

POLITIQUE ECONOMIQUE ET DEVELOPPEMENT

EPARGNE, INVESTISSEMENT ET CROISSANCE ECONOMIQUE EN COTE D'IVOIRE ET CONSEQUENCES POUR L'ACTION DES POUVOIRS PUBLICS

Loesse Jacques ESSO

PED N° 08/2008



Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES

Année de publication : Juillet 2009

Résumé

L'objectif de ce papier est d'étudier la causalité entre l'épargne, l'investissement et la croissance économique en Côte d'Ivoire afin de proposer des mesures pour les pouvoirs publics. Pour ce faire, nous utilisons des données de la Banque Mondiale (2007) couvrant la période 1960-2005. A partir de la procédure de Toda et Yamamoto (1995), nous parvenons au résultat selon lequel le taux d'investissement et le PIB par tête causent le taux d'épargne, et le taux d'investissement cause le PIB par tête. Ainsi, les mesures de politique économique devront être axées sur l'incitation à l'investissement et la réduction des transferts de capitaux vers l'étranger.

Mots clé: Investissement, épargne, croissance, causalité, Toda et Yamamoto.

JEL Code: C32, E21.

Abstract

The aim of this paper is to study the causality between saving, investment and economic growth in Cote d'Ivoire. We use the 2007 world development indicators of the World Bank over the period 1960-2005. We follow Toda and Yamamoto's (1995) procedure to test the non-causality between investment, saving and growth. We find that investment and growth cause saving on the one hand and investment causes economic growth in Cote d'Ivoire on the other hand. Hence, economic policies may be focused on the incitation of investment and the reduction of capital outflows.

Keywords: Investment, saving, growth, causality, Toda and Yamamoto.

JEL Classification: C32, E21.

1. Introduction

La plupart des études empiriques montre une forte corrélation entre épargne et croissance mais le sens de la causalité est encore mal compris: est-ce la croissance du revenu qui est à l'origine d'un accroissement de l'épargne ou inversement? Une autre question importante qui mérite d'être analysée est le lien entre investissement et épargne. Dans la mesure où l'investissement influence de manière directe la croissance, il faut essayer de savoir si l'épargne détermine vraiment l'investissement ou si à l'inverse l'épargne n'est qu'un résidu selon la terminologie keynésienne. Les approches théoriques sur ces questions s'opposent pour aboutir à des conclusions radicalement différentes sur les liens entre épargne, investissement et croissance économique.

L'épargne est importante pour l'évolution des variables par tête dans les modèles de croissance de Solow (1956), Cass (1965), Koopmans (1965). Ce rôle apparaît aussi dans les modèles de croissance endogène de type AK, notamment Frankel (1962), Romer (1986). Pour ces auteurs, une épargne forte est moteur de croissance économique. Dans leur raisonnement, l'épargne permet d'alimenter des investissements supplémentaires, donc des revenus. Il faudrait alors que la loi des débouchés soit vérifiée, c'est-à-dire toute production supplémentaire se transforme effectivement en revenu. Dans ce sens, l'épargne est un stimulant pour la croissance et non pas l'investissement qui suit seulement l'épargne.

Des auteurs comme Malthus, Marx et Keynes mettent en doute cette conception. Pour Keynes, l'épargne, parce qu'elle réduit la consommation, empêche la demande d'être au rendez-vous (demande insuffisante). Chez Keynes, en effet, l'investissement joue un rôle crucial. L'investissement engendre l'épargne en élevant le revenu selon le multiplicateur d'investissement. Par rapport aux classiques, il y a donc une inversion complète: l'épargne ne détermine pas l'investissement mais plutôt l'inverse (Tacoun et Reding, 1999).

La Côte d'Ivoire connaît un déséquilibre entre épargne et investissement domestique. En effet, exceptée la période 1978-1982, le taux d'investissement qui avoisine 21% reste continuellement en dessous du taux d'épargne en moyenne égal à 28%. La crise des années 1980 a engendré de fortes baisses de l'investissement (11,8% en 1985 et 8,5% en 1992) et de l'épargne (27% en 1985 et 10,7% en 1992). Malgré la hausse occasionnée par la dévaluation du franc CFA en 1994, ces grandeurs macroéconomiques décroissent tendanciellement. La baisse de l'épargne est accentuée par la crise politico-militaire de 2002, tandis que l'investissement connaît une légère remontée depuis 2002.

La crise politico-militaire de septembre 2002 a causé des dommages humains, politiques et économiques en Côte d'Ivoire. Le renouvellement de l'appareil productif nécessite en particulier un effort important d'investissement. L'évolution récente des taux d'épargne et d'investissement au niveau national conduit à s'interroger sur la viabilité de leurs niveaux respectifs et des soldes correspondants. La hausse de l'investissement total durant les années 60 et 70 s'est largement concentrée sur le secteur agricole (Berthélemy et Bourguignon, 1996). De fait, après avoir évolué plus ou moins en parallèle avec la production réelle tout au long des années 60 et à la fin de la décennie 70, l'investissement réel des entreprises s'en est écarté les années suivantes. Certes l'investissement est généralement plus variable que la production, mais un écart si profond et si persistant entre les deux séries est difficilement explicable par les seuls effets d'«accélérateur» traditionnels. Cela conduit à s'interroger sur la viabilité de l'investissement.

