

## **Croissance économique et système éducatif : cas du Mali**

### **Economic growth and education system: case of Mali**

**MAÏGA Ibrahima**

Enseignant-chercheur

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG)

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB)-Mali

Laboratoire d'Économie Appliquée au Développement (LEAD)

**TRAORÉ Breïma**

Enseignant-chercheur

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG)

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB)-Mali

Laboratoire d'Économie Appliquée au Développement (LEAD)

**Date de soumission** : 22/07/2024

**Date d'acceptation** : 07/09/2024

**Pour citer cet article** :

MAÏGA. I., TRAORÉ. B. (2024) « Croissance économique et système éducatif : cas du Mali », Revue Française d'Économie et de Gestion : « Volume 5 : Numéro 9 » pp : 262-288.

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 traite de la contribution de l'éducation à la croissance économique au Mali sur la période 1980-2020. Contrairement aux résultats obtenus dans la plupart des travaux établissant le lien croissance-éducation avec des données de flux ou de stock, dans cet article, nous avons utilisé les données de flux et de stock afin de connaître l'existence ou non d'une croissance économique quelconque. Les résultats de la méthode d'estimation d'un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) permettent d'indiquer que l'éducation (capital humain) au Mali impacte négativement la croissance économique globale. Les coefficients des variables de stock et de flux sont négatifs et significatifs. A court terme, une augmentation de 1% des variables de stock inversement de flux entraîne une baisse du PIB réel de 0,64% inversement de 1%. Pour les variables de stock, le coefficient est positif un an après et non significatif avec une augmentation du PIB réel de 0,42%. Les coefficients des variables stock et flux sont négatifs et significatifs à court et à long terme. L'analyse de causalité du modèle révèle que l'éducation en tant que capital humain (variable stock) n'influe pas directement sur la croissance économique, elle passe indirectement par l'instabilité sociopolitique pour expliquer la dynamique du PIB réel.

**Mots clés :** Éducation ; Capital humain ; Croissance économique ; Modèle ARDL ; Analyse causale.

## Abstract:

This article discusses the contribution of education to economic growth in Mali over the period 1980-2020. Contrary to the results obtained in most works establishing the growth-education link with either flow or stock data, in this article we have used both flow and stock data to ascertain the existence or otherwise of any economic growth. The results of the staggered lag autoregressive model (ARDL) estimation method indicate that education (human capital) in Mali has a negative impact on overall economic growth. The coefficients of the stock and flow variables are negative and significant. In the short term, a 1% increase in the stock variables inversely correlates with a 1% decrease in real GDP of 0.64%. For stock variables, the coefficient is positive one year later and insignificant, with an increase in real GDP of 0.42%. The coefficients of the stock and flow variables are negative and significant in both the short and long term. The causality analysis of the model reveals that education as human capital (stock variable) does not directly influence economic growth, but indirectly passes through socio-political instability to explain real GDP dynamics.

**Keywords:** Education; Human capital; Economic growth; ARDL model; Causal analysis

## Introduction

Dans cet article, l'analyse de l'éducation est abordée dans la composante du capital humain. Depuis longtemps, l'économie s'intéresse aux relations entre le capital humain, le capital physique et la croissance économique. Les auteurs des théories traditionnelles de la production jusqu'aux nouvelles théories de la croissance ont étudié ces déterminants de manière ou d'une autre pour expliquer les facteurs de la croissance. Le concept de « capital humain » est un concept économique introduit par Theodore W. Schultz en 1959 (prix Nobel d'économie en 1979), puis précisé par Gary Stanley Becker en 1964 (prix Nobel d'économie, 1992). La prise en compte des travaux sur le lien éducation et croissance dans le continent n'a pas manqué de susciter l'intérêt des chercheurs dans les universités africaines. Les études de Houeninvo et Sossou (2015), sur 49 pays africains ; Makwe et al., (2020) et Ojo et al., (2022) sur le Nigéria ; Lacheheb et Baloch (2014) sur l'Afrique du Nord, etc. sont illustratives sur la question. En réalité, les résultats sont mitigés en fonction des cas d'études. Certains auteurs trouvent des liens de causalité double et/ou unidirectionnelle entre l'éducation et la croissance, tandis que d'autres non.

Au Mali, quelques études ont été menées afin de déterminer la portée de l'éducation sur la croissance économique. Notre conviction dans cet article tire son essence à partir du moment où les données en termes de flux et de stock peuvent être utilisées à la fois dans un modèle économétrique pour une analyse sans équivoque dans les résultats d'estimation. En principe, l'éducation est un facteur essentiel de la croissance économique de par la connaissance, la pratique, l'exécution des tâches, la haute technologie ...

Le système éducatif au Mali absorbait 15,18% des dépenses publiques totales<sup>1</sup>. Partant de là, nous assistons à une vague de recherches mettant en corrélation le capital humain de l'enseignement supérieur et la croissance économique. L'étude de Touré (2020) montre que l'enseignement supérieur contribue à la croissance économique des pays de l'UEMOA. Selon Elkhalfi et les autres. En 2021, leurs résultats montrent que plus le stock de capital humain composé par des individus qui arriveraient à l'université est important, plus le niveau du PIB par tête est élevé, plus ce dernier est impacté selon le niveau de la qualité des systèmes d'enseignement supérieur et l'économie des pays. De ce constat, le système d'enseignement retenu dans cet article part du niveau primaire au niveau supérieur pour voir sa portée sur la croissance économique. Partant de là, nous posons la question suivante : quelle est la

---

<sup>1</sup> Banque Mondiale 2019

contribution de l'éducation à la croissance économique au Mali ? De cette question découle une question spécifique à savoir quel est l'effet des taux brut de scolarisation (éducation) sur la croissance économique du Mali ?

L'objet du présent travail est d'évaluer l'effet de l'éducation sur la croissance économique du Mali. Plus spécifiquement, il s'agit d'analyser l'effet du taux brut de scolarisation approximé par la variable stock<sup>2</sup> (VS) sur le taux de croissance réel du PIB. L'hypothèse fondamentale déduite de cet objectif spécifique est que le taux brut de scolarisation (variable stock) cause positivement et significativement le taux de croissance réel du PIB.

Cette étude contribue donc à l'amélioration de la compréhension de la littérature empirique existante sur la question de l'éducation et de la croissance économique en générale et au Mali en particulier.

L'article est structuré de la manière suivante : une première section décrite, dans une revue de la littérature, la relation entre le capital humain éducatif et la croissance économique ; une deuxième section a trait à la méthodologie et les sources des données, l'interprétation des résultats dans une dernière et le travail se termine par une conclusion.

## **1. Revue de la littérature**

### **1.1. Cadre théorique**

La théorie économique a longtemps porté son attention sur la relation entre le capital humain (l'éducation) et la croissance économique (Becker et Capital, 1964 ; Marschall, 1930 ; Schultz, 1961 ; Welch, 1970). L'éducation permet aux individus de mieux présenter, traiter et exploiter les informations. Cette relation sera mise en doute à la fin des années 90 et plus tard par d'autres travaux, comme ceux de Caselli et al. (1996) ; Pritchett, (2001) ; Akram & Pada, (2009) ; Ararat, (2008) ainsi que d'autres.

Les travaux théoriques et empiriques (Altinok, 2003 ; Barro, 1991 ; Benhabib & Spiegel, 1994 ; Coulombe, 2004 ; Mankiw et al., 1995) ont montré l'existence d'une relation robuste entre l'éducation et la croissance économique à travers la formation d'une main d'œuvre qualifiée capable d'innover et d'acquérir des nouvelles technologies qui permettent d'améliorer la productivité des travailleurs et la qualité des produits.

Lucas (1988) a fait une contribution importante au lien entre le capital humain et la croissance économique. Cet auteur affirme que la croissance ne peut être durable que si le capital humain est capable de se développer sans limite. Selon Lucas, le niveau de la production dépend nécessairement du niveau de l'éducation, et que le taux d'accroissement de cette production

---

<sup>2</sup> La variable stock est le taux brut de scolarisation

suivra le taux d'accroissement du stock du capital humain. Les travaux pionniers sur l'économie de l'éducation, les nouvelles théories de la croissance endogène et d'autres travaux parallèles ont connu tant de résultats qu'il est impossible de parler de croissance économique sans référence à l'éducation. Les modèles de croissance endogène, basés sur l'analyse de travaux de recherche et développement, notamment la contribution de Romer (1990), ont pour effet de déterminer qu'une croissance à taux constant dépend en partie du capital humain. Romer affirme que le capital humain est un élément indispensable à la production des nouvelles idées.

