

Intermédiation bancaire, boursière et croissance économique en Côte d'Ivoire : une Analyse empirique

Banking, stock market intermediation and economic growth in Côte d'Ivoire: an empirical analysis

ESSOHO Esmel Pierre Éric
Doctorant en Economie du Développement,
à l'Ufr SEG, Université Felix HOUPHOUËT-BOIGNY
de COCODY-ABIDJAN
ericesmel@yahoo.fr

RÉSUMÉ

Cet article analyse la relation entre l'intermédiation financière et la croissance économique en Côte d'Ivoire pour la période allant de 1970 à 2021. Le model autorégressif à retard échelonné (ARDL) est utilisé pour modéliser la dynamique de long terme et de court terme de l'impact de l'intermédiation financière sur le taux de croissance du PIB par tête ainsi que le test de causalité au sens de Toda et Yamamoto. Les résultats des tests révèlent, d'une part, l'existence d'une relation causale unidirectionnelle allant du ratio M3_PIB vers la croissance économique ; d'autre part, une causalité bidirectionnelle entre le TPIBT et le crédit accordé au secteur privé (CPRIV). Par suite, l'on note une absence de causalité entre le TCPIBT et la CAPIB en Côte d'Ivoire. De même, les résultats attestent que le ratio M3_PIB exerce un effet positif et significatif à long terme sur la croissance économique. Par contre le CPRIV exerce un impact négatif et significatif sur la croissance économique à long terme. Cependant, la capitalisation boursière (CAPIB) impacte positivement sur la croissance économique à court terme. Par contre, elle n'a aucun effet sur le TPIBT à long terme.

Mots-clés : Intermédiation financière ; Croissance économique ; Économie Ivoirienne ; ARDL

ABSTRACT

This article analyzes the relationship between financial intermediation and economic growth in Côte d'Ivoire for the period from 1970 to 2021. The autoregressive step-lag model (ARDL) is used to model the long-term and short-term dynamics the impact of financial intermediation on the growth rate of per capita GDP as well as the causality test within the meaning of Toda and Yamamoto. The results of the tests reveal, on the one hand, the existence of a unidirectional causal relationship going from the M3_GDP ratio to economic growth; on the other hand, a bidirectional causality between the TPIBT and the credit granted to the private sector (CPRIV). As a result, there is an absence of causality between the TCPIBT and the CAPIB in Côte d'Ivoire. Similarly, the results show that the M3_GDP ratio has a positive and significant long-term effect on economic growth. On the other hand, the CPRIV has a negative and significant impact on long-term economic growth. However, market capitalization (CAPIB) has a positive impact on short-term economic growth. On the other hand, it has no effect on the TPIBT in the long term.

Keywords : Financial intermediation; Economic growth; Ivorian economy; ARDL

1. INTRODUCTION

La relation entre l'intermédiation financière et la croissance économique est l'une des questions les plus débattues depuis longtemps par les économistes. Cependant, elle reste une question controversée du point de vue des résultats sur la causalité. Alors que certaines études estiment que l'intermédiation financière est le moteur de la croissance économique (Islam & Osman, 2011; Nieh et al., 2009; Odedokun, 1998), d'autres soutiennent que la croissance économique est le moteur de l'intermédiation financière. Cependant, il existe des études qui soutiennent qu'une causalité bidirectionnelle existe entre l'intermédiation financière et la croissance économique (Odhiambo, 2011).

En effet, la plupart des auteurs s'accordent, du moins sur le plan théorique, sur le fait qu'un bon fonctionnement du système financier exerce un effet favorable sur la croissance économique. Le rôle principal du marché financier et du secteur bancaire dans toutes les économies est d'améliorer l'efficacité de l'allocation de capital et d'encourager les économies, ce qui favorise la croissance économique, entraînant une plus grande formation de capital, la mobilisation de l'épargne, la gestion des risques et la facilitation des transactions. Schumpeter (1911) s'inscrivait dans la même approche en traitant l'importance des crédits bancaires dans le financement des projets. Mckinon et shaw (1973) recommandaient la libéralisation financière comme une solution pour mener une croissance économique.

Tous ces travaux mettaient le canal du « développement financier » vers « la croissance économique ». Mais il faut noter qu'il n'y a pas un consensus général sur l'impact des marchés boursiers ou des banques sur la croissance économique.

En effet, durant les années 90, l'impact positif de la libéralisation financière sur la croissance économique était une idée dominante fondée sur une réflexion théorique et de nombreux travaux empiriques. L'insuffisance de la croissance économique dans les pays en voie de développement est alors expliquée par la répression financière. Cependant, l'Afrique demeure l'une des régions où la croissance économique est la plus rapide au monde, accompagnée d'un développement des services financiers, en particulier, l'accès aux services de dépôts des banques commerciales. Toutefois, il est à craindre que ce développement n'ait pas été suffisamment significatif pour assurer la pérennité de la croissance économique.

En Côte d'Ivoire, le système financier est faiblement développé et son soutien à l'économie réelle largement insuffisant. Si les crédits à l'économie croissent significativement chaque année (13 % de croissance annuelle moyenne entre 2016 et 2019), l'accès au crédit reste une contrainte majeure pour les entreprises du secteur privé. Les crédits à l'économie ne représentaient que près de 20 % du PIB en 2019, contre une moyenne de 45 % en ASS, d'après les Statistiques financières internationales du Fonds monétaire international (FMI).

En effet le système financier ivoirien mérite une attention particulière à cause de son faible niveau et sa capacité à financer sa croissance économique. Plusieurs études récentes ont mis en exergue que la propension des banques à allouer des crédits est fortement liée à la croissance économique dans le pays. Jacques Esso (2009) montre que le développement financier de la Côte d'Ivoire cause le produit intérieur brut par tête. Dembélé B.S. & MACHRAFI M. (2021) montrent à partir d'un modèle VAR qu'il existe un impact positif entre le secteur bancaire et la croissance économique ivoirienne sur la période allant 1990 à 2019. Par contre, ils indiquent que la masse monétaire et les crédits bancaires octroyés à l'économie impactent négativement la croissance économique.

Cette divergence des résultats nous amène à poser la question de recherche suivante : quel est le sens de causalité entre la finance et la croissance économique en Côte d'Ivoire.

Cet article vise à étudier les impacts de marché boursier et de secteur bancaire sur la croissance économique en Côte d'Ivoire. La contribution de notre étude est l'incorporation des indicateurs bancaires et boursiers pour examiner les relations à long terme entre les deux marchés et la croissance économique. D'une manière méthodologique, nous utilisons le taux d'inflation, et le taux d'ouverture commerciale en tant que variables de contrôle qui sont apparues des déterminants fondamentaux de la croissance économique en Côte d'Ivoire dans plusieurs articles.

La suite de l'article se présente de la manière suivante : La deuxième section présente la revue de la littérature. La troisième section, quant à elle, expose la démarche méthodologique. La quatrième section présente les résultats obtenus et leurs discussions. La cinquième section conclut l'étude.

2. REVUE DE LITTÉRATURE

Cette section revisite la littérature théorique et empirique sur le lien entre l'intermédiation financière et la croissance économique. Dans une première sous-section, nous exposons un débat favorable à un effet positif de l'intermédiation financière sur la Croissance économique. Dans une deuxième sous-section, nous présentons un débat pessimiste sur la relation entre intermédiation financière et la croissance.

2.1. Débat favorable à un effet positif de l'intermédiation financière sur la croissance économique

Les auteurs tels que Bagehot, Hicks, Gurley et Shaw sont les premiers à mettre en évidence la relation entre le développement du marché financier et la croissance économique. De même, Goldsmith, R.W. [1969] s'inspirant des travaux de Schumpeter [1911] estiment que le développement financier est indispensable pour la croissance économique, et que si des pays sous-développés ont une croissance faible, ce serait à cause de leur faible niveau de développement financier (Eggoh [2009],p.3). En effet, Bagehot (1873) et Hicks (1969) montrent le rôle primordial qu'a joué le système financier dans l'essor de l'industrialisation en Angleterre en facilitant la mobilisation du capital. Selon les idées de Bagehot (1873), le succès du développement britannique est dû à la supériorité de son marché financier, qui avait une facilité relative à mobiliser l'épargne pour financer les divers investissements à long terme.

Chez Schumpeter (1911), dans son ouvrage « La théorie de l'évolution économique », il montre l'importance du secteur bancaire dans le développement économique. Il montre que le crédit sert le développement économique et qu'il est une condition préalable à la création et au développement de l'innovation et donc de la croissance économique. Il souligne également que lorsque les banques fonctionnent bien, elles encouragent l'innovation technologique à travers l'identification et le financement des entrepreneurs ayant un plus grand potentiel innovateur.