Les évolutions de l'investissement et de l'épargne en Côte d'Ivoire entraînent une interrogation. Les taux d'épargne et d'investissement se situent-ils à des niveaux qui contribuent de façon optimale à promouvoir la croissance de la production et le bien-être économique à court et

moyen terme? Il convient de se demander quel rôle les politiques structurelles et macro-économiques peuvent jouer pour faciliter l'ajustement souhaité.

Cette étude vise à analyser la causalité entre l'épargne, l'investissement et la croissance économique et à tirer un certain nombre de conséquences pour l'action des pouvoirs publics. La notion de causalité utilisée dans cette étude est celle de Granger. L'analyse repose sur la procédure de Toda et Yamamoto (1995) qui consiste à tester la causalité entre les variables en estimant un modèle autorégressif vectoriel augmenté du nombre maximal de relations de cointégration de ce modèle.

Pour ce faire, nous utilisons les données de la Banque Mondiale (World Bank, 2007). Nous construisons un modèle vectoriel autorégressif augmenté et calculons la statistique de Wald modifiée pour mener l'analyse causale entre le taux d'investissement, le taux d'épargne et le produit intérieur brut (PIB) par tête, en nous inspirant des études de Zapata et Rambaldi (1997), Squalli (2007), Saint-Aman et Tessier (2000) ou Wolde-Rufael (2005).

Cette étude est liée à la littérature empirique développée par Feldstein et Horioka (1980) sur la relation entre l'investissement et l'épargne domestique. Dans leur étude, Feldstein et Horioka examinent la relation entre ces deux variables en régressant le taux d'investissement sur le taux d'épargne pour un ensemble de pays industrialisés. Le lien entre ces deux variables importantes est alors mesuré par le coefficient (*saving-retention coefficient*) de cette régression qui détermine la significativité de l'allocation de l'épargne à l'investissement domestique. Schmidt (2001) indique que, à travers cette relation, un choc sur une variable peut conduire à un ajustement de l'autre variable. Ainsi, les mesures visant à promouvoir l'épargne domestique auront des réponses appropriées sur l'investissement. Une interprétation alternative est que, lorsque le degré de mobilité du capital est relativement faible, les politiques de promotion de l'épargne domestique vont inévitablement accroître l'investissement national. En revanche, si les capitaux sont significativement mobiles, de telles politiques vont élever les flux de capitaux en direction des marchés internationaux. En effet, dans ce dernier cas, les investisseurs se préoccupent seulement du taux de rendement de leurs investissements et non de la nationalité du capital investi. Ceci signifie que l'épargne domestique n'est pas nécessairement liée à l'investissement.

A partir de données du Fonds Monétaire International sur la période 1948-1999 portant sur 23 pays de l'OCDE et de simulations Monte Carlo, Caporale, Panopoulou et Pittis (2005) examinent la robustesse du résultat de Feldstein et Horioka. Leur modélisation est, en revanche, fondée sur des séries temporelles car la corrélation épargne-investissement diffère en réalité d'un pays à un autre suivant la structure de l'économie. Ils testent l'unité du coefficient de rétention de l'épargne sous l'hypothèse que l'épargne et l'investissement sont cointégrés et parviennent au rejet de l'idée de Feldstein et Horioka. D'autres études sur les pays de l'OCDE à partir de données relativement récentes sont par exemple AmirKhalkhali et Dar (2007), AmirKhalkhali, Dar et AmirKhalkhali (2003), Kim (2001). D'autres études sur la relation entre épargne et investissement sur des pays de l'OCDE concernent, entre autres, Evans, Kim et Keun-Yeob (2008) pour le cas du Canada et des Etats-Unis, Pelagidis et Mastrogiannis (2003) pour le cas de la Grèce.

De nombreux travaux sur les pays d'Asie analysent la relation causale épargne-investissement. Kim, Kim et Wang (2007) utilisent des données de 10 pays d'Asie sur la période 1980-2002 pour montrer que la corrélation entre l'épargne et l'investissement en Asie du sud-est (environ 0,88) décroît dans le temps¹, mais reste toujours plus élevée que celle des pays de l'OCDE (égale à 0,70) mise en évidence par de nombreuses études. Ce résultat est cohérent avec l'idée que la mobilité des capitaux en Asie du sud-est est plus faible que celle des pays de l'OCDE. Par ailleurs,

¹ Cette corrélation est égale à 0,76 dans les années 1980 et 0,53 dans les années 1990.

l'investissement des pays d'Asie du sud-est est financé par l'épargne régionale. D'autres analyses comparatives sur des pays de l'OCDE et des pays non-OCDE sont Chakrabarti (2006), Bahmani-Oskooee et Chakrabarti (2005).

Des travaux récents sur l'expérience des pays en développement indiquent que ceux-ci sont financièrement intégrés à long terme (Payne, 2005; Mamingi, 1997).