Aujourd'hui, le rôle de l'éducation dans la croissance économique est glorifié par les institutions internationales et conforté par la théorie économique. Dès lors, l'augmentation massive de la scolarisation dans plusieurs pays a un impact considérable sur la croissance économique et l'emploi.

L'éducation favorise la croissance économique en adoptant un niveau de formation important et ensuite une main d'œuvre qualifiée. L'augmentation du salaire individuel a un effet direct, tandis que les externalités croissantes associées à l'éducation ont un effet indirect (Dahlin & Behrens, 2005 ; Heckman, 1997).

L'éducation semble de plus en plus favoriser la croissance économique directement ainsi qu'indirectement par une égalité sociale et la cohésion (Gyimah-Brempong et al., 2006). Ces auteurs ont déclaré que l'éducation, financièrement par les dépenses publiques, peut favoriser la croissance économique et réduire les inégalités dans la répartition des revenus. L'éducation a pour effet de favoriser la croissance économique, non seulement en améliorant le capital humain mais aussi le capital physique et social.

L'augmentation de la croissance est due au nombre d'années d'études (Aghion et Cohen 2004). Ces derniers confirment l'existence d'une relation positive entre l'éducation et la croissance économique. Henaff (2006) explique que la principale cause de la pauvreté des pays africains est la médiocrité du niveau d'éducation. Ce faible niveau de développement éducation pour ces pays ne permet pas d'améliorer leurs situations économiques et leurs places dans l'économie mondiale.

La pratique permet de collecter le capital humain. En travaillant, on apprend plus et devient plus productif. Le capital humain est une externalité positive de l'activité de production. Dans "The economic implications of learning by doing", Arrow (1983) montre que l'efficacité des facteurs de production dépend de l'apprentissage, c'est le célèbre modèle AK. Borland et Yang (1992) ont montré que l'apprentissage par la pratique jouait un rôle dans l'évolution du pays, avec une plus grande spécialisation dans la production. Dans ces deux cas, l'apprentissage par

la pratique peut servir de moyen de croissance.

### 1.2. Des travaux empiriques :

L'importance du capital humain dans la croissance économique a fait l'objet de beaucoup de recherches ces trente dernières années depuis pratiquement 1988 avec les travaux de Lucas (1988). L'objet dans cette partie est d'apporter quelques contributions majeures de la revue dans les faits.

De nombreux travaux empiriques ont montré une relation directe entre la croissance et l'éducation et ont attesté l'impact positif de l'éducation sur la croissance économique (Touré, 2020, p. 256). Les résultats empiriques de Barro et Sala-i-Martin (1995) ont montré que les acquis des hommes en éducation, particulièrement aux niveaux secondaires et tertiaires, ont des effets positifs sur la croissance. L'augmentation du taux moyen d'éducation dans le secondaire de 0,68 an permet d'augmenter le PIB annuel de 1,1 point de pourcentage, tandis qu'une augmentation de l'éducation dans le supérieur de 0,09 an permet d'augmenter la croissance annuelle de 0,5 point. Barro et Sala-i-Martin ont trouvé une relation entre le PIB initial et le capital humain (au sens général, y compris la santé et l'éducation), de sorte que les pays qui traînent ont tendance à se développer plus rapidement lorsqu'ils ont des niveaux élevés de capital humain accomplis. Lorsque les diplômés d'enseignement supérieur (y compris la licence, le troisième cycle, et autres diplômés du supérieur) augmentaient de 1 pour-cent, l'augmentation du rendement annuel était entre 0,42 et 0,63 pour-cent. Barro & Sala-i-Martin (1995), présentent d'autres estimations de la contribution du capital humain à la croissance, utilisant les mêmes données sur la même période.

Pritchett (2001), de son côté, a abouti à une absence de relation entre l'éducation et le taux de croissance du PIB par tête pour les pays en développement. Cet auteur explique cela par trois raisons : premièrement, l'environnement politique et institutionnel pourrait être suffisamment mauvais pour que l'accumulation du capital humain affaiblisse la croissance économique. En second lieu, la qualité de l'éducation pourrait être si courte que les années d'études n'engendrent aucun capital humain. La troisième possibilité est que les rendements de l'éducation pourraient avoir diminué rapidement puisque l'offre de main-d'œuvre éduquée a augmenté pendant que la demande demeurait constante. Denison (1962) détermine les principaux facteurs explicatifs de la croissance économique aux États-Unis sur la période 1929-1957 en utilisant l'approche de différentiel de gains par décomposition de résidu de Solow. Cette méthode consiste à considérer le niveau du salaire comme proxy de l'éducation. Cet auteur fait l'hypothèse que le travail est rémunéré à sa productivité marginale et donc s'il y a des différences dans les salaires, cela est

dû à la différence au niveau d'éducation. Il a conclu que 54% de la croissance américaine est due au développement des facteurs quantitatifs et qualitatifs humains.

Krueger & Lindahl (2001), dans leur étude de la relation entre éducation et croissance économique, ont découvert un effet positif et significatif tout en utilisant des données de 110 panels observés entre 1960 et 1990. Pradhan (2009) a étudié le lien de causalité entre l'éducation et la croissance économique en Inde, au cours de la période 1951-2001, à travers une enquête. Les résultats de cette enquête ont confirmé qu'il y a une causalité unidirectionnelle entre l'éducation et la croissance économique.

Dauda (2010) démontre que l'éducation est non seulement une clé de réduction de la pauvreté mais contribue également à alimenter le capital humain, qui est une condition nécessaire à la croissance économique. Cet auteur met en lumière la relation entre l'investissement dans l'éducation et la croissance économique au Nigéria. Il utilise des séries chronologiques annuelles durant la période 1977-2007, tout en se basant sur la technique de cointégration de Johansen ainsi que la méthode de corrélation d'erreur menant comme variables, la main d'œuvre, la formation brute de capital fixe et du capital éducatif. En affirmant que l'éducation est au centre du processus de la croissance économique, il étudie les implications du niveau de capital humain sur la croissance économique. Dauda utilise une méthode à effets fixes et les effets aléatoires pour indiquer que le taux de rendement de l'éducation est égal à 20% et que l'économie mondiale croît à un taux de 2% pour une année d'étude supplémentaire. Par contre, le rendement est négatif avec le niveau primaire et élevé avec le secondaire et le supérieur.

Jenkins (1995), dans une étude menée au Royaume Uni, a examiné un index des facteurs de productivité totale et son rapport avec les différents niveaux d'instruction. La productivité est un autre moyen d'amélioration de la croissance. La recherche et le développement sont des domaines qui peuvent favoriser la croissance économique et la croissance de la productivité.

Dans l'analyse de la relation capitale humaine et croissance, l'apport des enquêtes internationales sur les acquis des élèves est un sujet plus complexe. On estime une forme intermédiaire dans laquelle le capital humain est mesuré directement en stock, tandis que le capital physique est introduit par le taux d'investissement. Les résultats ainsi trouvés laissent à penser que l'inversion des conclusions tient moins au changement de modèle (méthode d'équilibre versus fonction de production) qu'à la prise en compte des effets fixes par la deuxième génération d'estimations. Selon Altinok, (2007:11) : « Les résultats de cette estimation sont proches de ceux de Pritchett, puisqu'on est conduit à supposer une relation négative de l'éducation sur la croissance, de manière significative ». Ainsi, lorsque les

méthodes économétriques les plus robustes sont utilisées, il devient impossible de faire apparaître une relation positive entre le capital humain et la croissance ou le niveau du produit agrégé, quelle que soit la spécification économétrique retenue (Gurgand, 2000).

## 2. Méthodologie

L'objet recherché de ladite partie porte sur la constitution de la base de données, du choix des variables, de la spécification théorique et économétrique du modèle et enfin le signe des paramètres et la méthode d'estimation.

Afin de répondre à l'objet recherché dans cet article, nous avons procédé à des collectes de données secondaires auprès des institutions, des structures et organismes possédant les données de l'éducation. Ainsi, nous avons retenu plusieurs bases de données comme celle de la Banque Mondiale, de l'UNESCO, de l'OMS et du BIT.

### 2.1. Spécification du modèle

La présente section traite de la méthodologie d'estimation du modèle, de sa spécification à sa présentation empirique. Des travaux empiriques, nous nous sommes inspirés du modèle de Solow (1956), Schultz (1961) et Denison (1962). Il s'agit de la fonction Cobb-Douglas où  $y = F(k L ED)$  avec  $y$  la production agrégée,  $k$  le capital physique,  $L$  le travail et  $ED$  le capital humain. Une autre variante de cette fonction de production est celle du modèle de Solow augmenté de capital humain. Nous en avons sous différentes formes également.

