

Modélisation ARDL et causalité entre dépenses publiques sportives et croissance économique en Côte d'Ivoire de 1970 à 2010

[Modelling ARDL and causality between public sports expenditure and economic growth in Côte d'Ivoire from 1970 to 2010]

Serge A. Ayekoe¹ and Denis Acclassato Houensou²

¹Docteur en Economie du Sport, Université Félix Houphouët Boigny (UFHB), Abidjan-Cocody, INJS Abidjan, BPV 54
Abidjan, Côte d'Ivoire

²Professeur Titulaire des Facultés de Sciences Economiques, Université d'Abomey-Calavi (FASEG UAC), 01 BP 526
Calavi - Cotonou, Benin

Copyright © 2022 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: This study uses the Granger cointegration and causality test procedure developed as part of an ARDL (Autoregressive Distributed Lag) model to determine the effect of public sports spending on economic growth in Côte d'Ivoire. The results indicate that in the short term, consumer sports spending has a positive effect on economic growth, which is consistent with the Granger Causality Test estimates that reveal, two-way causality between operating sports expenditures and economic growth.

KEYWORDS: Public sports expenditure, economic growth, stationarity, co-integration, ARDL.

RESUME: Cette étude utilise la procédure des tests de cointégration et de causalité de Granger développée dans le cadre d'un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) pour déterminer l'effet des dépenses publiques sportives sur la croissance économique en Côte d'Ivoire. Les résultats indiquent que sur le court terme, les dépenses sportives de consommation ont un effet positif sur la croissance économique, ce qui est cohérent avec les estimations du test de causalité de Granger qui révèlent, une causalité bidirectionnelle entre les dépenses sportives de fonctionnement et la croissance économique.

MOTS-CLEFS: Dépenses publiques sportives, croissance économique, stationnarité, cointégration, ARDL.

1 INTRODUCTION

La relation entre les dépenses publiques et la croissance économique demeure l'un des thèmes sur lesquels économistes et spécialistes des finances publiques ont le plus consacré de temps et de travaux ces trente dernières années. L'inclusion des dépenses publiques productives a été réalisée pour la première fois par [1] qui a intégré le rôle actif de la politique du gouvernement dans un modèle standard de croissance endogène. En ce qui concerne le rôle de l'Etat dans l'économie, l'auteur parvient à montrer un peu plus tard que les dépenses publiques agissent soit sur la fonction d'utilité, soit sur la fonction de production privée [2]. La référence [2] modélise l'intervention de l'Etat dans l'économie.

Les économistes du sport s'inscrivent dans la même perspective et présentent les installations comme des instruments du développement économique régional ou local. Aux Etats-Unis, Les arguments les plus fréquemment évoqués pour justifier l'utilisation des fonds publics pour la construction de stades, concernent l'impact potentiel de ces constructions et des équipes qui les utilisent sur l'économie locale [3].

Sur le continent européen, une étude réalisée pour le compte du Conseil de l'Europe, a attribué un rôle prépondérant aux investissements publics en infrastructures sportives, en matière de création d'emplois. Selon cette étude, les investissements en créations d'équipements sportifs ont permis à 115 715 personnes de travailler dans le secteur du sport aussi bien dans l'enseignement de disciplines sportives et de loisirs, les activités des centres de culture physique, les activités de club de sports, la gestion d'installations sportives et les autres activités liées au sport [4]. Auparavant, une étude similaire était parvenue à montrer, que le sport prit au sens large, avait généré une valeur ajoutée de 407 milliards d'Euros en 2004, soit 3,7 % du PIB de l'Union, et a créé quinze millions d'emplois, soit 5,4 % de la main-d'œuvre [5].

En Côte d'Ivoire, le sport fait partie du champ d'action publique. L'Etat y consacre une part non négligeable de la richesse nationale de l'ordre 0,3 à 0,5% du PIB [6], avec pour objectif la démocratisation des pratiques sportives, les avantages pour la santé des populations, l'éducation de ceux qui les pratiquent, ainsi que pour le développement du sport de compétition ou de haut niveau et la participation des équipes aux compétitions internationales. En marge des quelques succès obtenus dans les compétitions internationales, il convient de s'interroger sur l'importance des dépenses sportives publiques et de son rôle « productif » dans la croissance économique et la création d'emplois en Côte d'Ivoire.

