans les pays en développement. Au Burundi, pour appuyer le slogan du Président « que chaque bouche ait à manger et chaque poche

ait de l'argent », le Gouvernement a mis en place une politique dans le domaine de l'Environnement, de l'agriculture et de l'élevage centrée sur la R&D agricole (FIDA, 2020a). Cette stratégie vise à la mise en place des centres naisseurs, au développement des cultures en serres, à la protection des terres contre l'érosion, à la recherche agricole, etc. (Burundi-Eco, 2021).

La recherche agricole dans ce pays est menée principalement par l'Institut des Sciences Agronomiques du Burundi (ISABU) et les centres de recherche universitaires (Université du Burundi et Université de Ngozi) (Stads et al., 2019). Cette recherche est toujours confrontée à de nombreux défis notamment les infrastructures, les laboratoires, le personnel qualifié et le financement. Sur la période allant de 1991 à 2016, au Burundi, les dépenses publiques consacrées dans la R&D agricole ont chuté de 0,79 point de pourcentage (passant de 1,24 % à 0,45 %) (ASTI, 2022), et cette chute a été observée pendant les différentes périodes de crise politique qu'avait connu le pays, conduisant les bailleurs de fonds à se retirer de l'économie Burundaise (Stads & Ndimurirwo, 2011).

**Figure 1: Évolutions des dépenses publiques en R&D et la production végétale au Burundi, 1991 - 2016**



*Source : Acteurs, données d'ASTI (2022) et FAOSTAT (2022)*

La figure 1 montre qu'au Burundi, d'une manière générale, sur la période 1991 à 2016, les dépenses publiques en R&D agricole ont diminué ; il en est de même de la production végétale. Ces faits stylisés nous conduisent à l'interrogation suivante : les dépenses publiques en R&D n'exercent-elles pas une réelle influence sur la production végétale au Burundi ?

C'est à cette question que nous allons essayer de répondre dans la suite de l'article qui se décline autour des points suivants : la revue de littérature, le cadre méthodologique, l'analyse des résultats et la conclusion.

## 1. Revue de la littérature

Les preuves empiriques récentes sur l'impact des dépenses publiques en R&D sur la production agricole sont contradictoires. Dans les pays asiatiques, les dépenses publiques en R&D contribuent considérablement à la production agricole. Selon Gao et al. (2022), en Chine, ces dépenses ont une incidence positive à long terme sur la production agricole pour la période de 1986 à 2017. Ils ont abouti à ces conclusions via la modélisation ARDL (autorégressif à retards échelonnés). En appliquant la même méthode, Chandio et al. (2022) ont confirmé l'impact significatif et positif des dépenses nationales en R&D sur la production céréalière en Chine, que ce soit à long et à court termes, sur la période 1970-2017. En Indonésie, de 1975 à 2006, les estimations du modèle à correction d'erreur (MCE) à la Hendry ont montré que la recherche agricole financée par le Gouvernement affecte de manière significative et positive la productivité agricole (Warr, 2022).

Dans les pays européens et américains, les dépenses publiques en R&D jouent un rôle essentiel dans le secteur agricole. Les résultats via l'approche complémentaire basée sur les techniques économétriques et comptables révèlent qu'en Espagne, les dépenses publiques en R&D ont un effet significatif et positif sur la productivité agricole entre 1985 et 2015 (Guesmi & Gil, 2021). En prenant appui sur le modèle vectoriel à correction d'erreur (MVCE) appliqué aux données allant de 1953 à 2009 en Australie, il est établi qu'une hausse des dépenses publiques en R&D engendre une croissance importante de la productivité agricole à long terme (Khan et al., 2017). C'est dans la même mouvance qu'on retrouve un résultat similaire en République Tchèque, à savoir que les investissements publics en R&D impactent significativement la productivité agricole pour la période de 1975 à 2012 (Ratinger & Kristkova, 2015).

En revanche, dans les pays Africains, la contribution des dépenses publiques en R&D à la production agricole reste divergente. Ce constat pourrait indiquer que la R&D agricole dans ces pays reste sous-financée en raison du faible budget consacré au secteur agricole. Laurence et al., (2018) ont utilisé le modèle à effets fixes aléatoires pour procéder à une estimation sur les données de panel au cours de la période 2000-2014. Ils montrent que les dépenses nationales en R&D influencent significativement la croissance économique agricole dans les pays membres de l'EAC. Similairement, l'étude ayant utilisé les données de panel (2001 à 2015) et la méthode MCO conclut que les dépenses publiques en R&D affectent significativement la croissance agricole au Burundi, au Kenya, au Rwanda, en Ouganda et en Tanzanie (Ouru & Mose, 2021). De plus, les résultats issus de l'estimation d'un modèle à effets aléatoires ont