### 2.2. Spécification économétrique du modèle

Notre estimation tiendra compte de certaines variables pour évaluer le stock de capital humain comme proxy. Le stock de capital humain disponible est généralement évalué en fonction de certains indicateurs, comme le taux de scolarisation (Barro, 1991). Dans cet article, nous optons pour le même choix. Ainsi, le capital humain est évalué par la valeur des taux bruts de scolarisation de l'ensemble du système éducatif. Nous entendons par là le taux brut de scolarisation du primaire, du secondaire et du supérieur. Ces taux sont représentés par les valeurs de stock (VS) dans le modèle. Quant au capital physique, il est évalué par les dépenses publiques éducatives du primaire, du secondaire, du supérieur et les dépenses totales de santé. Il est représenté par les valeurs de flux (VF). L'analyse économétrique suppose le choix d'une fonction de production. De façon formelle, nous retenons la fonction de production suivante :

$$Y = AF(k^a L^{1-a}) \quad (1).$$

Elle est également de type Cobb-Douglas dans sa version simpliste. Ainsi, de cette fonction de production, le logarithme de production s'exprime linéairement en fonction des logarithmes des autres facteurs. La prise en compte du Log de la relation (1) est la suivante :

$$\text{Log } y_t = \text{Log } A_t + \alpha \text{Log } K_t + (1-\alpha) \text{Log } L_t + \text{eps} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{Log } A_t = & \mu_1 \text{Log}(TCHO_t) + \mu_2 \text{Log}(TOUC_t) + \mu_3 \text{Log}(TBNAT_t) + \mu_4 \text{Log}(TAG_t) \\ & + \mu_5 \text{Log}(INTSP_t) + \text{eps} \end{aligned} \quad (3)$$

En développant  $\alpha \text{Log } K_t$  et  $(1-\alpha) \text{Log } L_t$  nous aurons :

$$\alpha \text{Log } K_t = VF_t$$

$$\begin{aligned} \alpha \text{Log } K_t = & u_6 \text{Log}[DPE_{prim_t}] + u_7 \text{Log}[DPE_{secon_t}] + u_8 \text{Log}[DPE_{sup_t}] \\ & + u_9 \text{Log}[DT_{san_t}] + \text{eps} \end{aligned} \quad (4)$$

$$(1 - \alpha) \text{Log } L_t = VS_t$$

$$(1 - \alpha) \text{Log } L_t = u_{10} \text{Log}[TBS_{prim_t}] + u_{11} \text{Log}[TBS_{secon_t}] + u_{12} \text{Log}[TBS_{sup_t}] + \text{eps} \quad (5)$$

$VF_t$  : valeur de flux

$VS_t$  : valeur de stock

Les variables de la forme fonctionnelle du modèle sont ainsi qui suivent :

$\text{Log } y_t$  : représente le logarithme du PIB réel de l'année t en pourcentage ;

$\text{Log}[TCHO_t]$  : désigne le logarithme népérien du taux de change officiel du FCFA du Mali de l'année t ;

$\text{Log}[TOUC_t]$  : désigne le logarithme népérien du taux d'ouverture

$[(\text{Exportations} + \text{Importations}) / 2\text{PIB}] * 100$ , de l'année t ;

$\text{Log}[TBNAT_t]$  : désigne le logarithme népérien du taux brut de natalité de l'année t ;

$\text{Log}[TAG_t]$  : les terres agricoles de l'année t en logarithme népérien ;

$\text{Log}[INTSP_t]$  : instabilité sociopolitique de l'année t en logarithme népérien ;

$\text{Log}[TBS_{prim_t}]$  : représente le logarithme népérien du taux brut de scolarisation du primaire de l'année t ;

$\text{Log}[DPE_{prim_t}]$  : représente le logarithme népérien des dépenses publiques éducatives du primaire de l'année t ;

$\text{Log}[TBS_{secon_t}]$  : représente le logarithme népérien du taux brut de scolarisation du secondaire de l'année t ;

$\text{Log}[DPE_{secon_t}]$  : représente le logarithme népérien des dépenses publiques éducatives du secondaire de l'année t ;

$\text{Log}[TBS_{sup_t}]$  : représente le logarithme népérien du taux brut de scolarisation du supérieur de l'année t ;

$Log[DPE_{sup_t}]$  : représente le logarithme népérien des dépenses publiques éducatives du supérieur de l'année t ;

$Log[DT_{san_t}]$ : représente le logarithme des dépenses totales de santé de l'année t

$w_i$  : les coefficients du modèle ;

$eps$ : désigne le terme d'erreur.

En reportant les équations (3), (4) et (5) dans l'équation (2) nous obtenons la forme stochastique suivante :

$$\begin{aligned} Logy_t = & \mu_0 + \mu_1 Log(TCHO_t) + \mu_2 Log(TOUC_t) + \mu_3 Log(TBNAT_t) + \mu_4 Log(TAG_t) \\ & + \mu_5 Log(INTSP_t) + u_6 Log[DPE_{Prim_t}] + u_7 Log[DPE_{secont_t}] \\ & + u_8 Log[DPE_{sup_t}] + u_9 Log[DT_{san_t}] + u_{10} Log[TBS_{Prim_t}] \\ & + u_{11} Log[TBS_{secont_t}] + u_{12} Log[TBS_{sup_t}] + eps \end{aligned}$$

Nous présentons les variables de la forme fonctionnelle retenue de l'équation ci-dessus en changeant les  $\mu_i$  en  $w_i$  pour ne pas confondre les coefficients de l'équation (6) avec celles précédentes (3, 4 et 5). Exemple : le  $\mu_1$  de l'équation (3) est différent du  $\mu_1$  de l'équation (6) dans les commentaires.

L'addition étant associative nous aurons :

$$\begin{aligned} Log y_t = & w_0 + w_1 Log[DPE_{Prim_t}] + w_2 Log[DPE_{secont_t}] + w_3 Log[DPE_{sup_t}] + \\ & w_4 Log[DT_{san_t}] + w_5 Log[TBS_{Prim_t}] + w_6 Log[TBS_{secont_t}] + w_7 Log[TBS_{sup_t}] + \\ & w_8 Log(TCHO_t) + w_9 Log(TOUC_t) + w_{10} Log(TBNAT_t) + w_{11} Log(TAG_t) + \\ & w_{12} Log(INTSP_t) + eps \end{aligned} \quad (6)$$

Toutes les variables sont en logarithme de part et d'autre de l'équation (6) ; cela suppose que les  $w_i$  sont des élasticités.

### 2.3. Signes des variables et méthodes d'estimation

#### 2.3.1. Signes des variables

Dans le tableau ci-dessous sont portés les signes attendus des variables.

**Tableau 1 : Signes attendus des variables et source des données**

Modèle fonctionnel				
	Variable endogène en logarithme		Signes attendus	Source
	$Logy_t$	PIB réel global	Croissance Économique	BM
N°	Variables exogènes	Les variables sont en logarithme népérien	Modèle	
1	$Log(VF_t)$	Valeur des flux	+	UNESCO/OMS
2	$Log(VS_t)$	Valeur des stocks	+	UNESCO/BM
3	$Log[TCHO_t]$	Taux de change officiel	+	BM
4	$Log[TOUC_t]$	Taux d'ouverture commerciale	+	BM
5	$Log[TBNAT_t]$	Taux brut de natalité	-	BM
6	$Log[TAG_t]$	Terres agricoles	-	BM
7	$Log[INTSP_t]$	Instabilité sociopolitique	-	Polity IV <sup>3</sup> et Hunan Rigths Watch <sup>4</sup>

Source : Les auteurs

La vérification de la loi normale et le test de stationnarité des variables du modèle nous ont permis de choisir la nature du modèle adopté pour l'estimation. Les résultats obtenus ont porté sur le choix d'un modèle autorégressif à retards échelonnés ou distribués, en abrégé ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model). Le modèle est développé par (Pesaran et al., 2001). Notre choix se justifie par les avantages que présente ce dernier par rapport aux modèles définis par Engle & Granger (1987) et Johansen (1988). L'approche ARDL n'exige pas que les séries soient intégrées du même ordre. Elle permet ainsi une estimation des variables avec des niveaux d'intégration différents (intégration en niveau  $I(0)$  & intégration en différence première  $I(1)$ ). Dans le cadre des échantillons de taille réduite, tel notre cas, cette approche est plus efficace et donne des résultats plus significatifs pour déterminer les relations de cointégration et les

<sup>3</sup> Les données Polity ont une grande utilité dans le domaine des sciences politiques. La dernière version de Polity IV contient les données annuelles sur les caractéristiques des régimes et les transitions pour tous les États souverains de plus de 500 000 habitants, allant de 1800 à 2006. Les conclusions de Polity sur le niveau de démocratie d'un État consistent en une évaluation des élections au sein de cet État en termes de compétition, d'ouverture et de niveau de participation.