Si Schumpeter estime que le développement financier stimule la croissance à travers l'allocation efficace des ressources, il ne met pas l'accent sur le processus de mobilisation de l'épargne mais plutôt sur l'octroi du crédit. La banque assure le financement de l'entrepreneur innovateur par création monétaire (au cas où l'épargne serait insuffisante). Mais elle le fait sans s'assurer de l'existence d'une demande face à l'offre d'une part et d'autre part sans pouvoir évaluer le risque lié à l'activité d'innovation de l'entrepreneur. En effet, le développement financier affecte positivement la croissance économique à travers l'efficacité de l'accumulation du capital (ou l'accroissement de la productivité marginale du capital). MacKinnon, R. (1973) et Shaw, E.S (1973) font l'extension de l'argument de Goldsmith, R.W. (1969). Ils soutiennent que le développement financier n'implique pas seulement un accroissement de la productivité du capital, mais aussi une hausse du taux d'épargne et, par conséquent, un volume d'investissement plus grand. De même, dans le cas de la Tunisie, Khoutem, B et al (2014) ont utilisé un modèle général autorégressif à retards distribués (ARDL) pour évaluer la relation finances-croissance. Ils ont montré que le crédit intérieur au secteur privé a un effet positif sur la croissance économique. En outre, cette étude a confirmé la vision du lien bidirectionnel entre

crédit et croissance économique. Cependant, ils ont constaté que le développement boursier n'avait des effets solides et positifs sur la croissance économique Tunisienne.

Malgré ces séries d'études trouvant un lien positif entre le développement de l'intermédiation financière et la croissance économique, d'autres études trouvant la relation négative entre ces deux variables.

2.2. Débat pessimiste sur la relation entre intermédiation financière et la croissance

Certains économistes tels que De Gregorio et Guidotti [1995], Berthelemy et Varoudakis [1996], Deidda et Fattouh [2002], Rousseau et Wachtel [2002], Rioja et Valev [2004 a et b], Gaytan et Ranciere [2004], Demetriades et Law [2004], Aghion, H. et al. [2004, 2005], Fung [2009], Rousseau et Yilmazkuday [2009], Huang et al. [2010], Yilmazkuday [2011] ne croient pas qu'il y ait une relation importante entre système financier et croissance économique. Ils imputent l'absence de lien entre le développement financier et la croissance à la présence d'effets de seuil dans cette relation. Cependant, pour Lucas R. (1988) le rôle des facteurs financiers dans la croissance économique est exagéré. Mayer (1990) quant à lui affirme qu'un marché boursier développé n'est pas important pour le financement de l'entreprise. D'autres auteurs comme Stiglitz (1985,1993) allant dans le même sens affirment que la liquidité des marchés financiers n'a pas d'impact sur le comportement des gestionnaires de compagnies et donc n'exerce pas un certain contrôle corporatif.

Mishra, S. & Narayan, P.K. (2015) montrent sur un échantillon de 43 pays sur la période de 1986 à 2012 à partir un modèle de données de panel non paramétriques que le secteur bancaire a un effet statistiquement significatif et négatif sur la croissance du PIB. D'autre part, ils montrent pour le marché boursier que, pour un certain intervalle, il a un effet statistiquement significatif et positif sur la croissance du PIB. Ils ont souligné que l'effet négatif du secteur bancaire et l'effet positif du marché boursier sur la croissance du PIB dépend du niveau du secteur bancaire et de la variable boursière. De même, Oluwatosin Adeniyi et al (2015) ont utilisé des données annuelles couvrant la période 1960-2010. Ils ont conclu que le développement financier a eu une incidence négative sur la croissance économique nigériane

3. MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

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.

3.1. Spécification du Modèle

Le modèle retenu est inspiré des travaux de Romer, P. (1990). Sa particularité est d'utiliser une fonction de production de type Cobb-Douglas 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 :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}, X_{t-q}) \quad (1)$$

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

Ainsi, afin d'examiner le lien entre le secteur bancaire, boursier et la croissance économique, nous utiliserons une équation adaptée aux modèles développés par Ang et McKibbin (2007), Nahla Samargandi & al. (2014), Ja et Ma (2008) et la version du modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL) développé par Pesaran et al. (2001), puis révisé par Narayan (2005) pour le cas des données de taille petite ou à échantillons réduits (30-80 observations).

L'application du modèle ARDL requiert les conditions suivantes :

- Des séries stationnaires au niveau I(0) et à la 1ère différence I(1) (Une mixité de stationnarité) ;
- Aucune série ne soit stationnaire en 2^{em} différence I(2) ;
- La variable dépendante doit être stationnaire en 1er différence ;
- La possibilité de tester l'impact des variables indépendantes sur la variable dépendante à court terme et à long terme dans un seul modèle ;
- Le modèle ARDL donne des résultats pertinents mieux que d'autres modèles sur les petits échantillons.

L'équation du modèle ARDL se présente comme suit :

$$d(Y_{t-1}) = c + \lambda Y_{t-1} + \beta X_{t-1} + \underbrace{\sum_{i=1}^m \alpha_{1,i} d(Y_{t-1})}_{\text{Données à long terme}} + \underbrace{\sum_{i=0}^k \alpha_{2,i} d(X_{t-1})}_{\text{Données à court terme}} + \varepsilon_t \dots \dots \quad (2)$$

Dans le cadre de cette étude l'approche ARDL de cointégration repose sur l'estimation du modèle suivant :

$$\begin{aligned} \Delta TCPIB_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta TCPIB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta CAPIB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta CPRIV_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta DOUV_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mu_i \Delta INFLA_{t-1} + \sum_{i=1}^p \sigma_i \Delta M3_PIB_{t-1} \\ & + \rho_1 TCPIB_{t-1} + \rho_2 CAPIB_{t-1} + \rho_3 CPRIV_{t-1} + \rho_4 DOUV_{t-1} \\ & + \rho_5 INFLA_{t-1} + \rho_6 M3_PIB_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

Où:

- TCPIBT : Taux de croissance du PIB réel par habitant ;
- α_0 : la constante ;
- CAPIB : Ratio de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB ;
- CPRIV : Crédit intérieur fourni par le secteur financier en pourcentage du PIB ;
- DOUV : Degré d'ouverture commerciale ;
- INFLA : Taux d'inflation
- M3_PIB : Ratio masse monétaire au PIB
- ε_t : Terme d'erreur (bruit blanc).

3.2. Variables et signes attendus des coefficients

Nous recapitulons toutes les différentes variables retenues pour l'analyse ainsi que les signes des coefficients attendus dans le tableau 1.

Tableau 1 : Définition et sources des variables

Variables	Définitions et construction	Sources	Signes attendus
<i>Variable Dépendante</i>			
Le Produit intérieur brut par tête (TPIBT)	PIB à prix constant de 1995, utilisé pour appréhender la croissance économique. ;	Base de données World Development Indicators (WDI)	
<i>Variables indépendantes</i>			
Le taux d'ouverture (DOUV)	(Importation + Exportation) / PIB	Base de données WDI	+
Le taux d'inflation (INFL)	Mesuré par le déflateur du PIB	Base de données World Development Indicators (WDI)	+/-
Le crédit intérieur fourni par le secteur financier en pourcentage du PIB (CPRIV)	Crédit au Secteur privé / PIB	Base de données de la BCEAO et World Development Indicators (WDI)	+
Le ratio capitalisation boursière sur le PIB (CAPIB)	Valeur des actions cotées en bourse / PIB	Base de données de la BCEAO	+
Le degré de monétisation (M3_PIB)	Le ratio M3 sur le PIB	Base de données World Development Indicators (WDI)	+

Source : Réalisé par l'auteur

Par ailleurs, le choix de ces variables citées plus haut trouve sa validation dans la littérature économique proposée par (Loesse ESSO (2009), K. KPODAR (2006), Clarke, Xu et Zou (2003), Joseph, Raffinot et Véné (1998) ou Berthélémy et Varoudakis (1996)).

3.3. Source de données des variables

Notre étude empirique est basée sur l'analyse des séries temporelles annuelles sur la période (1970-2021), avec un total de 52 observations pour chaque variable. Et ces données sont obtenues à partir de la base de données de la Banque Mondiale et de la BCEAO.

3.4. Procédure d'estimation

Afin d'estimer les paramètres de notre modèle par la méthode ARDL, nous avons procédé à différents tests à travers les étapes suivantes :

- Analyse descriptive des variables ;
- Etude de la stationnarité des séries ;
- Sélection du nombre de retard optimal ;
- Test de cointégration ou existence d'une relation de long terme ;
- Estimation du modèle à correction d'erreur pour tester la relation de court terme ;
- Test de diagnostic et de stabilité structurelle ;
- Test de causalité

4. PRÉSENTATION DES RÉSULTATS ET DISCUSSION

4.1. Analyse descriptive

L'analyse descriptive repose sur des graphiques et quelques tests statistiques. Plus spécifiquement, il s'agit d'analyser l'évolution de la variable TCPIB et Les autres variables de l'étude.

