

REPUBLIQUE DE COTE D'IVOIRE



Union - Discipline – Travail

-----

---

---

**Impact de l'aide publique au développement sur la croissance et l'épargne  
domestique des pays membres de la zone UEMOA**

---

---

**Article définitif**

-----

**bnetd**

**Bureau National d'Etudes Techniques et de Développement**

*Bd Hassan II, Cocody Abidjan Côte d'Ivoire*

*04 BP 945 Abidjan 04 – Tel: 22 48 34 00 Fax: 22 44 56 66 Site : [www.bnetd.ci](http://www.bnetd.ci) email [info@bnetd.ci](mailto:info@bnetd.ci)*

*© Copyright BNETD*

**Impact de l'aide publique au développement sur la croissance et l'épargne domestique des pays membres de la zone UEMOA**

**Bayoko Laciné**

Bureau National d'Etudes Techniques et de Développement (BNETD)

*E-mail* : [bayokolacine2@gmail.com](mailto:bayokolacine2@gmail.com)  
[lbayoko@bnetd.ci](mailto:lbayoko@bnetd.ci)

### **Résumé**

L'objet de ce papier est de tester l'une des recommandations de la conférence de Monterrey. Celle-ci recommande que l'aide publique au développement soit complétée par l'épargne domestique, les investissements directs étrangers (ide) et l'aide privée au développement.

A partir des données provenant de la Banque mondiale (2012), de l'OCDE (2012), sur la période 1970 - 2012 et à l'aide de la méthode de Pesaran et al (2001), nous parvenons aux résultats qu'à court terme, l'aide totale nette impacte positivement la croissance au Bénin, au Niger et au Togo. A long terme, l'aide totale nette a un effet négatif sur la croissance du Bénin et du Niger.

L'approche de Toda Yamamoto (1995) montre par ailleurs que l'aide cause la croissance au Sénégal par le biais de l'épargne domestique et directement la croissance au Niger.

Les résultats obtenus indiquent que cette recommandation de Monterrey nécessite l'implication des pouvoirs publics en vue de l'efficacité de l'aide publique au développement conjointement utilisées avec les ressources recommandées.

***Mots clés* : Croissance, Epargne Domestique, Aide publique au développement.**

### **Abstract**

The purpose of this paper is to assess the reliability of one of the recommendations of the Monterrey Conference. It results from those that the official development aid needs to complement domestic saving, foreign direct investment (fdi), and the private component of development aid. Using data from the World Bank (2012), OECD (2012), over the 1970-2012 period, and thanks to the method of Pesaran et al (2001), we show that in the short term, total net aid positively impacts growth in Benin, Niger and Togo. Contrary to this finding, total net aid has a negative effect on growth in both Benin and Niger in the long term. Using Toda Yamamoto (1995)'s approach, we point out that aid causes growth in Senegal through the channel of domestic savings and growth in Niger. The results also indicate that this recommendation of Monterrey requires government involvement to the effectiveness of official development assistance used in conjunction with the recommended resources.

***Keywords*: Growth, Domestic Saving, Official development assistance.**

## 1. Introduction

En Mars 2002, l'organisation des nations unies (ONU) a convoqué une conférence internationale de suivi sur le financement du développement à Monterrey (Mexique) afin de trouver les ressources nécessaires au financement des objectifs de développement du millénaire (OMD). La conférence a estimé que l'aide publique au développement n'était plus suffisante pour financer le développement des pays bénéficiaires au vu des contraintes diverses auxquelles sont confrontés les donateurs.

Deux catégories de ressources ont été recommandées. Il s'agit :

- **D'une ressource d'origine intérieure** : l'épargne domestique. La conférence a préconisé que l'épargne domestique soit collectée auprès de l'administration et du secteur privé et que cette dernière soit affectée à des investissements socialement productifs.
- **De ressources d'origine extérieures** : ce sont les investissements directs étrangers (ide) et les apports de capitaux privés comme les ressources à attirer pour financer le développement.

Outre la diversification des ressources, la conférence a formulé d'autres recommandations désignant :

- Le commerce international comme moteur du développement.
- Le renforcement de la coopération financière comme technique internationale au service du développement.
- Les mesures d'atténuation de la dette extérieure de la part des bailleurs.
- L'amélioration des problèmes systémiques. consistant à l'amélioration de la cohérence et de la cohésion des systèmes monétaires financiers et commerciaux d'appui au développement.

Selon notre compréhension, la lecture de ces recommandations permet de dégager deux catégories de mesures. La première est essentiellement axée sur les ressources à mobiliser pour financer le développement. Il s'agit de l'aide publique au développement, de l'épargne domestique, de l'aide privée au développement et des investissements directs étrangers. La seconde catégorie concerne les politiques de développement qui apparaissent comme des mesures d'accompagnement garantissant les effets escomptés des ressources mobilisées. Ces dernières se résument en des politiques commerciales, financières et de gouvernance d'une part, et à des questions de coopération internationale d'autre part.

L'idée émise lors de la conférence de Monterrey et adoptée par les Etats africains lors de la création du NEPAD soulève la question de l'efficacité de l'aide en matière de croissance face à un emploi conjoint de l'aide publique, de l'épargne et des autres ressources contribuant au financement du développement. Cette nouvelle approche du financement du développement, soulève certaines questions essentielles:

L'emploi conjoint de l'aide publique au développement, de l'épargne domestique et des autres ressources préconisées est-il de nature à agir favorablement sur la performance économique des pays pauvres en général et spécifiquement ceux de la zone UEMOA ?

Quelles sont alors les ressources à prioriser pour le développement de la zone UEMOA ?

Les pays de la zone diffèrent-ils au regard de l'efficacité de chaque forme de ressource recommandée.

La recherche des réponses à ces différentes questions essentielles au financement du développement de la zone UEMOA, nous conduit à élaborer une étude scientifique mettant en exergue l'impact de l'aide publique au développement sur la performance économique des pays membres de la zone UEMOA.

De ces préoccupations générales se dégage l'objectif général de l'étude consistant à tester la recommandation du consensus de Monterrey relative à la diversification des ressources d'appui au développement.

De façon spécifique, il s'agit de :

- déterminer pour chaque pays membre de la zone UEMOA, l'impact de l'aide publique sur la croissance et l'épargne domestique des pays membres de la zone UEMOA ;
- déterminer pour chaque pays membre de la zone UEMOA, l'impact des ressources recommandées, à savoir, les investissements directs étrangers (ide), l'épargne domestique et de l'aide privée sur la croissance des pays membres de la zone UEMOA ;
- identifier les pays pour lesquels l'aide cause la croissance et vérifier si le canal de transmission est l'épargne domestique.

## 2. Revue de la littérature

De nombreuses études empiriques ont été réalisées pour mettre en évidence l'effet de l'aide au développement sur l'épargne domestique et la croissance économique. Les résultats portant sur différentes zones géographiques et différentes périodes ne sont pas concordants.