La suite de ce papier est organisée de la manière suivante. La Section 2 présente la méthodologie économétrique employée pour l'analyse de la causalité entre le taux d'investissement, le taux d'épargne et le PIB par tête. Elle décrit les données de l'étude et présente les différentes étapes de la modélisation, ainsi que les estimations et tests employés. Dans la Section 3, nous analysons les résultats qui ressortent des estimations et tests décrits dans la section précédente. Nous tirons des différents résultats des mesures contribuant au renforcement de la croissance économique en Côte d'Ivoire (Section 4). Nous terminons par une conclusion (Section 5).

2. Méthodologie économétrique

Cette section présente les données utilisées et la méthode d'analyse adoptée pour étudier la causalité entre le taux d'épargne, le taux d'investissement et le PIB par tête en Côte d'Ivoire.

2.1 Données de l'étude

Les données de cette étude sont issues de la base des indicateurs de développement de la Banque Mondiale (2007 *World Development Indicators*). Elles couvrent la période 1960-2005. Les principales variables utilisées sont le produit intérieur brut par tête (PIBC) réel (base 1996) comme mesure de la croissance économique, le taux d'épargne et le taux d'investissement.

Sur la période d'observation, le taux d'investissement et le taux d'épargne évoluent dans le même sens. Leur dynamique laisse suggérer une relation de cointégration entre ces deux variables. Depuis l'année 2002, le taux d'investissement et le taux d'épargne sont en déclin en raison de la situation de crise politico-militaire de la Côte d'Ivoire. Le taux d'épargne est, en effet, passé de 26,7% en 2002 à 18,0% en 2005 tandis que le taux d'investissement, relativement bas, qui était de 10,9% en 2002 s'est établi à 10,7% en 2005. Le PIB par tête a connu sur la période 1960-2005 une croissance tendancielle avec de fortes augmentations entre 1994 et 2000 d'une part et après 2002 d'autre part.

2.2 Méthode d'analyse

L'objectif principal de cette section est de tester la causalité entre la croissance économique, l'épargne et l'investissement.

Pour tester la causalité entre l'investissement, l'épargne et la croissance économique, nous utilisons la procédure de test de Toda et Yamamoto (1995) à partir d'une modélisation vectorielle autorégressive (VAR).

Nous désignons par Y_t le vecteur de dimension 3, composé du produit intérieur brut par tête (PIBC), du taux d'investissement et du taux d'épargne, à la date t . En suivant Yamada (1998), l'étude de la causalité est fondée sur la relation VAR d'ordre p suivante :

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_\varepsilon), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

Les α_i sont de dimension (3x1) et représentent les paramètres du modèle. Σ_ε est la matrice de variance-covariance des erreurs du modèle.

Pour appliquer la procédure de Toda et Yamamoto, il est nécessaire de déterminer le nombre de retard p du polynôme autorégressif et l'ordre maximum d'intégration d du vecteur Y_t . Notre démarche se déroule en quatre étapes.

2.2.1 Tests de racine unitaire

Nous utilisons principalement dans ce papier le test *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) pour étudier la stationnarité ou la présence d'une racine unitaire dans les séries. Ces précautions permettent d'éviter des régressions fallacieuses et permettent de s'assurer que la loi décrivant l'évolution des variables peut s'écrire à l'aide d'un modèle à coefficients fixes, indépendant du temps. En effet, lorsque les variables dépendantes ne sont pas stationnaires, les erreurs d'estimation ne sont plus des bruits blancs (ces erreurs sont des browniens plus précisément) et les estimateurs ne présentent pas de bonnes propriétés. La mise en œuvre du test ADF nécessite le choix d'un modèle et la détermination du retard optimal du polynôme autorégressif. Pour une variable donnée, le modèle retenu permet de la stationnariser par un filtre aux différences (processus *Trend Stationary* – TS – ou *Difference Stationary* – DS). Le nombre de filtres aux différences permet de déterminer l'ordre d'intégration de cette variable.

Les tests ADF sont basés sur des régressions simples de variables admettant une représentation autorégressive d'ordre élevé avec éventuellement un terme constant et une tendance linéaire (Hamilton, 1994). Supposons que les données sur le produit intérieur brut par tête (PIBC) sont générées par un processus autorégressif d'ordre p :

$$\ln(PIBC_t) = \sum_{i=1}^p \phi_i \ln(PIBC_{t-i}) + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

En utilisant la décomposition de Beveridge-Nelson², le modèle autorégressif (2) peut s'écrire de manière équivalente suivant la forme canonique de Sims, Stock et Watson (1990):

$$\Delta \ln(PIBC_t) = (\rho - 1) \ln(PIBC_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \xi_i \Delta \ln(PIBC_{t-i}) + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

où Δ est l'opérateur différence, et $\rho = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)$ et $\xi_i = -\sum_{j=i+1}^p \phi_j$ sont obtenus par division euclidienne du polynôme $(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i z^i)$ par $(1 - z)$.

Les paramètres de la relation (3) sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). L'hypothèse nulle du test de racine unitaire peut s'écrire $H_0: \hat{\rho}_{OLS} - 1 = 0$. La t-statistique de l'hypothèse nulle est indépendante du nombre de retards des différences premières incluses dans la régression ADF. La t-statistique conventionnelle de l'hypothèse nulle est

² Voir Beveridge et Nelson (1981).