Ainsi, cette étude vise à de déterminer l'existence d'une relation entre les dépenses publiques et la croissance économique. Elle utilise la méthode d'estimation ARDL (Autorégressive Distributed Lag) pour modéliser la dynamique de long et de court terme de l'effet des dépenses publiques sportives sur la croissance économique en Côte d'Ivoire à partir des données allant de la période 1970 – 2010.

2 MODÈLE ET DONNÉES DE L'ÉTUDE

Il sera question dans cette section, de présenter la procédure des tests de cointégration et de causalité de Granger développée dans le cadre d'un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag), ainsi que les données de l'étude.

2.1 MODÉLISATION ARDL

Le modèle retenu est inspiré des travaux de [7]. Sa particularité est d'utiliser une fonction de production de type Cobb-Douglass pour prendre en compte la dynamique temporelle dans l'explication d'une variable (série chronologique), améliorant ainsi les prévisions et efficacité des politiques économiques (décisions, actions, etc.). Ces modèles dynamiques se présentent sous la forme générale suivante:

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}, X_{t-q}) \quad (1.1)$$

Avec les variables explicatives (X_t), la variable dépendante décalée (Y_{t-p}) et les valeurs passées de la variable indépendante (X_{t-q}).

Dans le cadre de cette étude, ou nous cherchons à saisir les effets sur la croissance économique (pib: variable dépendante) des dépenses publiques sportives (variable d'intérêt), tenant compte d'autres variables de contrôle comme la formation brute du capital humain (population active), nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante (forme fonctionnelle linéaire):

$$\text{LOGPIB}_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i \text{LOGPIB}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} b_i \text{LOGDSINV}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} c_i \text{LOGDSFONC}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} d_i \text{LOGPOPAC}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

Si l'on se propose de saisir les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur la croissance économique, la représentation ARDL de la fonction s'écrira:

$$\Delta \text{LOGPIB}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \text{LOGPIB}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i \Delta \text{LOGDSINV}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \gamma_i \Delta \text{LOGDSFONC}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \delta_i \Delta \text{LOGPOPAC}_{t-i} + \phi_1 \text{LOGPIB}_{t-1} + \phi_2 \text{LOGDSINV}_{t-1} + \phi_3 \text{LOGDSFONC}_{t-1} + \phi_4 \text{LOGPOPAC}_{t-1} + \eta_t \quad (1.3)$$

Où Δ est l'opérateur de différence première, η_t est un bruit blanc, $\phi_i, i = 1, \dots, 4$ sont les coefficients de la relation de long terme, tandis que $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ et δ_i représentent les coefficients de la dynamique de court terme. En supposant que les coefficients de la relation de court terme sont tous nuls, on obtient la relation de long terme suivante:

$$\text{LOGPIB}_t = \theta_0 + \theta_1 \text{LOGDSINV}_{t-1} + \theta_2 \text{LOGDSFONC}_{t-1} + \theta_3 \text{LOGPOPAC}_{t-1} + \mu_t \quad (1.4)$$

Avec : $\theta_0 = -\frac{\alpha_0}{\phi_1}, \theta_1 = -\frac{\phi_2}{\phi_1}, \theta_2 = -\frac{\phi_3}{\phi_1}, \theta_3 = -\frac{\phi_4}{\phi_1}$ et μ_t un bruit blanc

Comme pour tout modèle dynamique, la procédure « bounds tests » de cointégration permet la détermination du nombre optimal de retards de chaque variable. Elle se fait par la minimisation des critères d'information (Akaike-AIC, Schwarz-SIC et Hannan-Quin). En effet, le choix du nombre de retards peut avoir une influence majeure sur la performance des tests de cointégration. Une fois les retards déterminés, avant de procéder au test de cointégration, la règle de décision se prend selon la valeur de la F-stat par rapport aux bornes d'un intervalle:

- Si la valeur de la F-stat dépasse la borne supérieure, alors on rejette l'hypothèse nulle H_0 et on conclut à l'existence d'une relation de long terme entre les variables considérées;
- Si la valeur de la F-stat est plus petite que la borne inférieure, alors on accepte H_0 et on conclut qu'il n'y a pas de relation de long terme entre les variables considérées;
- Si la valeur de la F-stat est comprise entre les deux bornes, alors on ne peut pas conclure.