Réichel (1995) utilise un modèle à équations simultanées, la méthode des moindres carrés et les données en coupe transversale représentant les moyennes des variables par pays sur la période 1980-1989. Pour 83 pays considérés comme représentatifs de l'ensemble des pays en développement, il a trouvé que l'aide a eu un impact négatif significatif important sur l'épargne domestique sans affecter de façon significative le taux de croissance. Plus précisément, pendant les années 1980 un dollar d'aide a évincé environ 0,80 dollar d'épargne domestique sans exercer un effet perceptible sur le revenu.

Caceres (1995) postule une fonction translogique comme une représentation acceptable de la croissance économique dans les pays d'Amérique Centrale (Costa-Rica, El Salvador, Guatemala et Honduras)<sup>1</sup>. Les régressions portant sur les données de panel sur la période 1971-86 ont mis en évidence : a) une contribution de l'épargne domestique à la croissance supérieure à celle des ressources extérieures, b) une relation positive entre le niveau de développement, exprimé par le produit intérieur brut par tête à prix constant, et les élasticités de la croissance par rapport à l'épargne domestique et aux ressources extérieures.

---

<sup>1</sup> La fonction de production translog "transcendantale logarithme" dite translog exprime le logarithme de la production comme une fonction quadratique des logarithmes des facteurs de production.

Rana (1987) met l'accent sur la distinction entre l'effet direct et l'effet total des capitaux extérieurs sur la croissance et l'épargne. Les coefficients du modèle structurel de croissance représentent les effets directs des variables exogènes correspondantes sur la croissance et l'épargne ; les coefficients du modèle réduit, appelés effets multiplicateurs, représentent les effets totaux des variables endogènes dans chaque équation. L'effet total d'une variable exogène sur la croissance (l'épargne) comprend, en plus de l'effet direct, l'effet indirect de cette variable sur la croissance imputable à son effet sur l'épargne (la croissance). L'effet direct et l'effet total peuvent être de signes opposés si l'effet indirect fait plus que compenser l'effet direct.

Rana applique la méthode des moindres carrés indirects à un modèle de croissance à équations simultanées en utilisant les données de panel sur 14 pays asiatiques entre 1965 et 1982. Il montre que pour ces pays les effets directs surestiment les effets favorables de l'aide et des investissements privés étrangers sur la croissance et le produit par unité de capital et leurs effets négatifs sur l'épargne domestique. Ses résultats indiquent que a) les investissements privés étrangers et l'aide accroissent non seulement les ressources nécessaires à la formation de capital mais aussi leur efficacité ; et b) même si les exportations et les capitaux étrangers contribuent à la croissance des pays asiatiques, la main-d'œuvre et l'épargne intérieure ont été les facteurs les plus déterminants de la croissance économique.

Les études empiriques portant sur les économies africaines utilisent les données en coupe transversale et donnent des résultats contradictoires sur l'importance et le signe des effets de l'aide sur la croissance et l'épargne intérieure.

Levy (1998) montre que l'aide au développement exerce un effet positif significatif sur la croissance économique par l'intermédiaire de l'investissement intérieur. Ses résultats empiriques, obtenus à partir de modèles à équation unique, détermine successivement l'effet de l'aide sur l'investissement, de l'investissement sur la croissance économique, et de l'aide sur la croissance économique dans 28 pays d'Afrique Subsaharienne ayant une population supérieure à un million d'habitants en 1982 et dont 22 ont un revenu par tête inférieur à 600 \$ US au prix de 1970. Chaque dollar additionnel entraîne une augmentation de l'investissement compris entre 0,92 et 1,23 dollars. De plus, les données de panel sur les 28 pays donnent un taux de rendement moyen de l'investissement de 13 pour cent sur la période 1968-1982 et de 16 à 17% entre 1974 et 1982. Au total, pour les 22 pays à faibles revenus par tête, l'aide a un effet positif et identique sur la croissance des secteurs de production des biens échangés et non échangés. Plus précisément, un accroissement de un dollar entraîne une hausse de revenu de 0,44 dollar.

Des résultats similaires sur l'investissement sont obtenus par Levy (1987) où l'auteur montre que le niveau de développement du pays récipiendaire a un impact sur le lien entre l'aide et l'investissement d'une part, et que l'effet d'éviction de l'aide sur l'épargne domestique n'est pas important dans les pays africains d'autre part. Ces résultats contrastent avec les effets directs positifs mais faibles et non significatifs de la croissance obtenu par Gupta et Islam (1987, op) à partir d'un modèle à équations multiples. De plus, Mosley et al. (1987,op.cit) en utilisant un modèle de croissance à équation unique ont trouvé que le coefficient de l'aide était négatif pour les pays africains au cours des périodes 1960-70, 1970-80, et 1980-83.

Cet échec de la littérature empirique à apporter des réponses claires et unanimes sur le sujet est imputable à l'utilisation de méthodologies inappropriées dans la plupart des cas et à des modèles simplistes (Mavrotas et Kelly, 2001) ; à l'absence de test de spécification conduisant à l'omission de variables pertinentes ; à l'instabilité des paramètres de régression obtenus à partir de données en coupe transversale ou de données de panel (White, op. cit.).

Face à ces difficultés, des études par pays basées sur les séries temporelles ont été recommandées.

### 3. Méthodologie

Dans notre méthodologie, nous précisons l'origine des données de l'étude, le modèle, les tests de validation du modèle. Ensuite nous présentons les résultats obtenus et les interprétations associées.

#### 3.1. Sources des données

Les données utilisées dans la présente étude couvrent la période 1970-2012 du fait de l'indisponibilité des données sur les périodes antérieures. La Guinée Bissau n'a pas été retenu dans cette étude pour insuffisance de données sur la période choisie.

Les sources de ces données sont indiquées dans le tableau ci-après :

Variables	Sources
Pib réel à prix constant	Base de données Banque Mondiale
Aide publique totale nette à prix constant	Base de données en ligne de l'OCDE
Aide privée au développement nette à prix constant	Base de données en ligne de l'OCDE
Investissements directs étrangers nette (%) du PIB	Base de données Banque Mondiale
Epargne domestique nette (%) du PIB	Base de données Banque Mondiale

#### 3.2. Modèles

Les modèles présentés dans cette partie nous permettront de tester les hypothèses formulées dans l'introduction de l'article.

##### 3.2.1. Présentation des modèles

Nous faisons recours à de l'approche de la co-intégration selon Pesaran et al. (2001) et à la procédure de non - causalité de Toda et Yamamoto (1995).

##### 3.2.2. Estimation du modèle VAR ou du modèle ECM

L'existence ou non de relations de cointégration permettra de déterminer la spécification choisie.