$t_{\hat{\rho}_{OLS}} = (\hat{\rho}_{OLS} - 1)/se(\hat{\rho}_{OLS})$, où $se(\hat{\rho}_{OLS})$ est l'écart-type du coefficient $\hat{\rho}_{OLS}$, et est comparée à la valeur critique tabulée par Dickey et Fuller. Les tests de racine unitaire sont menés à la fois sur les variables en niveau et les différences premières (et éventuellement secondes).

Pour mettre en œuvre les tests ADF, nous avons à spécifier le nombre de termes en différence première (ou le retard optimal) à inclure dans la régression dans le but de corriger l'autocorrélation des résidus du modèle. Nous utilisons le critère d'information de Akaike pour déterminer le retard optimal de la forme autorégressive représentée par (3).

2.2.2 Détermination du modèle vectoriel autorégressif (VAR) optimal

Les modèles VAR sont communément utilisés pour prévoir un système de variables liées et pour l'analyse des effets dynamiques de chocs aléatoires sur un système de variables. Dans notre modélisation, le système de variables endogènes est composé du PIB, de l'investissement et de l'épargne. Ces variables sont prises en logarithme. Soit p le nombre de retards à estimer du VAR représenté par le modèle (1).

Il convient, avant toute analyse économétrique de la relation (1), de déterminer le retard p optimal. Pour ce faire, plusieurs relations du modèle (1) sont estimées en considérant des retards séquentiels. Chaque modèle estimé fournit des critères d'information. Ainsi, le retard optimal p^* est celui qui minimise les critères d'information, Akaike (AIC) ou Schwarz (SC) définis par:

$$\begin{cases} AIC = -2\frac{l}{T} + 2\frac{n}{T} \\ SC = -2\frac{l}{T} + \frac{n \text{Log}(T)}{T} \end{cases} \quad (4)$$

où $l = -\frac{T}{2} \left[2(1 + \log(2\pi)) + \log \left(\det \left\{ \frac{1}{T-p} \sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' \right\} \right) \right]$ et $n = 2(d + 2p)$. T représente le nombre de périodes et k le nombre de variables endogènes que compose Y .

2.2.3 Estimation du VAR($p + d$) et tests de diagnostic sur les résidus

Il s'agit, à cette étape, d'estimer un modèle VAR d'ordre $p + d$, d étant l'ordre maximum d'intégration du VAR. De manière explicite, nous estimons le modèle (1) augmenté des termes autorégressifs d'ordres compris entre $p + 1$ et $p + d$:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=p+1}^{p+d} \alpha_i Y_{t-i} + v_t, \quad v_t \sim iid N(0, \Sigma_v), t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

Σ_v représente la matrice de variance-covariance des termes d'erreur v_t .

Bhattacharya et Mukherjee (2003) indiquent que le modèle (5) peut être estimé par la méthode du maximum de vraisemblance à partir d'un modèle SURE (*Seemingly Unrelated Regression Equations*).

Des tests sont appliqués sur les erreurs d'estimation pour vérifier si elles présentent de bonnes propriétés. Plus spécifiquement, il s'agira de tester sur les résidus (multivariés) d'estimation l'hypothèse de bruit blanc, d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et de normalité.

2.2.4 Etude de la causalité

La mise en exergue de relations causales entre variables économiques permet une meilleure appréciation des phénomènes économiques. L'analyse de la causalité fournit des informations supplémentaires sur l'antériorité des événements entre eux et facilite l'application de politique économique optimisée. Nous utilisons, dans ce papier, la notion de causalité au sens de Granger.

Le test de non-causalité au sens de Granger fournit une statistique de Fisher traditionnelle permettant de déterminer si un ensemble de paramètres du modèle VAR est nul. Cependant, ce test n'est pas approprié lorsque les variables sont cointégrées dans un VAR stable, comme précisé par Phillips et Toda (1993) et Gujarati (1995). Ainsi, de nombreux auteurs ont tenté d'améliorer la puissance du test de non-causalité de Granger par la construction de procédures alternatives (Johansen et Juselius, 1990; Mosconi et Giannini, 1992; Phillips et Toda, 1993). Mais ces procédures ne sont pas simples et commodes (Huang, 2005; Rambaldi et Doran, 1996; Shan et Sun, 1998). La procédure de Toda et Yamamoto (1995) cependant est plus simple et donne des résultats probants.

Dans le modèle (1), l'hypothèse de non-causalité de l'épargne vers la croissance économique est caractérisée par la nullité de la troisième composante de tous les coefficients α_i ($i = 1, 2, \dots, p$).