Si l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée, on estime le modèle à correction d'erreur suivant:

$$\Delta \text{LOGPIB}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta \text{LOGPIB}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \beta_i \Delta \text{LOGDSINV}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_i \Delta \text{LOGDSFONC}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3-1} \delta_i \Delta \text{LOGPOPAC}_{t-i} + \lambda \rho_{t-1} + \sigma_t \quad (1.5)$$

Dans cette équation, ρ_{t-1} est le résidu de la relation de long terme décalé d'une période et λ est le coefficient de correction d'erreur ou la force de rappel du modèle. Le modèle à correction d'erreur n'est valide que si ce dernier est négatif et significatif au seuil de 5%. Dans le cas où l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est acceptée, on estime un modèle ARDL en différence première comme suit:

$$\Delta \text{LOGPIB}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta \text{LOGPIB}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \beta_i \Delta \text{LOGDSINV}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_i \Delta \text{LOGDSFONC}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3-1} \delta_i \Delta \text{LOGPOPAC}_{t-i} + \nu_t \quad (1.6)$$

2.2 DONNÉES DE L'ÉTUDE

La présente étude utilise des données annuelles couvrant la période 1970-2010. Les données collectées proviennent généralement de la direction Générale du Budget et des Finances (DGBF) du ministère de l'Économie et des Finances. Pour les dépenses publiques sportives de la période 1970-1999, les données sont issues des archives sur les lois de finances correspondant à cette période. Pour la période 2000-2010, les données sont produites par la SIGFiP (Système Intégré de Gestion des Finances Publiques). Toutes ces données regroupent des données concernant la part de budget alloué au sport sur la période 1970-2010. Les données sur le PIB réel proviennent de la banque de données « Perspective Monde »: <http://perspective.usherbrooke.ca> issues des tables statistiques de la Banque Mondiale. Celles relatives à la population active (POPACT), proviennent des données statistiques sur la population de la Banque Mondiale compilée par l'organisation internationale du travail (OIT).

Deux catégories de variables seront à priori privilégiées pour arriver à cette fin: le PIB et les dépenses publiques sportives. La première est utilisée comme proxy de la croissance économique, la seconde comme représentative du poids du secteur sportif dans l'économie. A défaut d'obtenir les données sur la population active dans le secteur sportif, ce facteur a été approximé par le taux d'évolution de la population active totale et introduite dans l'équation.

Dans la grande majorité des cas, les économistes proposent de transformer ces différentes variables en logarithme pour plusieurs raisons [8]: i) la pente de la série transformée correspond au taux de croissance; ii) la première différence de la série est plus stable et, iii) la différence entre deux séries s'interprète aussi comme une distance en pourcentages. Cette technique permet à l'analyste d'interpréter les coefficients des variables comme des élasticités. Ainsi, dans la présente étude, les données ont subi une transformation logarithmique.

LPIB: Logarithme du PIB réel, la variable endogène

LDSFONC: Logarithme des dépenses sportives de fonctionnement,

LDSINV: Logarithme Dépenses sportives d'investissement,

LPOPACT: Logarithme du nombre de personne ayant un emploi et les chômeurs, les variables exogènes.

3 RÉSULTATS

Dans cette partie les résultats de l'estimation du modèle explicatif de l'impact des dépenses publiques sportives sur la croissance économique sont présentés et discutés. Après l'étude de la stationnarité à l'aide des tests de racine unitaire (Dickey-Fuller), il sera ensuite question d'estimer le nombre de retard optimal du modèle ARDL, suivi de la présentation des résultats du test de cointégration du modèle à correction d'erreur. Enfin, ce qui suit permettra d'estimer les coefficients de la relation de court et long terme, ainsi que les tests de causalité de granger.