Si le test de cointégration indique, pour un modèle, l'absence d'une relation de long terme entre les variables en niveau, un modèle VAR en différence sera estimé. L'estimation du modèle VAR consiste à régresser le vecteur des variables stationnaires sur ses valeurs retardées et à tester la stationnarité du modèle global. Le modèle VAR sera jugé stationnaire si les valeurs propres de la matrice caractéristique

sont toutes de module supérieur à l'unité. La spécification du modèle VAR est donnée par la relation suivante :

$$Y_t = \sum_{i=1}^P A_i Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t$$

Où  $Y_t$  désigne le vecteur de variables endogènes,  $X_t$  celui des variables exogènes et  $\varepsilon_t$  le vecteur des innovations, normalement distribuées,

Si le test de cointégration indique, pour un modèle, au moins une relation de long terme entre les variables, la méthodologie VAR sera améliorée et alors un modèle à correction d'erreur (ECM), tenant compte de cette relation stationnaire de long terme entre les variables sera estimé, La relation de cointégration obtenue représente au final la dynamique de long terme entre les variables, Les résidus issus de l'estimation de cette relation de long terme sont récupérés et utilisés pour l'estimation du modèle à correction d'erreur dont l'écriture est:

$$\Delta Y_t = \theta \ell_{t-1} + \sum_{i=1}^{P^*-1} A_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{P^*-1} B \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où  $y_t$  désigne la variable expliquée,  $X_t$  le vecteur de variables explicatives et  $\varepsilon_t$  le vecteur des innovations, normalement distribuées.

$\ell_{t-1}$  est la valeur retardée du vecteur des résidus issus de la relation de long terme,

Le coefficient  $\theta$  représente le coefficient de correction d'erreur ou force de rappel, Celui-ci doit être statistiquement significatif et compris entre -1 et 0 pour valider le modèle à correction d'erreur, Il permet une estimation de la durée de retour à l'équilibre de long terme à la suite d'un choc.

### 3.2.3. Test de racine unitaire

Les tests utilisés dans le cadre de cette étude sont les tests Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) et Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Aussi, la stationnarité d'une série ne sera validée que si l'hypothèse de stationnarité est admise par ces trois tests. En effet, les tests ADF et PP, bien que se basant sur la statistique de Dickey-Fuller simple, diffèrent par le fait que le test ADF tient compte de l'autocorrélation éventuelle des résidus, tandis que le test PP prend en compte de l'hétéroscédasticité des résidus. Le test KPSS quant à lui prend en compte les changements de tendance dans l'évolution de la série.

### 3.2.4. Retard optimal

Le retard optimal du test d'ADF a une forte influence sur la taille ainsi que la puissance du test. Un nombre de retards trop faible entraîne une distorsion de la taille tandis qu'un nombre de retards élevé provoque une perte de sa puissance. Ng et Perron (1995) ont fait une étude comparative des différentes méthodes de choix. Dans un modèle dynamique, on choisit un critère d'information

d'Akaike ou de Schwarz. Ensuite, on part d'une régression de test avec un nombre maximum de retard et on choisit le modèle parcimonieux qui minimise le critère d'information choisi.

### 3.2.5. Etude de la cointegration

La méthode utilisée dans ce document pour le test de cointégration est celle de Pesaran et al (2001). En effet, le choix de ce modèle se base sur le fait qu'il incorpore aussi bien des retards des variables expliquées que des variables explicatives pour capter les effets dynamiques et qu'il peut être appliqué indépendamment du fait que les variables explicatives sont parfaitement I(0), parfaitement I(1) ou mutuellement cointégrées. En outre, il n'est pas nécessaire que l'ordre d'intégration des variables explicatives soit établi pour tester l'existence d'une relation de long terme entre ces variables explicatives et la variable dépendante, Il faut juste s'assurer que l'ordre d'intégration des variables explicatives est inférieur ou égal à un (1) et que la variable d'intérêt est intégrée d'ordre un (1). De plus, la procédure du test du seuil utilisé par Pesaran et al (2001) est jugée robuste pour l'étude de petits échantillons (Pattichis, 1999; Mah, 2000 et Tang & Nair, 2002) et fournit des estimateurs sans biais, des coefficients de long terme et des t-stats valides et robustes en cas d'endogénéité des explicatives (Inder, 1993; Banerjee et al, 1993; Pesaran et al, 2001). Aussi, la méthode de test de seuil reste possible même dans le cas où les variables explicatives sont endogènes (Alamand Quazi, 2003). D'autre part, le test de cointégration ARDL suppose qu'il n'y a qu'une seule relation de long terme entre la variable expliquée et les variables exogènes (Pesaran, Shin et Smith, 2001, hypothèse 3). Comme mentionné au début, cette méthode est aussi utilisée parce qu'elle présente plusieurs avantages par rapport à la méthode d'Engle et Granger (1987), la méthode de Johansen (Johansen (1988), Johansen et Juselius (1990)). En effet, ces méthodes nécessitent pour être testées que toutes les variables soient intégrées d'ordre un (1) d'une part et contrairement à l'approche proposée par Pesaran et al, elles ne présentent pas de bonnes statistiques dans des échantillons de petites tailles. Cette approche semble donc appropriée pour cette étude au regard du nombre peu élevé des observations (41, [1972-2012]).

### 3.2.6. Présentation de modèle de Pesaran et Al (2001)

Le modèle élaboré par Pesaran se présente comme suit :

Soit un processus temporel  $\{z_t\}_{t=1}^T$  ayant une représentation VAR d'ordre p, T désigne le nombre d'observations et  $z_t$  est un vecteur à  $K + 1$  éléments,

On suppose que le processus  $\{z_t\}_{t=1}^T$  vérifie l'équation suivante :

$$\Phi(L)(Z_t - \mu - \gamma) = \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec  $\Phi(L) = I_k - \sum_{i=1}^P \phi_i L^i$  et  $\mu, \gamma \in R$

$\{\phi_i\}_{i=1}^P$  Est une suite de matrices carrées d'ordre  $k$ ,  $\varepsilon_t \approx N(0, \Omega)$

L'équation (1) peut encore se mettre sous la forme suivante :



$$\Delta z_t = a_0 + a_1 t + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Posons :  $Z_t = (y_t, x_t)'$  où  $y_t$  désigne la variable d'intérêt et  $x_t$ , le vecteur des variables explicatives, La dynamique d'évolution de la variable  $y_t$  est décrite par l'équation suivante :

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \Pi_{yy} y_{t-1} + \Pi_{yx,x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi'_i \Delta z_{t-1} + \omega' \Delta x_t + \mu_t \quad (3)$$

$\Pi_{yy}$  et  $\Pi_{yx,x}$  représentent les vecteurs de coefficients de la relation de long terme entre les variables alors que les  $\Psi'_i$  et  $\omega$  sont les vecteurs de coefficients de la dynamique de court terme, Comme mentionnée précédemment, cette équation suppose qu'il n'y a qu'une seule relation de cointégration entre la variable expliquée  $Y_t$  et les variables explicatives  $X_t$ ,

Si toutefois on souhaite identifier une autre relation de cointégration, il faudra juste choisir une des composantes du vecteur  $X_t$  (appelée  $X_t^j$ ) qui soit intégrée d'ordre 1, et appliquer ensuite le test de Pesaran en intervertissant les rôles de  $Y_t$  et  $X_t^j$  dans le modèle. L'estimation de la relation (3) nécessite le choix du retard optimal, soit  $P'$ . Le test de Pesaran consiste alors à tester l'hypothèse nulle,

$$H_0 : \Pi_{yy} = O \text{ et } \Pi_{yx}, x = O \quad \text{contre} \quad \text{l'hypothèse alternative}$$

$$H_1 : \Pi_{yy} \neq O \text{ et } \Pi_{yx}, x \neq O$$

La décision concernant ce test dépend de la présence ou non d'une constante ou d'un trend dans l'équation (3) Pour cela, trois cas doivent être étudiées :