Soient $S_1 = (1,0,0)'$ et $S = I_p \otimes (0,0,1)'$, avec I_p la matrice identité d'ordre p . Toda et Yamamoto (1995) montrent que la statistique de Wald modifiée de l'hypothèse de non-causalité de l'épargne vers la croissance, W , suit une distribution du Chi-deux à p degrés de liberté (le nombre de restrictions dans le modèle contraint), indépendamment de l'ordre d'intégration des séries et de leur cointégration, lorsque l'ordre maximum d'intégration de la variable Y_t est d . La statistique de Wald modifiée est donnée par l'expression:

$$W = T \left((S_1' \otimes S') \text{vec}(\hat{\Phi}) \right)' \left[(S_1' \otimes S') \hat{\Sigma} (S_1' \otimes S') \left(S_1' \otimes S' \right) \text{vec}(\hat{\Phi}) \right] \quad (6)$$

où $\hat{\Phi}$ est l'estimateur de $\Phi = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p)$ par les moindres carrés ordinaires, $\text{vec}(\hat{\Phi})$ est un vecteur colonne obtenu en empilant les lignes des estimateurs des paramètres α_i et $\hat{\Sigma}$ est un estimateur cohérent au sens de la variance minimum de la matrice de variance-covariance asymptotique de $T^{1/2} \text{vec}(\hat{\Phi} - \Phi)$ lorsque le modèle VAR estimé est d'ordre $(p + d)$ et contient un terme constant (voir Yamada, 1998).

3. Analyse des résultats

Cette section présente les principaux résultats et leur interprétation.

Les critères d'information de Akaike (AIC) et Schwarz (SC) sont utilisés pour déterminer le nombre optimal de retards intervenant dans le modèle autorégressif. Le tableau 1 présente, pour des retards allant de 1 à 7, les valeurs de ces deux critères de sélection. Il en ressort que AIC et SC sont minimums pour un retard égal à 1. Ainsi, le modèle vectoriel autorégressif optimal comprend un retard et sera augmenté de l'ordre d'intégration maximum des variables.

Tableau 1 : Sélection du retard optimal du modèle vectoriel autorégressif

Retard	LogL	AIC	SC
0	-8,27	0,58	0,71
1	79,75	-3,47*	-2,96*
2	85,21	-3,29	-2,40
3	89,45	-3,05	-1,77
4	96,07	-2,93	-1,26
5	100,81	-2,71	-0,66
6	107,37	-2,58	-0,15
7	126,39	-3,10	-0,28

Note: * indique le retard optimal sélectionné par le critère.

Pour mener le test de Dickey-Fuller augmenté, il est nécessaire de déterminer la forme du modèle vérifiée par la variable d'intérêt. Une analyse de l'évolution des variables d'intérêt (PIB par tête, taux d'investissement et taux d'épargne) sur la période 1960-2005, laisse apparaître l'existence d'une tendance déterministe. Ainsi, nous utilisons un modèle avec tendance déterministe pour tester la racine unitaire de ces variables d'intérêt. Les résultats des tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) pour les séries en niveau et en différence première sont résumés par le tableau 2. Ces tests confirment un résultat fréquent, à savoir l'existence d'une racine unitaire dans les variables macroéconomiques. En effet, les tests de ADF échouent à rejeter l'hypothèse de non-stationnarité. Le PIB par tête, le taux d'investissement et le taux d'épargne sont intégrés d'ordre 1, car les statistiques ADF, pour les variables en niveau (respectivement en différence), sont supérieures (respectivement inférieures) à leurs valeurs critiques.

Tableau 2: Résultats des tests de racine unitaire

		Retard	ADF	Valeur critique à 5%
PIB par tête (en log)	Niveau	1	-2,198	-3,515
	Différence	0	-5,233	-3,515
Taux d'investissement	Niveau	0	-1,784	-3,513
	Différence	0	-5,702	-3,515
Taux d'épargne	Niveau	0	-2,979	-3,513
	Différence	0	-6,859	-3,515

Les résultats des tests de racine unitaire indiquent que l'ordre maximum d'intégration du VAR est $d = 1$.

Finalement, nous testons la non-causalité entre les variables de l'étude en considérant deux retards de chacune d'elles. La statistique de Wald modifiée est utilisée pour tester la causalité entre le PIB par tête, le taux d'investissement et le taux d'épargne de la Côte d'Ivoire sur la période 1960-2005. Le Tableau 3 résume la statistique de Wald modifiée et sa *p-value* pour chaque test de causalité.

Les contraintes sur les paramètres des modèles estimés ne prennent pas en compte les retards augmentés d'ordre d . La statistique de Wald modifiée de la non-causalité du taux d'investissement vers le PIB par tête est élevée et admet une p -value inférieure à 5% pour les deux modèles estimés. Ainsi, les réalisations de l'investissement permettent de prédire les valeurs courantes et futures du produit intérieur brut de la Côte d'Ivoire. Les deux modèles indiquent aussi la significativité de la statistique de Wald de l'hypothèse de non-causalité de l'investissement vers l'épargne. Le taux d'épargne est donc causé par le taux d'investissement en Côte d'Ivoire. Par ailleurs, le PIB par tête cause significativement le taux d'épargne.

Le taux d'épargne ne semble causer ni le taux d'investissement ni le PIB par tête, même à 10%. En outre, le PIB par tête ne cause pas le taux d'investissement.

Tableau 3: Causalité entre taux d'épargne, taux d'investissement et PIB par tête

Sens de non-causalité	Wald Modifié	P-value
$I \rightarrow PIB$	4,102*	0,043
$S \rightarrow PIB$	1,885	0,170
$PIB \rightarrow I$	2,226	0,136
$S \rightarrow I$	0,039	0,844
$I \rightarrow S$	5,018*	0,025
$PIB \rightarrow S$	4,151*	0,040

Note: * désigne le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de causalité à 5%.

