

## Politique Budgétaire Et Changements Fiscaux : Quelles Incidences Sur L'emploi En Côte D'Ivoire ?

Tidiane KAMAGATE<sup>1</sup>

Unité de Formation et de Recherches de Sciences Economiques et de Gestion (UFR-SEG) de l'Université Felix HOUHOUËT-BOIGNY de COCODY- ABIDJAN- CÔTE D'IVOIRE

**Résumé :** Ce papier examine la relation entre fiscalité et emploi en Côte d'Ivoire. La méthodologie empirique emploie l'approche autorégressive à retards échelonnés et montre que sur la période 1975-2014, l'effet de la fiscalité sur l'emploi reste mitigé. Les recettes fiscales totales et les taxes domestiques sur biens et services impactent négativement et faiblement l'emploi alors que les impôts indirects ont un effet positif et faible pendant que les cotisations sociales et les impôts directs n'entretiennent pas de relation avec l'emploi. Ainsi, l'usage de la fiscalité comme instrument de relance de l'emploi en Côte d'Ivoire reste limité.

**Mots-clés :** Côte d'Ivoire, Coïntégration, investissements publics, emploi, fiscalité.

Date of Submission: 15-07-2020

Date of Acceptance: 30-07-2020

### I. Introduction

L'intervention de l'Etat dans la vie économique a toujours été un sujet à polémique selon les courants de pensée. Particulièrement, son action à travers la politique fiscale et ses effets sur la croissance, l'activité économique et l'emploi se sont avérés être des questions pérennes et controversées aussi bien dans les milieux universitaires et que politiques, en grande partie dans les pays développés. Les courants néoclassique et keynésien s'accordent néanmoins sur la nécessité d'une taille minimale de l'Etat nécessaire au développement économique et social. Cette vision « minimaliste » suppose que celui-ci doit disposer des ressources nécessaires pouvant lui permettre de conduire sa politique de façon durable. Dans de nombreux pays, la fiscalité constitue la principale source de financement de l'Etat. En Côte d'Ivoire, elles ont représenté plus de 80% des recettes totales hors dons en 2015 (MBPE, 2016)<sup>2</sup>.

Depuis 1960, différentes séries de réformes fiscales ont été mises en œuvre visant essentiellement à élargir la base fiscale et à modifier la structure fiscale dans le sens d'une mobilisation plus accrue des ressources. Toutefois, avec la crise de septembre de 2002, les crises mondiales alimentaire et financière de 2008 et la crise postélectorale de 2010 qui ont fragilisé le tissu économique du pays et accentué le chômage et la pauvreté, on confère de plus en plus à la fiscalité des objectifs d'ordre économique et sociale. Dans cette optique, diverses réformes ont été adoptées pour apporter un soutien significatif aux entreprises à travers le dispositif fiscal. Ces mesures fiscales de soutien au secteur privé visaient à créer un environnement économique favorable aux entreprises leur permettant de relancer leurs activités et promouvoir des emplois durables. Il s'agit notamment de la réduction du taux de la TVA de 20 % à 18 %, de la défiscalisation de certains outils de production<sup>3</sup>. On note aussi l'application d'un taux préférentiel de 5 % contre 10 % pour le droit commun de la taxe sur les opérations bancaires et de l'exonération pour l'année de création, de la contribution des patentes. Il en est de même pour le secteur de la recherche qui bénéficie d'exonération de taxe sur la valeur ajoutée sur les matériels et équipements de recherche agronomique et de crédit d'impôt sur les bénéfices en cas d'acquisition de brevets ou de procédés de fabrication (20% de la valeur d'acquisition).

Toutefois, la relance de l'activité économique et de l'emploi par la fiscalité n'est pas une panacée. En effet, la relation « fiscalité – dynamisme économique – emploi » dans la littérature économique reste assez mitigée. Il est avéré que la fiscalité peut influencer sur le dynamisme économique mais aussi sur les choix entre le travail rémunéré dans le secteur formel, le travail rémunéré dans le secteur informel et le travail non rémunéré sur les activités domestiques. La théorie économique de la taxation indique qu'une fiscalité non appropriée entraîne des distorsions aussi bien sur les comportements de consommation que sur ceux de la production des

<sup>1</sup> Doctorant à l'UFR-SEG.

<sup>2</sup> Ministère chargé du budget et du portefeuille de l'Etat

<sup>3</sup> exemple : exonération de la contribution des patentes et de l'impôt sur le patrimoine foncier sur les matériels et outillages des entreprises

agents économiques. Cependant, de nombreuses études ont abouti à des résultats très variés : les réductions d'impôts augmentent, réduisent, n'affectent pas ou n'ont aucun effet net sur la croissance.

Dans un tel contexte, que peut-on espérer des réformes fiscales effectuées en Côte d'Ivoire en vue de relancer les activités économiques et promouvoir des emplois durables ? Quelles relations entretiennent fiscalité et emploi en Côte d'Ivoire ?

L'objectif de cet article est de vérifier si la politique fiscale peut être utilisée comme un instrument de relance de l'emploi en Côte d'Ivoire.

De façon spécifique, il s'agira d'évaluer :

- les relations de long et de court terme entre fiscalité et emploi ;
- l'effet des différents types d'impôts sur l'activité économique et l'emploi ;
- l'incidence des cotisations sociales sur l'emploi.

## **II. Revue de la littérature**

### **2.1 Aspects théoriques**

La mesure dans laquelle la politique fiscale affecte l'activité économique et le bien-être social est une question centrale en macroéconomie et en finance publique. En théorie, il est généralement admis que les taxes sont négativement corrélées avec la croissance dans la mesure où des impôts plus élevés signifient des taux de croissance plus faibles de l'économie. En effet, les distorsions fiscales changent le système d'incitation des acteurs économiques, différent de ce qu'il serait dans un monde sans impôt. Ainsi, quelle que soit la façon dont ils décident de concilier impôts et préférences, ils seront toujours moins bien lotis que dans un monde sans impôt et l'équilibre sur le marché sera établi à un niveau inférieur de la production et de l'emploi avec un niveau plus élevé des prix. Par conséquent, des impôts plus élevés signifient des taux de distorsion plus élevés, ce qui conduit à une perte d'efficacité plus élevée et, de cela, une croissance plus faible ; à terme, cela devrait pénaliser l'emploi à travers la baisse de l'activité économique. L'incidence sur l'emploi d'un ajustement de la fiscalité peut être directe à travers la fiscalité du travail ou indirecte via la politique budgétaire et les autres impôts et taxes. De ce fait, la mesure de l'incidence de la fiscalité sur l'emploi nécessite la prise en compte de la politique budgétaire dans le sens où les deux politiques sont intimement liées.