3.1 ÉVOLUTION DES SÉRIES CHRONOLOGIQUES PIB ET DSGEN

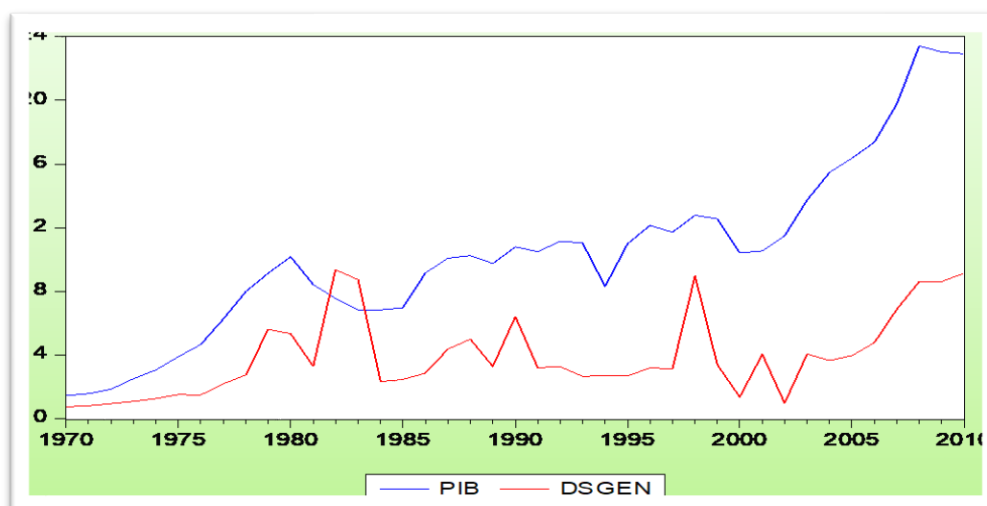


Fig. 1. Évolution des séries chronologiques PIB et DSGEN

Selon la figure 1, les principales séries chronologiques à savoir le PIB et DSGEN évoluent selon une tendance commune à la hausse, il convient de s'intéresser à leur degré de stationnarité avant l'étude de leur niveau de cointégration.

Tableau 1. Résultats des tests de stationnarité

	NIVEAU			DIFFERENCE PREMIERE			Ordre d'intégration
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
LOGPIB	0,21 (-2,93)	0,21 (-2,93)	0,73 (0,46)	4,96 (-2,93)	4,96 (-2,93)	0,14 (0,46)	I (1)
LOGDSINV	3,98 (-2,93)	3,89 (-2,93)	0,06 (0,46)	8,10 (-2,94)	8,33 (-2,93)	0,06 (0,46)	I (1)
LOGDSFONC	2,24 (-2,93)	2,24 (-2,93)	0,52 (0,46)	9,74 (-2,93)	9,61 (-2,93)	0,16 (0,46)	I (1)
LOGPOPAC	0,50 (0,87)	0,54 (0,87)	0,76 (0,46)	4,90 (-2,93)	4,75 (-2,93)	0,08 (0,46)	I (1)

*Les valeurs entre () correspondent aux valeurs critiques au seuil de 5%

Au regard des résultats présentés dans le tableau 1, toutes les variables du modèle (sauf la variable LOGDSINV) ne sont pas stationnaires en niveau car pour les tests ADF et PP, les valeurs calculées de la t statistique des tests sont supérieures aux valeurs critiques au seuil de 5%. Ce qui implique que l'hypothèse nulle de non stationnarité et de racine unitaire est acceptée dans les deux cas. En ce qui concerne le test de KPSS, la valeur de la t statistique calculée pour chaque variable, du test est plus grande que la valeur critique à 5%, l'hypothèse nulle de stationnarité est donc rejetée. Conformément à ces résultats, les séries de cette étude sont donc non stationnaires. En reprenant les tests sur les variables en différence première, tous les tests confirment que les variables sont stationnaires en différence première, elles sont donc intégrées d'ordre 1 [I (1)] et peuvent être soumises à la procédure de test de [9].

3.2 ESTIMATION DU RETARD OPTIMAL DU MODÈLE ARDL

L'étude de cointégration nécessite la détermination du retard optimal du modèle ARDL sous la contrainte de la non-autocorrélation des résidus. Le tableau 2 présente les valeurs des critères d'information (AIC, SIC et HQ). Le modèle ARDL (1,2,0,0) minimise les différents critères d'informations et ne souffre pas d'autocorrélation des erreurs comme l'atteste la p-value du test de Breusch-Godfrey (0,17). Il indique aussi que le retard optimal pour le modèle ARDL (1, 2, 0,0) du test est d'ordre 2.

Tableau 2. Estimation du retard optimal du modèle ARDL

Modèle	AIC	SIC	HQ	p-value (Breusch-Godfrey)
ARDL (1, 2, 0,0)	-5,08*	-4,79*	-4,97*	0,17**

* indique que le modèle minimise le critère d'information.