4.1.1. Tests statistiques descriptives

Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives des variables utilisées sur la période allant de 1970 à 2021, en Côte d'Ivoire. Les statistiques sont basées sur un total de 52 observations,

Tableau 2 : Résultats des tests Statistiques descriptives

	TCPIBT	CAPIB	CPRIV	DOUV	INFLA	M3_PIB
Mean	0.167544	9.240253	23.65075	31.75703	6.379014	25.01096
Median	0.012955	5.080000	19.80181	31.33493	2.983920	26.54830
Maximum	8.050729	28.87741	42.26380	42.03654	56.28378	36.93587
Minimum	-14.81176	0.234917	8.854635	21.00767	-4.523274	13.10912
Std. Dev.	4.683850	8.338767	11.68098	5.320485	11.62267	6.270825
Skewness	-0.577785	1.070991	0.195495	0.034860	2.625947	-0.637403
Kurtosis	3.416665	2.775914	1.452754	1.958164	10.29433	2.315948
Jarque-Bera	3.269398	10.04965	5.518158	2.362280	175.0441	4.534953
Probability	0.195011	0.006573	0.063350	0.306929	0.000000	0.103573
Sum	8.712274	480.4932	1229.839	1651.365	331.7087	1300.570
Sum Sq. Dev.	1118.861	3546.287	6958.711	1443.686	6889.411	2005.486
Observations	52	52	52	52	52	52

Source : Estimation de l'auteur sur Eviews 10

Il ressort du tableau ci-dessus qu'en ce qui concerne les variables d'intérêt, la plus forte moyenne est enregistrée par la variable M3_PIB avec la valeur de 25,01096 alors que la variable CAPIB enregistre la plus faible valeur de 9,240253. Par contre, en ce qui concerne les variables de contrôle, la plus forte moyenne est enregistrée par la variable DOUV avec la valeur de 31,75703 alors que la variable INFLA enregistre la plus faible valeur avec 6,379014. Parallèlement, ces mêmes tendances sont observées pour le cas des valeurs mini et maxi, de même qu'il en résulte ainsi pour leurs écarts types.

4.1.2. Évolution Graphique de quelques agrégats économiques

4.1.2.1. Evolution de la croissance économique Ivoirienne (1970-2021)

Le **graphique 1-a** présente la courbe d'évolution du PIB réel par habitant en Côte d'Ivoire sur une période allant de 1970 à 2021. Nous remarquons une fluctuation très élevée entre 2012 et 2013. Cette fluctuation peut être le résultat d'une stabilité financière ou de l'introduction d'un investissement direct étranger dans un secteur porteur de la croissance ou encore l'application d'une politique de réduction de taxe dans le but d'améliorer le climat d'affaire en Côte d'Ivoire. Par contre, cette courbe nous présente une récession entre 2002 et 2011 de l'économie ivoirienne durant cette période. Cette récession peut être due à l'absence d'une stabilité économique due aux différentes crises socio politiques qu'a connu le pays.

4.1.2.2. Évolution du crédit accordé par les banques au secteur privé en Côte d'Ivoire

Le **graphique 1-c** nous permet de voir l'évolution du crédit fourni au service privé par les banques en pourcentage du PIB en Côte d'Ivoire entre 1970 et 2021. Ce graphique ci-dessus permet de distinguer trois phases dans l'évolution du ratio Crédit/PIB. La première va de 1970 à 1983, la seconde de 1984 à 2004 et la troisième phase de 2005 à 2021. Au cours de la première phase, nous constatons

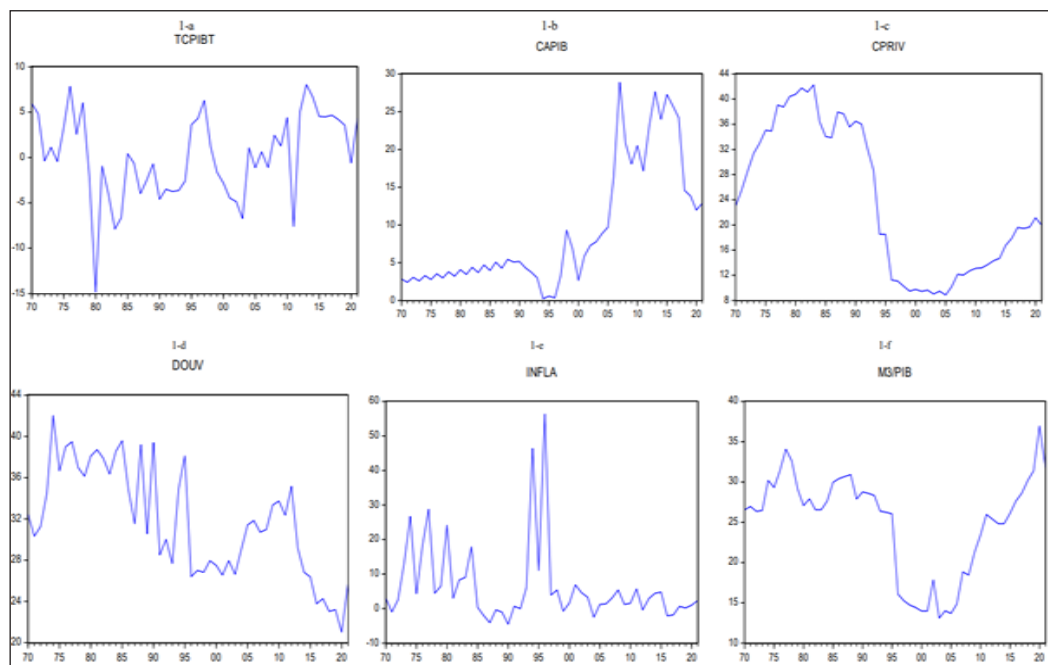
une augmentation continue du ratio des crédits par rapport au PIB tournant autour d'une moyenne de 42,26 %. Dans la seconde phase, le ratio atteint des niveaux de plus en plus bas par rapport à la phase précédente car c'est en 2004, l'année au cours de laquelle ce taux connaît une baisse considérable, pour s'établir à un ratio de 8,85 %. De 2005 à 2020, le ratio des crédits par rapport au PIB enregistre une augmentation passant de 8,85 % en 2005 à 21,13 % en 2009 pour baisser en 2021 à 19,95 %.

4.1.2.3. Évolution du ratio M3_PIB en Côte d'Ivoire (1970-2021)

La situation de liquidité dans l'économie Ivoirienne est illustrée par l'évolution du ratio de liquidité (M3/PIB) dans la figure 1-f ; celui-ci passe de 26,54 % en 1970 à 34,77 % en 1977. Ces augmentations résultent des opérations d'assainissement et de recapitalisation des banques ainsi que de la hausse des recettes des exportations. Ainsi, on note une légère tendance à la baisse entre 1978 et 2011. Au cours de la période allant de 2013 à 2020, le taux de liquidité (M3/PIB) a connu des variations remarquables, où il atteint son plus bas niveau soit 36,93% en 2020 et due principalement à la mise en place d'un programme de stabilisation macroéconomique. Ce taux de liquidité très élevé signifie que les agents économiques (les ménages et les entreprises) manifestent une préférence pour les actifs liquides. En effet, cette augmentation de la masse monétaire par rapport au PIB pourrait être expliquée par le volume important de la monnaie détenue en dehors du circuit bancaire.

4.1.2.4. Évolution de la capitalisation boursière en Côte d'Ivoire (1970-2021)

La capitalisation boursière des sociétés nationales cotées, a connu beaucoup de variation durant la période 1970-2021. En effet, on assiste une légère augmentation entre 1970-1990, est cela dû par la réforme du marché boursier. Puis, entre 1990-1993 on remarque une chute du marché boursier. Depuis 1997, on remarque qu'il y'a une augmentation de la capitalisation boursière suite aux réformes qui ont contribué à augmenter la confiance des investisseurs et de la part de la capitalisation boursière dans le PIB, pour avoir un taux de 27% en 2013. A partir de 2018, la capitalisation boursière revient à sa tendance baissière, pour s'établir à 12,84 % en 2021.



Graphique 1 : Evolution des variables retenues

Source : Nos données sur Eviews 10

4.2. Tests de racine unitaire

Avant de tester la cointégration entre les variables, il est important de mener le test racine unitaire afin de s'assurer qu'aucune variable n'est intégrée à l'ordre 2 notée I (2). Ceci est essentiel car la procédure ARDL suppose que toutes les variables sont intégrées d'ordre I (0) ou I (1). Si une variable est considérée comme étant I (2), les statistiques F calculées, produites par Pesaran et al (2001) ne peuvent plus être valides. À cet égard, le test le plus fréquent et le plus utilisé est le test Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Dickey et Fuller, 1979, 1981). Cependant, Phillips et Perron (1988) ont proposé une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller (DF) pour prendre en compte des erreurs hétéroscédastiques. Les résultats des tests de racine unitaire ADF et PP pour les variables sont présentés dans les deux tableaux 3 et 4.

4.2.1. Test ADF

Le tableau suivant montre les résultats obtenus du test de Dickey Fuller :

Tableau 3 : Résultat du test de Dickey Fuller augmenté (ADF) appliqué sur les **variables étudiées**

Variables		Modèle						Ordre d'Intégration
		Modèle (3)		Modèle 2		Modèle 1		
		Avec constante et tendance		Avec constante		Sans constante ni tendance		
		Valeur ADF	Valeur critique	Valeur ADF	Valeur critique	Valeur ADF	Valeur critique	
TCPIBT	Test en Niveau	-4,551	-3,500	-4,314	-2,919	-4,358	-1,947	I(0)
CAPIB	Test en Niveau	-2,174	-3,500	-1,514	-2,919	-0,700	-1,947	I(1)
	Test en Différence 1 ^{ère}	-6,988	-3,502	-7,052	-2,921	-7,098	-1,947	
CPRIV	Test en Niveau	-1,482	-1,482	-1,551	-2,922	-1,061	-1,947	I(1)
	Test en Différence 1 ^{ère}	-2,787	-3,504	-2,836	-2,922	-2,847	-1,947	
M3_PIB	Test en Niveau	-1,002	-3,500	-1,212	-2,919	-0,005	-1,947	I(1)
	Test en Différence 1 ^{ère}	-6,858	-3,502	-6,823	-2,921	-6,889	-1,947	
DOUV	Test en Niveau	-4,456	-3,500	-1,466	-2,921	-0,590	-1,947	I(1)
	Test en Différence 1 ^{ère}	-11,118	-3,502	-11,125	-2,921	-11,220	-1,947	
INFLA	Test en Niveau	-3,503	-3,502	-3,110	-2,921	-2,446	-1,947	I(0)

Source : Etabli par nos soins à partir d'EvIEWS 10

4.2.2. Test de Phillips Perron (PP)

Après avoir effectué le test de Dickey Fuller augmenté, nous allons maintenant procéder au test de Phillips Perron pour confirmer les résultats obtenus d'ADF.