<sup>4</sup> Une organisation non gouvernementale internationale (ONGI) qui se donne pour mission de défendre les droits de l'homme et le respect de la Déclaration universelle des droits de l'homme.

coefficients immédiats à court et long termes. Ainsi, comme traitement à l'analyse de la causalité en de pareille situation, nous avons choisi celui de Toda & Yamamoto (1995). Donc, un processus non séquentiel en cas de présence en niveau  $I(0)$  et de première différence  $I(1)$ . Pour tester la stationnarité d'une série temporelle, il existe plusieurs tests de racine unitaire (DF, ADF, PP, KPSS...) <sup>5</sup>. Parmi ces tests, celui d'ADF (Dickey Fuller augmenté), de Dickey & Fuller (1979) et PP (Phillips & Perron, 1988) sont les plus utilisés dans la revue. Nous optons pour ADF pour accepter l'hypothèse nulle  $H_0$  autrement dit existence de racine unitaire et, par conséquent, non stationnaire ou bien la rejeter (pas de racine unitaire et donc stationnaire). Les résultats du test de Dickey Fuller augmenté et de la loi normale sont alors consignés dans le tableau 2.

**Tableau 2 : Test de stationnarité et de normalité des variables du modèle**

Variables	Degré de stationnarité ou ordre Dickey Fuller augmenté d'intégration	Normalité
$y_t$	$I(0)$ En niveau	Jarque-Bera : 12,21064 Probabilité : 0,002231
$VF_t$	$I(1)$ En différence première	Jarque-Bera : 4,943484 Probabilité : 0,084438
$VS_t$	$I(1)$ En différence première	Jarque-Bera : 25,26075 Probabilité : 0,000003
$TCHO_t$	$I(1)$ En différence première	Jarque-Bera : 1,456092 Probabilité : 0,482852
$TOUC_t$	$I(0)$ En niveau	Jarque-Bera : 2,047040 Probabilité : 0,350328
$TBNAT_t$	$I(0)$ En niveau	Jarque-Bera : 12,90823 Probabilité : 0,001574
$TAG_t$	$I(1)$ En différence première	Jarque-Bera : 5,418934 Probabilité : 0,066572
$INTSP_t$	$I(0)$ En niveau	Jarque-Bera : 6,833343 Probabilité : 0,032821

Source : Les auteurs

<sup>5</sup> DF: Dickey Fuller, DFA: Dickey Fuller augmenté, PP : Phillips perron, KPSS : Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

### 2.3.2. Méthode d'estimation

L'équation du modèle est la suivante :

$$\begin{aligned} \text{Log } y_t = & w_0 + w_1 \text{Log}(VF_t) + w_2 \text{Log}(VS_t) + w_3 \text{Log}(TCHO_t) + w_4 \text{Log}(TOUC_t) \\ & + w_5 \text{Log}(TBNAT_t) + w_6 \text{Log}(TAG_t) + w_7 \text{Log}(INTSP_t) + \text{eps} \end{aligned} \quad (7)$$

Le modèle semi logarithmique retenu est le suivant :

$$\begin{aligned} y_t = & w_0 + w_1(VF_t) + w_2 (VS_t) + w_3 \text{Log}(TCHO_t) + w_4 \text{Log}(TOUC_t) + \\ & w_5 \text{Log}(TBNAT_t) + w_6 \text{Log}(TAG_t) + w_7 (INTSP_t) \end{aligned} \quad (8)$$

L'écriture de cette équation selon le modèle ARDL est :

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^P \alpha_{1j} (\Delta y_{t-1}) + \sum_{j=0}^{q1} \alpha_{2j} (\Delta VF_{t-1}) + \sum_{j=0}^{q2} \alpha_{3j} (\Delta VS_{t-1}) \\ & + \sum_{j=0}^{q3} \alpha_{4j} \Delta \text{Log}(TCHO_{t-1}) + \sum_{j=0}^{q4} \alpha_{5j} \Delta \text{Log}(TOUC_{t-1}) \\ & + \sum_{j=0}^{q5} \alpha_{6j} \Delta \text{Log}(TBNAT_{t-1}) + \sum_{j=0}^{q6} \alpha_{7j} \Delta \text{Log}(TAG_{t-1}) \\ & + \sum_{j=0}^{q7} \alpha_{8j} \Delta INTSP_{t-1} + \beta_1 (y_{t-1}) + \beta_2 (VF_{t-1}) + \beta_3 (VS_{t-1}) \\ & + \beta_4 \text{Log}(TCHO_{t-1}) + \beta_5 \text{Log}(TOUC_{t-1}) + \beta_6 \text{Log}(TBNAT_{t-1}) \\ & + \beta_7 \text{Log}(TAG_{t-1}) + \beta_8 (INTSP_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

Avec  $\Delta$  : opérateur de différence première,  $(P, q_j)$  le nombre maximum de retards dans le terme concerné en utilisant les critères d'informations (Akaike-AIC, Schwaz-SIC et Hannan-Quin) pour déterminer les décalages optimaux,  $\alpha_0$  est la constance,  $\alpha_j$  les effets à court terme,  $\beta_j$  la dynamique de long terme et enfin  $\varepsilon_t$  le terme d'erreur (bruit blanc).

Le test de cointégration de Johansen exige à ce que les variables soient intégrées de même ordre, ce qui n'est pas toujours le cas en pratique. Notre article répond plutôt au test de cointégration de Pesaran et al., (2001), connu sous le nom de cointégration aux bornes ou « Bounds test to cointegrations ». Ce test permet l'obtention d'un modèle à correction d'erreur pour confirmer la cointégration.

Dans l'équation (9), nous déduisons le modèle à correction d'erreur (MCE) :

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}(\Delta y_{t-1}) + \sum_{j=0}^{q1} \alpha_{2j}(\Delta VF_{t-1}) + \sum_{j=0}^{q2} \alpha_{3j}(\Delta VS_{t-1}) \\ & + \sum_{j=0}^{q3} \alpha_{4j} \Delta \text{Log}(TCHO_{t-1}) + \sum_{j=0}^{q4} \alpha_{5j} \Delta \text{Log}(TOUC_{t-1}) \\ & + \sum_{j=0}^{q5} \alpha_{6j} \Delta \text{Log}(TBNAT_{t-1}) + \sum_{j=0}^{q6} \alpha_{7j} \Delta \text{Log}(TAG_{t-1}) \\ & + \sum_{j=0}^{q7} \alpha_{8j}(\Delta INTSP_{t-1}) + \theta v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10) \end{aligned}$$

$\theta$  est la force de rappel ou la vitesse de correction d'erreur au niveau d'équilibre après un choc, il varie entre -1 et 0.  $v_{t-1}$ . Le terme de correction d'erreur est le terme de correction d'erreur dû à la relation d'équilibre à long terme vérifiée. Le mot "-1" signifie une convergence parfaite et instantanée tandis que "0" signifie aucune convergence après un choc dans le processus. Il y a également Pesaran et al. 2001) ont souligné qu'il est important de vérifier la constance des multiplicateurs à long terme en testant le modèle à correction d'erreur ci-dessus pour assurer la stabilité de ses paramètres. La somme cumulative (CUSUM) et la somme cumulative des carrés (CUSUMQ) sont les éléments les plus utilisés dans la plupart des études.

### 3. Présentation des résultats :

Dans cette section, nous présentons les statistiques descriptives des variables et les tests.