** indique que l'hypothèse nulle de non autocorrélation est acceptée

Tableau 3. Résultats de l'estimation modèle à correction d'erreur

Variabes	Coefficients	Ecart-type	Stat. F	p-value
$\Delta \log dsfonc$	0,24	0,19	1,24	0,22
$\Delta \log dsfonc (-1)$	0,34	0,18	1,89	0,06
C	-1,70	1,39	-1,21	0,23
$\log dsfonc (-1)$	-0,37	0,26	-1,41	0,16
$\log dsinv (-1)$	-0,11	0,15	-0,71	0,47
$\log popac (-1)$	8,58	3,84	2,23	0,03
$\log pib (-1)$	-0,12	0,11	-1,08	0,28
R^2	0,69			
F-statistique	2,92			
Prob (F-statistique)	0,02			
Breusch-Godfrey)	0,17			
Breusch – Pagan			0,40	
Jarque – Bera			0,39	

Le résultat du test de cointégration est globalement significatif, car la p-value de la statistique de Fisher (0,02) est inférieure au seuil critique de 5%. Ce résultat montre que le modèle à correction d'erreur est globalement significatif. De plus le modèle retenu respecte les hypothèses des tests sur le résidu; normalité des erreurs de [10] auto-corrélation des erreurs ([11], [12]) et d'hétéroscédasticité des erreurs de [13].

En effet, les statistiques des tests correspondants sont inférieures aux valeurs seuils. Le test de normalité des erreurs Jarque-Berra estimé à 0,39 est inférieur à la valeur seuil (5,99) et les tests d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs sont inférieurs à 5%. Les variables peuvent donc faire l'objet de test de cointégration.

Le tableau 4 présente les estimations de la procédure de cointégration Il ressort de ce tableau que la valeur de la statistique de Fisher (F=3,72) est supérieure à la borne supérieure de Pesaran (3,67) au seuil de 5%. Ce résultat conduit à rejeter l'hypothèse d'absence d'une relation de cointégration entre les variables. Il révèle qu'il y'a une cointégration entre le PIB et les variables explicatives de l'étude. De plus, ce résultat permet de conclure qu'il existe bel et bien une relation de long terme entre la variable endogène, ici LPIB, et les variables exogènes, ici LDSFONC, LDSINV et LPOPACT.

Tableau 4. Estimation de la procédure « bounds test » de cointégration

Statistique de Fisher	Seuil critique à 5%	
	Borne inférieure	Borne supérieure
3,72	2,79	3,67

3.3 ESTIMATION DE LA RELATION DE COURT ET LONG TERME

L'existence de mécanismes à correction d'erreur matérialise la combinaison conjointe entre les relations de long et de court terme. Le coefficient ρ_{t-1} qui correspond à la force du rappel vers l'équilibre est le coefficient de correction d'erreur. Selon le tableau 5, ce coefficient est négatif (- 0,10) et significatif au seuil de 5%.

Tableau 5. Résultat d'estimation des coefficients de la relation de court et long terme

Variable	Coefficient	S	Stat. F	p-value
Court terme				
$\Delta \log dsfonc$	0,28	0,17	1,60	0,11
$\Delta \log dsfonc (-1)$	0,38	0,16	2,57	0,024**
$\Delta \log dsinv$	- 0,09	0,13	- 0,73	0,46
$\Delta \log popac$	2,62	7,39	1,45	0,046**
ρ_{t-1}	- 0,10	0,02	- 4,40	0,001***
Long terme				
$\log dsfonc$	- 3,87	0,17	1,60	0,62
$\log dsinv$	- 1,59	0,16	2,57	0,55
$\log popac$	74,94	0,13	- 0,73	0,46
C	- 13,19	7,39	- 0,45	0,65

** significatifs à 5% et *** significatifs à 1%

En considérant qu'une relation de long terme existe bel et bien, les coefficients des variables explicatives ne sont pas significatifs (p-value > 5%). Ce qui traduit qu'à long terme, l'impact des dépenses sportives de fonctionnement (LOGDSFONC) et d'investissement (LOGDSINV), ainsi que le taux d'évolution de la population active (LOGPOPACT) sur la croissance économique est négligeable.

Par ailleurs, à court terme, les estimations indiquent que, le coefficient de la variable (LOGDSINV) n'est pas significatif; il n'est donc pas possible d'évoquer son impact sur l'évolution du PIB à court terme. En revanche, les coefficients relatifs aux dépenses sportives de fonctionnement (LOGDSFONC) et de la population active (LOGPOPACT) affichent des signes positifs respectivement de 0,38 et 2,62 avec les p-value significatifs, inférieurs au seuil α de 5%.

Les dépenses sportives de fonctionnement et le taux d'évolution de la population active ont une incidence sur la croissance économique. Ainsi, les dépenses sportives de fonctionnement, ainsi que le taux d'évolution de la population active de l'année précédente, influencent positivement la croissance du PIB de l'année en cours. Si bien qu'une hausse de 1% des dépenses sportives de fonctionnement entraîne une hausse de 0,38 % du PIB de l'année à venir. De même, une hausse de 1% du taux de population active agit positivement sur la croissance économique de 2,62%.