Contrairement au test ADF qui prend en compte uniquement la présence d'autocorrélations dans les séries, le test de PP considère en plus l'hypothèse de présence d'autocorrélations, une dimension d'hétéroscédasticité dans les séries. En d'autres termes, le test de Phillips Perron permet de corriger l'autocorrélation qui peut exister dans le test de Dickey Fuller de manière non paramétrique.

Le tableau suivant montre les résultats obtenus de test de Phillips Perron

Tableau 4. : Résultats du test de Phillips Perron (PP)

Variables		Modèle						Ordre d'Intégration
		Modèle (3)		Modèle (2)		Modèle (1)		
		Avec constante et tendance		Avec constante		Sans constante ni tendance		
		Valeur PP	Valeur critique	Valeur PP	Valeur critique	Valeur PP	Valeur critique	
TCPIBT	Test en Niveau	-4,492	-3,500	-4,329	-2,919	-4,094	-1,947	I(0)
CAPIB	Test en Niveau	-1,872	-3,500	-1,561	-2,919	-0,706	-1,947	I(1)
	Test en Différence 1 ^{ère}	-7,398	-3,502	-7,397	-2,921	-7,455	-2,919	
CPRIV	Test en Niveau	-2,536	-3,500	-1,213	-2,919	-0,467	-1,947	I(1)
	Test en Différence 1 ^{ère}	-5,846	-3,502	-5,831	-2,921	-5,887	-1,947	
M3_PIB	Test en Niveau	-2,622	-3,500	-2,605	-2,919	-0,109	-1,947	I(1)
	Test en Différence 1 ^{ère}	-6,607	-3,502	-6,703	-2,921	-6,773	-1,947	
DOUV	Test en Niveau	-2,374	-3,500	-2,012	-2,919	-0,764	-1,947	I(1)
	Test en Différence 1 ^{ère}	-5,957	-3,502	-5,976	-2,921	-6,036	-1,947	
INFLA	Test en Niveau	-5,968	-3,500	-5,413	-2,919	-4,352	-1,947	I(0)

Source : Etabli par nos soins à partir d'Eviews 10

A partir des deux tableaux 3 et 4, on constate que les variables (CAPIB, CPRIV, M3_PIB, DOUV) sont stationnaires après la première différence avec un ordre d'intégration I(1). Quant aux variables TCPIBT et INFLA, elles sont stationnaires en niveau et donc un ordre d'intégration I(0). Ceci est confirmé par les deux tests ADF et PP.

En effet, après avoir testé la stationnarité de différentes variables incluse dans la présente étude, il ne s'avère qu'aucune des variables n'est stationnaire après deuxième différenciation et plus (c'est-à-dire elles sont toutes stationnaires soit en niveau ou après la première différenciation). Par conséquent, le modèle ARDL peut être appliqué afin d'estimer une éventuelle relation de cointégration entre la croissance économique et les variables explicatives, à savoir (CAPIB, CPRIV, M3_PIB, DOUV, INFLA). Après avoir déterminé l'ordre d'intégration des variables on passe alors à tester la Cointégration et la relation à long terme en utilisant la méthode ARDL.

Mais avant, pour effectuer le test de Co-intégration, il est d'abord nécessaire de déterminer le nombre de retard optimal pour le modèle en s'appuyant sur le critère d'Akaike (AIC).

4.3. Détermination du nombre de retard

Partons du critère d'information d'Akaike (AIC) pour déterminer le nombre de retard optimal des paramètres (p, q, h, r, s, m), où chacun de ces paramètres correspond au retard spécifié pour chaque variable dans le modèle ARDL. Les résultats de ce test sont présentés dans la figure qui suit :

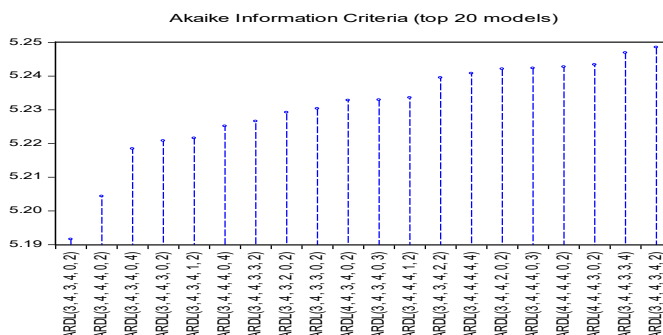


Figure 1 : Sélection du modèle selon le critère (AIC)
 Source : Etabli par nos soins à partir d'EvIEWS 10

D'après la figure ci-dessus et selon le critère AIC le modèle ARDL (3.4.3.4.0.2) est le plus optimal parmi les 19 autres, car il donne la plus petite valeur de l'AIC. Alors c'est le modèle qui donne des résultats statistiquement significatifs.

4.4. Test de cointégration des variables (Bounds Test de Fisher)

La procédure d'estimation du modèle ARDL (3.4.3.4.0.2) est contrainst par le test des bornes de Fisher. En effet, le test de Bound consiste à faire une comparaison entre les valeurs de la statistique de Fisher calculés et les valeurs critique (Bound) supérieur et inférieur de différent seuil de significativité, pour tester l'hypothèse nulle (H0) « Absence de Co intégration » contre l'hypothèse alternative (H1) « existence de Co-intégration », Ainsi :

- H0 : F Fisher calculé < valeur borne inférieur : Co-intégration n'existe pas.
- H1 : F Fisher calculé > valeur borne supérieur : Co-intégration existe.

Les résultats de test de Bound sont présentés comme suit :

Tableau 5 : Résultats du test ARDL Bounds test

F-Bounds Test			Null Hypothesis: No levels relationship	
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	7.439520	10%	2.08	3
k	5	5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15
Finite Sample: n=50				
Actual Sample Size	48	10%	2.259	3.264
		5%	2.67	3.781
		1%	3.593	4.981
Finite Sample: n=45				
		10%	2.276	3.297
		5%	2.694	3.829
		1%	3.674	5.019

Source : Outputs du logiciel EVIEWS 10.

En analysant le tableau ci-dessus, les résultats de ce test montrent que la statistique de Fisher qui prend la valeur de (7,439520) est supérieure à toutes les valeurs tabulaires de la borne supérieure I(1) pour les différents seuils de significativité (10%, 5%, 2.5% ou 1%). Ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle (H0 : Absence de Co-intégration entre les variables) et à accepter l'hypothèse alternative (H1 : existe une Co-intégration entre les variables retenues). Il existe alors une relation de long terme entre les variables indépendantes et la variable dépendante.

4.5. Estimation du modèle

4.5.1. Estimation des coefficients à long terme

Après avoir confirmé l'existence de Co-intégration entre les variables du modèle par le test de Bound, on passe à l'estimation des relations à long terme qui sont présentées dans le tableau suivant :

Tableau 6. : Résultat de l'estimation des coefficients à long terme

Levels Equation				
Case 2 : Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CAPIB	-0.137072	0.072697	-1.885530	0.0706
CPRIV	-0.586915	0.088831	-6.607102	0.0000
DOUV	0.004010	0.090900	0.044114	0.9652
INFLA	0.154396	0.046002	3.356283	0.0024
M3_PIB	1.103994	0.152109	7.257924	0.0000
C	-13.60020	3.390770	-4.010947	0.0005
EC = TCPIBT - (-0.1371*CAPIB -0.5869*CPRIV + 0.0040*DOUV + 0.1544				
*INFLA + 1.1040*M3_PIB -13.6002)				

Source : Outputs du logiciel EVIEWS 10.

Ainsi, l'équation de long terme est :

$$\text{TCPIBT} = -0.1371 * \text{CAPIB} - 0.5869 * \text{CPRIV} + 0.0040 * \text{DOUV} + 0.1544 * \text{INFLA} + 1.1040 * \text{M3_PIB} - 13.6002 \quad (4)$$

L'estimation des coefficients de la relation de long terme nous donne à constater que 03 variables sur 05 retenues dans le modèle sont significatives statistiquement au seuil de 5%, à savoir le crédit privé accordé (CPRIV), l'inflation (INFLA) et la (M3_PIB). Cependant, les 02 autres variables que sont la Capitalisation boursière (CAPIB) et le degré d'ouverture (DOUV) ne sont pas significatives.