**Tableau 3 : Statistiques descriptives des variables du modèle**

	Y <sub>T</sub>	VF <sub>T</sub>	VS <sub>T</sub>	L_TCHO <sub>T</sub>	L_TOUC <sub>T</sub>	L_TBNAT <sub>T</sub>	L_TAG <sub>T</sub>	INTSP <sub>T</sub>
<b>Median</b>	4.200000	12.50555	9.785503	2.694425	1.446718	1.688126	1.500160	1.000000
<b>Skewness</b>	0.743897	0.310015	1.532179	-0.690863	-0.294806	-1.408786	-0.355138	0.048795
<b>Kurtosis</b>	5.221297	1.415920	5.323035	2.421808	1.976660	3.569447	1.350323	1.002381
<b>Jarque-Bera</b>	12.21064	4.943484	25.26075	3.832601	2.382896	14.11592	5.510956	6.833343
<b>Probabilité</b>	0.002231	0.084438	0.000003	0.147150	0.303781	0.000861	0.063579	0.032821
<b>Observations</b>	41	41	41	41	41	41	41	41

**NB :** L : Log.

**Source :** Les auteurs

L'analyse descriptive du tableau 3 laisse apparaître une présence de distribution normale (probabilité de Jarque-Bera >5%) des variables : valeur de flux, taux de change officiel, taux d'ouverture commerciale et terres agricoles. La variable valeur de flux est plus volatile et la variable taux brut de natalité (L\_TBNAT<sub>T</sub>) l'est moins au regard des valeurs de l'écart type. La

distribution est approximativement symétrique pour la valeur de flux ( $VF_T$ ) et son coefficient d'aplatissement est plus aplati que la normale, donc, la série est platikurtique. Pour le taux brut de natalité, la série est d'asymétrie forte et écart critique c'est-à-dire moins plate que la normale. Une modélisation ARCH (Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity) est souhaitable en cas de présence de volatilité.

### 3.1. Test de stationnarité du modèle

Les résultats du test de stationnarité des variables sont dans le tableau 4.

**Tableau 4 : Test de stationnarité des variables du modèle**

Variables	Probabilité	Tests statistiques	Retard optimal
$y_t$	0,0000	T stat.-7,66 ; 1% -3,605 ; 5% -2,936	1
$VF_t$	0,0000	T stat.-6,92 ; 1% -6,610 ; 5% 2,938	2
$VS_t$	0,0000	T stat.-6,93 ; 1% 3,610 ; 5% -2,938	2
$Log(TCHO_t)$	0,0000	T stat.-5,61 ; 1% -3,610 ; 5% -2,938	3
$Log(TOUC_t)$	0,0047	T stat.-4,49 ; 1% -4,205 ; 5% -3,526	1
$Log(TBNAT_t)$	0,0447	T stat.-3,58 ; 1% -4,226 ; 5% -3,536	3
$Log(TAG_t)$	0,0012	T stat.-5,01 ; 1% -4,211 ; 5% -5,529	3
$(INTSP_t)$	0,0168	T stat.-3,99 ; 1% -4,205 ; 5% -3,526	3

Source : Les auteurs

Les différentes probabilités sont comparées au seuil de 5% et les T statistiques sont comparés aux différents seuils (1%, 5% et 10%).

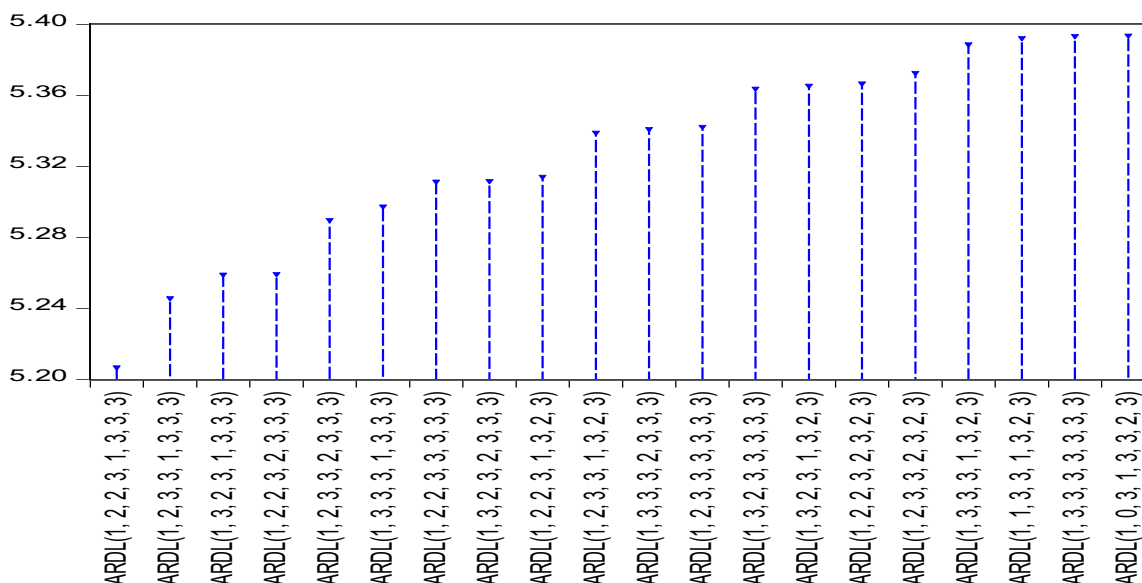
La lecture du tableau 4 révèle des ordres d'intégration différents pour les différentes séries.

### 3.2. Décalage optimal du retard du modèle optimal

Le choix du nombre de retard optimal se base sur le critère d'Akaike et de Schwarz. Le résultat est dans le graphique ci-après.

**Graphique 1 : Valeurs graphiques Akaike du modèle**

Akaike Information Criteria (top 20 models)



Source : Les auteurs

La plus petite valeur de Akaike pour les 20 premiers modèles porte sur le modèle ARDL (1, 2, 2, 3, 1, 3, 3, 3) qui, d'ailleurs, est le plus optimal. Le nombre optimal de retard dans ledit modèle est 3. Ces informations permettent l'estimation du modèle ARDL.

### 3.3. Tests de diagnostic de la validité globale du modèle

Pour la validité globale du modèle, il est nécessaire de procéder aux tests suivants : le test de normalité (Jarque-Bera), le test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test), le test d'hétéroscédasticité (Breusch-Pagan-Godfrey, Arch test) et celui de spécification globale du modèle (à quel degré le modèle choisit est juste ?) à savoir le test de Ramsey Reset. Dans le test d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité, les résidus sont utilisés à la place des erreurs. L'hypothèse nulle au seuil de 5% est acceptée pour les différents tests autrement dit, les probabilités sont > 5%. L'autocorrélation et l'hétéroscédasticité affectent essentiellement les coefficients de la régression. Les effets sont alors sur les variances et les coefficients restent toujours sans biais mais leurs écart-types changent et deviennent plus grands, ce qui conduit à une sous-estimation des t-statistiques et donc leurs degrés de significativité changent aussi.

**Tableau 5 : Test de diagnostic du modèle**

Nom du test	Outils du test	Valeurs	Probabilité >5%
Normalité	Jarque-bera	4,156314	0,1251
Autocorrélation	Breusch-Godfrey Serial	25,78662	0,0000
	Correlation LM Test	2,097295	0,1476
Arch test			
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	26,37408	0,3345
Spécification	Ramsey Reset	4,221387	0,0645

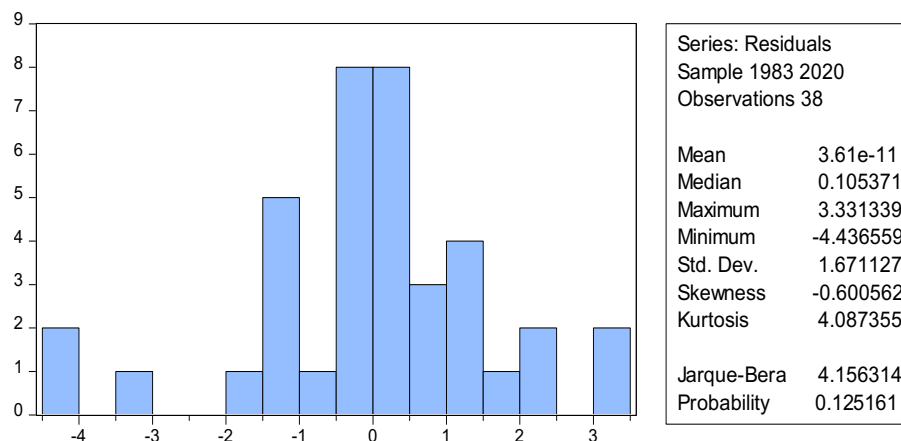
Source : Les auteurs

Nos différents tests confirment l'hypothèse nulle sauf le test d'autocorrélation des résidus (probabilité 0,000). L'explication de ce cas est donnée bien avant le tableau. Néanmoins, le test Arch (résidus non corrélés mais dépendants) a été privilégié pour pallier ce problème d'autocorrélation des résidus et de plus, dans le modèle ARDL estimé, la variable endogène et plusieurs variables exogènes sont cycliques, c'est-à-dire dépendent de leurs retards. Il est logique que nos variables indépendantes à part le taux brut de natalité et l'instabilité sociopolitique soient corrélées. D'une part les taux bruts de scolarisation des différents ordres d'enseignement sont fortement liés, il en est de même pour les dépenses en éducation et d'autre part les deux sont étroitement liés. Alors, nous admettons une exclusion de corrélation parfaite entre les variables indépendantes de l'échantillon. Les mêmes remarques demeurent en cas de présence d'hétéroscédasticité. Nous rappelons tout de même que notre modèle est autorégressif à retards distribués autrement dit un modèle ARDL qui ne souffre pas de problème d'estimation en de pareille situation. Donc, il y a possibilité également de colinéarité entre variables exogènes. En gros le modèle ARDL (1, 2, 2, 3, 1, 3, 3, 3) estimé est globalement valide et les estimations sont robustes.