révélé que les dépenses publiques en R&D ont une relation significative et positive avec la croissance du secteur agricole dans les pays de l'EAC, sur la période 2000-2014 (Mose, 2019). À l'aide des données trimestrielles de 2007-2017, Nakalule (2021) a découvert qu'en Ouganda, l'augmentation des investissements publics en R&D entraînerait un accroissement de la productivité agricole. Adetutu & Ajayi (2020), après avoir estimé les données de panel de 1981 à 2011 via la méthode d'Analyse par la Frontière Stochastique, admettent que la productivité agricole dans 30 pays subsahariens est influencée globalement par les dépenses nationales en R&D. À l'inverse, au Mali, les résultats obtenus grâce à la modélisation ARDL ont montré que les dépenses nationales en R&D influencent négativement la croissance agricole sur la période 2000 à 2019 (Maïga et al., 2021). À l'aide d'une approche par le processus ARMA (autorégressif et moyennes mobiles), Madiou et al. (2020) révèlent que les dépenses publiques en R&D n'ont pas eu d'impact significatif sur la production agricole en Guinée au cours de 30 ans.

Eu égard aux résultats des études empiriques sus évoquées, nous constatons que les impacts des dépenses publiques en R&D sur la production agricole sont mitigés. De plus, aucune étude de ce genre n'est spécifique pour le cas du Burundi. Par conséquent, nous analysons l'impact des dépenses publiques en R&D sur la production végétale au Burundi pour vérifier l'hypothèse keynésienne selon laquelle les dépenses publiques constituent un outil moteur de la croissance de la production des secteurs économiques y inclus le secteur agricole. Nous formulons alors l'hypothèse à tester comme suit :

*H<sub>0</sub> : Les dépenses publiques en R&D permettent d'accroître la production végétale au Burundi*

## **2. Cadre méthodologique**

### **2.1. Sources des données**

Nous avons compilé les données de séries chronologiques provenant de deux sources à savoir le FAOSTAT et l'ASTI sur une période de 1991 à 2016. Le FAOSTAT fournit les données sur l'indice de la production végétale brute et les facteurs de production comme la fumure organique, la main-d'œuvre, les terres cultivées. En outre, l'ASTI nous a fourni les données sur les dépenses publiques en R&D agricole sur le Burundi.

### **2.2. Méthodes**

#### **2.2.1. Analyse documentaire**

Pour mener notre analyse documentaire, nous avons consulté les livres, les articles, les différents rapports,...cadrant avec notre thématique.

### 2.2.2. Spécification du modèle empirique

Compte tenu de la nature de données, nous optons pour une approche économétrique prenant appui sur la fonction de production de type Cobb-Douglas. Pour modéliser économiquement l'impact des dépenses publiques en R&D sur la production végétale, nous nous appuyons sur le modèle néoclassique de croissance de Solow [1956]. Ce modèle fait intervenir quatre variables qui sont le travail, le capital, la technologie et la production. Solow suppose que « le progrès technique » est neutre au sens de Harrod. En outre, les dépenses publiques en R&D sont couramment utilisées comme une approximation du progrès technologique (Guesmi & Gil, 2021). Dans cet article, la production végétale est fonction des terres cultivées, de la main-d'œuvre, des dépenses publiques en R&D et de la fumure organique, ce qui nous permet d'écrire :

$$Q_t = f(TC, MO, DRD, FO) \quad (1)$$

$$Q_t = K TC_t^{\alpha_1} MO_t^{\alpha_2} DRD_t^{\alpha_3} FO_t^{\alpha_4} \quad (2)$$

En procédant à la linéarisation de (2) par la fonction logarithmique, nous trouvons :

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TC_t + \alpha_2 \ln MO_t + \alpha_3 \ln DRD_t + \alpha_4 \ln FO_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Avec  $\alpha_0 = \ln K$  est une constante,  $\ln Q_t, \ln TC_t, \ln MO_t, \ln DRD_t, \ln FO_t$  sont des séries temporelles en logarithme naturel ;  $t$  est l'indice dénotant la période allant de 1991 à 2016.

#### 2.2.2.1. Description des variables retenues

Nous avons utilisé les variables suivantes :

##### (i) Variable dépendante

L'indice de la production végétale brute (**Q**) par rapport à l'année de référence 2014-2016 comme une approximation de la production végétale. Cet indice est constitué par la somme de l'indice de la production des céréales, des légumes et fruits primaires, des tubercules et racines, des cultures sucrières brutes, des oléagineux, des cultures textiles primaires, du coton non égrené et des arachides non décortiquées (FAOSTAT, 2022).