**1<sup>er</sup> cas :** Absence de trend et constante

Dans ce cas l'équation (3) devient :

$$\Delta y_t = \Pi_{yy} y_{t-1} + \Pi_{yx,x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi'_i \Delta z_{t-1} + \omega' \Delta x_t + \mu_t \quad (4)$$

**2<sup>eme</sup> cas :** Présence de la constante et absence du trend

L'équation devient :

$$\Delta y_t = c_0 + \Pi_{yy} y_{t-1} + \Pi_{yx,x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi'_i \Delta z_{t-1} + \omega' \Delta x_t + \mu_t \quad (5)$$

**3<sup>eme</sup> cas :** Présence de constant et du trend, on revient sur l'équation générale spécifiée en (3)

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \Pi_{yy} y_{t-1} + \Pi_{yx,x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi'_i \Delta z_{t-1} + \omega' \Delta x_t + \mu_t \quad (6)$$

L'hypothèse nulle  $H_0$  est testée en utilisant la statistique de Wald ou bien la statistique de Fisher suivant une distribution non standard (Ghorbani et Motallebi, 2009), Elle est définie sous sa forme standard suivante :

$$f_{stat} = \frac{(SCRC - SCR)/(k + 1)}{SCR / NDL}$$

Où

- ✚ *SCRC* (respectivement *SCR*) : somme des carrés des résidus du modèle contraint (respectivement non contraint),
- ✚ *K* : Nombre de variables explicatives,
- ✚ *NDL* : Nombre de degrés de liberté,

Pesaran et al (2001), grâce aux simulations de Monte-Carlo et pour chaque cas envisagé ci-dessus, établissent deux seuils critiques permettant d'orienter la décision du test de  $H_0$  contre  $H_1$ . Le seuil supérieur est calculé en supposant que toutes les variables du modèle sont  $I(1)$  tandis que le seuil inférieur correspond au cas où les variables du modèle sont toutes  $I(0)$ , Lorsque la  $f_{stat}$  calculée est supérieure à la plus grande des valeurs critiques, alors l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée, Si par contre la  $f_{stat}$  est inférieure à la plus petite des valeurs critiques, alors on accepte l'hypothèse nulle et ceci quel que soit l'ordre d'intégration des séries. Enfin, dans le cas où la  $f_{stat}$  est comprise entre les deux valeurs critiques, on ne peut pas se prononcer sur la décision à prendre. Il est possible de tester la significativité de  $\Pi_{yy}$  coefficient de  $Y_{t-1}$  lorsque l'hypothèse de cointégration est acceptée. On procède alors au calcul de la t-stat associée à ce coefficient que l'on compare ensuite à deux valeurs critiques tabulées par les auteurs.

Le procédé est identique à celui utilisé pour effectuer le test de cointégration. La forme générale du modèle ARDL, notée  $ARDL(p_1, p_2, \dots, p_k)$ , est alors la suivante :

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \Pi_{yy} y_{t-1} + \Pi_{yx,x} x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \sum_{i_j=1}^{p_j-1} \psi_{i_j} \Delta z_{t-i_j} + \omega' \Delta x_t + \mu_t \quad (7)$$

Dans ces conditions (sous  $H_1$ ), la relation de long terme qui lie  $Y_t$  et  $X_t$  est de la forme suivante :

$$Y_t = \frac{-\Pi_{yx,x}}{\Pi_{yy}} X_t + \frac{-c_1 t}{\Pi_{yy}} + \frac{-c_0}{\Pi_{yy}} + \eta_t \quad (8)$$

Quant à la relation de court terme, elle est estimée par la relation suivante :

$$\Delta Y_t = \frac{-c_0}{\Pi_{yy}} + \frac{-c_1 t}{\Pi_{yy}} + \frac{-\Pi_{yx,x}}{\Pi_{yy}} ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \tau_{3i} \Delta X_{t-i} + \eta_t \quad (9)$$

où  $ECM_{t-1}$  est la valeur retardée des erreurs obtenues à partir de la relation de long terme.

### 3.2.7. Présentation du Test de TODA et YAMAMOTO

Cette procédure utilise une modélisation vectorielle autorégressive (VAR) en niveau d'ordre  $k + d_{\max}$  où ( $k$  est le nombre de retards optimal et  $d_{\max}$  est l'ordre d'intégration maximal du VAR), en appliquant les tests de restriction uniquement sur les  $k$  premiers coefficients. Le modèle sur lequel l'on se base pour effectuer nos tests de causalité est spécifié de la manière suivante :

$$Y_t = d_0 + \sum_{i=1}^K a_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} a_{2i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^k b_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{\max}} b_{2j} X_{t-j} + \beta t + \delta_t \quad (10)$$

$$X_t = e_0 + \sum_{i=1}^K c_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} c_{2i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^k f_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{\max}} f_{2j} X_{t-j} + at + \mu_t \quad (11)$$

Il faut par conséquent, tester la présence de racine unitaire dans les séries, déterminer  $k$  et  $d_{\max}$ , procéder à l'estimation d'un VAR en niveau et enfin, calculer la statistique de Wald modifiée.

De l'hypothèse d'absence de causalité entre les variables, cette statistique de Wald modifiée,  $W$ , suit asymptotiquement une distribution de chi-deux à  $m$  degrés de liberté (nombre de restrictions dans le modèle contraint) indépendamment de l'ordre des séries et de leur cointégration.

Lorsque l'ordre maximum d'intégration du VAR est  $d_{\max}$ , La statistique  $W$  est fournie par l'expression suivante :

$$W = T(\widehat{b}_1' R' (R \widehat{\Sigma} R')^{-1} R \widehat{b}_1')$$

Où  $\widehat{b}_1$  est l'estimateur de  $b_1 = \text{vec}(b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1k})$  par les moindres carrés ordinaires ; Où  $\widehat{b}_1$  est un vecteur contenant les lignes des paramètres  $b_{1i}$  et  $\widehat{\Sigma}$  est un estimateur cohérent au sens de la variance minimum de la matrice de variance-covariance asymptotique de  $\sqrt{T}(\widehat{b}_1 - b_1)$  lorsque le modèle VAR estimé est d'ordre  $k + d_{\max}$  et contient un terme constant (Yamada, 1998),  $R$  est la matrice des contraintes et  $T$  représente le nombre de périodes de nos données, Si les séries sont stationnaires, le VAR est testé sur sa forme standard puisqu'il ne subit aucun ajout de retard. Par contre, si les séries sont intégrées d'ordre un, on introduit alors un seul retard additionnel dans le modèle. La procédure de test est robuste même si les variables sont possiblement intégrées ou bien ne possèdent pas le même ordre d'intégration. Il est toutefois impératif que l'ordre d'intégration  $d_{\max}$  des variables n'excède pas l'ordre AR du VAR (HOUNKPODOTE et BATINO)

#### 4. Résultats obtenus et interprétations

##### 4.1. Résultats obtenus

Le tableau suivant présente l'ordre d'intégration des différentes variables.