3.4 RÉSULTAT DU TEST DE CAUSALITÉ DE GRANGER

D'après le test, la variation du PIB peut être considérée comme « causée selon Granger » par la dépense sportive, si cette dernière est déterminante dans l'estimation de l'évolution du PIB ou encore, d'une manière équivalente, si les coefficients des valeurs retardées de la dépense sportive sont significativement différents de zéro (c'est-à-dire, lorsque la probabilité d'accepter l'hypothèse nulle est inférieure à 0,05). Les résultats du test de causalité de Granger sont présentés dans le tableau 6, qui suit.

Tableau 6. Test de causalité de Granger

Hypothèse nulle	Stat. F	p-value
(1) $\Delta \log dsfonc$ ne cause pas $\Delta \log PIB$	4,29	0,02
(2) $\Delta \log dsinv$ ne cause pas $\Delta \log PIB$	2,26	0,12
(3) $\Delta \log popac$ ne cause pas $\Delta \log PIB$	3,79	0,03
(4) $\Delta \log PIB$ ne cause pas $\Delta \log dsfonc$	6,94	0,003
(5) $\Delta \log PIB$ ne cause pas $\Delta \log dsinv$	1,46	0,24
(6) $\Delta \log popac$ ne cause pas $\Delta \log dsinv$	0,32	0,72
(7) $\Delta \log popac$ ne cause pas $\Delta \log dsfonc$	3,55	0,04

** significatifs à 5% et *** significatifs à 1%

Ce tableau présente les résultats du test de causalité de Granger. Il révèle en ce qui concerne les tests (1), (3), (4) et (7) que les hypothèses nulles sont rejetées car la p-value de chacun de ces tests est inférieur au seuil critique de 5%. Donc les dépenses sportives de fonctionnement (LOGDSFONC), la population active (LOGPOPACT) causent au sens de Granger le PIB en Côte d'Ivoire sur la période d'étude. Mieux, les tests (1) et (4) révèle l'existence de relations de causalité bidirectionnelle bien identifiées à court terme entre les dépenses sportives de fonctionnement (LOGDSFONC) et le PIB. Parallèlement, les tests (3) et (7) indiquent respectivement une relation de causalité unilatérale entre la population active (LOGPOPACT) et le PIB et une autre entre la population active (LOGPOPACT) et les dépenses sportives de fonctionnement (LOGDSFONC).

4 DISCUSSION

Cette étude révèle que le modèle ARDL utilisé pour analyser l'effet des dépenses publiques sportives sur la croissance économique en Côte d'Ivoire, admet un mécanisme à correction d'erreur et peut être validé au regard de la p-value du test de Fisher globalement significatif au seuil de 5%. Quant à l'effet productif des dépenses publiques sportives totales sur la croissance économique, la force de rappel ($\rho_{t-1} = -0,107 < 0$) indique qu'il existe bel et bien une relation de long terme entre les dépenses publiques sportives et la croissance du PIB et que la convergence de la dynamique de court terme vers le long terme est d'environ 11%. Autrement dit, il faudrait approximativement 11 ans et 10 mois ($1/0,10$), soit un peu plus d'une décennie après un choc, pour revenir à la situation d'équilibre.

Ce résultat n'est pas surprenant dans le cas des pays africains (la Côte d'Ivoire en fait partie) où les politiques économiques stratégiques pour favoriser la croissance, ne sont pas mises en place au moment opportun dans les secteurs considérés comme « mineurs », tel que celui du sport. Sur le long terme l'impact des dépenses sportives sur la croissance économique est négligeable. Il est conforme à ceux obtenus par [14], contrairement à [15] qui ont repéré l'évidence d'une relation de long terme entre les dépenses publiques sportives et le Produit Intérieur Brut Réel (PIBR) au Maroc au cours de la période 1990 – 2017. Rappelons-le, ce bilan contre intuitif est tributaire aux politiques économiques absentes ou moins efficaces, dans le domaine du sport.

Sur le plan macroéconomique, ce résultat a un sens compte tenu de l'importance des dépenses sportives de consommation (84,19%) par rapport à celles des investissements (15,81%) dans les dépenses sportives totales, sur la période observée. L'effet négligeable de l'une des composantes des dépenses publiques totales a été envisagé par ([2], [16]), qui a expliqué que la structure des dépenses publiques est déterminante pour expliquer la croissance économique. Les travaux théoriques consacrent l'augmentation du stock de capital physique, au moyen par exemple de dépenses dans les infrastructures sportives, comme un déterminant de la croissance économique et de la productivité à long terme.