Pour tester la robustesse de nos résultats au nombre de retards du modèle VAR optimal, nous avons estimé un VAR à deux retards optimaux et un VAR à trois retards (Pindyck et Rubinfeld, 1991). Les modèles augmentés sont alors des VAR(3) et VAR(4). Les résultats, non présentés dans ce document, indiquent que le taux d'investissement cause le PIB par tête, tandis que le PIB par tête cause le taux d'épargne au seuil de confiance de 95%. L'absence de causalité du taux d'épargne vers le PIB par tête semble robuste.

L'analyse économétrique indique que l'investissement est la locomotive de la croissance économique de la Côte d'Ivoire. Cependant, l'épargne n'est pas automatiquement transformée en accumulation du capital. L'épargne suit la croissance économique comme dans la plupart des études empiriques. La croissance économique permet d'assurer le fonctionnement du système financier, efficace et évolutif, qui mobilise l'épargne.

Les flux de capitaux rendent possible la divergence entre l'épargne national et le volume de l'investissement global de la Côte d'Ivoire. L'épargne nationale n'est pas utilisée pour l'investissement domestique, mais est acheminée vers l'extérieur. Pour aborder la question des flux de capitaux ivoiriens en faveur de la Côte d'Ivoire ou en direction de l'extérieur, nous avons étudié la corrélation entre croissance économique, taux d'investissement et solde du compte courant. Ce solde mesure le total des financements extérieurs disponibles pour investir dans un pays. Le solde de la balance courante est une mesure importante pour notre étude parce qu'il correspond à la différence entre l'épargne nationale et l'investissement national. Il ressort de l'analyse des évolutions du taux de croissance du PIB réel et du solde des opérations courantes de la Côte d'Ivoire entre 1975 et 2005 que les sorties de capitaux ont été les plus importantes pendant la crise des années 1980 et la moitié des années 1990, période de la mise en œuvre des programmes d'ajustement structurel en Côte d'Ivoire. Ces flux se sont considérablement réduits à partir 1994, année de la dévaluation du franc CFA qui a donné du souffle à l'économie ivoirienne. La reprise de l'activité économique du début de l'année 2001 a favorisé l'entrée de capitaux

extérieurs, mais ces mouvements ont reculé du fait de la crise socio-politique et armée de la fin de l'année 2002. La reprise des troubles de novembre 2004 a contribué à la délocalisation et la fermeture de nombreuses entreprises. Cette situation difficile a engendré une sortie de capitaux, caractérisée par un solde négatif des opérations courantes en 2005. Finalement, le solde des opérations courantes de la Côte d'Ivoire est demeuré déficitaire depuis 1975 en dehors des années 1985 et 2002 à 2004 où la balance courante est restée excédentaire. Ces variations du solde des opérations courantes indiquent alors que la Côte d'Ivoire est limitée par l'épargne intérieure au niveau de ses investissements, car elle a plus recouru aux financements étrangers pour l'investissement.

La Côte d'Ivoire a connu des épisodes de croissance depuis son indépendance. L'éventail des possibilités d'investissement rentables et le niveau de la consommation privée peuvent être limités par les déficiences du secteur financier. Une augmentation soutenue de la productivité de certains secteurs peut aboutir à une baisse de la croissance de l'investissement et une accélération de l'épargne. En effet, l'investissement des entreprises risque de se limiter aux capitaux qu'elles accumulent par autofinancement, et les consommateurs d'épargner une grande partie de la hausse de leur revenu due à la hausse de la productivité parce qu'ils ne peuvent pas emprunter en comptant sur l'augmentation de leur revenu.

La fuite des capitaux contribue à la dégradation de la situation financière de l'Etat et à l'accentuation des difficultés qu'il éprouve pour financer une croissance forte et durable. L'amenuisement des ressources disponibles pour l'investissement, induit par l'évasion de l'épargne nationale, affecte les recettes fiscales potentiellement mobilisables par l'Etat, dans un contexte où les impératifs d'accélération de la croissance et de réduction de la pauvreté nécessitent un accroissement significatif des dépenses d'investissement.

4. Actions pour les pouvoirs publics

La section précédente a permis d'étudier la causalité entre l'épargne, l'investissement et la croissance. Cette étude parvient à la conclusion selon laquelle l'épargne n'entraîne pas la croissance parce qu'elle ne se transforme pas systématiquement en investissement. L'investissement est dicté par des facteurs autres que l'épargne. En revanche, l'épargne de la Côte d'Ivoire est générée par l'investissement et la croissance. C'est pourquoi les mesures que cette étude propose ont pour but principal de stimuler l'investissement.

Il importe alors que l'Etat développe le secteur financier en Côte d'Ivoire et mette en place des mécanismes permettant de réduire les fuites de capitaux. Sur le plan macroéconomique, l'Etat devra créer un environnement stable, propice à l'investissement et à la croissance. L'Etat doit rassurer les opérateurs économiques en persévérant dans la mise en œuvre d'une politique macroéconomique crédible et des réformes structurelles idoines en vue de renforcer les performances économiques. L'Etat devra, par ailleurs, réduire le risque politique en Côte d'Ivoire en encourageant la démocratie, car les conflits armés menacent la viabilité des programmes axés sur la croissance.