##### 4.1.1. L'ordre d'intégration des variables

Le tableau ci-après récapitule le résultat de l'ordre d'intégration des variables du modèle.

**Tableau 1: Ordre d'intégration des variables**

Modèle	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Pib	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Epargne domestique nette (% Pib)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Ide nette	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Aide publique totale	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Aide privée nette	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

I(1) : variable stationnaire en différence première

Source : Nos calculs sur Eviews

Pour les variables prises en niveau, on constate soit l'acceptation de l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire par au moins un des tests (ADF ou PP), soit le rejet de l'hypothèse nulle de stationnarité par le test KPSS. La stationnarité d'une série, dans le cas de cette étude, n'étant admise que si l'hypothèse de stationnarité est vérifiée simultanément pour ces trois tests, on en déduit que les variables ne sont pas stationnaires en niveau.

Par ailleurs, pour les variables prises en différence première, les p-values des tests ADF et PP sont toutes inférieures à 5% et la LM-stat du test KPSS est supérieure à la valeur critique au seuil de 5%. Par conséquent, on peut conclure que toutes les variables étudiées sont stationnaires en différence première ou encore qu'elles sont intégrées d'ordre 1.

#### 4.2. Retard optimal

Le tableau ci-après donne le nombre optimal de retards retenus en fonction de chaque critère d'information et pour chaque modèle. Pour chaque critère d'information, le retard optimal sera celui retenu par ce critère au seuil de 5%. Pour chaque modèle, il sera retenu comme nombre optimal de retards, le nombre retenu par le plus grand nombre de critères d'informations. Ainsi, les critères d'informations permettent deux retards pour : Bénin, Mali, Sénégal et Togo. Pour les modèles Côte d'Ivoire, Burkina et Niger l'on retiendra trois retards d'après ces mêmes critères d'informations.

**Tableau 2 : Retard optimal par critère**

MODELE	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Bénin	2	3	3	2	2
Burkina	3	3	3	2	3
Côte D'ivoire	3	3	3	1	1
Mali	2	2	2	2	1
Niger	3	3	3	1	3
Sénégal	1	1	2	2	2
Togo	1	2	2	2	1

Source : Nos calculs sur Eviews

LR: sequential modified LR test statistic; FPE: Final Prediction Error; AIC: Akaike information criterion; SC : Schwarz information Criterion; HQ : Hannan-Quinn information criterion

**4.3. Résultats du test de Cointégration**

Les valeurs critiques des statistiques utilisées proviennent de la table de Narayan (2005), La lecture de cette table se fait en tenant compte non seulement du nombre de variables explicatives du modèle mais aussi de l'existence ou pas de tendance ou de constante dans la spécification du modèle, Autrement dit les valeurs critiques dépendent du modèle retenu.

Les résultats de cette analyse sont contenus dans le tableau 6.

**Tableau 3 : Résultats du test de Cointégration de Pesaran et al (2001)**

<i>Fstat</i>	valeur critique à 1%		valeur critique à 5%	
	valeur inférieure	valeur supérieure	valeur inférieure	valeur supérieure
	4,270	5,412	3,078	4,022

**Source :** Nos calculs sous Eviews

Le test de l'hypothèse d'absence de relation de cointégration entre le PIB réel et le vecteur de variables explicatives que sont : l'aide nette au développement, l'aide privée nette au développement, l'IDE, l'épargne domestique fournit des statistiques consignées dans le tableau suivant,

Pays	Bénin	Burkina	Côte Divoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
F-stat	5,56	4,26	3,49	5,66	4,66	6,11	1,11

**Source :** Nos calculs sur Eviews

Nous allons retenir les pays dont la F-stat est supérieure à la borne supérieure de la table de Narayan au seuil de 5%. A cet effet, nous concluons qu'il existe une relation de long terme entre la croissance économique et le vecteur des variables explicatives : aide nette au développement, aide privée nette au développement, épargne domestique et les investissements directs étrangers dans les pays suivant : Bénin, Burkina, Mali, Niger et Sénégal.

Pour la côte D'ivoire et le Togo, la statistique est inférieure à la statistique de la borne inférieure, alors nous concluons une absence de relation de long terme, alors nous allons estimer un VAR pour ces pays.

**4.4. Résultats de l'estimation des modèles**

Nous présentons en premier lieu, le résultat de l'estimation du modèles à correction d'erreurs pour les modèles présentant une relation de cointégration et la seconde section à l'estimation d'un modèle VAR pour ceux ne présentant aucune relation de cointégration.

**4.4.1. Le modèle à correction d'erreur (ECM)**

Le modèle à correction d'erreur permet de décrire deux types de relations entre les variables : la relation de long terme et la dynamique de court terme.

**4.4.1.1. La relation de long terme**

Les estimations des différentes relations de long terme entre les variables pour chacun des modèles présentant une relation de cointégration sont consignées dans le Tableau suivant :

Tableau 4 : les relations de long terme

MODELE	Bénin	Burkina	Niger	Mali	Sénégal
VARIABLE					
EX/DEP	PIBR	PIBR	PIBR	PIBR	PIBR
PIBR(-1)	-0,451623*	-0,702722*	-0,485331*	-0,680388*	-0,768759*
	[-3,501889]	[-4,149401]	[-3,529396]	[-2,594609]	[-2,714154]
	(0,128965)	(0,169355)	(0,137511)	(0,262231)	(0,283241)
AIDpu	-0,503468*	0,465540	-0,367267*	0,066977	0,501754
	[-3,017580]	[1,368464]	[-2,288563]	[0,447378]	[1,775789]
	(0,166845)	(0,340191)	(0,160479)	(0,149711)	(0,282552)
EPAR	0,098965	-0,346969*	0,352431	0,140193	0,770282*
	[0,467581]	[2,612345]	[0,941907]	[0,386973]	[2,380251]
	(0,211653)	(0,241989)	(0,374168)	(0,362281)	(0,323614)
IDE	-0,003928	-0,067973	-0,003888	0,012480*	-0,000296
	[-0,138693]	[-0,812299]	[-0,986323]	[-2,503069]	[-0,033811]
	(0,028318)	(0,083680)	(0,003942)	(0,013653)	(0,008751)
c	7,699369*	13,62795*	8,860184*	25,00538*	27,01192*
	[3,509119]	[2,846734]	[3,665987]	[2,693219]	[2,294718]
	(2,194103)	(4,787224)	(2,416862)	(9,284570)	(11,77134)
Trend	-0,001131	-0,740050*	0,223951*	-1,375167*	-0,419539
	[-0,015624]	[-3,268458]	[3,709106]	[-2,729804]	[-0,947333]
	(0,072404)	(0,226422)	(0,060379)	(0,503760)	(0,442863)

Source : Nos calculs sur Eviews.