#### **2.1.1 L'incidence directe de la fiscalité du travail**

L'imposition du travail est souvent perçue comme un choc exogène sur les préférences des ménages et des entreprises qui se traduit par des effets sur le coût du travail, les salaires et l'emploi. Il est théoriquement admis une relation inverse entre la taxation du travail<sup>4</sup> et le niveau de l'emploi. En effet, la fiscalité du travail introduit une différence entre le coût brut du travail pour les entreprises et le salaire réel net pour les employés (coût fiscal). La répartition entre employés et employeurs du « coût fiscal » détermine les possibilités de l'incidence fiscale.

La réponse du marché du travail dépend toutefois de l'élasticité de l'offre et de la demande de travail, de même que des facteurs institutionnels comme la capacité de négociation des syndicats, le salaire minimum, etc. Ainsi, lorsque l'offre de travail ou les salaires sont rigides ou encore les syndicats sont faibles, les employeurs seront en mesure de transférer les taxes sur les travailleurs, ce qui se traduira par un salaire net inférieur et un même coût brut du travail pour l'employeur. Si l'effet de substitution domine, les employeurs offrent alors moins de travail et consacrent plus de temps aux loisirs. Par contre, lorsque l'effet de revenu prime, les employés travaillent plus afin de compenser la perte de revenu entraînant une plus grande quantité de main-d'œuvre sur le marché. Cependant, lorsque les syndicats sont forts et/ou l'offre de travail flexible, un entrepreneur ne sera pas en mesure de transférer les taxes aux employés. Cela a pour conséquence une hausse du coût du travail et une substitution du travail au capital en fonction des secteurs aboutissant logiquement à une baisse de l'emploi.

D'un autre côté, une hausse des impôts sur le travail en contrepartie d'un choc positif de dépenses publiques génère un effet de richesse qui diminue la consommation et augmente à terme l'offre de travail (Tagkalakis O. A., 2013). Dans un tel cadre, l'effet négatif de l'imposition est compensé par l'effet positif de la politique budgétaire expansionniste qui devrait se traduire par une amélioration du niveau de l'emploi. Cependant, le financement des dépenses publiques par la taxation de l'emploi, tout chose égale par ailleurs, réduit l'épargne nationale et augmente le taux d'intérêt réel, réduisant l'investissement, et à moyen terme diminue le stock de capital et de la sorte, baisse la demande de travail. En conséquence, l'impact total sur l'emploi et les salaires réels et la production reste ambigu en fonction de l'élasticité de l'offre du travail mais aussi de l'ampleur de l'effet de richesse par rapport à l'effet de substitution.

---

<sup>4</sup> La taxation du travail fait référence ici à toutes les taxes directes sur le travail, indépendamment du fait qu'ils sont collectés sous forme d'impôt sur le revenu ou des cotisations de sécurité sociale

### **2.1.2. L'incidence indirecte d'un ajustement fiscale sur l'emploi**

Selon « l'effet de capitalisation » développé par Pissarides(1990) et réinterpréter par Aghion et Howitt (1994), une augmentation du taux de croissance aura pour effet une hausse du taux de rendement des investissements en abaissant le « taux d'actualisation effectif», encourageant ainsi l'installation de nouvelles entreprises, entraînant un accroissement du niveau de l'emploi et, par conséquent, une réduction du chômage. Les impôts et taxes de même que les dépenses publiques peuvent impacter le niveau du PIB de long terme (Judd(1985) et Chamley(1986)) et à travers cela, agissent sur le niveau de l'activité économique impactant alors indirectement l'emploi.

La principale raison d'être de la fiscalité étant de procurer aux administrations publiques des ressources nécessaires pour le financement des programmes de dépenses. Les effets théoriques de la politique budgétaire dans les modèles du cycle économique réel dépendent de la manière dont celle-ci est utilisée (Baxter & King(1993) et Burnside et al., (2004)). En effet, les dépenses publiques financées par les taxes affectent positivement les activités et la croissance économiques lorsque les biens publics produits participent à l'amélioration de la vie économique. A l'inverse, tout ajustement inapproprié de la taxation impacte de façon négative les incitations des acteurs économiques à travailler, à épargner, à investir et à prendre des risques aussi bien que la productivité des facteurs peut s'en trouver affectée. Aussi, une hausse de la fiscalité peut conduire à une augmentation des prix et ainsi à une réduction de la demande des biens concernés. Dans un tel cadre, on peut assister à un désinvestissement des secteurs les plus taxés et à forte productivité au profit des secteurs moins imposés et ayant une productivité plus faible. Une baisse du niveau de l'emploi pourrait donc en résulter. De plus, une pression fiscale élevée et non adaptée pourrait entraîner l'émergence d'une l'économie souterraine et/ou informelle de même que le développement de pratiques visant à éviter ou contourner les taxes. Ces effets pourraient être plus accentués dans un contexte marqué par la présence d'institutions faibles. Une telle situation serait alors propice à l'émergence de l'emploi informel (Pagés, 2010).

## **2.2 L'incidence d'une modification fiscale sur l'emploi : évidence empirique**

Empiriquement, l'estimation des effets de la fiscalité sur l'emploi se révèle un exercice assez complexe. Cette complexité tient du fait de la prise en compte conjointe des taux d'imposition (pas toujours proportionnels surtout concernant l'impôt touchant le travail), des préférences des agents économiques, de la réaction de l'économie et éventuellement la prise en compte des erreurs de mesure du taux d'imposition marginal et des salaires (Eissa, 2009). Cette difficulté explique la vaste littérature empirique sur le sujet et les estimations divergentes de l'offre de travail qui abondent.

### **2.2.1 Fiscalité – emploi**

Les études empiriques analysant les effets de la fiscalité sur la croissance et les niveaux d'emploi ont abouti à des résultats mitigés. Plusieurs études ont constaté que les hausses des taxes sur le travail ont tendance à accroître le taux de chômage (Belot & van Ours, 2004, Nickell, 1997), bien que d'autres études soient moins concluantes (Di Tella & MacCulloch, 2005, Elmeskov et al., 1998). De même, une hausse des taux d'imposition aboutit au même résultat. Ainsi, en vérifiant le fonctionnement de la courbe de Phillips au Pakistan, Gul et al.(2012) ont trouvé une relation positive entre le taux de chômage et le taux d'imposition. Wasylenko & McGuire(1985)notent qu'une augmentation du niveau global de la fiscalité et spécifiquement des taux d'imposition des revenus des personnes physiques découragent généralement la croissance de l'emploi. Goss et Philips (1994) aboutissent à une conclusion similaire et mentionnent que les impôts sur le revenu des particuliers réduisent la croissance de l'emploi contrairement aux impôts sur les sociétés qui sont sans effet. En utilisant un modèle DSGE pour l'économie brésilienne, Celso & Armando(2016) concluent que la réduction de l'impôt sur le revenu du travail entraîne à une augmentation de la consommation des ménages et des investissements ricardiens conduisant à une hausse du capital et de l'emploi. Dans le même sens, Renne & Coupet(2008) à travers des simulations sur l'économie française remarquent qu'une hausse des cotisations sociales, de la TVA ou encore de l'imposition du capital entraîne une baisse du niveau de l'emploi à court comme à long terme.