### 3.4. Test de normalité des résidus du modèle

Le résultat de ce test est consigné dans le tableau 5. Il est dit : « pour calculer les intervalles de confiance prévisionnels et aussi pour effectuer les tests de Student sur les paramètres, il convient de vérifier la normalité des erreurs. Le test de « Jarque-Bera » (1984), fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique » (Bourbonnais & Terraza, 1998).

**Graphique 2 : L’histogramme de la distribution des résidus du modèle**



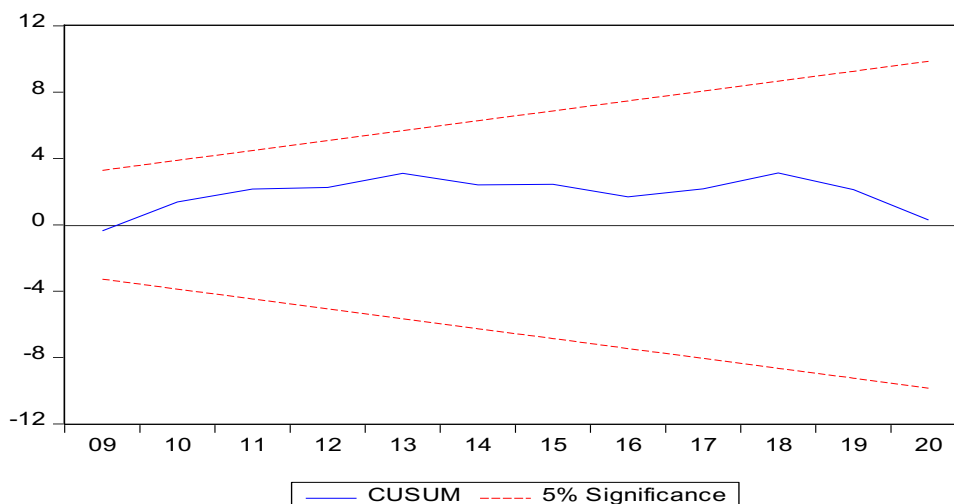
Source : Les auteurs

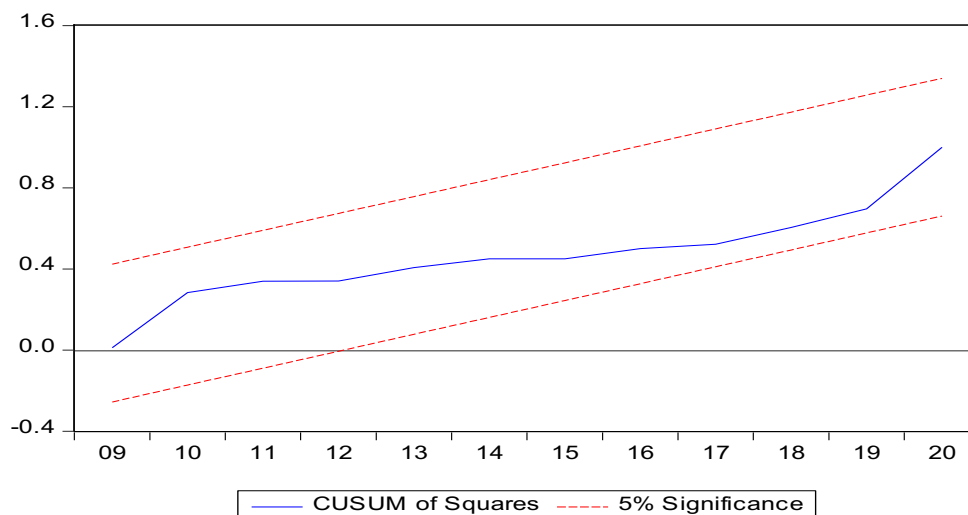
L’histogramme de la distribution des résidus du modèle affiche une probabilité (12,5%) supérieure à 5% donc, présence d’une loi normale. Le coefficient d’asymétrie inférieur à 0, alors, la série est décalée à gauche. Le coefficient d’aplatissement est supérieur à 3, la série est alors moins plate que la normale (elle est epto critique).

**3.5. Test de stabilité du modèle :**

Cette stabilité du modèle ARDL estimé est réalisée avec le test de cusum simple et cusum au carré (of squares). Le cusum simple analyse la stabilité de la constance et cusum carré porte vérification à la stabilité des coefficients. C’est donc une stabilité à long terme du modèle estimé.

**Graphique 3 : Cusum et cusum of quares du modèle**





Source : Les auteurs

Nous remarquons une stabilité du modèle avec le graphique 3. Notre modèle a donc résisté aux périodes d’instabilité sociopolitique qu’a connu le pays entre 1980 et 2020. Cette résistance est due en partie aux variables de contrôle dans le modèle estimé malgré la volatilité des variables d’intérêts à savoir : la valeur des flux et la valeur des stocks.

### 3.6. Test de cointégration aux bornes (Bounds Test) du modèle

Le test de cointégration aux bornes permet l’application de celui de Pesaran et al., (2001). Avant tout, le modèle ARDL doit être estimé. Les valeurs du test calculé (F de Fisher) sont comparées aux valeurs critiques observées au niveau des bornes. La procédure est la suivante :

- Si la valeur de Fisher est supérieure à la borne supérieure il y a cointégration
- Si la valeur de Fisher est inférieure à la borne inférieure il n’y a pas cointégration
- Si la valeur de Fisher est comprise entre les deux bornes il n’y a pas conclusion

Les résultats du test sont dans le tableau 6.

Tableau 6 : Test de cointégration aux bornes

F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
<b>F-statistic</b>	13.22836	10%	1.92	2.89
<b>K</b>	7	5%	2.17	3.21
		2.5%	2.43	3.51
		1%	2.73	3.9

Source : Les auteurs

Les résultats du tableau 6 confirment l’existence d’une relation de cointégration aux bornes entre les différentes séries de notre modèle. La valeur de F-statistic = 13.22836 est supérieure

à celle de la borne supérieure aux différents seuils critiques (10%, 5%, 2.5%, 1%). L'existence d'une relation de cointégration nous donne la possibilité d'estimer les effets de long terme entre les variables et éventuellement, de voir la dynamique du court terme.

### 3.7. Coefficients de court terme du modèle :

La lecture du tableau 7 révèle qu'à court terme, l'éducation comme capital humain représentée par la variable stock (VS) et les dépenses en éducation et santé (représentées par la variable flux VF) agissent négativement et significativement sur la croissance économique. Ces résultats confirment ceux de Touré (2020) sur l'enseignement en Côte d'Ivoire, de Afzal et al., (2010) sur le Pakistan, de Altinok (2007) sur l'ASS. En d'autres termes, une augmentation, respectivement, de l'éducation comme capital humain (variable stock VS) et de la variable flux (VF) de 1% provoque respectivement une baisse moins que proportionnelle (0.64%) et proportionnelle (1%) du taux de croissance réel du PIB. Cela pourrait s'expliquer par la faiblesse des taux bruts de scolarisation, de la capacité d'entrepreneuriat ou d'innovation et la qualité de la formation du capital humain. Dans le temps, ces variables favorisaient la croissance. Dans cet article nous avons exclu la contribution partielle des différents ordres d'enseignement sur la croissance. Quant aux variables de contrôle, elles confirment aussi significativement leurs effets escomptés ce qui est favorable à la croissance économique. En outre, le tableau démontre que le coefficient d'ajustement ou force de rappel est statistiquement significatif car il est négatif, compris entre zéro (0) et deux (2) en valeur absolue. Il est oscillant de façon décroissante car il est compris entre -1 et -2. Le taux de 1% est significativement différent de celui de zéro, ce qui garantit l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur. Le modèle a une correction d'erreur acceptée et confirme une relation de long terme entre la variable dépendante et les variables exogènes. Il y a donc une possibilité d'ajustement de 195% du déséquilibre entre le taux de croissance réel du PIB et les variables du modèle. Les coefficients du modèle estimé sont des semi élasticités.