\* : les coefficients qui sont significatifs au seuil de 5%.

[ ] : Sont les t-stat de l'estimation.

( ) : Sont les écarts types de l'estimation.

L'estimation de la relation de long terme nous donne des coefficients d'ajustement : -0,451623 - 0,702722 -0,485331 -0,680388 -0,768759 respectivement pour le Bénin, le Burkina, le Niger, le Mali et le Sénégal.

Ces coefficients sont significatifs au seuil de 5% et compris entre -1 et 0 ce qui permet de valider les modèles à correction d'erreur. Ces coefficients donnent en valeur absolue la vitesse d'ajustement des variables du système vers la cible de long terme.

L'analyse du tableau de la relation de long terme montre qu'au Bénin ainsi qu'au Niger l'aide nette au développement impacte négativement la croissance économique. Par ailleurs, il montre que l'épargne nette impacte négativement la croissance économique au Burkina. Par contre, au Sénégal nous avons un effet positif. Au Mali on n'a pas eu une relation de long terme entre la croissance économique

et l'épargne nette ou aide publique nette au développement. Toutefois, on a observé une relation de long terme entre les IDE et la croissance économique.

**4.4.1.2. Résultat de la dynamique de court terme.**

Les résultats de la dynamique de court terme indiquent que l'aide publique au développement total nette a un effet significatif et positif sur la croissance économique au Bénin, au Niger et au Togo. Tandis que cet effet est mitigé au Burkina. L'épargne domestique nette dans le court terme a un effet positif sur la croissance en Côte d'Ivoire, au Burkina, au Niger et au Togo. A contrario, au Bénin et au Sénégal l'aide publique nette a un effet négatif significatif sur la production.

En ce qui concerne les autres ressources, l'on remarque qu'à court terme seule, les IDE nets impactent significativement et positivement la croissance des économies du Bénin et de la Côte d'Ivoire. Par contre l'ai un effet négatif et significatif sur les économies du : Mali et Niger.

L'aide privée entant que ressource recommandée n'a aucun effet sur la croissance et l'épargne domestique des pays de l'UEMOA.

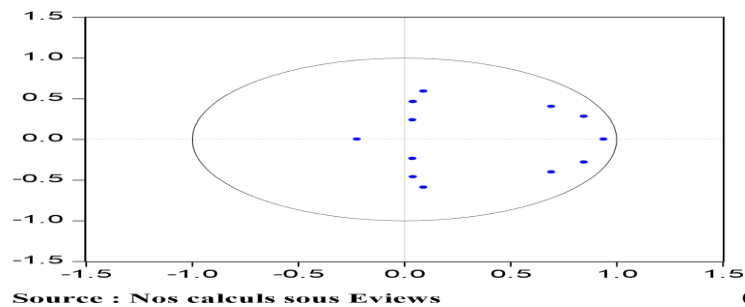
**4.4.2. La Modélisation VAR**

Cette modélisation, ne concerne que le Togo et la Côte d'Ivoire, dont nous n'avons pas détecté une relation de long terme entre la variable d'intérêt et le vecteur des variables explicatives.

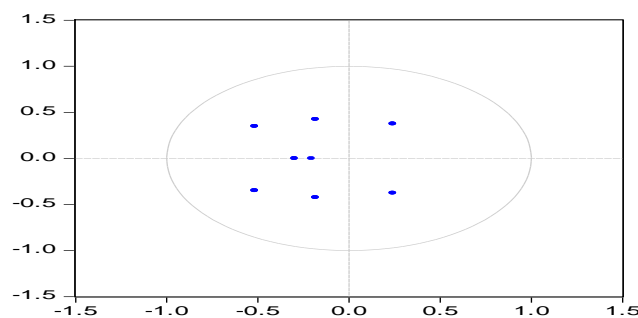
**4.4.2.1. Résultat du test de stationnarité**

Le test de stationnarité des modèles VAR estimés, montre que les modèles sont stationnaires. Les graphiques suivants présentent les résultats de ce test.

Graphique : Inverse des racines du polynôme AR du modèle de la Côte d'Ivoire.



Graphique : Inverse des racines du polynôme AR du modèle du Togo



Sur ces deux graphiques, tous les points sont à l'intérieur du cercle de rayon un (1) indiquant donc que les modèles VAR pour la Côte d'Ivoire et le Togo sont stationnaires.

#### **4.4.2.2. Résultats des tests de diagnostic**

Il s'agit ici de présenter les conclusions des différents tests permettant de vérifier les différentes hypothèses sur les résidus.

##### **4.4.2.2.1. Test d'homoscédasticité**

Les résultats du test de White conduisent à accepter, au seuil de 5%, l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus. En effet, les p-values sont toutes supérieures à 5% pour chacun des modèles.

##### **4.4.2.2.2. Test d'absence d'autocorrélation**

Les résultats du test d'autocorrélation des résidus conduisent à accepter l'hypothèse nulle de non autocorrélation des résidus pour tous les modèles car les p-value associées au test sont toutes supérieures à 5%.

##### **4.4.2.2.3. Test de normalité**

Le test de Jarque-Bera a permis de tester la normalité des résidus dans cette étude. Ce test permet de garantir que la normalité des résidus issus des modèles du Burkina, du Niger, du Sénégal et du Togo au seuil de 5%. Toutefois, dans le cas des modèles Bénin, Burkina, Côte d'Ivoire et Mali, les résultats de ce test conduisent au rejet de l'hypothèse nulle de normalité des résidus car les p-values de ce test sont inférieures à 5% pour chacun de ces modèles.

Par ailleurs, selon Gonzalo (1994), le non-respect de l'hypothèse de normalité des résidus ne remet pas en cause les résultats issus des différentes estimations.



Tableau : Résultats des tests de causalité

PAYS	Bénin		Burkina		Côte D'Ivoire		Mali		Niger		Sénégal		Togo	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>AID → EPAR</i>	0,11	0,944	0,85	0,650	0,78	0,677	2,84	0,242	1,49	0,473	8,73	<b>0,013</b>	0,11	0,948
<i>AID → PIB</i>	0,63	0,730	0,85	0,652	0,26	0,880	0,77	0,682	5,54	<b>0,063</b>	5,09	<b>0,079</b>	1,32	0,517
<i>AIDM → AID</i>	10,13	<b>0,006</b>	0,98	0,611	3,71	0,156	<b>0,04</b>	0,981	3,54	0,170	1,50	0,472	1,72	0,424
<i>AIDB → AID</i>	4,18	0,124	0,24	0,886	9,19	<b>0,010</b>	3,02	0,221	1,76	0,414	0,13	0,936	0,94	0,624

Source : Base de l'OCDE, 2012

Les résultats du test de causalité indiquent que l'aide totale nette ne cause pas l'épargne domestique des pays membres de la zone uemoa en dehors du Sénégal.

L'on remarque également que l'aide totale nette ne cause la croissance qu'au Niger et au Sénégal au seuil de 10 %.