En effet, partir des résultats obtenus dans le tableau ci-dessus, nous en déduisons les points suivants :

- La variable CAPIB n'a pas d'effet significatif sur la croissance économique à long terme. Ce qui signifie que la capitalisation boursière n'est pas un facteur déterminant de la croissance économique en Côte d'Ivoire au cours de la période étudiée, et ce malgré les réformes financières et économiques entreprises dans le cadre de transition de l'économie ivoirienne. Ce résultat est conforme à celui de Devereux et Smith, 1994 pour qui le partage du risque intégré par les marchés boursiers peut réduire les taux d'épargne et donc, ralentir la croissance

économique. De même, Mayer (1988) et Stiglitz (1985, 1994) restent eux aussi convaincus de la corrélation négative entre développement des bourses et croissance économique. § La variable M3_PIB exerce un effet positif et significatif sur la croissance économique. Une hausse du ratio M3_PIB, de 1% tend à croître la croissance économique de **1.10 %**. En d'autres termes, la masse monétaire au sens large en pourcentage du PIB affecte positivement la croissance économique en Côte d'Ivoire.

- La variable INFLA affecte positivement et significativement la croissance économique à long terme dans notre modèle. En effet, toute augmentation du taux d'inflation d'une unité (1%) engendre une augmentation de 0.15% de la croissance économique.
- La variable CPRIV exerce un impact négatif et significatif sur la croissance économique. Une hausse du coefficient de la variable (CPRIV), de 1% tend à réduire la croissance économique de la Côte d'Ivoire de 0.58 %. Le signe de ce coefficient est contraire à la théorie, la plupart des résultats empiriques montrent que le développement du crédit exerce un effet positif sur la croissance. Cependant, Ce résultat est congruent, en quelque sorte, avec celui de De Grégorio & Guidotte (1995) et Hay (2000). Ceci reflète les faibles niveaux des crédits fournis au secteur privé. En effet, les coûts élevés d'un prêt bancaire et les nombreuses procédures complexes pourraient avoir un impact négatif sur l'accès de divers agents économiques aux services financiers bancaires, ce qui a eu un effet négatif sur le développement du secteur bancaire et sa contribution à la croissance économique.

4.5.2. Estimation du modèle à correction d'erreur (ECM)

Après que le test de borne a révélé l'existence d'une relation de Co-intégration et l'estimation de la relation à long terme entre les variables, il est nécessaire d'estimer le modèle à correction d'erreurs, en analysant le coefficient de vitesse d'ajustement de la relation. Les études indiquent que ce coefficient confirme l'existence d'une relation de Cointégration entre les variables si elle contient deux conditions de base, à savoir :

- La négativité et significativité de ce coefficient.
- Le signe statistiquement significatif et négatif du coefficient implique que tout déséquilibre ou choc à court terme entre la variable dépendante et les variables indépendantes convergera vers l'équilibre à long terme.

Tableau 7. : Résultat du Modèle à correction d'erreur

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCPIBT(-1))	0.562480	0.150028	3.749176	0.0009
D(TCPIBT(-2))	0.356723	0.118946	2.999026	0.0059
D(CAPIB)	0.180555	0.115045	1.569425	0.1286
D(CAPIB(-1))	0.451586	0.121174	3.726770	0.0009
D(CAPIB(-2))	0.566504	0.124242	4.559686	0.0001
D(CAPIB(-3))	0.775545	0.128282	6.045638	0.0000
D(CPRIV)	-0.674099	0.222925	-3.023882	0.0056
D(CPRIV(-1))	0.802059	0.250926	3.196392	0.0036
D(CPRIV(-2))	0.780366	0.255862	3.049954	0.0052
D(INFLA)	-0.072795	0.040287	-1.806901	0.0824
D(INFLA(-1))	-0.185101	0.048077	-3.850101	0.0007
D(M3_PIB)	0.777671	0.203987	3.812354	0.0008

D(M3_PIB(-1))	-0.701574	0.220079	-3.187822	0.0037
D(M3_PIB(-2))	-0.389821	0.213556	-1.825383	0.0795
D(M3_PIB(-3))	-0.345727	0.191009	-1.810003	0.0819
CointEq(-1)*	-1.663881	0.207832	-8.005893	0.0000
R-squared	0.823382	Mean dependent var		0.067196
Adjusted R-squared	0.740592	S.D. dependent var		4.944419
S.E. of regression	2.518296	Akaike info criterion		4.946244
Sum squared resid	202.9381	Schwarz criterion		5.569977
Log likelihood	-102.7098	Hannan-Quinn criter.		5.181953
Durbin-Watson stat	2.069718			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Source : Outputs du logiciel EVIEWS 10

Le résultat à court terme dans le tableau ci-dessus, montre également que le coefficient de correction d'erreur CointEq (-1) qui mesure la force de rappel vers l'équilibre est négatif (-1,66) et significativement différent de 0 au seuil de 1%, ce qui confirme l'existence d'une relation de long terme (cointégration) entre la croissance économique en tant que variable dépendante (TCPIBT) et les autres variables explicatives (CAPIB, CPRIV, INFLA, M3_PIB).

Le coefficient de correction d'erreur exprime le degré avec lequel la variable dépendante (taux de croissance économique) sera rappelée vers la cible de long terme. Il est estimé de (-1,66) pour notre modèle ARDL, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme relativement rapide. Près de 166% des déséquilibres dans la croissance du PIB de l'année précédente, environ en 6 mois ($1/1,663881=0,60$), se réajustent à l'équilibre à long terme de l'année en cours après un choc à court terme.

En plus, le coefficient de détermination $R^2= 82,33 \%$ indique que les variations de la croissance économique s'expliquent par l'évolution des variables incluses dans l'étude ce qui confirme la validité du modèle sélectionné.

Aussi, l'on note ce qui suit :

- L'inflation (INFLA) affecte négativement la croissance économique à court terme. Toute augmentation du taux d'inflation d'une unité entraîne une diminution de 0,18% de la croissance économique.
- En outre, les crédits accordés au secteur privé (CPRIV) exercent un impact négatif et significatif sur la croissance économique à court terme. Un accroissement des crédits bancaires de 1% du PIB baisse la croissance de 0,67 % à court terme. Cela peut s'expliquer par le fait que la plupart des crédits accordés au secteur privé à court terme sont des crédits hypothécaires et des crédits à la consommation. Par contre, cet impact s'inverse plutôt dans le temps : les crédits alloués au secteur bancaire d'il y a deux ans sont favorables à la croissance économique, il faut laisser passer au moins deux ans pour espérer voir les crédits bancaires stimuler la croissance économique.
- La variable Capitalisation boursière (CAPIB) est significativement positive, toute augmentation de cette variable d'une unité engendre une hausse de 0,18% de la croissance économique à court terme.
- La variable Masse Monétaire (M3_PIB) est significativement positive, toute augmentation de cette variable d'une unité engendre une hausse de 0,77% de la croissance économique à court terme. Cet impact s'inverse plutôt dans le temps : la masse monétaire M3_PIB d'il y a

3 ans est favorable à la croissance économique, il faut laisser passer au moins trois ans pour espérer voir la masse monétaire stimuler la croissance économique.

A partir des résultats obtenus, nous remarquons que la relation entre l'intermédiation financière et la croissance économique en Côte d'Ivoire n'est pas stable dans le temps. Les résultats différencient entre le court et le long terme dans l'analyse de la relation entre l'intermédiation et croissance économique.

4.6. Tests de diagnostic et de stabilité du modèle estimée (ARDL)

4.6.1. Tests de diagnostic des résidus

Afin de tester la validité du modèle ARDL nous avons effectué une série de tests sur les résidus, à savoir : les hypothèses de la normalité des erreurs, test d'hétéroscédasticité, test d'autocorrélation des erreurs et test de stabilité des coefficients du modèle afin que le modèle reste globalement significatif, pour une pertinence globale de la régression et pour ne pas tomber dans les régressions fallacieuses.

Tableau 8. : Résultat des Tests de diagnostic des résidus

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.071583	Prob. F(1,25)	0.7912
Obs*R-squared	0.137046	Prob. Chi-Square(1)	0.7112
Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.103712	Prob. F(1,45)	0.7489
Obs*R-squared	0.108073	Prob. Chi-Square(1)	0.7423
Histogram-Normality Test (Jarque-Berra)			
Jarque-Bera	1.184880		
Prob	0.552976		

Source : réaliser par moi-même à partir des résultats obtenus du logiciel EViews 10.

Les résultats obtenus des tests de diagnostic présentés dans le tableau ci-dessus montrent que :

- Dans le test d'autocorrélation la valeur du F statistique calculée est significative, qui a atteint une valeur de 0,071 à un niveau de probabilité de 0,791 qui est supérieur à 5%, et à partir de là, on peut dire qu'il n'y a pas de problème de corrélation en série entre les résidus.

- Le test d'instabilité de la variance conditionnelle (Heteroskedasticity Test) a montré que la valeur F statistique calculée était de 0,103 au niveau de probabilité de 0,74 (>5%). Cela signifie que l'hypothèse nulle selon laquelle la variance du terme d'erreur aléatoire est stable dans le modèle estimé n'est pas rejetée. En d'autres termes, le terme d'erreur ne souffre pas du problème d'instabilité de la variance.