##### (ii) Variables indépendantes

Les dépenses publiques en R&D agricole (**DRD**) comprennent les frais des salariaux, les coûts d'exploitation et de programme, les immobilisations de tous les organismes environnementaux sans but lucratif et d'enseignement supérieur (ASTI, 2022). Elles sont exprimées en millions de devises locales (BIF) pour l'an de référence 2011.

Les terres cultivées (**TC**) sont définies selon Adetutu & Ajayi (2020) comme la somme des terres arabes, des terres affectées aux cultures permanentes et des terres de prairies et pâturages (en milliers d'hectares). La fumure organique (**FO**) est l'ensemble de la fumure des bovins,

ovins, crapins, poulets et des suidés uniquement (en tonnes du fumier appliqué aux sols) (FAOSTAT, 2022) car il n'y a pas des données disponibles sur la fumure végétale. La main-d'œuvre agricole (MO) représente le nombre de personnes en milliers employées en agriculture (FAOSTAT, 2022).

**Tableau N° 1 : Description des variables retenues**

Variables	Descriptions	Effets attendus	Sources
Q :	Indice de la production végétale brute	+	FAOSTAT (2022)
TC :	Terres totales cultivées (en milliers ha)	+	FAOSTAT (2022)
MO :	Main-d'œuvre agricole (en milliers)	+	FAOSTAT (2022)
DRD :	Dépenses publiques en R&D agricole (en millions BIF)	±	ASTI (2022)
FO :	Fumure organique utilisée (en tonnes)	±	FAOSTAT (2022)

*Source : Auteurs*

### 2.2.2.2. Méthode ARDL

La condition sine qua non pour toute étude sur les séries chronologiques est de s'assurer, si on veut procéder à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, que les séries sont stationnaires, et ce pour éviter des régressions fallacieuses. Donc, nous avons utilisé le test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) pour procéder au test de stationnarité. Ensuite, nous avons appliqué le modèle autorégressif à retards distribués ou échelonnés (ARDL). Ce modèle est approprié lorsque les séries sous l'étude sont soit stationnaires, soit non stationnaires, mais intégrées d'ordre un [soit I(0), soit I(1)] (Nasrullah et al., 2021). De plus, ce modèle est pertinent pour les analyses avec les données dont la taille de l'échantillon est petite (Kripfganz & Schneider, 2018; Suwandaru et al., 2021) comme dans notre cas où le nombre d'observations est égale à 26 ans. En suivant Kripfganz & Schneider (2018), nous spécifions le modèle ARDL (1, q<sub>1</sub>, q<sub>2</sub>, q<sub>3</sub>, q<sub>4</sub>) de façon suivante :

$$\ln Q_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \ln Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \ln TC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \ln MO_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \ln DRD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} \ln FO_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Où p et q<sub>1</sub>, q<sub>2</sub>, q<sub>3</sub>, q<sub>4</sub> sont les ordres des décalages optimaux pour la variable dépendante et les variables indépendantes.

Le modèle ARDL permet en outre estimer l'impact à long et court termes des variables indépendantes sur la variable dépendante. Selon Kripfganz & Schneider (2018), nous

reformolons le modèle ARDL ( $p, q_1, q_2, q_3, q_4$ ) (4) sous la forme du modèle à correction d'erreur (MCE) comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \ln Q_t = & \delta_0 - \alpha (\ln Q_{t-1} - \gamma_1 \ln TC_{t-1} - \gamma_2 \ln MO_{t-1} - \gamma_3 \ln DRD_{t-1} - \gamma_4 \ln FO_{t-1}) \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta \ln Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} w_{1i} \Delta \ln TC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} w_{2i} \Delta \ln MO_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_3-1} w_{3i} \Delta \ln DRD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4-1} w_{4i} \Delta \ln FO_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

Où,  $\alpha = 1 - \sum_{i=1}^p \delta_i$  est le coefficient du terme à correction d'erreur (ECT) avec un signe négatif après les estimations ;  $\gamma = \frac{\sum_{i=0}^q \beta_i}{\alpha}$  sont des coefficients de long terme ;  $\Delta$  représente l'opérateur de différence première.