Ce résultat obtenu dans le domaine du sport, est différent de celui obtenu par [17] qui est parvenu à montrer que les dépenses publiques d'éducation avaient sur le long terme un impact positif sur la croissance en Côte d'Ivoire. Cependant, pour ce qui est de l'incidence différenciée de la structure des dépenses publiques sportives sur la croissance économique à court terme, ce résultat est conforme aux conclusions de [18]. Cet auteur a révélé à l'aide d'une modélisation ARDL que sur la période 1975-2016, les dépenses d'investissement n'ont pas d'effet visible sur la croissance, ce qui n'est pas le cas des dépenses publiques de consommation qui ont un impact positif sur la croissance dans le cas du Maroc. Il rejoint aussi ceux obtenus par [19] qui a révélé que dans les pays à faibles revenus comme la Côte d'Ivoire, la part importante des dépenses courantes utilisées pour la formation du capital humain à un effet positif sur la croissance économique. Apparemment, la formation du capital humain ou ressources humaines, susceptible d'être utilisé dans le domaine du sport impactent favorablement à court terme la production Nationale. Ce résultat conforme à la théorie, a déjà été obtenu par [20] qui ont également présenté le taux d'évolution de la population active comme un facteur qui contribue à la croissance économique. Aussi, les résultats d'estimation montrent que sur le court ou le long terme, les différentes composantes des dépenses publiques sportives ont un effet différencié sur la croissance économique.

Ensuite, les résultats des tests de causalité (1) et (3) rejoignent les conclusions de [21] qui a établi une causalité bilatérale entre les dépenses de tourisme et la croissance dans les caraïbes. Ils viennent confirmer ceux de la littérature économique issus des travaux de [22], dans le cas des pays de l'UEMOA). A priori, le taux d'évolution de la population active proxy du capital humain, a une influence positive sur le PIB et les dépenses courantes, conforme aux conclusion des travaux de certains théoriciens de la croissance endogène ([23], [24]). Au regard des développements théoriques sur la croissance endogène, ces auteurs ont mis en évidence le rôle positif joué par le capital humain sur la croissance économique. Ce point a été repris par plusieurs auteurs qui ont démontré que les investissements publics dans la formation du capital humain approximé par le taux d'évolution de la population active, induisent à court terme une croissance du PIB ([22], [25], [2]). Aussi, il existe une causalité unidirectionnelle entre les dépenses publiques sportives et la croissance économique en Côte d'Ivoire dans le cas de la présente étude. En d'autres termes, c'est la croissance économique qui cause les dépenses publiques sportives et non l'inverse [26].

5 CONCLUSION

Les dépenses publiques sportives sont dans un certain nombre de cas indispensables, notamment en ce qui concerne le financement des activités régaliennes de promotion du sport. La présente étude avait pour objectif de déterminer l'effet des dépenses publiques sportives sur la croissance économique en Côte d'Ivoire. Pour établir cette relation, nous avons appliqué les techniques du modèle ARDL. Le principal enseignement qui ressort des estimations, est qu'à long terme, les dépenses sportives d'investissement ne contribuent pas significativement à la croissance, contrairement à ce qui se dit dans la littérature où les dépenses publiques exécutées à travers le canal des investissements exercent un effet positif sur la croissance. Cela n'est pas surprenant puisqu'en Côte d'Ivoire, la part accordée aux dépenses d'investissement dans les dépenses sportives totales est relativement faible (15%). En outre, les dépenses sportives d'investissement sont trop souvent exécutées dans le cadre de financement non-marchand (création d'équipement, subvention aux associations), selon une logique de soutien à la promotion du secteur sportif et non une logique de rentabilité économique, d'où le caractère improductif de ces dépenses. Par ailleurs, à court terme, les dépenses sportives de fonctionnement et le taux d'évolution de la population active contribuent significativement à l'évolution du PIB. En effet, une grande part des dépenses affectées au secteur sportif est exécutée à travers le canal des dépenses courantes (84%). Les résultats du test de causalité au sens de Granger, confirment ce qui précède. Ils montrent que les dépenses sportives de fonctionnement et le taux d'évolution de la population active causent la croissance économique. En effet, l'augmentation des dépenses sportives de fonctionnement entraîne une augmentation de la demande de formation du capital humain sur le marché. De manière bi-univoque, une augmentation de la population active dans le secteur du sport entraîne une augmentation des dépenses courantes de formation de la population active susceptible d'être utilisée dans le domaine du sport, avec un impact favorable à court terme sur la production Nationale et donc sur le PIB. Un tel constat pose deux problèmes, d'une part, celui du seuil au-delà duquel les dépenses de consommation, indispensables au fonctionnement des administrations publiques, deviennent nuisibles à la croissance économique et, d'autre part, celui de la destination effective des dépenses d'investissement effectuées par l'Etat.