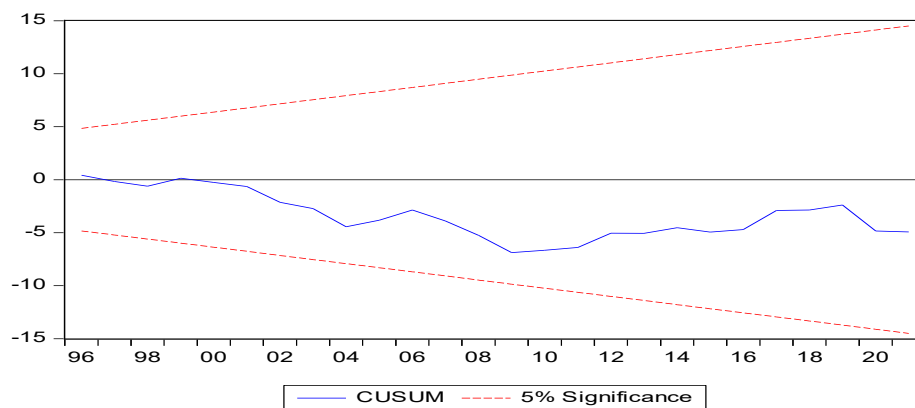
- Quant au test de normalité de distribution des erreurs aléatoires (Jareque-Berra) qui inclut l'hypothèse nulle qui stipule que la série de résidus est soumise à une distribution normale, et à travers les données enregistrées dans le tableau ci-dessus, nous avons : la valeur de Jareque-Berra calculée est 1,18 avec une probabilité de 0,55 qui est supérieure à 5%, acceptant ainsi l'hypothèse nulle et disant que la série des résidus est soumise à une distribution normale.

D'après les résultats obtenus, on conclut que les résidus remplissent les conditions de validité du modèle à savoir l'absence d'autocorrélation, l'existence de la normalité de distribution et de la stabilité de la variance.

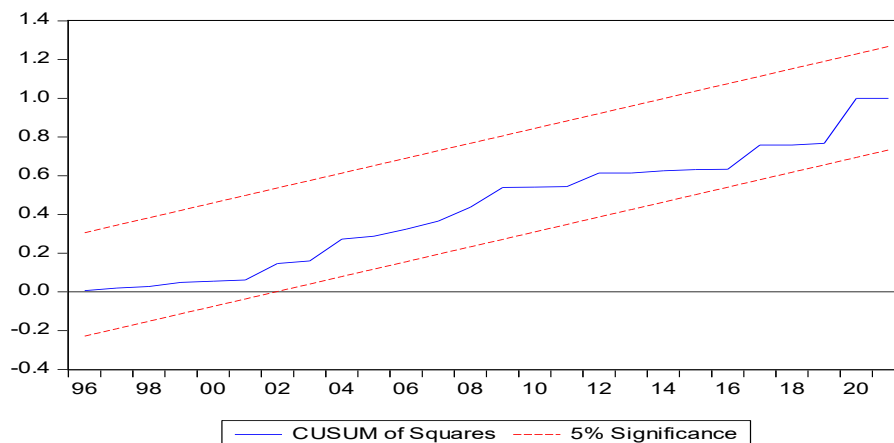
4.6.2. Test de stabilité structurel du modèle

Cette étape est considérée comme l'une des étapes les plus importantes de la méthodologie ARDL, qui vient après avoir estimé le modèle, dans laquelle on s'assure que le modèle est exempt de fluctuations structurelles dans le temps qui affectent les variables à court et à long terme et la stabilité du modèle dans son ensemble. En effet, pour étudier la stabilité du modèle, deux tests doivent être effectués à savoir le test de la somme cumulée (CUSUM) et le test de la somme des carrés des résidus (CUSUMQ) proposés par (Brown, Durbin, & Evans, 1975).

Selon ces deux tests, l'existence d'une stabilité structurelle est atteinte si leurs tracés se situent entre les limites critiques au seuil de 5 %, ce qui confirme que les variables étudiées sont stables. Les résultats des deux tests sont présentés dans les deux courbes suivantes :



Graphique 2 : Test CUSUM (Courbe de la somme cumulée) pour un seuil de confiance de $\pm 5\%$
Source : Outputs du logiciel EVIEWS 10.



Graphique 3 : Courbe de la somme des carrés des résidus
Source : Outputs du logiciel EVIEWS 10.

D'après le graphe ci-dessous, on constate l'absence d'instabilité des coefficients au fil du temps, car les 02 courbes des statistiques CUSUM et CUSUMSQ se situent à l'intérieur des bandes critiques de l'intervalle de confiance à 5%. En conséquence, les caractéristiques statistiques globales du modèle estimé, les tests liés au terme résiduel qui sont tous vérifiés ainsi que le test de stabilité, valident la spécification ARDL obtenue, qui semble très intéressante d'un point de vue statistique.

4.7. Test de causalité entre les variables

Naturellement bon nombre d'études font appel à la méthode de Granger quand il s'agit d'analyser la causalité entre les séries. Par contre, dans cette étude, nous avons opté pour l'analyse de causalité au sens de Toda–Yamamoto (1995) pour évaluer les différentes interactions existantes entre nos variables. La causalité au sens de Toda–Yamamoto devient nécessaire lorsque les variables non stationnaires ne sont pas cointégrées ou sont intégrées à des ordres différents (ce qui est notre cas). Ce test est basé sur la statistique « W » de Wald, celle-ci est distribuée suivant un khi-deux. L'hypothèse nulle stipule l'absence de causalité entre variables (probabilité > 5%).

Tableau 9. : Résultat de causalité selon l'approche de Toda-Yamamoto

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date : 01/17/23 Time : 22 :32

Sample: 1970 2021

Included observations : 50

Dependent variable: TCPIBT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
CAPIB	2.231158	2	0.3277
CPRIV	6.847936	2	0.0326**
DOUV	0.288840	2	0.8655
INFLA	9.549718	2	0.0084*
M3_PIB	8.068617	2	0.0177**
All	29.74507	10	0.0009

Dependent variable : CAPIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
TCPIBT	0.427344	2	0.8076
CPRIV	3.254030	2	0.1965
DOUV	2.986320	2	0.2247
INFLA	0.237284	2	0.8881
M3_PIB	0.197482	2	0.9060
All	8.834141	10	0.5479

Dependent variable : CPRIV

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
TCPIBT	7.037124	2	0.0296**
CAPIB	0.070816	2	0.9652
DOUV	2.266284	2	0.3220
INFLA	4.849883	2	0.0885***
M3_PIB	0.489677	2	0.7828
All	13.56817	10	0.1936

Dependent variable : DOUV

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
TCPIBT	0.125798	2	0.9390
CAPIB	1.392531	2	0.4984
CPRIV	3.227714	2	0.1991
INFLA	3.472232	2	0.1762
M3_PIB	2.842368	2	0.2414
All	13.00979	10	0.2231

Dependent variable : INFLA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
TCPIBT	0.450206	2	0.7984
CAPIB	2.104023	2	0.3492
CPRIV	1.167548	2	0.5578
DOUV	0.919804	2	0.6313
M3_PIB	1.501884	2	0.4719
All	5.437671	10	0.8601

Dependent variable : M3_PIB

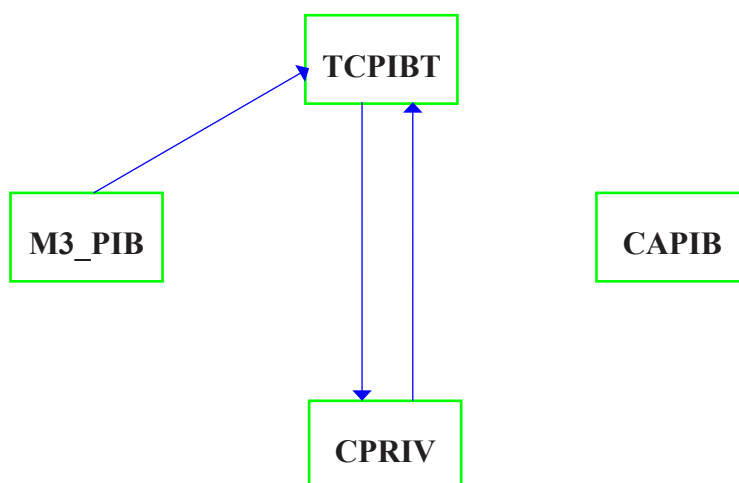
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
TCPIBT	3.589186	2	0.1662
CAPIB	4.814440	2	0.0901***
CPRIV	6.825413	2	0.0330**
DOUV	0.565332	2	0.7538
INFLA	6.215140	2	0.0447**
All	19.86045	10	0.0306

*, **, *** : indiquent le rejet de l'hypothèse nulle (absence de causalité) à 1%, 5% et 10%.

De ce tableau, nous déduisons les causalités suivantes au sens de Toda-Yamamoto :

- Une relation unidirectionnelle allant de la M3_PIB vers le TCPIBT : la dynamique du PIB par tête est causée par la masse monétaire.
- Une relation bidirectionnelle entre le TCPIBT et le CPRIV ; le crédit accordé au secteur privé a un impact sur la croissance économique et celle-ci influence le crédit.
- Absence de relation entre la CAPIB et le TCPIBT.

La figure 2 suivante résume les liens de causalité trouvés entre variables



*Figure 2 : Schéma sur le sens de causalité des variables
Source : Estimation des auteurs*

5. CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

Cet article est consacré à l'analyse du sens de causalité entre la croissance économique et le secteur bancaire et boursier en Côte d'Ivoire, à partir des données en séries chronologiques durant la période 1970 à 2021, à travers un modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL). La croissance économique a été mesurée par le taux de croissance du PIB par habitant ainsi que le secteur bancaire par le CPRIV, la M3_PIB, et le secteur boursier par la capitalisation boursière. De plus, un diagnostic sur la robustesse du modèle de l'étude a été effectué et confirmé par les tests de stabilité selon l'approche de Brown et al (1975) par les techniques des sommes cumulés (CUSUM) et sommes cumulés carrés (CUSUMSQ).