Pour d'autres études, les effets de la fiscalité sur la croissance et l'emploi restent nuls ou transitoires. Ainsi, William et al.(2015) constatent que les taux d'imposition marginaux n'affectent pas les niveaux d'emploi et la relation entre emploi et recettes fiscales est instable au fil du temps bien que le taux de formation des entreprises soit affecté négativement par des taux d'imposition plus élevés. Ces résultats corroborent ceux de Tomljanovich(2004) qui, utilisant un modèle à effet fixe, observe que les politiques fiscales aux Etats-Unis n'ont que des effets transitoires sur la croissance économique à court terme entraînant une baisse des niveaux de production. Dans cette même optique, Ojede et Yamarik(2012)aboutissent à des résultats opposés. Pour ces derniers, la charge fiscale globale n'affecte pas la croissance à court terme mais ne l'affecte qu'à long terme. Toutefois, ils constatent que les taxes sur les ventes et les taxes foncières réduisent la croissance alors que les impôts sur les sociétés et les impôts sur le revenu n'ont pas d'impact.

L'incidence sur l'emploi d'une réforme fiscale peut néanmoins être liée à la politique fiscale en vigueur.

### 2.2.2 Politique budgétaire - emploi

La politique budgétaire est souvent perçue comme un outil permettant de créer des emplois et atténuer les taux élevés du chômage. Plusieurs études ont ainsi exploré l'importance et l'impact de la politique budgétaire sur le chômage. En général, les recherches empiriques indiquent un effet positif des dépenses publiques sur le marché du travail. Cet effet s'exerce essentiellement par les dépenses en biens et services et les dépenses en capital qui affectent directement la demande globale et à travers cela, la demande de travail (Bassanini & Duval 2006, Monacelli & al., 2010, Battaglini & Coate, (2011), Nakamura & Steinsson, 2014). En effet, l'expansion des dépenses publiques a un impact positif sur le niveau de l'emploi dans la mesure où la hausse des dépenses publiques de développement génère automatiquement des possibilités d'emploi et entraîne une diminution du chômage (Leigh & Neill, 2008).

Cependant, plusieurs études ont souligné que l'impact des dépenses publiques expansionnistes restait limité et conditionné (Pappa, 2009, Tagkalakis, 2006, Cavallo, 2005). En effet, une politique budgétaire expansionniste augmente la croissance économique et réduit le chômage à court terme, mais entraîne également une diminution de la consommation privée (Farmer & Plotnikov, 2012). De façon plus spécifique, Murwirapachena & al. (2013) en analysant l'impact de la politique budgétaire sur le chômage en Afrique du Sud sur la période 1980 - 2010 révèlent que les dépenses de consommation du gouvernement et les impôts ont un impact positif sur le chômage tandis que les dépenses d'investissement du gouvernement affectent négativement le chômage limitant ainsi les effets des dépenses expansionnistes.

### III. Méthodologie et Source des données

Pour examiner l'existence d'une relation entre les variables fiscales et l'emploi en Côte d'Ivoire, nous retenons l'approche « Bound Testing » du test de cointégration développée par Pesaran & Shin (1999) et Pesaran et al. (2001) basée sur les modèles autorégressifs à retards échelonnés. Cette méthode permet l'introduction de variables dépendantes et indépendantes retardées dans le modèle permettant ainsi l'usage de variables n'entraînant pas une variation instantanée de la variable dépendante.

En suivant l'approche « ARDL Bound testing », on considère l'équation sous forme réduite suivante :

$$\phi(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta' w_t + \mu_t \quad (1)$$

Où  $\phi(L, p) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$

Et  $\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq_i} L^{q_i}, \quad i = 1, 2, \dots, k$

Avec  $y_t$  la variable expliquée,  $x_{it}$  la  $i^{\text{ème}}$  variable explicative,  $L$  représente l'opérateur de retard et  $w_t$  est le vecteur représentant les variables déterministes utilisées, y compris le terme constant, les variables fictives, les tendances temporelles et d'autres variables exogènes.

Le nombre optimal de retards est généralement déterminé en minimisant soit le critère d'information Akaike (AIC), soit les critères bayésiens de Schwarz (SBC). En utilisant le modèle ARDL spécifique, les coefficients à long terme et leurs erreurs standards asymptotiques sont alors obtenus. L'élasticité à long terme peut alors être estimée comme suit :

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq_i}}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p} \quad (2)$$

Le vecteur de co-intégration à long terme est donné par :

$$y_t - \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 x_{1t} - \hat{\theta}_2 x_{2t} - \dots - \hat{\theta}_k x_{kt} = \varepsilon_t \quad \forall t = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

Dans cette équation, le terme constant est égal à :

$$\hat{\theta}_0 = \frac{\hat{\beta}_0}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p} \quad (4)$$

En réaménageant l'équation (2) en fonction des niveaux décalés et des premières différences de  $y_t, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}$  et  $w_t$ , on obtient la dynamique à court terme de l'ARDL comme suit :

$$\Delta y_t = -\phi(1, \hat{p}) EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} + \delta' \Delta w_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \varphi^* y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_t \quad (5)$$

Où  $\delta', \varphi^*$  et  $\beta_{ij}^*$  sont les coefficients de la dynamique de court terme et  $\phi(1, \hat{p})$  dénote la vitesse d'ajustement.

Finalement, on peut définir le terme de correction d'erreur de la manière suivante :

$$EC_t = y_t - \sum_{i=1}^k \hat{\theta}_i x_{it} - \psi' w_t \quad (6)$$

Pour déterminer les relations entre l'emploi, les variables fiscales et non fiscales, nous considérons une spécification parcimonieuse qui est une variante du modèle décrit par Fatas & Mihov (2001). Afin d'examiner la

relation de long terme entre les variables fiscales, l'emploi et autres variables non fiscales, nous considérons un ensemble de spécification basé sur un modèle ARDL à 4 variables que sont :

*Emploi* : le taux d'emploi représenté par le rapport du nombre de personnes effectivement employées par rapport à la population en âge de travail (15-64 ans) ;

*PIB* : PIB réel par tête ;

*GOVIN* : l'investissement public par tête ;

*TAX* : variable fiscale par tête.