**Tableau 7 : Résultats des coefficients de court terme**

Variable dépendante $Y_T$				
Variables	Coefficients	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VF <sub>T</sub> )	-1.000043**	0.371950	-2.688648	0.0197
D(VF <sub>T</sub> (-1))	1.520151***	0.410862	3.699906	0.0030
D(VS <sub>T</sub> )	-0.640226***	0.205341	-3.117867	0.0089
D(VS <sub>T</sub> (-1))	1.820282***	0.274887	6.621939	0.0000
D(LOG_TCHO <sub>T</sub> )	62.77819***	11.22116	5.594623	0.0001
D(LOG_TCHO <sub>T</sub> (-1))	-16.52454	10.13683	-1.630148	0.1290

D(LOG_TCHO <sub>T</sub> (-2))	-46.27626***	10.00232	-4.626554	0.0006
D(LOG_TOUC <sub>T</sub> )	15.39435	16.09520	0.956456	0.3577
D(LOG_TBNA <sub>TT</sub> )	-71514.80***	7564.440	-9.454077	0.0000
D(LOG_TBNAT <sub>T</sub> (-1))	104879.7***	13429.22	7.809817	0.0000
D(LOG_TBNAT <sub>T</sub> (-2))	-40377.96***	6406.439	-6.302715	0.0000
D(LOG_TAG <sub>T</sub> )	-301.0876***	92.29256	-3.262317	0.0068
D(LOG_TAG <sub>T</sub> (-1))	-677.8982***	98.94879	-6.851001	0.0000
D(LOG_TAG <sub>T</sub> (-2))	-280.4118***	91.05602	-3.079553	0.0095
D(INTSP <sub>T</sub> )	-0.608190	0.977906	-0.621931	0.5456
D(INTSP <sub>T</sub> (-1))	13.03052***	1.314526	9.912718	0.0000
D(INTSP <sub>T</sub> (-2))	9.238238***	1.477793	6.251375	0.0000
Coint Eq (-1)*	-1.959743***	0.139124	-14.08635	0.0000

\* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

**NB :** (\*\*\*, \*\*, \*) indique la significativité au seuil de (1%, 5%, 10%)

Source : Les auteurs

### 3.8. Coefficients de long terme du modèle :

À la lecture du tableau 8, tous les coefficients sont significatifs à part les terres. L'éducation ou taux brut d'éducation représentée par la variable stock, et la variable flux impactent négativement et significativement, comme à court terme la croissance économique. Ces résultats confirment ceux de Touré (2020). Contrairement au court terme, la baisse du taux de croissance est moins que proportionnelle pour la variable flux et proportionnelle pour la variable stock (éducation). Une politique éducative mieux adaptée est nécessaire pour inverser ces effets. Les variables de contrôle quant à elles ont des effets significativement escomptés à long terme sauf la variable terres agricoles. Son effet n'est pas significatif. Ces résultats indiquent que, pour booster la croissance économique, il faut fortement encourager le change officiel, l'ouverture économique et la stabilité sociopolitique et par contre décourager le comportement nataliste des ménages.

**Tableau 8 : Résultats des coefficients de long terme**

Variable dépendante $Y_T$				
Variables	Coefficients	Std. Errors	t-Statistic	Prob.
$VF_T$	-2.006478**	0.808159	-2.482777	0.0288
$VS_T$	-1.040732***	0.275726	-3.774521	0.0026
$LOG\_TCHO_T$	25.86321*	12.34545	2.094960	0.0581
$LOG\_TOUC_T$	94.91418***	20.75906	4.572180	0.0006
$LOG\_TBNAT_T$	-258.3864*	140.2104	-1.842848	0.0902
$LOG\_TAG_T$	56.23657	76.67020	0.733487	0.4773
$INTSP_T$	-8.395948***	2.298656	-3.652547	0.0033
C	194.8086	174.1828	1.118415	0.2853

**NB :** (\*\*\*, \*\*, \*) indique la significativité au seuil de (1%, 5%, 10%)

Source : Les auteurs

### 3.9. Test de causalité de Toda et Yamamoto du modèle

Le test de causalité de Toda & Yamamoto, (1995) est privilégié à celui de Granger, (1980). Le test de causalité de Granger n'est pas efficace lorsqu'on est en présence des ordres d'intégration différents ( $I(0)$ ,  $I(1)$ ). Le test de causalité de Toda et Yamamoto utilise la statistique de Wald «  $W$  » qui suit une distribution de Khi-deux. Les variables étant intégrées d'ordre 1 ( $p=1$ ) et que le retard optimal est  $q=3$ , alors le retard optimal pour l'équation VAR de Toda et Yamamoto est  $p+q=1+3=4$ . Nous remarquons deux causalités bidirectionnelles et trois causalités unidirectionnelles (voir tableau 9). Pour le premier cas, l'ouverture économique impacte le taux de croissance réel du PIB et celui-ci influence l'ouverture. Ensuite l'instabilité sociopolitique cause le taux de croissance réel du PIB et celui-ci influence l'instabilité. Ces résultats confirment ceux de Barro (1991) qui trouve que la stabilité politique favorise la croissance. Dans le second cas, la valeur des stocks cause le taux de croissance réel du PIB via l'instabilité sociopolitique et, cause également le taux brut de natalité indirectement.

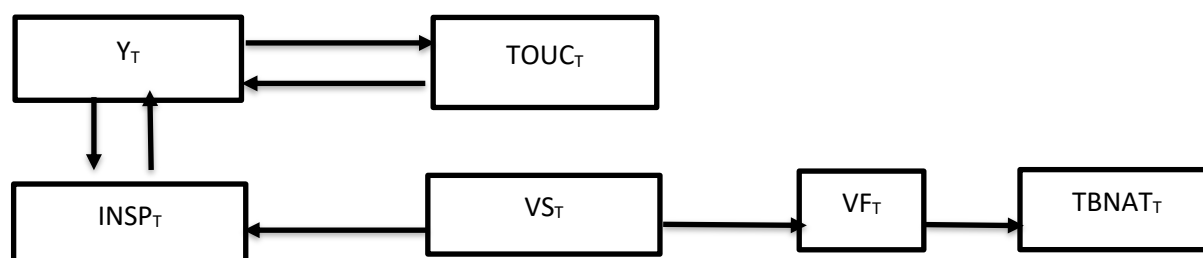
**Tableau 9 : Résultats du test de causalité de Toda et Yamamoto**

Variables dépendantes	Variables causales							p+q	d <sub>max</sub>	
	Y <sub>T</sub>	VF <sub>T</sub>	VS <sub>T</sub>	L_TCHO <sub>T</sub>	L_TOUC <sub>T</sub>	L_TBNAT <sub>T</sub>	L_TAG <sub>T</sub>	INTSP <sub>T</sub>	4	1
Y <sub>T</sub>		(0.61) 0.97	(0.17) 3.46	(0.42) 1.68	<b>(0.00)</b> <b>9.51</b>	(0.64) 0.86	(0.61) 0.96	<b>(0.02)</b> <b>7.15</b>		
VF <sub>T</sub>	(0.47) 1.49		<b>(0.05)</b> <b>5.92</b>	(0.90) 0.18	(0.86) 0.28	(0.41) 1.74	(0.17) 3.44	(0.77) 0.52		
VS <sub>T</sub>	(0.93) 0.13	(0.71) 0.67		(0.68) 0.76	(0.59) 1.03	(0.53) 1.25	(0.54) 1.22	(0.81) 0.40		
L_TCHO <sub>T</sub>	(0,08) 5,01	(0.86) 0.29	(0.27) 2.60		(0.58) 1.08	(0.45) 1.58	(0.65) 0.83	(0.32) 2.24		
L_TOUC <sub>T</sub>	<b>(0.02)</b> <b>7.15</b>	(0.35) 2.07	(0.11) 4.30	(0.14) 3.38		(0.59) 1.02	(0.16) 3.62	(0.80) 0.43		
L_TBNAT <sub>T</sub>	(0.37) 1.97	<b>(0.00)</b> <b>16.06</b>	(0.10) 4.43	(0.08) 4.85	(0.17) 3.43		(0.30) 2.36	(0.21) 3.10		
L_TAG <sub>T</sub>	(0.29) 2.44	(0.51) 1.33	(0.06) 5.58	(0.70) 0.69	(0.31) 2.85	(0.09) 4.71		(0.78) 0.48		
INTSP <sub>T</sub>	<b>(0.01)</b> <b>7.93</b>	(0.87) 0.26	<b>(0.05)</b> <b>5.80</b>	(0.35) 2.09	(0.63) 0.91	(0.64) 0.88	(0.85) 0.30			

Source : Les auteurs

□ : significatif au seuil de 5% ; \_ : significatif au seuil de 1%, ; d<sub>max</sub> : ordre maximal d'intégration des variables ; (.) : p-value ; p+q : lag maximal du VAR à niveau (SIC).