De plus, le modèle ARDL permet de vérifier l'existence et/ou l'absence de la relation de long terme entre les séries considérées. Nous avons effectué le test de cointégration aux bornes sous les hypothèses suivantes :

$$H_0 : (\alpha = 0) \cap \left( \sum_{i=0}^q \beta_i = 0 \right) \text{ contre } H_1 : (\alpha \neq 0) \cap \left( \sum_{i=0}^q \beta_i \neq 0 \right)$$

Selon Kripfganz & Schneider (2018), l'hypothèse nulle (absence de la relation de long terme) est rejetée si la valeur de la statistique F est supérieure à la valeur de la borne supérieure ou si la valeur de t-statistique est inférieure à la valeur de la borne supérieure.

### 3. Résultats et discussions

#### 3.1. Statistiques descriptives

D'après les résultats du tableau 2, partant de l'année 1991 à 2016, la production végétale (en indice) au Burundi est en moyenne de 6,56 avec le maximum de 6,82 et le minimum de 6,26. La fourchette de la croissance de la production végétale est en moyenne de 0,56. Cette production est obtenue à partir en moyenne de 7,80 milliers ha de terres cultivées ; 8,27 tonnes de la fumure organique ; 4,50 milliers de main-d'œuvre et de 8,64 millions BIF des dépenses publiques en R&D agricole. Les écarts types (Std. dev.) pour toutes les séries sont inférieures à un. Ce qui implique que ces séries se sont écartées de la moyenne de 0,16 pour la production végétale ; 0,17 pour les terres cultivées ; 0,02 pour la main-d'œuvre ; 0,46 pour les dépenses publiques en R&D agricole et 0,48 pour la fumure organique.

**Tableau N° 2 : Statistiques descriptives**

Variables	lnQ	lnTC	lnMO	lnDRD	lnFO
Moyenne	6,56	7,80	4,50	8,64	8,27
Maximum	6,82	8,01	4,53	9,77	9,25
Minimum	6,26	7,53	4,46	7,88	7,73
Skewness	-0,28	-0,46	-0,59	0,91	0,87
Kurtosis	1,87	1,44	1,86	3,76	2,50
Std. Dev.	0,16	0,17	0,02	0,46	0,48
Jarque-Bera	1,72	3,54	2,91	4,25	3,52
Probabilité	0,42	0,17	0,23	0,12	0,17
Observations	26	26	26	26	26

*Source* : Auteurs, nos calculs sur le logiciel EViews12

### 3.2. Tests de racine unitaire

Les résultats du test de stationnarité ADF en niveau et en différence première sont reportés dans le tableau 3. Nous avons fait tous les tests au seuil de 5 %. La valeur de la probabilité de la série main-d'oeuvre est inférieure à 5 %. Nous rejetons l'hypothèse de racine unitaire. Cette série est alors stationnaire en niveau. Les séries production végétale, terres cultivées, dépenses publiques en R&D et fumure organique sont devenues stationnaires (les valeurs de la probabilité sont inférieures à 5 %) après une seule différenciation. Donc, elles sont intégrées à l'ordre un.

**Tableau N° 3 : Test de racine unitaire des séries via ADF**

Séries	Dickey-Fuller augmenté (ADF)			Constat
	Modèle	Niveau	Différence première	
lnQ	Constante	-1,1389 (0,6829)	-7,6467*** (0,0000)	I(1)
	Tendance et constante	-2,0533 (0,5442)		
	Aucun	0,0623 (0,6931)		
lnTC	Constante	-1,0215 (0,7294)	-4,9277*** (0,0006)	I(1)
	Tendance et constante	-2,3020 (0,4178)		
	Aucun	0,9254 (0,9001)		
lnMO	Aucun	-5,2670*** (0,0000)		I(0)
lnDRD	Constante	-2,6896 (0,0898)	-4,9136*** (0,0006)	I(1)
	Tendance et constante	-2,4172 (0,3625)		
	Aucun	-1,1131 (0,2338)		
lnFO	Constante	0,4726 (0,9821)	-3,8071** (0,0085)	I(1)
	Tendance et constante	-1,3867 (0,8399)		
	Aucun	1,9458 (0,9849)		

(\*\*\*) et (\*\*): significatif au seuil de 0,1 % et de 1 % ; (.): probabilités

*Source* : Auteurs, nos estimations sur le logiciel EViews12

Comme les séries considérées sous l'étude sont soit stationnaires, soit non stationnaires, mais intégrées d'ordre un [soit  $I(0)$ , soit  $I(1)$ ], nous appliquons la technique ARDL dans la suite de notre analyse.