Les différentes variables sont prises par tête en utilisant la population totale (en dehors de l'emploi)<sup>5</sup> et transformées en termes réels à l'aide du déflateur du PIB. De plus, nous avons adopté une transformation logarithmique afin d'atténuer les fluctuations des séries tout en les rendant plus probable à la stationnarité en différences premières logarithmiques et réduisant le problème de la non-normalité (Wooldridge, 2016). Une telle spécification présente aussi l'avantage de permettre l'interprétation des différences premières en termes de taux de croissance et les estimations des coefficients en termes d'élasticités.

Les données utilisées dans cette étude couvrent la période 1975-2014. Le choix de cette période se justifie par la disponibilité des données notamment celles concernant les variables parafiscales de cotisations sociales. Les variables macroéconomiques utilisées sont l'emploi, le PIB et les dépenses publiques d'investissement. Ces dernières peuvent être considérées comme les canaux par lesquelles la politique fiscale impacte l'emploi. Pour leurs parts, les variables fiscales comprennent les recettes fiscales totales, les taxes domestiques sur les biens et services constituées de la Taxe sur la Valeur Ajoutée et de la taxe sur le chiffre d'affaire, les impôts directs, les impôts indirects et les cotisations sociales<sup>6</sup>.

Les données sur le PIB, le déflateur du PIB, les dépenses publiques d'investissement et la population ont été tirées des Indicateurs de Développement dans le Monde de la Banque Mondiale de 2015 (WDI, 2015) alors que celles concernant l'emploi de Penn World Table (PWT) version 9.0. Les variables fiscales quant à elles proviennent de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

En fin de compte, notre modèle de base utilisé pour déterminer les effets de long terme de la politique fiscale sur l'emploi peut se présenter comme suit :

$$\ln \text{Emploi}_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{PIB}_t + \beta_2 \ln \text{GOVIN}_t + \beta_3 \ln \text{TAX}_{i,t} + e_t \quad (7)$$

Afin d'évaluer les effets de la composante dépenses d'investissement et recettes publiques individuelles, nous ré-estimons l'équation (7) en remplaçant à chaque fois la variable *TAX* par une taxe spécifique. Suivant Pesaran et al. (2001), la version de correction d'erreur sans restriction du modèle ARDL peut être formulée comme suit :

$$\Delta \ln \text{EMPLOI} = \beta_0 + \sum_{j=1}^n b_j \Delta \ln \text{EMPLOI}_{t-j} + \sum_{j=0}^n c_j \Delta \ln \text{PIB}_{t-j} + \sum_{j=0}^n d_j \Delta \ln \text{GOVIN}_{t-j} + \sum_{j=0}^n e_j \Delta \ln \text{TAX}_{i,t-j} + \delta_1 \ln \text{EMPLOI}_{t-1} + \delta_2 \ln \text{PIB}_{t-1} + \delta_3 \ln \text{GOVIN}_{t-1} + \delta_4 \ln \text{TAX}_{i,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

Où les paramètres  $\delta_i$  avec  $i = 1, 2, 3, 4$  désignent les multiplicateurs de long terme et  $b_j, c_j, d_j, e_j$  représentent les coefficients de la dynamique à court terme du modèle ARDL sous-jacent.

Le retard optimal pour chaque variable est choisi sur la base des techniques de "Akaike Information Criterion" (AIC) ou "Schwarz Bayesian Criteria" (SBC) ; mais Pesaran et Shin (1999) ont recommandé d'utiliser un maximum de 2 retards pour les données annuelles. Une fois les retards optimaux déterminés, il s'agira d'estimer l'équation (3) sans l'ECM, bien que ce dernier soit incorporé dans le modèle ARDL. Le modèle est ensuite testé pour déterminer tout éventuels problèmes d'autocorrélation, de « Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) » ou encore de non normalité.

Une fois les retards optimaux déterminés et les différents tests de stabilité effectués, un test F est réalisé pour tester l'existence de la relation de long terme sous l'hypothèse nulle  $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ , impliquant l'absence de co-intégration entre les différentes variables. La statistique F calculée est comparée à la valeur critique tabulée par Pesaran et al. (2001) ou encore Narayan (2004). L'hypothèse nulle de non co-intégration est rejetée si la statistique F calculée dépasse la limite supérieure indiquant l'existence d'une relation à long terme entre les variables sous-jacentes. Dans le cas contraire où la statistique F calculée reste plus petite que la borne inférieure, cela dénote l'absence d'une relation de long terme entre les variables.

<sup>5</sup> Pour l'emploi, nous avons considéré la population en âge de travailler. Une telle spécification permettra de mieux approcher le taux d'emploi formel et s'avère nécessaire dans la mesure où il n'existe pas en Côte d'Ivoire des données de long terme sur le taux d'emploi ou encore celui du chômage.

<sup>6</sup> Les Cotisations sociales et les impôts constituent deux catégories juridiques assez distinctes. Cependant, le débat sur l'assimilation des cotisations sociales à des impôts, sur le plan économique, n'a pas de réponse théorique et absolue, mais dépend des situations d'espace. Dans le cadre de ce papier, nous faisons fi de ce débat et considérons simplement les cotisations sociales comme des impôts sur le revenu du travail.

Une fois la relation de cointégration entre les variables déterminée si elle existe, il est nécessaire d'appliquer le test de "Cumulative sum of recursive residuals" (CUSUM) de Brown & al. (1975) comme préconisé par Pesaran et Pesaran(1997) afin de vérifier la stabilité des paramètres le long de la période d'étude.

#### IV. Principaux résultats

Pour pouvoir appliquer le « ARDL bound test », l'ordre d'intégration de nos séries doit être préalablement testé afin de vérifier que celui-ci ne dépasse pas l'unité. En effet, nos séries doivent être I(0) ou I(1). Les tests de racine unitaire de Dickey & Fuller(1979), (Phillips & Perron (1988))ont été utilisés et les résultats des tests sont présentés dans le Tableau 1. Les résultats suggèrent que l'hypothèse nulle de la présence de racine unitaire dans les variables en niveaux ne pouvait pas être rejeté au niveau de signification de 1% indiquant que les variables sont non stationnaires en niveaux. Cependant, lorsque les variables sont d'abord différenciées, l'hypothèse nulle de la racine unitaire dans chacune des séries a été rejetée au niveau de signification de 1%. On peut donc conclure que toutes les variables sont intégrées d'ordre unet appliquer le test de cointégration.