**Schéma : Causalité des différentes variables du modèle**



Source : Les auteurs

Il ressort de la lecture du schéma que, sur la période d'étude (1980-2020), l'éducation ou variable stock influence indirectement le taux de croissance réel du PIB à travers la stabilité sociopolitique du pays. En d'autres termes, plus des personnes auront la chance d'aller à l'école moins il y aura d'instabilité sociopolitique. Aussi, des pratiques comme la bonne gouvernance,

la lutte contre la corruption ; le comportement de patriotisme ou de civisme, etc. doivent être factuels.

## Conclusion

Dans cet article, il est question d'évaluer l'effet du capital humain (éducation) sur le taux de croissance réel du PIB du Mali. Plus spécifiquement, il s'agit d'analyser l'effet de l'éducation ou du capital humain approximé par la variable stock (VS) sur le taux de croissance réel du PIB. Pour réaliser ces objectifs, des données recueillies des bases de la Banque Mondiale, de l'UNESCO, de l'OMS, de Polity IV et Human Rights Watch sur la période 1980-2020 ont servies pour l'expérimentation du modèle ADRL. La valeur ajoutée de notre travail trouve tout son attrait à partir du moment où nous avons choisi de distinguer les variables de stock des variables de flux dans l'estimation du modèle ARDL qui, d'ailleurs, est un modèle dynamique. Dans l'estimation du modèle ARDL correspondant, les coefficients des variables de stock et de flux sont négatifs. Autrement, les variables stock (VS) et flux (VF) influencent négativement et significativement le taux de croissance réel du PIB, à court terme aussi bien qu'à long terme. Le test de Toda et Yamamoto (1995) a montré qu'il n'y avait aucune relation causale directe entre l'éducation ou le capital humain (variable stock), les dépenses en éducation et santé (variable flux) et le taux de croissance réel du PIB. Il est donc infirmé l'hypothèse. Ce résultat confirme les travaux de Pritchett (2001) qui ont montré qu'il n'y avait pas de relation entre l'éducation et le taux de croissance du PIB par tête dans les pays en développement. Au Mali, l'éducation (variable stock) influence indirectement la croissance économique à travers la stabilité sociopolitique. La mesure de l'éducation par les seules variables de quantité et de qualité regroupées, ne signifie pas toujours avec évidence que l'éducation n'a pas d'effet sur la croissance. Ce qui pourrait en partie expliquer le résultat de l'estimation de notre modèle. Par ailleurs, dans l'analyse de la causalité, l'éducation cause indirectement le taux de croissance réel du PIB. Cependant, les variables de quantité ou de qualité prises séparément dans le modèle pourraient conduire à d'autres conclusions.

## Références bibliographiques

- Afwal, M., Farooq, M. S., Ahmad, H. K., Begum, I. and Quddus, M. A. (2010). Relationship Between School Education and Economic Growth in Pakistan: ARDL Bounds Testing Approach to Cointegration. *Pakistan Economic and Social Review*, Vol. 48, No. 1, pp. 39-60.
- Aghion, P., & Cohen, É. (2004). *Éducation et croissance*. La documentation française Paris.
- Akram, N., & Pada, I. (2009). Education and economic growth: A review of literature.
- Altinok, N. (2003). La Banque mondiale et l'éducation en Afrique subsaharienne. IREDU.

Altinok, N. (2007). Capital humain et croissance : L'apport des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. *Économie publique/Public economics*, 18-19.

Ararat, M. (2008). A development perspective for "corporate social responsibility": Case of Turkey. *Corporate Governance: The international journal of business in society*, 8(3), 271-285.

Arrow, K. J. (1983). *Collected papers of Kenneth J. Arrow: General equilibrium* (Vol. 2). Harvard University Press.

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2), 407-443.

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). Technological diffusion, convergence, and growth (No. W5151). Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research. doi, 10, w5151.

Becker, G. S., & Human Capital, H. (1964). A theoretical and empirical analysis with special reference to education. University of Chicago Press, 1975, 1993.

Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1994). The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary economics*, 34(2), 143-173.

Borland, J., & Yang, X. (1992). Specialization and a new approach to economic organization and growth. *The American Economic Review*, 82(2), 386-391.

Bourbonnais, R., & Terraza, M. (1998). Analyse des séries temporelles en économie. FeniXX.

Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate : A new look at cross-country growth empirics. *Journal of economic growth*, 1(3), 363-389.

Coulombe, S. (2004). Performance en littératie, capital humain et croissance dans quatorze pays de l'OCDE. Statistique Canada.

Dahlin, K. B., & Behrens, D. M. (2005). When is an invention really radical? Defining and measuring technological radicalness. *Research policy*, 34(5), 717-737.

Dauda, R. O. S. (2010). Investment in education and economic growth in Nigeria: An empirical evidence. *International Research Journal of Finance and Economics*, 55(10), 158-169.

Denison, E. F. (1962). How to raise the high-employment growth rate by one percentage point. *The American Economic Review*, 52(2), 67-75.

Elkhalfi, O., Chaabita, R., & Guemimi, C. (2021). L'impact de l'Enseignement Supérieur sur la Croissance Economique : Une analyse sur données de panel pour un groupe de pays d'Afrique. *International Journal of Financial Accountability, Economics, Management, and Auditing (IJFAEMA)*, 3(3), 104-117. <https://doi.org/10.52502/ijfaema.v3i3.49>

- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Gurgand, M. (2000). Capital humain et croissance : La littérature empirique à un tournant ? *Économie publique/Public economics*, 06.  
<https://journals.openedition.org/economiepublique/1636>
- Gyimah-Brempong, K., Paddison, O. & Mitiku, W. (2006). Higher Education and Economic Growth in Africa. *Journal of Development Studies*, Vol. 42, No. 3, 509–529, April 2006.
- Heckman, J. (1997). Instrumental variables: A study of implicit behavioral assumptions used in making program evaluations. *Journal of human resources*, 441-462.
- Henaff, N. (2006). Education et développement. Regard critique sur l'apport de la recherche en économie. *Défis du développement en Afrique subsaharienne. L'éducation en jeu*, 67-93.
- Houeninvo, E., J., H., and Sossou, G.-A. (2015). "Education, Health and Economic Growth in African Countries." *Journal of Economic Development* 40 (1): 93–111.
- Jenkins, R. (1995). *Quantitative X-ray spectrometry*. CRC Press.  
<https://www.taylorfrancis.com/books/mono/10.1201/9781482273380/quantitative-ray-spectrometry-ron-jenkins>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Krueger, A. B., & Lindahl, M. (2001). Education for growth: Why and for whom? *Journal of economic literature*, 39(4), 1101-1136.
- Lacheheb, M., Nor, N. M., & Baloch, I. (2014). Health Expenditure, education and Economic Growth in MENA Countries.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
- Makwe, E. U., Oladele, A. O., & Tubolayefa, E. (2020). "Human Capital Investment and Economic Growth in Nigeria: An Econometrics Analysis, 1981-2019". *Journal of Economics and Sustainable Development*. Vol.11, No.18, 47-58
- Mankiw, N. G., Phelps, E. S., & Romer, P. M. (1995). The growth of nations. *Brookings papers on economic activity*, 1995(1), 275-326.
- Marshall, R. (1930). The problem of the wilderness. *The Scientific Monthly*, 30(2), 141-148.
- Ojo, T., Odusanya, I. A., & Ojo, S. I. (2022). "Health Expenditure, Education and Economic Growth in Nigeria." *Open Journal of Social Science and Humanities* Volume: 3; Issue: 1, Pages: 01-17, (ISSN: 2734-2077).

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.

Pradhan, R. P. (2009). Education and economic growth in India: Using error correction modelling. *International research journal of finance and economics*, 25(1), 139-147.

Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone? *The world bank economic review*, 15(3), 367-391.

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, 98(5, Part 2), S71-S102.

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51(1), 1-17.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.

Touré, D. (2020). Enseignement supérieur, capital humain et croissance économique : Une approche par l'analyse causale. *European Scientific Journal ESJ*, 16(16). <https://doi.org/10.19044/esj.2020.v16n16p255>.

Welch, F. (1970). Education in production. *Journal of political economy*, 78(1), 35-59.