L'Etat devra assainir l'environnement des affaires en Côte d'Ivoire. En effet, les systèmes juridiques inadéquats posent un problème majeur. L'investissement privé ne peut pas décoller dans un pays où investisseurs et créanciers perdent leurs capitaux parce que les dysfonctionnements des tribunaux font entrave à l'application des contrats et à la défense des droits de propriété.

Le cadre juridique permettant d'attirer des investisseurs étrangers existe déjà. Les pouvoirs publics ont assoupli considérablement les conditions de création d'entreprise en Côte d'Ivoire. Toutefois, des efforts importants devront être menés par le Centre de Promotion d'investissement en Côte d'Ivoire (CEPICI), en vue de révéler et mettre en exergue le potentiel d'attractivité de la Côte d'Ivoire que la crise actuelle tend à occulter. Il s'agit, par exemple, de rassembler les différents codes (code d'investissement, code minier, code pétrolier) en un seul dans un but d'efficacité et de gain en temps, d'accorder des avantages aux droits d'entrée aux produits, de créer un statut de l'entreprise exportatrice, d'accorder des avantages aux entreprises pour les investissements en recherche et développement, par exemple des aides financières comme en Tunisie, d'offrir des incitations financières (par exemple des subventions, des primes à l'emploi, prêts publics à des taux subventionnés).

La Côte d'Ivoire devra réformer son secteur financier. Les réformes doivent viser à améliorer les opportunités d'investissements rentables par la création et le développement de marchés financiers réglementés et efficaces.

L'Etat devra mettre à disposition de crédits incitatifs qui, tout en couvrant une part de l'investissement, peuvent rassurer quant à la nature des champs de développement sur lesquels l'investissement se concentre.

Le secteur financier de la Côte d'Ivoire devra s'engager à soutenir les activités pouvant concourir à assurer l'accès des populations vulnérables aux services financiers minimums, en facilitant le financement des activités génératrices de revenus. Ces investissements ont des effets indirects et induits qui peuvent redynamiser tout le processus de développement économique et social général. De ce fait, chaque investissement et dépense engagés a des effets sur toute la chaîne de production, de commercialisation et d'épargne. Ces effets sont apparents dans un système où l'investissement dans de tels projets est de grande envergure.

L'Etat devra mettre en place les infrastructures et services de base nécessaires au développement du secteur privé et à la promotion du monde rural. En effet, le manque ou la mauvaise qualité des infrastructures accroît le coût de l'investissement en bien d'équipement, en particulier dans des secteurs comme les communications (ports, routes, chemins de fer, etc.) et la production d'électricité. La mauvaise qualité des infrastructures entraîne des coûts élevés pour les producteurs de biens échangeables, qui s'ajoutent aux coûts liés à la faible densité de population dans certaines villes. Dans ce domaine où les investissements à réaliser portent sur des montants très élevés, le secteur privé a un rôle fondamental à jouer en participant directement à l'effort d'équipement du pays et en prenant part à certains secteurs sensibles, réservés exclusivement au public. Il s'agit, en fait, de promouvoir et d'assainir le partenariat public-privé.

5. Conclusion

L'objectif de ce papier est d'étudier la causalité entre l'épargne, l'investissement et la croissance en Côte d'Ivoire afin de proposer des actions pour les pouvoirs publics.

Dans cette optique, nous utilisons des données issues de la base des indicateurs de développement de 2007 de la Banque Mondiale. Nous construisons alors un modèle vectoriel autorégressif et testons la causalité entre l'investissement, l'épargne et la croissance économique suivant la procédure de Toda et Yamamoto (1995).

Nous montrons alors que le taux d'investissement et le PIB par tête causent le taux d'épargne en Côte d'Ivoire. Ce résultat est cohérent avec les déficits du solde des opérations courantes enregistrés au cours de la période 1960-2005. L'épargne domestique n'est pas orientée vers l'investissement productif, mais est plutôt transférée à l'étranger. Nous montrons par ailleurs que le taux d'investissement cause le PIB par tête.

Ces résultats montrent que les actions des autorités ivoiriennes doivent contribuer à limiter les fuites de capitaux d'une part et d'autre part à mettre en œuvre un ensemble de mécanismes d'incitations à l'investissement en Côte d'Ivoire.

D'autres analyses pourraient quantifier l'ampleur des fuites de capitaux et son effet d'éviction sur l'investissement et la croissance économique en Côte d'Ivoire.