**Tableau 1:** test de racine unitaire

	Niveau		En diff 1 <sup>ère</sup>	
	ADF	PP	ADF	PP
<b>EMPLOI</b>	-1.776	-2.904	-10.513	-10.513
<b>PIB</b>	-2.387	-2.334	-5.526	-5.520
<b>Investissement public</b>	-0.453	-0.419	-8.539	-8.523
<b>Recette fiscale</b>	-0.849	-0.862	-6.544	-6.542
<b>Taxe direct</b>	0.484	0.417	-5.268	-5.276
<b>Taxe indirect</b>	-2.118	-2.269	-6.689	-6.719
<b>Taxes sur biens et services</b>	-2.582	-2.670	-7.099	-7.246
<b>Cotisation sociale</b>	-0.174	-0.205	-6.669	-6.745

Source : Estimations de l'auteur

L'approche ARDL nécessite également une indication de l'ordre de retard pour chacune des variables et l'hypothèse de tendance déterministe avant d'effectuer des tests de cointégration. L'approche des critères d'information de Akaikeest utilisée pour déterminer l'ordre de retard permettant l'ajustement dans le modèle et d'aboutir des résidus répondant bien aux normes des modèles. Puisque toutes nos observations sont annuelles et que le nombre d'observations est limité, nous choisissons 2 comme la longueur de latence maximale dans le modèle ARDL. Cependant, le choix de 2 retards comme suggéré par Pesaran et Shin(1999), ne nous permet pas de se débarrasser de l'autocorrélation dans certaines de nos spécifications. Dans ces cas, un retard maximum de 4 a été choisie. L'annexe 1 reprend les différents résultats issus des tests pour les critères de sélection des longueurs de retard et le **Tableau 2** en fait une représentation synthétique.

**Tableau 2:** Retard optimal des modèles ARDL

Modèle et Variable fiscale en jeu	EMPLOI	PIB	INVES	Variable fiscale
Modèle 1 : Recette Fiscale	1	3	3	4
Modèle 2 : Taxes directes	2	0	0	4
Modèle 3 : Taxes Indirectes	1	2	0	2
Modèle 4 : Taxes sur biens et services	2	0	2	2
Modèle 5 : Cotisation Sociale	3	2	3	4

Source : Estimations de l'auteur

Les résultats des tests diagnostiques effectués pour les modèles ARDL selon les différentes variables fiscales et leur retards optimaux pour la corrélation en série, la normalité et l'hétéroscédasticité des modèles sont consignés dans le tableau 3. Ces tests montrent au seuil de 5%, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée pour l'ensemble des résidus de nos modèles. Cela dénote qu'il n'y a aucune preuve d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité que les modèles sont normaux et les erreurs normalement distribuées. La cointégration peut alors être testée.

**Tableau 3:** résultats des tests diagnostiques

	Test d'Autocorrélation		Test d'Heteroscedasticité		Test de Normalité	
	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:		Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey		Jarque-Bera Test	
	t-stat	Prob.	t-stat	Prob.	t-stat	Prob.
Modèle 1	1.067	0.899	20.696	0.110	0.23	0.89
Modèle 2	4.294	0.368	23.892	0.067	0.39	0.82
Modèle 3	3.301	0.509	16.289	0.061	1.11	0.58
Modèle 4	0.662	0.718	8.906	0.350	0.90	0.64
Modèle 5	4.787	0.091	13.510	0.141	2.75	0.25

Source : Estimations de l'auteur

Les résultats du test de cointégration, repris dans le tableau 4, révèlent que l'hypothèse nulle de non cointégration ne peut être acceptée pour l'ensemble de nos modèles spécifiés. Les F-statistiques calculées, en considérant la variable « emploi » comme variable dépendante, sont toutes supérieures au plus grand "critical Bound" à 1% et à 5% pour toutes nos estimations. Par conséquent, on peut conclure qu'il existe une relation significative à long terme entre l'emploi, le PIB par tête, l'investissement public et les variables fiscales.

**Tableau 4: Résultats du test de cointégration**

Modèle	F-stat	1%		5%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Modèle 1 : Recette Fiscale	13.29	3.65	4.66	2.79	3.67
Modèle 2 : Taxes directes	5.20	3.42	4.84	2.45	3.63
Modèle 3 : Taxes Indirectes	15.76	3.65	4.66	2.79	3.67
Modèle 4 : Taxes sur biens et services	6.62	3.65	4.66	2.79	3.67
Modèle 5 : Cotisation Sociale	6.29	3.65	4.66	2.79	3.67

Source : Estimations de l'auteur

Le tableau ci-dessous reporte les coefficients de long terme. Dans les modèles estimés, les variables fiscales, en dehors des cotisations sociales et des impôts directs, sont statistiquement significatives pour expliquer l'emploi à long terme ; Les effets à long terme des recettes fiscales et des taxes domestiques sur les biens et services sont négatifs et significatifs pour l'emploi. Une augmentation de 10% des recettes fiscales ou des taxes sur biens et services, toute chose égale par ailleurs, se traduit à terme par une baisse de l'emploi respectivement de 1,75 % et de 1,25%. A l'inverse, les impôts indirects sont positivement liés à l'emploi. Un accroissement unitaire de ce dernier aboutit à une hausse de l'emploi de 0,11%. Ce dernier résultat est contraire aux prédictions des modèles de croissance endogène selon lesquelles les taxes retardent la croissance économique et donc l'emploi. Ce résultat, bien que contraire aux prédictions théoriques, pourrait être corroboré par les résultats de l'étude menée par KEHO (2010) qui suggèrent que les taxes indirectes affectent positivement le PIB et le niveau de la consommation privée par tête de long terme en Côte d'Ivoire.

A travers nos résultats, l'incidence de la fiscalité sur l'emploi en Côte d'Ivoire reste mitigée. Les recettes fiscales et les taxes domestiques sur les biens et services sont néfastes à l'emploi alors que les impôts indirects y sont positivement corrélés tandis que les cotisations sociales et les impôts directs n'entretiennent pas de relation avec l'emploi à long terme. Toutefois, une explication de l'incidence des différents types d'impôts sur l'emploi s'avère difficile dans la mesure où les études analysant les effets de la fiscalité en Côte d'Ivoire sont rares. Néanmoins, une explication de ces incidences pourrait se trouver dans le caractère essentiellement informel de l'emploi qui n'a cessé de se développer. De 30% en 1998, sa part est passée à 31% dans l'emploi total en 2002. En 2013, la population employée dans le secteur informel s'établit à 93,4% (PND 2016-2020). D'un autre côté, le taux de pression fiscale globale est sujet à d'importantes variations dans le temps (souvent d'une année à l'autre), variant entre 14% et 23% depuis 1960. En 2016, il s'est établi à 16,8%. Cette variation traduit l'instabilité des recettes fiscales et rend, par ailleurs, difficile leur prévision mais aussi la réaction des acteurs. Aussi, selon Kehou (2009), la Côte d'Ivoire enregistre une performance fiscale en dessous du niveau optimal liée à la faiblesse des taux actuels d'imposition responsable d'une perte importante en termes de croissance et de recettes fiscales.