On peut donc dire que l'aide totale nette a un effet indirect (via l'épargne domestique) sur la croissance du Sénégal et un effet directe sur la croissance du Niger.

En revanche dans les autres pays, l'aide totale nette n'a aucun effet sur la croissance.

Lorsque l'on s'intéresse à la forme d'aide reçue, l'efficacité de l'aide totale nette du Bénin et du Mali peut être améliorée en mettant l'accent sur les conditionnalités relatives à l'aide multilatérale tandis qu'en Côte d'Ivoire celle-ci doit porter sur l'aide bilatérale.

En dehors de ces trois pays l'amélioration de l'efficacité de l'aide totale nette est à rechercher ailleurs et non dans la désagrégation de l'aide totale en aide bilatérale et aide multilatérale. L'analyse de l'aide sectorielle pourrait donner des réponses à cette préoccupation.

## 5. Conclusion et recommandations

Suivant les recommandations de la conférence de Monterrey, l'aide publique au développement est censée être efficace sur la performance des économies des pays bénéficiaires si celle-ci est complétée par d'autres ressources, notamment l'épargne domestique, les investissements directs étrangers et l'aide privée au développement. L'évaluation de cette recommandation dans le cas spécifique de l'UEMOA donne dans l'ensemble des résultats insatisfaisants relativement aux attentes de cette recommandation salutaire issue de la conférence de Monterrey.

Le succès de cette recommandation (traduit par des effets quasi uniformes obtenus) passera sûrement par une concertation et une coordination des politiques de développement des décideurs des pays de la zone UEMOA en matière de financement du développement de la zone. Au vu des résultats obtenus, quelques recommandations paraissent utiles.

- Avoir quelques réserves sur les recommandations de la conférence de Monterrey en ce qui concerne la zone UEMOA
- L'implication des pouvoirs publics dans le succès de cette recommandation s'impose via la mise en place d'un cadre de réussite de cette politique de développement. Cela doit passer par :
  - ✓ l'amélioration du climat des affaires en ce qui concerne l'attraction des investissements directs étrangers (ide).
  - ✓ l'assouplissement des conditions d'accès aux crédits afin que l'épargne domestique joue pleinement son rôle de moteur de croissance.
  - ✓ La réduction des sorties de capitaux via la mise en place de taxe sur toute sortie de ressources
- La pratique de la bonne gouvernance pour garantir l'efficacité de l'aide publique reçue.
- Mieux analyser les conditions de l'efficacité de l'aide privée au développement dans chaque pays membre de la zone UEMOA.
- La convergence des Etats en matière de finance publique, pourrait tenir compte de cette recommandation axée sur la diversification des ressources d'appui au développement.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ADAM, C.S. ET S.A. O'CONNELL. (1997), "Aid, Taxation and Development : Analytical Perspectives on Aid Effectiveness in Sub-Saharan Africa", WPS/975, *Centre for the Study of African Economies*, University of Oxford, St Cross Building, Manor Road, Oxford OX13UL.

AHMED, M.Q. (1992), Foreign Aid, Domestic Savings and Economic Growth: The Case of Bangladesh, 1972-1991, *PhD Dissertation*, University of Illinois at Urbana-Champaign.

AHN, S.C., ET LOW S (1996), "A reformulation of the Hausman test for regression models with pooled cross-section-time series data", *Journal of Econometrics*, 71, 309-319.

ANCOT, J.P. ET J.H.P. PAELINCK. (1990), *Modèles et Choix: Une Initiation à la Modélisation pour Pays en Développement*, Universités Francophones, UREF, ERE. SA/AUPELF, Economica, Paris.

ASSEMIEN, A. (1994), "Dettes et Croissance: Le Cas de la Côte d'Ivoire", *Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIREC (CAPEC)*, Document de Travail (D.T.) N°2.

ASSEMIEN, A. (1996), "Politique de Promotion de l'Épargne Nationale et du Financement de l'Investissement en Côte d'Ivoire", *Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIREC (CAPEC)*, Document de Travail (D.T.) N°28.

BALTAGI B.H (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Son, New York.

BANQUE MONDIALE. (2002), "Building Institutions: Complement, Innovate, Connect and Compete", *World Development Report 2002*, The World Bank, pp3-27.

BEAUMONT, P.H. (1987), The West African Monetary Union and the Ivory Coast: a Theoretical and Empirical Analysis, *Ph.D. Dissertation*, University of Illinois at Urbana-Champaign.

BLUNDELL, R., ET SCHMIDT, R. (1991), "Conditions Initiales et Estimation Efficace dans les Modèles Dynamiques sur Données de Panel : Une Application au Comportement d'Investissement des Entreprises", *Annales d'Economie et de Statistique*, 20/21,109-123.

BRASSEUL, J. (1993), *Introduction à l'Economie du Développement*, Armand Colin, Paris.

CACERES, L.R. (1995), "Foreign Resources, Domestic Savings and Economic Growth: the Case of Central America", *Savings and Development*, N°4-XIX, pp393-403.

CAMPBELL, R. (1999), "Foreign Aid, Domestic Savings and Economic Growth: Some Evidence From the ECCB Area", *Savings and Development*, N°3-XXIII, pp225-77.

CHENERY, H.B. ET A.M. STROUT. (1966), "Foreign Assistance and Economic Development", *The American Economic Review*, Vol.LVI, N°4, pp679-733.

COHEN, M. ET J. PRADEL. (1993), *Econométrie*, Edition Litec, Paris.

DOMAR, E.D. (1946), "Capital Expansion, Rate of Growth and Employment", *Econometrica*, Vol.14, pp137-47.

FOADE, D.J.T. (1999), "Existe-t-il des Relations Dynamiques Entre Croissance Economique, Exportations et Importations? Le Cas de la Côte d'Ivoire", *Working Papers* N°7.