Les résultats obtenus nous ont permis de constater qu'à court terme seuls les indicateurs CPRIV et INFLA impactent négativement et significativement le taux de croissance du PIB par habitant alors que les autres indices M3_PIB, et CAPIB impactent positivement et significativement la croissance économique.

Alors qu'à long terme, les indicateurs CAPIB, CPRIV et DOUV ont un impact négatif et non significatif sur le taux de croissance du PIB par habitant tandis-que les variables M3_PIB et INFLA impactent positivement la croissance économique.

De même, les résultats du test de causalité au sens de Toda et Yamamoto révèlent, d'une part, l'existence d'une relation causale unidirectionnelle allant du ratio M3_PIB vers la croissance économique ; d'autre part, une causalité bidirectionnelle entre le taux de croissance du PIB par habitant (TCPIBT) et le crédit accordé au secteur privé (CPRIV). Par contre, les résultats indiquent une absence de causalité entre le TCPIBT et la CAPIB en Côte d'Ivoire.

Au vu de tout ce qui précède, nos résultats portent deux implications politiques :

En ce qui concerne le développement du secteur bancaire les décideurs publics doivent mener des réformes afin de doter la Côte d'Ivoire d'un système financier moderne et performant capable d'assurer une mobilisation efficace de l'épargne et sa réinjection efficiente dans le circuit économique.

Sur un autre registre, et dans le but de répondre au mieux aux besoins de financement, les pouvoirs publics doivent élargir et diversifier les instruments financiers offerts aux investisseurs. Autre axe de la modernisation du système financier ivoirien, le développement d'une panoplie d'instruments

orientés vers les couches de la population défavorisées et les entreprises affrontant des difficultés d'accès aux services financiers. Cette préoccupation afin d'assurer une croissance plus inclusive en assurant une répartition équitable des fruits du développement du secteur financier.

Toutefois, l'utilisation des données de panel sur un groupe de pays permettra de vérifier au mieux la relation causale entre la sphère réelle et la sphère financière en Côte d'Ivoire.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Aglietta M. (2001), "Macro-économie financière I. Finance, croissance et cycles. Collection repères 307", *La Découverte*, Paris, 3^e éd.
- Aka Brou E. (2005) "Le Rôle des Marchés de Capitaux dans la Croissance et le Développement Economiques", *Thèse de doctorat*, Université Clermont-Ferrand I, France.
- Aka Brou.E., (2010), "Développement Financier, Croissance Économique et Productivité Globale des Facteurs en Afrique Subaharienne", *African Development Review*, Vol. 22, No. 1, pp. 23-50.
- Bamba KA (2003), "Impact de la libéralisation financière sur l'intermédiation bancaire dans l'UMOA", Université Cheikh Anta Diop de Dakar.
- Bamba, N.L. (2004), "Les Sources de la Croissance en Côte d'Ivoire", *Document de Travail* n°97, CAPEC, Côte d'Ivoire.
- Banque Mondiale (2014): 'World Development Indicators 2014', International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank, Washington DC, 136p
- Barth, J.R. ; Caprio, G. & Levine ; R. (1999), « *Financial Régulation and Performance : Cross- Country Evidence* », World Bank Policy Research Working Paper 2037.
- Beck, T., R. Levine, and L. Norman (2000), "Finance and the sources of growth", *Journal of Financial Economics* 58 (1-2), 261-300.
- Chouchane-Verdier A. (2001), "Libéralisation financière et croissance économique : le cas de l'Afrique subsaharienne", *Edition le Harmattan*, Octobre 2001. pp.257
- Deisting, F., F. Makhlof & A. Naamane (2012), "Développement financier, flux financiers et croissance économique», CATT WP n°10, 28p.
- Dembélé Esaïe (2010), "Contribution du financement bancaire a la croissance économique en Côte d'Ivoire", *Hautes Études en Gestion de la Politique Économique*.
- Diandy, I. Y. (2018), « Développement financier, institutions et croissance en Afrique subsaharienne : cointégration et causalité par les VAR en panel. » *Finance et Finance Internationale*, n°10.
- Diarrassouba V. (2007), "Marché Boursier et Croissance Économique en Côte d'Ivoire" Programme de Formation en Gestion de la Politique Économique (ABIDJAN). *Dossier de Politique Économique*.
- Elalaoui, J., & Hefnaoui, A. (2020). 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*, 2(3).
- Emeka, N., & Aham, K. U. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), p:63-91.
- Gelbard, Enrique, Anne-Marie Gulde, et Rodolfo Maino. (2014). « Développement financier en Afrique subsaharienne : les enjeux pour une croissance soutenue ». *Revue d'économie financière*, no 4: 19-42.
- Ghanem, Y., & Achouche, M. (2016). Déterminants du développement financier dans la région du MENA (1996-2011) : Évidence d'un Panel. *El-Bahith Review* 16(16), p : 111-130.
- Gregorio (De), J., et Guidotti, P.E. (1995). "Financial Intermediation and Economic Growth", *World Development*, 23: 433-448.
- Hamzaoui, M., & Bousselhami, N. (2017). Impact De La Fiscalité Sur La Croissance Economique Du Maroc. *European Scientific Journal* February, 13(4), p : 104-127.
- Hemche, O., & Benallal, B. (2015). L'effet du développement financier sur la croissance économique : Cas de l'Algérie (1994-2014) - Etude économétrique- *Revue Nour des études économiques*, 01, p : 121-139.
- Igue, C.B, (2013), "Intermédiation financière et croissance économique : une approche basée sur le concept d'efficacité-X appliquée à la zone UEMOA", *Revue de L'actualité économique*, Vol.89, n°1, pp 7-37
- Guillaumont Jeanneney, S. et K. Kpodar (2006), "Développement financier, instabilité financière et croissance économique", *Economie et prévision*, No. 174, 87-111.
- Jacquet, P. et Pollin, J.P. (2012), « Systèmes financiers et croissance », *Revue d'économie financier*, 360 p.
- Jonas, K. K. (2018). Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels. Centre de Recherches Economiques et Quantitatives (CREQ).
- Kada, A., Adouka, L., Adouka., & Ben Bayer Ben, H. (2015). Libéralisation financière et Croissance Economique : Approche empirique appliquée au cas de l'Algérie. Document de travail CEREGMIA.
- Kpodar K., (2005), "Le Développement Financier et la Croissance : L'Afrique Sub-Saharienne est-elle marginalisée ?", *African Development Review*, Vol. 17, No. 1, pp. 106-37
- Kuma, J. K. (2018). Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto: éléments de théorie et pratiques sur logiciels.

- Levine, R., N. Loayza et T. Beck, (2000), “Financial Intermediation and Growth : Causality and Causes”, *Journal of Monetary Economics* 46 , 31-77.
- Loesse Jacques Esso. (2009), “Développement financier, croissance économique et inégalités de revenus entre les pays de l’UEMOA”, *Série de Documents de Recherche n° 2009/17*, CRES, Dakar.
- Lonzo, L.G. (2014), “Analyse de la pertinence des canaux de transmission de la politique monétaire à la lumière de l’évolution récente de l’économie mondiale”, *Working Paper; Kinshasa*, 9p.
- Mamadou Diang Barry (2012), “ Développement financier et croissance économique : études théoriques et applications sur l’UEMOA et la CEDEAO”, *Thèse de Doctorat*, Université de FRANCHE-COMITE (UFC)
- Miskin, F et al. (2008), “ Monnaie, Banque et Marchés Financiers ” 8ème Edition, Nouveaux Horizons.
- Moez Ouni (2011), “Etude empirique de la relation entre le système monétaire et financier et la croissance économique”, *Thèse de doctorat*, Université de Neuchâte.
- N’dri Konan Léon (2007). “ Prévisibilité des rentabilités boursières : cas de la BRVM”, *African review of money finance and banking* 2007.