**Tableau 5: Relation de long terme**

Modèle	1	2	3	4	5
PIB_REEL	0.012 (0.11)	1.108 (1.55)	-0.114 (-4.27)	-0.028 (-0.46)	-0.251 (-3.17)
INV_GOUV	0.077 (4.60)	0.044 (0.39)	-0.003 (-0.60)	0.084 (3.69)	0.067 (3.32)
TAX	-0.174 (-3.29)	-1.075 (-1.07)	0.111 (8.06)	-0.125 (-3.01)	-0.133 (-1.73)
C	5.208 (5.34)	-	4.567 (12.52)	4.902 (7.00)	8.013 (7.76)

Note : les P-values entre parenthèses ()

Source : Estimations de l'auteur

Du côté de l'investissement public, il ressort clairement que celui-ci joue un rôle de promotion de l'emploi nettement inférieur à l'effet de la fiscalité. Ses effets à long terme sur l'emploi varient de 0.67% à 0.84% selon la variable fiscale ciblée pour tout accroissement de 10% dudit investissement alors que ceux de la fiscalité se situent entre -1.74 et 1.11%. Pris individuellement, l'investissement public reste non significatif dans les modèles avec les taxes directes et indirectes mettant en relief qu'une politique de relance de l'emploi par ces investissements en ciblant ces taxes ne pourrait avoir les résultats escomptés.

Un autre résultat important qui découle de ces estimations est que le PIB reste non significatif dans la plupart de nos modèles. Cependant, dans les modèles où le PIB est significatif, il entretient une relation négative avec l'emploi à long terme. Une augmentation de 1% du PIB par tête lié aux impôts indirects (respectivement les cotisations sociales) entraîne une baisse de l'emploi de l'ordre de 0,11% (respectivement de 0.25%). Ce résultat contre intuitif soutient que la croissance ivoirienne à long terme n'est pas promotrice d'emploi, elle en est même un facteur destructeur. Une explication pourrait se trouver dans la structure de l'économie ivoirienne. En effet, l'analyse de la structure de l'économie montre que le secteur des services constitue le segment le plus important de par sa contribution à la croissance au détriment de l'agriculture qui a perdu son rôle de locomotive de l'activité économique au profit des services. Cependant, bien que le processus de transformation structurelle de l'économie soit amorcé, la croissance continue de reposer essentiellement sur l'exploitation et l'exportation de matières premières sans grande création de valeur ajoutée (PND, 2016-2020). Cela s'insère dans le contexte plus large de l'Afrique où la croissance est tirée par les matières premières produites grâce à des technologies à forte intensité de capital, et où la valeur ajoutée est négligeable ou nulle, entraînant ainsi une contribution marginale à l'emploi. Dans ce sens, la croissance en Afrique n'a quasiment pas généré d'emplois marqué par une dépendance vis-à-vis du secteur informel (CEA & CUA, 2014).

Après l'estimation des coefficients à long terme, nous obtenons la représentation de correction d'erreur à partir de l'équation (8) pour les différents modèles spécifiés. Le terme de correction d'erreur indique la vitesse de l'ajustement qui rétablit l'équilibre dans le modèle dynamique. En effet, ce coefficient ECM détermine la vitesse à laquelle les variables retournent à l'équilibre après un choc et il devrait avoir un coefficient statistiquement significatif avec un signe négatif pour être valide.

Le tableau 6 présente les estimations des coefficients à court terme obtenues à partir de la version ECM du modèle ARDL. On constate que les coefficients de l'ECM sont négatifs et significatifs confirmant les F-stat obtenus et l'existence de la relation de cointégration entre les variables des modèles. Ce résultat indique que l'hypothèse d'exogénéité faible des variables du PIB, de l'investissement public de même que des taxes ne peut être rejetée. De plus, les p-values étant très élevés, ces relations peuvent être jugées stables à long terme comme soutenu par Bannerjee et al. (1998), qui stipulent qu'un terme de correction d'erreur très significatif est une preuve supplémentaire de l'existence d'une relation stable à long terme. Ces coefficients d'ECM (-1) se situent entre (-0,013) et (-0,238) et impliquent que les écarts par rapport au taux de croissance à long terme de l'emploi sont corrigés de 1.3% avec les impôts directs à 23.8% avec les taxes indirectes au cours de l'année suivante à mesure que la variable évolue vers le rétablissement de l'équilibre. Pour les recettes fiscales et les cotisations sociales, la vitesse d'ajustement sera respectivement de 15.8% et de 12% alors qu'on note 9.3% pour les taxes domestiques sur biens et services. On constate que la vitesse d'ajustement est relativement faible à court terme quel que soit le choc fiscal mis en place. Cela dénote en cas de perturbation, l'usage des taxes pour rétablir l'équilibre à long terme n'aura que de faibles répercussions sur l'emploi dans la mesure où la pression exercée reste faible sur celui-ci.

**Tableau 6: La dynamique à court terme : ECM**

Modèle	1	2	3	4	5
D(LN_EMPL_15_(-1))		0.279 (1.95)		0.262 (2.52)	-0.065 (-0.42)
D(LN_EMPL_15_(-2))					0.305 (2.52)
PIB_REEL		-0.001 (-0.72)		-0.000001 (-0.02)	
D(PIB_REEL)	0.023 (3.41)		-0.008 (-1.55)		-0.011 (-1.82)
D(PIB_REEL(-1))	0.021 (3.26)		0.016 (3.04)		0.011 (1.70)
D(PIB_REEL(-2))	0.012 (2.04)				
INV_GOUV		0.001 (0.72)	0.000001 (0.03)		
D(INV_GOUV)	0.002 (0.94)			0.003 (2.10)	0.002 (1.18)
D(INV_GOUV(-1))	-0.010 (-4.46)			-0.006 (-3.22)	-0.008 (-4.03)
D(INV_GOUV(-2))	-0.006 (-2.86)				-0.003 (-1.64)
D(TAXE)	-0.017 (-2.73)	-0.004 (-1.21)	0.008 (2.86)	-0.005 (-2.01)	-0.004 (-1.05)
D(TAXE(-1))	0.016 (2.66)	0.022 (5.22)	-0.010 (-3.04)	0.013 (5.19)	0.026 (5.58)
D(TAXE (-2))	0.012 (1.91)	0.005 (1.07)			0.015 (3.37)



D(TAXE (-3))	0.014 (2.89)	0.012 (2.75)			0.010 (2.27)
ECM (-1)	-0.158 (-8.89)	-0.013 (-4.14)	-0.238 (-9.26)	-0.093 (-6.05)	-0.12 (-6.14)

Note : les P-values entre parenthèses ()

Source : Estimations de l'auteur

Il ressort des tests de « cumulative sum of recursive residuals » (CUSUM) et « cumulative sum of square of recursive residuals » (CUSUMQ) présenté en annexe 2 que nos variables évoluent à l'intérieur des bornes au niveau de signification de 5%. Par conséquent, ces statistiques confirment la stabilité des coefficients à long terme de l'emploi dans nos différents modèles. Toutefois, avec le CUSUMQ test pour les variables de recettes fiscales, des taxes sur biens et services, des impôts indirects et des cotisations sociales, celles-ci flirtent avec les bornes. Ainsi, on rejoint Pesaran & Pesaran(1997) qui estime que la stabilité des coefficients estimés du modèle de correction d'erreur devrait également faire l'objet d'une étude empirique.