### 3.3. Résultats issus de la technique ARDL

#### 3.3.1. Résultats des coefficients de long et court termes

Le modèle ARDL (1,2,0,0,1) sans constante et ni tendance a été pris en compte. Nous présentons d'abord l'équation de cointégration du modèle ARDL (1,2,0,0,1) estimé :

$$EC = \ln Q_{t-1} - (0,3241 \ln TC_{t-1} + 0,4102 \ln MO_{t-1} + 0,2865 \ln DRD_{t-1} + 0,1156 \ln FO_{t-1}) \quad (6)$$

En effet, le tableau 4 fournit les résultats des estimations des coefficients sur le long et court termes. Au Burundi, les dépenses publiques en R&D agricole ont une influence très hautement significative sur la production végétale. Ce qui implique qu'une hausse de 1 % des dépenses publiques en R&D au Burundi engendre un accroissement de la production végétale de 0,2865 % à long terme, toutes choses étant égales par ailleurs. En effet, la R&D met au point des nouvelles variétés performantes et plus productives ainsi que des nouvelles techniques culturales qui une fois adoptées par les agriculteurs peuvent stimuler la production agricole. En plus, la création des nouvelles variétés et l'adoption des technologies par les exploitants agricoles prennent beaucoup d'années. Ce qui justifie l'impact positif des dépenses publiques en R&D sur la production végétale au Burundi à long terme. Ouru & Mose (2021), Gao et al. (2022) et Adetutu & Ajayi (2020) ont abouti aux résultats semblables. En revanche, Maïga et al. (2021) ont trouvé que les dépenses nationales allouées en agriculture influencent négativement la valeur ajoutée agricole par travailleur au Mali.

En outre, les terres cultivées au Burundi ont des effets hautement significatifs sur la production végétale à long terme. Ce qui indique qu'un accroissement de 1 % des terres cultivées permet la production végétale d'augmenter de 0,3241 % à long terme, toutes choses égales par ailleurs. Cela se justifie par l'augmentation des superficies emblavées à travers l'aménagement des marais et l'intensification agricole. D'où l'accroissement de la production agricole à long terme. Similairement, Usman et al. (2021) et Chandio et al. (2022) ont démontré qu'en Chine et au Pakistan, les superficies sous cultures améliorent considérablement la production des céréales à long terme.

La fumure organique a un effet hautement significatif sur la production végétale au Burundi à long terme. Ce qui signifie que lorsque la fumure organique augmente de 1 % alors la production végétale s'accroît de 0,1156 % à long terme, toutes choses égales par ailleurs. En effet, la fumure organique joue le rôle de protecteur du sol (stabilisation de la structure du sol)

et libère lentement les éléments nutritifs dont les plantes ont besoin. Donc, la fertilisation organique contribue à maintenir et à améliorer la fertilité naturelle du sol à long terme en stimulant les fractions organiques et humiques du sol. Ce qui justifie l'impact positif de l'utilisation de la fumure organique sur la production agricole à long terme au Burundi. Identiquement, le compost de la fiente de volailles et le fumier de bovin ont augmenté la production du Gombo au Niger (Abdou et al., 2022), des carottes au Bénin (Biaou et al., 2017) et des céréales au Pakistan (Chandio et al., 2022) à long terme. En revanche, au Burundi, la main-d'œuvre agricole n'influence pas significativement la production végétale à long terme.

**Tableau N° 4 : Estimation des coefficients de long et court termes**

Variable dépendante : D(lnQ), ARDL (1,2,0,0,1)				
Coefficients de long terme				
Séries	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probabilité
lnTC	0,3241**	0,0900	3,6005	0,0024
lnMO	0,1402	0,1042	1,3454	0,1973
lnDRD	0,2865***	0,0339	8,4492	0,0000
lnFO	0,1156**	0,0330	3,5029	0,0024
Dynamique de court terme				
D(lnTC)	-0,1585	0,1489	-1,0642	0,3030
D(lnTC(-1))	-0,3077	0,1505	-2,0439	0,0578
D(lnFO)	-0,0037	0,0770	-0,0486	0,9619
ECT (-1)*	-1,2640***	0,1332	-9,4872	0,0000
R-squared	0,9028			
Durbin-Watson	2,31			

(\*\*) et (\*\*\*) : significatifs respectivement à 1 % et 0,1 %.

*Source* : Auteurs, nos calculs sur le logiciel EViews12

Ainsi, à court terme, les terres cultivées ne contribuent pas à la production végétale au Burundi. À l'inverse, au Pakistan, l'accroissement des terres agricoles améliore de façon importante à la croissance de la production agricole (Usman et al., 2021). De plus, au Burundi, les terres cultivées retardées d'un an n'influencent pas la production végétale pour l'année observée. De même, à court terme, la fumure organique n'a pas d'effet immédiat sur la production végétale au Burundi.