- GRAMLICH, E.M. (1969)**, "State and Local Governments and Their Budget Constraint", *International Economic Review*, Vol.10, pp163-82.
- GRIFFIN, K. (1970)**, "Foreign Capital, Domestic Savings and Economic Development", *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, Vol.32, pp99-112.
- GRIFFIN, K. (1973)**, "The Effect of Aid and Other Resource Transfers on Savings and Growth in Less-Developed Countries: A Comment", *Economic Journal*, Vol.83, pp863-66.
- GRIFFIN, K. ET J. ENOS. (1970)**, "Foreign Assistance: Objectives and Consequences", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.18, pp313-27.
- GRILICHES Z. ET MAIRESSE J.(1990)**, "Heterogeneity in panel data :are there stable production functions ?", in Essays in Honour of Edmond Malinvaud, Eds. Champsaur P. and al., Empirical Economics, MIT Press, Cambridge.
- GRILICHES Z. ET MAIRESSE J. (1995)**, "Production Functions: the Search for Identification" NBER Working paper No. 5067, National Bureau of Economic Research.
- GUJARATI, D.N. (1988)**, *Basic Econometrics*, McGraw-Hill Book Company, New York.
- GUPTA, L.K. ET M.A. ISLAM. (1983)**, *Foreign Capital, Savings and Growth*, D. Reidel Publishing Company, Dordrecht, Holland.
- HARROD, R.F. (1939)**, "An Essay in Dynamic Theory", *The Economic Journal*, Vol.49, N°193, pp14-33.
- HELLER, P.S. (1975)**, "A Model of Public Sector Fiscal Behaviour in Developing Countries: Aid, Investment, and Taxation", *The American Economic Review*, Vol.65, N°3, pp429-45.
- HSIAO, C. (1986)**, "Analysis of Panel Data", Econometric society Monographs No. 11. Cambridge University Press.
- ISLAM, A. (1992)**, "Foreign Aid and Economic Growth: An Economic Study of Bangladesh", *Applied Economics*, Vol.24, pp541-44.
- JOHNSTON, J. (1988)**, *Méthodes Économétriques*, Tomes 1 et 2, 3eme Edition, Edition Economica.
- KHAN, H.A. et E. HOSHINO. (1992)**, "Impact of Foreign Aid on the Fiscal Behaviour of LDC Governments", *World Development*, Vol.20, N°10, pp1481-88.
- KOUASSI, O. (1994a)**, "Rétrospective Budgétaire et Evolution des Finances Publiques en Côte d'Ivoire 1960 à 1992", *Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES (CAPEC)*, Document de Travail (D.T.) N°6.
- KOUASSI, O. (1994b)**, "Politique Budgétaire et Croissance en Côte d'Ivoire", *Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES (CAPEC)*, Document de Travail (D.T.) N°9.
- KOUASSI, O. (1996)**, "Conditions d'Accroissement de l'Épargne Budgétaire en Côte d'Ivoire", *Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES (CAPEC)*, Document de Travail (D.T.) N°31.
- KRISHNAMURTY, I. (1968)**, "Savings and Taxation in Developing Countries: An Empirical Study", *International Bank for Reconstruction and Development*, Economic Department, Paper N°23.
- LAHIRI, S. ET P. RAIMONDOS-MØLLER. (2000)**, "Lobbying by Ethnic Groups and Aid Allocation", *The Economic Journal*, Vol.108, ppC62-C79.

LEVY, V. (1984), "The Savings Gap and the Productivity of Foreign Aid to a Developing Economy: Egypt", *The Journal of Developing Areas*, Vol.19, pp21-34.

LEVY, V. (1987), "Does Concessionary Aid Lead to Higher Investment Rates in Low-Income Countries?", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.69, pp152-56.

LEVY, V. (1988), "Aid and Growth in Sub-Saharan Africa: The Recent Experience", *The European Economic Review*, Vol.32, pp1777-95.

MAVROTAS, G. ET R. KELLY. (2001), "Savings Mobilisation and Financial Sector Development: The Nexus", *Savings and Development*, N°1, XXV, pp33-66.

MCKINNON, R.I. (1964), "Foreign Exchange Constraints in Economic Development, and Efficient Aid Allocation", *Economic Journal*, Vol.74, pp388-409.

MEDARD, J.F. (1982), "La Régulation Socio-Politique", in FAURE, Y.A. et J.F. MEDARD (ed): *Etat et Bourgeoisie en Côte d'Ivoire*, Editions Karthala, Paris, pp61-89.

MOSLEY, P., J. HUDSON ET S. HORRELL. (1987), "Aid, the Public Sector and the Market in Less Developed Countries", *The Economic Journal*, Vol.97, pp616-641.

MUNDLAK Y. (1978), "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, 46, 69-85.

Narayan P. K. (2005), "The Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Empirical Evidence from Nine Asian Countries", *Journal of Asian Economics*, Vol. 15, pp. 1203-1216.

PAPANEK, G. (1972), "The Effects of Aid and Other Resources Transfers on Savings and Growth in Less Developed Countries", *Economic Journal*, Vol.82, pp934-50.

PARMENTIER, J.M. ET R. TENCONI. (1996), *Zone Franc en Afrique: Fin d'Une Ere ou Renaissance*, Edition l'Harmattan, Paris.

PEGATIENAN, H.J. (1994), "Les Sources de la Croissance Economique en Côte d'Ivoire", *Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES (CAPEC)*, Document de Travail (D.T.) N°5.

PENOUIL, M., (1979), *Socioéconomie du Sous-Développement*, Dalloz, Paris.

PESARAN, M. H., Y. SHIN, ET R. J. SMITH (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

PHILLIPS, P. C. B. ET H. Y. TODA (1993), Limit Theory in Cointegrated Vector Autoregressions. *Econometric Theory*, 9, 150-153.

RAHMAN, M.A. (1984), *Foreign Aid and Self-Reliant Growth: the Case for Bangladesh*, Centre for Social Studies, Dhaka University.

RANA, P.B. (1987), "Foreign Capital, Exports, Savings and Growth in The Asian Region", *Savings and Development*, N°1, XI, pp5-27.

REICHEL, R. (1995), "Development Aid, Savings and Growth in the 1980s: A Cross Section Analysis", *Savings and Development*, N°3-XIX, pp279-96.

**Shan, J. et F. Sun (1998)**, Domestic Saving and Foreign Investment in Australia: a Granger Causality Test. *International Economic Journal*, 12, 79-87.

**ROMER, D. (1997)**, *Macroéconomie Approfondie*, MacGraw-Hill/Ediscience International, Paris.

**SAHOO, P.; G. NATARAJ et B. KAMAIAH. (2001)**, "Savings and Economic Growth in India: the Long Run Nexus", *Savings and Development*, N°1-XXV, pp67-80.

**SCHUBERT, K. (1996)**, *Macroéconomie: Comportement et Croissance*, Vuibert, Paris.

**SENHADJI, A., MONTENEGRO, C. (1999)**, Time Series of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis, *IMF Staff Papers*, Vol. 46, No. 3.

**SEVESTRE, P., ET TROGNON, A., (1992)**, "Linear Dynamic Models", in Matyas and P. Sevestre (eds), Ch. 6, 94-116.

**SWAMY P.A. (1970)**, Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model", *Econometrica*, 38, 311-323.

**SYLLA, N.M. (1999)**, Debt Financed Budget Deficit and Capital Accumulation in Côte d'Ivoire, *PhD Dissertation*, University of Illinois at Urbana-Champaign.

**TASLIM, M.A. ET A. WELIWITA. (1998)**, "Investment, Saving, Aid and Entrepreneurship", *unpublished paper*.

**Taylor W.E. (1980)**, Small Sample Consideration in Estimation from Panel Data, *Journal of Econometrics*, 13, 203-223.

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

**WHITE, H. (1992)**, "The Macroeconomic Impact of Development Aid: A Critical Survey", *The Journal of Development Studies*, Vol.28, N°2, pp163-240.

**WEISSKOPF, T.E. (1972)**, "The Impact of Foreign Capital Inflow on Domestic Savings in Underdeveloped Countries", *Journal of International Economics*, Vol.2, pp.25-38.

**YOUNGER, S.D. (1992)**, "Aid and the Dutch Disease: Macro-Economic Management When Everybody Loves You", *World Development*.