### V. Conclusion Et Discussions

Dans cette étude, nous avons analysé les effets des prélèvements fiscaux sur l'emploi en Côte d'Ivoire en incluant les investissements publics et de la croissance économique sur des données annuelles s'étalant de 1975 à 2014. En adoptant l'approche « ARDL Bound Testing » pour tester l'existence de relation de cointégration, les résultats empiriques indiquent qu'il existe une relation stable de long terme entre l'emploi, le PIB, l'investissement public et la fiscalité. Les recettes fiscales et les taxes sur biens et services de même que le PIB affectent négativement l'emploi alors que les investissements publics jouent un rôle de promotion de l'emploi bien que les effets de ces derniers restent inférieurs à ceux des variables fiscales. A court terme, on note que toute déviation de l'emploi par rapport à son état d'équilibre est corrigée d'environ 1.3% à 23.8% l'année suivante selon la variable fiscale en œuvre.

Il apparaît ainsi que les effets bénéfiques générés par une politique budgétaire expansionniste restent limités par les distorsions créées par la fiscalité. Toutefois, on note un impact faible sinon négligeable de la fiscalité et des investissements publics sur l'emploi indiquant que la politique budgétaire reste un instrument limité de relance de l'emploi en Côte d'Ivoire. De plus, les cotisations sociales, qui constituent un prélèvement direct sur l'emploi et un élément constitutif du coût de l'emploi, restent non significatives pour expliquer toute variation de celui-ci à long terme.

Une explication possible ne pourrait-elle pas se trouver dans la prépondérance du secteur informel en Côte d'Ivoire qui agirait comme un canal qui absorbe et dissipe les effets de la politique budgétaire ? de même, le manque d'institutions fortes et/ou la corruption ne seraient-ils pas un autre canal qui permet d'échapper à la fiscalité et à ses effets et encore qui limiterait les investissements publics de jouer un véritable rôle de relance de l'activité économique et de l'emploi ? Cependant il serait difficile de tirer une conclusion définitive concernant cette réaction en l'absence de données microéconomiques sur la question.

### Bibliographie

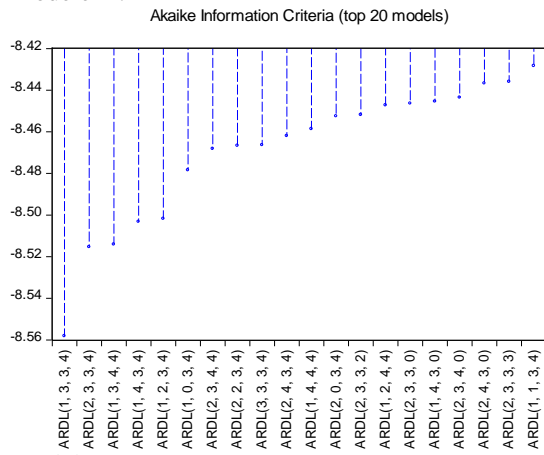
- [1]. Aghion, P., & Howitt, P. (1994). Growth and Unemployment. *Review of Economic Studies*, 61(3), 477-94.
- [2]. Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, A. B. (2004). ARDL Approach to Test the Productivity Bias Hypothesis. *Review of Development Economics*(8(3)), pp. 483-488.
- [3]. Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), pp. 267-283.
- [4]. Bassanini, A., & Duval, R. (2006, juin). Employment Patterns in OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions. *OECD Economics Department Working Paper*(486).
- [5]. Bassanini, A., & Duval, R. (2006). The Determinants of Unemployment across OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions. *OECD Economic Studies*(42), 7-86.
- [6]. Battaglini, M., & Coate, S. (2011, November). Fiscal Policy and Unemployment. *NBER WORKING PAPER SERIES*(17562).
- [7]. Baxter, M., & King, R. G. (1993). Fiscal Policy in General Equilibrium. *American Economic Review*, 83(3), 315-334.
- [8]. Belot, M., & van Ours, J. (2004). Does the recent success of some OECD countries in lowering their unemployment rates lie in the clever design of their labor market reforms? *Oxford Economic Papers*, 56(4), pp. 621-642.
- [9]. Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 37(2), 149-192.
- [10]. Burnside, C., Eichenbaum, M., & Fisher, J. (2004). Fiscal shocks and their consequences. *Journal of Economic Theory*, 115(1), 89-117.
- [11]. Cavallo, M. (2005). Government Consumption Expenditures and the Current Account. *Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper 2005-03*.
- [12]. CEA, & CUA. (2014). *Rapport économique sur l'Afrique, 2014. Politique industrielle dynamique en Afrique : institutions novatrices, processus efficaces et mécanismes flexibles*. Addis-Abeba.
- [13]. Celso, J. C., & Armando, V. S. (2016). TAX REDUCTION POLICIES AND ITS IMPACTS ON BRAZILIAN ECONOMY. *Revista Economia e Desenvolvimento*, 15(1), 7-23.
- [14]. Chamley, C. (1986). Optimal Taxation of Capital Income in General Equilibrium with Infinite Lives. *Econometrica*, 54(3), 607-622.