Le terme à correction d'erreur (ECT : -1,2640) est plus grand, négativement significatif mais, il n'est pas inférieur à moins deux. Ce qui induit que le processus d'ajustement est plus rapide. Autrement dit, en cas de déséquilibre, il faut une vitesse d'ajustement de 126,4 % vers le niveau d'équilibre à long terme. Par ailleurs, le coefficient de détermination ( $R^2 = 0,9028$ ) indique que 90,28 % des fluctuations de la variable endogène (la production végétale courante) sont

expliquées par les variables exogènes courantes et précédentes du modèle. De plus, la valeur de Durbin-Watson (2,31) est comprise entre  $d_{sup}$  et  $4 - d_{sup}$  donc, nous acceptons l'hypothèse nulle de la non-corrélation des erreurs.

### 3.3.2. Test de cointégration aux bornes

Les résultats se trouvant dans le tableau 5 confirment l'existence de la relation de long terme entre les séries considérées car la valeur de la statistique F (14,40) est largement supérieure aux valeurs à la fois de la borne inférieure et de la borne supérieure.

**Tableau N° 5 : Hypothèse d'absence de cointégration**

F-statistic	10%		5%		2,5%		1%	
	Borne< I(0)	Borne> I(1)	Borne< I(0)	Borne> I(1)	Borne< I(0)	Borne> I(1)	Borne< I(0)	Borne> I(1)
14,40	1,9	3,01	2,26	3,48	2,62	3,9	3,07	4,44

*Source : Auteurs, nos estimations sur le logiciel EViews12*

### 3.3.3. Tests diagnostiques et de stabilité

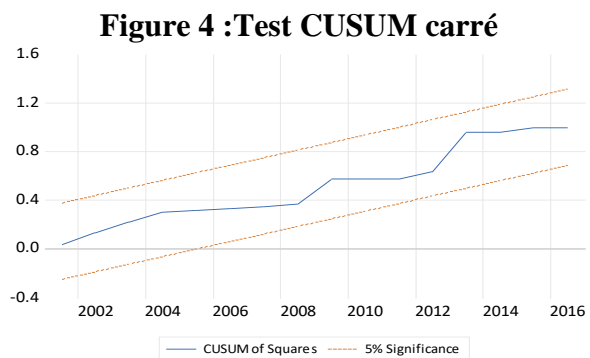
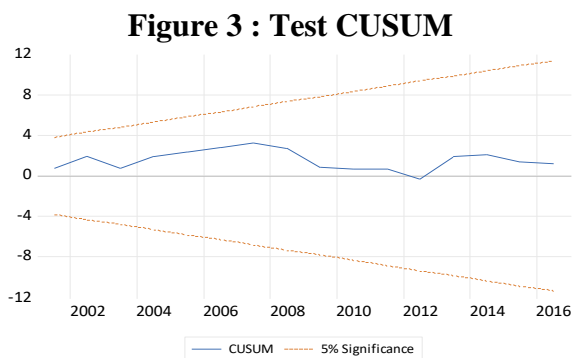
Le tableau 7 nous fournit les résultats des tests diagnostiques. Les valeurs des probabilités associées aux tests de ARCH, de Breusch-Godfrey et de Ramsey RESET sont largement supérieures à 0,05. Par conséquent, les erreurs sont homocédastiques, non corrélées, le modèle à correction d'erreur est bien spécifié.

**Tableau N° 7 : Tests diagnostiques**

Hypothèses	Tests		Valeurs (Prob.)
$H_0$ : Erreurs homocédastiques	ARCH	F-statistic	0,0001 (0,9757)
$H_1$ : Erreurs hétéroscédastiques		Obs*R-squared	0,0010 (0,9742)
$H_0$ : erreurs non corrélées	Breusch-Godfrey	F-statistic	1,1436 (0,3467)
$H_1$ : erreurs corrélées		Obs*R-squared	3,3703 (0,1854)
$H_0$ : Modèle bien spécifié	Ramsey RESET	F-statistic	1,0481 (0,3222)
$H_1$ : Modèle mal spécifié		Likelihood ratio	1,6209 (0,2030)

*Source : Auteurs, nos estimations sur le logiciel EViews12*

En effet, les tests de CUSUM et CUSUM carré proposés par Brown, Durbin et Evans en 1975 permettent de vérifier la stabilité des coefficients à long et à court termes (Doucouré, 2008). Nous concluons que le modèle à correction d'erreur est structurellement (figure 3) et ponctuellement (figure 4) stable parce que les courbes du CUSUM et du CUSUM carré sont à l'intérieur du corridor à un niveau de signification de 5 %.