REFERENCES

- [1] Barro, R. (1981). "Output Effects of Government Purchases". *Journal of Political Economy*, 89(6), 1086-1121
- [2] Barro, R. (1990). "Government spending in a simple model of endogenous growth". *Journal of Political Economy*, 98, 103-125
- [3] Baade, R. A. et Dye, R. (1990). "The impact of stadiums and professional sports on metropolitan area development". *Growth and Change*, 21(2), 1-14
- [4] Andreff, W., Dutoya, J. et Montel, J. (2009). "Le modèle européen de financement du sport : quels risques ?", *Revue Juridique et Economique du Sport*, 75-85
- [5] Amnyon, (2008). *Etude du financement public et privé du sport*. Etude réalisée dans le cadre de la présidence française de l'Union Européenne, Ministère de la Santé, de la Jeunesse, des Sports et de la Vie Associative et Secrétariat d'Etat aux Sports, Paris, octobre
- [6] Tchioutchoua, L. S. (2008). *Répartition sectorielle des dépenses publiques et croissance économique en Côte D'Ivoire* (Rapport de stage) ENSEA, Abidjan
- [7] Romer, P. (1990). "Endogenous Technological Change". *Journal of Political Economy*, 98(5), 571-102
- [8] Montgomery, D.C. et Peck, E., A. (1982). *Introduction to linear regression analysis*. John Wiley & Sons. 504p
- [9] Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326
- [10] Jarque, C. et Bera A. (1981), "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo Evidence". *Economics Letters*, 7(4), 313-318
- [11] Breusch, T. S. (1978). "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models", *Australian Economic Papers*. 17: 334-355
- [12] Godfrey, L. G. (1978). "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables". *Econometrica*. 46, 1293-1301
- [13] T.S. Breusch and A. R. Pagan, "A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation", *Econometrica*, 47, 1287-1294, 1979.
- [14] S. A. Ayekoe, "Impact des dépenses publiques sportives sur la croissance économique en côte d'ivoire de 1990 à 2010". *European Scientific Journal, ESJ*, 10(31), 224-246, 2014.
- [15] B. Elotmani and A. Bensbahou, "Impact des dépenses publiques sportives sur la croissance économique au Maroc de 1990 à 2017 : une analyse économétrique". *Revue AME*, 3(3), 581-602, 2021
- [16] R. J. Barro, "Economic Growth in a Cross Section of Countries". *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443, 1991
- [17] M. Coulibaly, "Impact des dépenses d'éducation sur la croissance en Côte d'Ivoire", *European Scientific Journal*, vol. 9, n°25, pp. 443-464, 2013.
- [18] J. El-Alaoui, "L'impact des dépenses publiques sur la croissance économique: approche par le modèle ardl cas du maroc". *Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit*, (6), 638 - 653, 2018
- [19] Dion L.-A. (2016). *Composition des dépenses publiques et impacts sur la croissance économique : analyses théoriques et empiriques sur des panels de pays développés, émergents et en voie de développement* (Thèse de doctorat). Université de Bourgogne en France
- [20] Kneller, R., Bleaney, M. et Gemmell, N. (1999). "Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries". *Journal of Public Economics*, 74(2), 171-190, 1999
- [21] Dupont, L. (2015). *La relation entre tourisme, croissance et développement inclusifs dans les petites destinations insulaires de luxe: l'exemple d'Anguilla dans la Caraïbe. Études caribéennes*
- [22] Tenou, K. (1999). Les déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA, *Notes d'Information et Statistiques*, Etudes et Recherches, N°493, BCEAO, Juin
- [23] Lucas, R. (1988). "On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42
- [24] Romer, P. (1986). "Increasing returns and long run growth". *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037
- [25] Tanzi, V. et Zee, H. (1997). "Fiscal Policy and Long-Run Growth", *IMF Staff Papers*, 44, 179-209
- [26] Keho, Y. (2004). Impact de l'investissement public sur la croissance en Côte d'Ivoire, *Politique Economique et Développement (PED)*, CAPEC-CIRES, (103)