Références bibliographiques

- AmirKhalkhali, S. et A. Dar (2007): "Trade Openness and Saving-Investment Correlations", *Economic Modelling*, 24, 120-127.
- AmirKhalkhali, S., A. Dar, et S. AmirKhalkhali (2003): "Saving-Investment Correlations, Capital Mobility and Crowding out: Some Further Results", *Economic Modelling*, 20, 1137-1149.
- Bahmani-Oskooee, M. et A. Chakrabarti (2005): "Openness, Size, and the Saving-Investment Relationship", *Economic Systems*, 29, 283-293.
- Berthélemy, J. et F. Bourguignon (1996): "Growth and Crisis in Côte d'Ivoire", *World Bank Comparative Macroeconomic Studies*, 15651, 1-260.
- Beveridge, S. et C. R. Nelson (1981): "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.
- Bhattacharya, B. et J. Mukherjee (2003): "Causal Relationship Between Stock Market and Exchange Rate, Foreign Exchange Reserves and Value of Trade Balance: a Case Study for India", Mimeo, Department of Economics, Jadavpur University, India, 1-24.
- Caporale, G. M., E. Panopoulou et N. Pittis (2005): "The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited: A Monte Carlo Study", *Journal of International Money and Finance*, 24, 1143-1149.
- Cass, D. (1965): "Optimum Growth in an Aggregate Model of Capital Accumulation", *Review of Economic Studies*, 32, 233-240.
- Chakrabarti, A. (2006): "The Saving-Investment Relationship Revisited: New Evidence from Multivariate Heterogeneous Panel Cointegration Analyses", *Journal of Comparative Economics*, 34, 402-419.
- Evans, P., B.-H. Kim, et K.-Y. Oh (2008): "Capital Mobility in Saving and Investment: a Time-Varying Coefficients Approach", *Journal of International Money and Finance*, 27, 806-815.
- Feldstein, M. et C. Horioka (1980): "Domestic Saving and International Capital Flows", *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Frankel, M. (1962): "The Production Function in Allocation and Growth: A Synthesis", *American Economic Review*, 55, 995-1022.
- Gujarati, D. (1995): *Basic Econometrics*, New York: McGraw-Hill, 3rd Edition.
- Hamilton, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

- Huang, J.-T. (2005): "Labor Force Participation and Juvenile Delinquency in Taiwan. A Time Series Analysis", *Journal of Family and Economic Issues*, Forthcoming.
- Johansen, S. et K. Juselius (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kim, S., S. H. Kim, et Y. Wang (2007): "Saving, Investment and International Capital Mobility", *Japan and the World Economy*, 19, 279-291.
- Kim, S. H. (2001): "The Saving-Investment Correlation Puzzle is Still a Puzzle", *Journal of International Money and Finance*, 20, 1017-1034.
- Koopmans, T. (1965): "On the Concept of Optimal Economic Growth", in *The Econometric Approach to Development Planning*, Amsterdam: North Holland, 301-384.
- Mamingi, N. (1997): "Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: The Experience of Developing Countries", *Journal of Policy Modeling*, 19, 605-626.
- McKinnon, R. I. (1973): *Money and Capital in Economic Development*, Washington: The Brookings Institution.
- Mosconi, R. et C. Giannini (1992): "Non-Causality in Cointegrated Systems: Representation Estimation and Testing", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 399-417.
- Payne, J. E. (2005): "Saving-Investment Dynamics in Mexico", *Journal of Policy Modeling*, 27, 525-534.
- Pelagidis, T. et T. Mastroiannis (2003): "The Saving-Investment Correlation in Greece, 1960-1997: Implications for Capital Mobility", *Journal of Policy Modeling*, 25, 609-616.
- Phillips, P. C. B. et H. Y. Toda (1993): "Limit Theory in Cointegrated Vector Autoregressions", *Econometric Theory*, 9, 150-153.
- Rambaldi, A. N. et H. E. Doran (1996): "Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems Made Easy", *Working Paper in Econometrics and Applied Statistics*, 88, 1-22.
- Romer, P. M. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Saint-Aman, P. et D. Tessier (2000): "Résultats Empiriques Multi-Pays Relatifs à l'Impact des Cibles d'Inflation sur la Crédibilité de la Politique Monétaire", *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 26, 295-310.
- Schmidt, M. B. (2001): "Saving and Investment: Some International Perspective", *Southern Economic Journal*, 68, 446-456.
- Shan, J. et F. Sun (1998): "Domestic Saving and Foreign Investment in Australia: a Granger Causality Test", *International Economic Journal*, 12, 79-87.
- Shaw, E. (1973): *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press.
- Sims, C., J. Stock, et M. Watson (1990): "Inference in linear Time Series Models with some Unit Roots", *Econometrica*, 58, 113-144.
- Solow, R. M. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Squalli, J. (2007): "Electricity Consumption and Economic Growth: Bounds and Causality Analyses of OPEC Countries", *Energy Economics*, 29, 1192-1205.
- Tacoun, Y. et O. Reding (1999): "Epargne et Croissance", Mimeo, 1-11.

Toda, H. Y. et T. Yamamoto (1995): "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.

Wolde-Rufael, Y. (2005): "Energy Demand and Economic Growth: the African Experience", *Journal of Policy Modeling*, 27, 891-903.

World Bank (2007): *World Development Indicators*, World Bank, Washington, D. C.

Yamada, H. (1998): "A Note on the Causality Between Export and Productivity: an Empirical Re-Examination", *Economics Letters*, 61, 111-114.

Zapata, H. O. et A. N. Rambaldi (1997): "Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 285-298.