#### 4. Conclusion

Cet article s'est focalisé sur l'analyse de l'impact des dépenses publiques en R&D agricole sur la production végétale au Burundi. Nous avons tenu compte aussi des facteurs de production conventionnels. À long terme, les résultats trouvés montrent que les dépenses publiques en R&D, les terres cultivées et la fumure organique ont un impact positif sur la production végétale au Burundi. Par ailleurs, la main-d'œuvre n'a pas eu d'effet significatif sur cette dernière. À court terme, aucun facteur n'a eu d'impact significatif sur la production végétale au Burundi.

Brièvement, les résultats atteints dans ce papier soutiennent la théorie keynésienne selon laquelle les dépenses publiques constituent un outil de croissance de la production de toutes les activités économiques y compris l'agriculture. Par conséquent, nous suggérons aux décideurs Burundais : (i) d'adopter une politique visant à consacrer un budget important pour la R&D agricole, de mobiliser les organisations publiques et privées pour financer la R&D agricole et de créer un fond alloué à la R&D agricole c'est-à-dire affecter au moins 1 % du PIB pour le financement de la recherche et de l'innovation ; (ii) d'appuyer les exploitants agricoles en leur distribuant du bétail pour augmenter la fumure organique ; (iii) de renforcer la capacité des fermiers agricoles en technique de compostage; (iv) de consacrer un budget important pour l'aménagement des marais en vue d'augmenter les superficies cultivables.

Pour les études futures, nous suggérons : (i) de tenir compte de chaque catégorie de cultures principalement les céréales, les légumineuses, les cultures maraîchères, les racines, les tubercules et les cultures fruitières ; (ii) de prendre un échantillon de 30 et plus pour analyser l'influence des dépenses publiques en R&D sur la production agricole au Burundi.

## Bibliographie

**Abdou, R.**, Halilou, A. I., Zango, O., So, T. K. A., Yahaya, M. I. & Bakasso, Y. (2022). Effet des fertilisants sur la productivité de trois variétés de gombo (*Abelmoschus esculentus* L. Moench.) de la région de Zinder (Niger). *International Journal of Biological and Chemical Sciences*, 16(1), 378-389.

**ASTI.** (2022). Indicateurs relatifs aux sciences et technologies agricoles (Publication no. <http://www.asti.cgiar.org/fr>).

**Biaou, O.**, Saidou, A., Bachabi, F., Padonou, G. & Balogoun, I. (2017). Effet de l'apport de différents types d'engrais organiques sur la fertilité du sol et la production de la carotte (*Daucus carota* L.) sur sol ferrallitique au sud Bénin. *International Journal of Biological and Chemical Sciences*, 11(5), 2315-2326.

**Burundi-Eco.** (2021). L'Etat recadre les sociétés minières. *Journal-Burundi Eco* (464), 1-12.

**Chandio, A. A.**, Jiang, Y., Akram, W., Ozturk, I., Rauf, A., Mirani, A. A. & Zhang, H. (2022). The impact of R&D investment on grain crops production in China: Analysing the role of agricultural credit and CO2 emissions. *International Journal of Finance & Economics*.

**Chandio, A. A.**, Jiang, Y., Joyo, M. A. & Rehman, A. (2016). Impact of area under cultivation, water availability, credit disbursement, and fertilizer off-take on wheat production in Pakistan. *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*, 6(10), 10-18.

**Doucouré, F.** (2008). Méthodes économétriques : Cours et travaux pratiques (éd. 5e édition). In Edition ARIMA, Sénégal.

**Ewubare, D. B.** & Eyitope, J. A. (2015). The effects of public expenditure on agricultural production output in Nigeria. *Journal of Research in Humanities and Social Science*, 3(11), 7-23.

**FAO.** (1996). Investissement dans le secteur agricole: évolution et perspectives. *Sommet Mondial de l'alimentation*. Rome Italie. <https://www.fao.org/3/W2612F/w2612f10d.htm>.

**FAOSTAT.** (2022). Food and Agriculture Organization of the United Nations (Publication no. <https://www.fao.org/faostat/fr/#data/QI>).

**Fatai, O. O.** (2015). Government expenditure efficacy and the question of growth: Evidence from Nigeria. *European Scientific Journal*, 11(28), 1857-7881.