ANNEXES

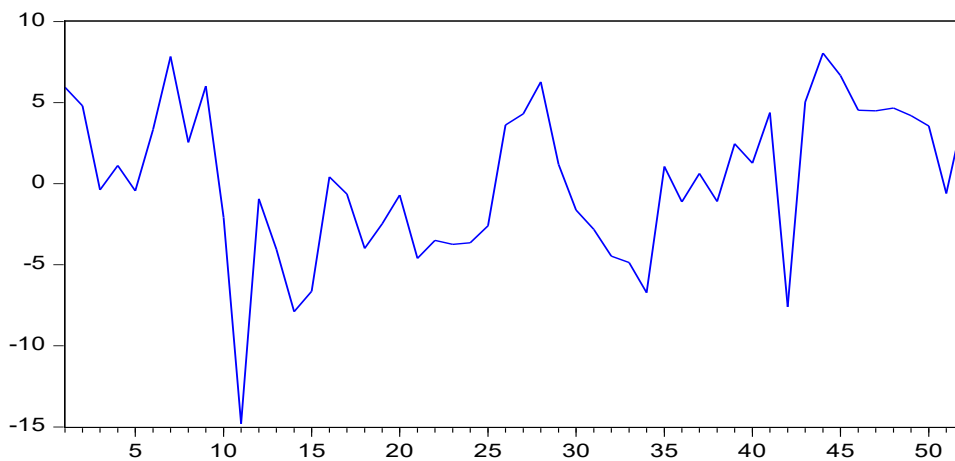
Annexe 1

Tableau 10. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

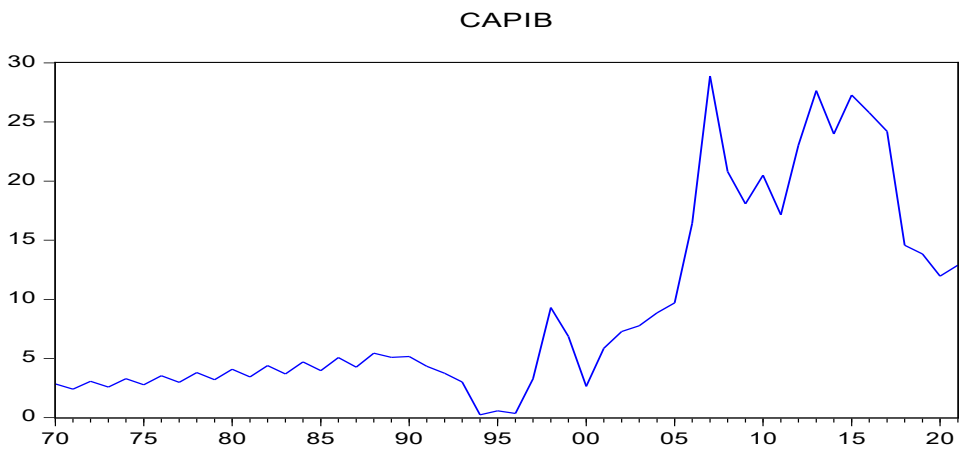
	TCPIBT	CAPIB	CPRIV	DOUV	INFLA	M3_PIB
Mean	0.167544	9.240253	23.65075	31.75703	6.379014	25.01096
Median	0.012955	5.080000	19.80181	31.33493	2.983920	26.54830
Maximum	8.050729	28.87741	42.26380	42.03654	56.28378	36.93587
Minimum	-14.81176	0.234917	8.854635	21.00767	-4.523274	13.10912
Std. Dev.	4.683850	8.338767	11.68098	5.320485	11.62267	6.270825
Skewness	-0.577785	1.070991	0.195495	0.034860	2.625947	-0.637403
Kurtosis	3.416665	2.775914	1.452754	1.958164	10.29433	2.315948
Jarque-Bera	3.269398	10.04965	5.518158	2.362280	175.0441	4.534953
Probability	0.195011	0.006573	0.063350	0.306929	0.000000	0.103573
Sum	8.712274	480.4932	1229.839	1651.365	331.7087	1300.570
Sum Sq. Dev.	1118.861	3546.287	6958.711	1443.686	6889.411	2005.486
Observations	52	52	52	52	52	52

Annexe 2

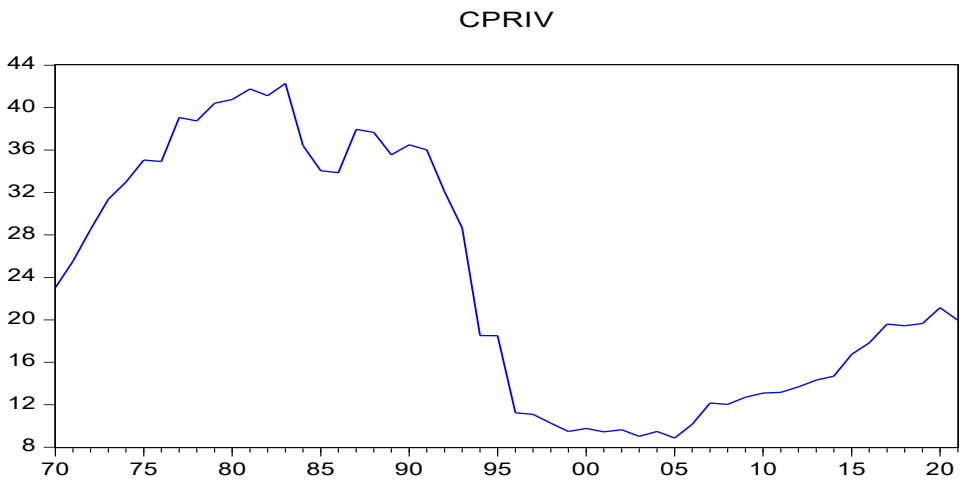
TCPIBT



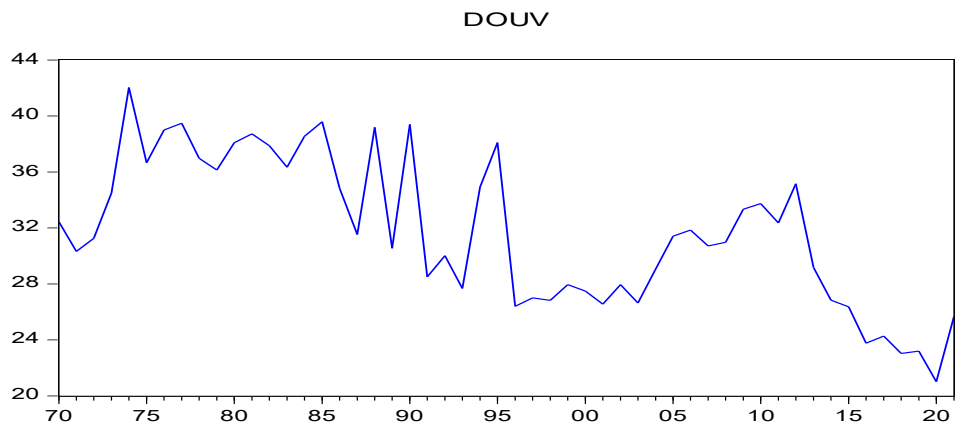
Graphique 4 Evolution du TCPIBT



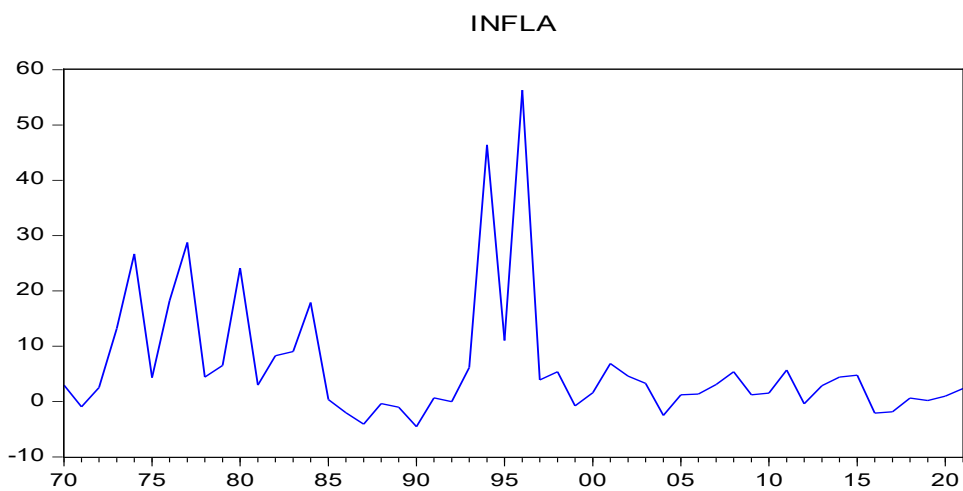
Graphique 5 Evolution du CAPIB



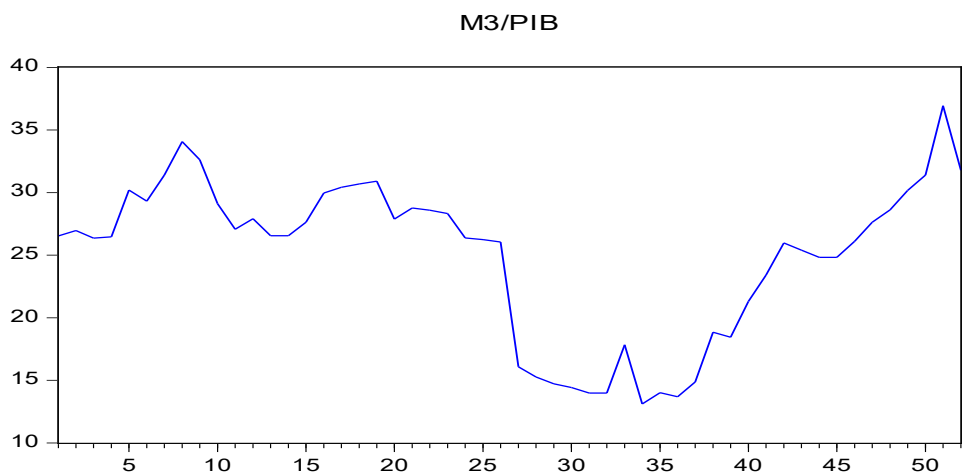
Graphique 6 Evolution du CPRIV



Graphique 7 Evolution du DOUV



Graphique 8 Evolution du INFLA



Graphique 9 Evolution du M3_PIB