**FIDA.** (2020a). Évaluation de la stratégie et du programme de pays (ESPP) Burundi : *Document d'orientation*.

**FIDA.** (2020b). Projet d'appui à l'inclusion financière agricole et rurale du Burundi.

- Guesmi, B. & Gil, J. M. (2021).** The impact of public R&D investments on agricultural productivity. *Review of Economics and Finance*, 19(1), 284-291.
- Gustafson, S. (2017).** Investissements et capacités de la recherche agricole en Afrique. *Food Security Portal*.
- Hussain, A. H. (2012).** Impact of credit disbursement, area under cultivation, fertilizer consumption and water availability on rice production in Pakistan (1988-2010). *Sarhad J. Agric.*, 28(1), 95-101.
- Khan, F., Salim, R., Bloch, H. & Islam, N. (2017).** The public R&D and productivity growth in Australia's broadacre agriculture: is there a link? *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 61(2), 285-303.
- Kripfganz, S., & Schneider, D. C. (2018).** *ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models*. Paper presented at the Proceedings of the 2018 London Stata conference.
- Madiou, S., Xue, Y. J., Hussain, A. & Khanal, L. (2020).** Impact on agricultural productivity in Guinea of R&D Investment, Foreign Aid and Climate Change. *North American Academic Research*, 3(01), 86-106.
- Maïga, A., Bamba, A., S B KGH, M. I. & Diallo, M. (2021).** Analysis of the Effects of Public Expenditure on Agricultural Growth in Mali. *Asian Journal of Agricultural Extension, Economics & Sociology*, 39(7), 42-50.
- MINEAGRIE (2018).** Stratégie Agricole nationale (SAN 2018-2019).
- Mose, N. G. (2019).** Estimates of Factors Affecting Economic Growth in the Agricultural Sector in the Development Plan. *Journal of Environmental Chemistry*, 3(2), 59-64.
- Mozumdar, L. (2012).** Agricultural productivity and food security in the developing world. *Bangladesh Journal of Agricultural Economics*, 35(454-2016-36350), 53-69.
- Nasrullah, M., Rizwanullah, M., Yu, X., Jo, H., Sohail, M. T. & Liang, L. (2021).** Autoregressive distributed lag (ARDL) approach to study the impact of climate change and other factors on rice production in South Korea. *Journal of Water and Climate Change*, 12(6), 2256-2270.
- Nations, U. (2015).** The millennium development goals report 2015. *New York: United Nations*.
- Ngobeni, E. & Muchopa, C. L. (2022).** The Impact of Government Expenditure in Agriculture and Other Selected Variables on the Value of Agricultural Production in South Africa (1983–2019): Vector Autoregressive Approach. *Economies*, 10(9), 205.

- Ouru, L. & Mose, N. (2021).** Impact of agricultural R&D on sectoral economic growth. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 21(5), 41-46.
- Ratiner, T. & Kristkova, Z. (2015).** R&D Investments, technology spillovers and agricultural productivity, case of the Czech Republic. *Agricultural Economics*, 61(7), 297-313.
- Selvanathan, E. A., Selvanathan, S. & Jayasinghe, M. S. (2021).** Revisiting Wagner's and Keynesian's propositions and the relationship between sectoral government expenditure and economic growth. *Economic Analysis and Policy*, 71, 355-370.
- Stads, G.-J. & Ndimurirwo, L. (2011).** Burundi [in French]: Evaluation de la recherche agricole du secteur public. *International Food Policy Research Institute (IFPRI)* (126946), 1-7.
- Stads, G.-J., Ndimurirwo, L. & Domgho, L. V. M. (2019).** Agricultural R&D indicators factsheet-Burundi. *Gates Open Res*, 3(1199), 1199.
- Suwandaru, A., Alghamdi, T., & Nurwanto, N. (2021).** Empirical analysis on public expenditure for education and economic growth: Evidence from Indonesia. *Economies*, 9(4), 146.
- Usman, M., Hameed, G., Saboor, A., Almas, L. K. & Hanif, M. (2021).** R&D Innovation Adoption, Climatic Sensitivity, and Absorptive Ability Contribution for Agriculture TFP Growth in Pakistan. *Agriculture*, 11(12), 1206.
- Warr, P. (2022).** Research and productivity in Indonesian agriculture. *Working Papers in Trade and Development*(2), 2-33.
- WHO (2019).** The state of food security and nutrition in the world 2019: Safeguarding against economic slowdowns and downturns (Vol. 2019) : *Food & Agriculture Org.*
- Wolff, R. D. & Resnick, S. A. (2012).** *Contending economic theories: neoclassical, Keynesian, and Marxian*. Cambridge, Massachusetts, London and England: MIT Press.