- [15]. Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2005, July). The Consequences of Labor Market Flexibility: Panel Evidence Based on Survey Data. *European Economic Review, Forthcoming*, 49(5), pp. 1225–1259.
- [16]. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979, June). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- [17]. Eissa, N. (2009). Evidence on Labor Supply and Taxes, and Implications for Tax Policy. (A. D. Viard, Éd.) *Tax Policy Lessons from the 2000s*, 45–91.
- [18]. Elmeskov, J., Martin, J. P., & Scarpetta, S. (1998, January). Key Lessons for Labour Market Reforms: Evidence from OECD Countries' Experience. *Swedish Economic Policy Review*(5), pp. 205–252.
- [19]. Farmer, R. E., & Plotnikov, D. (2012, April). Does Fiscal Policy Matter? Blinder And Solow Revisited. *Macroeconomic Dynamics*, 16(S1), 149–166. doi:10.1017/S1365100511000575
- [20]. Fatas, A., & Mihov, I. (2001). *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*. INSEAD and Centre for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper 2760.
- [21]. Gius, M. P., & Frese, P. (2002). The Impact of State Personal and Corporate Tax Rates on Firm Location. *Applied Economic Letters*, 47–49.
- [22]. GOSS, E. P., & PHILLIPS, J. M. (1994, July). State Employment Growth: The Impact of Taxes and Economic Development Agency Spending. *Growth and Change*, 25(3), 287–300. doi:10.1111/j.1468-2257.1994.tb00145.x
- [23]. Gul, H., Mughal, K., Kakar, G. A., Hussain, A., & Khaliq, S. (2012, June). Revisiting of Philips Curve: a Case Study from Pakistan. *International Journal of Business and Behavioral Sciences*, 2(6).
- [24]. Judd, K. L. (1985). On the Performance of Patents. *Econometrica*, 53(3), 567–586.
- [25]. KEHO, Y. (2009). DÉTERMINATION D'UN TAUX DE PRESSION FISCALE OPTIMAL EN CÔTE D'IVOIRE. *BUPED N°04/2009, CAPEC*.
- [26]. KEHO, Y. (2010). EFFETS MACROECONOMIQUES DE LA POLITIQUE FISCALE EN COTE D'IVOIRE. *BUPED N° 03/2010, CAPEC*.
- [27]. Leibfritz, W., Thornton, J., & Bibbee, A. (1997). TAXATION AND ECONOMIC PERFORMANCE. *OECD Economies Department Working Paper*(176).
- [28]. Leigh, A., & Neill, C. (2008). Does Fiscal Policy Reduce Unemployment? Evidence from Pork-Barrel Spending.
- [29]. Ministère du Plan et du développement. (2016–2020). *Plan National de Développement, PND 2016–2020: DIAGNOSTIC STRATEGIQUE DE LA COTE D'IVOIRE, tome 1, RCI*.
- [30]. Ministère du Budget et du Portefeuille de l'Etat. (2016). *Loi de Finances portant budget de l'Etat pour l'année 2017*. République de Côte d'Ivoire.
- [31]. Monacelli, T., Perotti, R., & Trigari, A. (2010, July). Unemployment fiscal multipliers. *The Economic Journal*, 57(5), pp. 531–553.
- [32]. Murwirapachena, G., Maredza, A., & Choga, I. (2013). The Economic Determinants of Budget Deficits in South Africa. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 4(13).
- [33]. Nakamura, E., & Steinsson, J. (2014). Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from US Regions. *American Economic Review*, 104(3), pp. 753–792.
- [34]. Narayan, P. K. (2004). Reformulating critical values for the bounds F -statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji. *Department of Economics Discussion Papers*(02/04).
- [35]. Nickell, S. (1997). Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America. *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), pp. 55–74. doi:10.1257/jep.11.3.55
- [36]. Ojede, A., & Yamarik, S. (2012). Tax policy and state economic growth: The long-run and short-run of it. *Economics Letters*, 116(2), 161–165. doi:10.1016/j.econlet.2012.02.023
- [37]. Pagés, C. (2010). *The Age of Productivity*. IDB, Palgrave Macmillan.
- [38]. Pappa, E. (2009, January). The effects of fiscal shocks on employment and the real wage. *International Economic Review*, 50(1), pp. 217–244.
- [39]. Pesaran, H. M., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press.
- [40]. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th century: The Ragnar Frish Centennial Symposium. ed. / Steinar Strom. Cambridge*, pp. 371–413.
- [41]. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- [42]. Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- [43]. Pissarides, C. A. (1990). *Equilibrium Unemployment Theory*. Oxford: Blackwell.
- [44]. Reed, W. R. (2008). The Robust Relationship between Taxes and U.S. State Income Growth. *National Tax Journal*, 61(1), 57–80.
- [45]. Renne, J.-P., & Coupet, M. (2008). Réformes fiscales dans un modèle DSGE France en économie ouverte. *Économie & prévision*, 183–184(2), 199–222.
- [46]. Shuai, X., & Chmura, C. (2013, July). The Effect of State Corporate Income Tax Rate Cuts on Job Creation. *Business Economics*, 48(3). doi:10.1057/be.2013.21
- [47]. Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*(71 (1)), 65–94.
- [48]. Swan, T. W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*(32 (3)), 334–361.
- [49]. Tagkalakis, A. (2006, July). The effects of macroeconomic policy shocks on the UK labour market. *International Journal of Finance & Economics*, 11(3), pp. 229–244.
- [50]. Tagkalakis, O. A. (2013, December). The unemployment effects of fiscal policy: recent evidence from Greece. *IZA Journal of European Labor Studies, Springer: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit GmbH (IZA)*, 2(11).
- [51]. Tomljanovich, M. (2004, July). The Role of State Fiscal Policy in State Economic Growth. *Contemporary Economic Policy*, 22(3), 318–330. doi:10.1093/cep/byh023
- [52]. WASYLENKO, M., & MCGUIRE, T. (1985, December). JOBS AND TAXES: THE EFFECT OF BUSINESS CLIMATE ON STATES' EMPLOYMENT GROWTH RATES. *National Tax Journal*, 38(4), 497–511. Récupéré sur <http://www.jstor.org/stable/41792110>
- [53]. William, G. G., Aaron, K., & Kim, R. (2015, December). THE RELATIONSHIP BETWEEN TAXES AND GROWTH AT THE STATE LEVEL: NEW EVIDENCE. *National Tax Journal*, 68(4), 919–942. doi:<http://dx.doi.org/10.17310/ntj.2015.4.02>
- [54]. Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (éd. 6e). Cengage Learning.

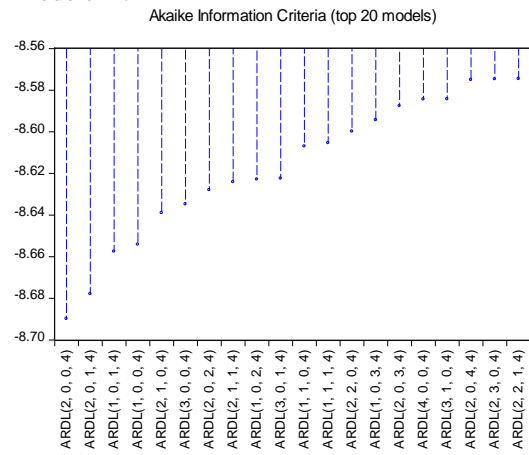
Annexes

Annexe1 : choix des retards optimaux

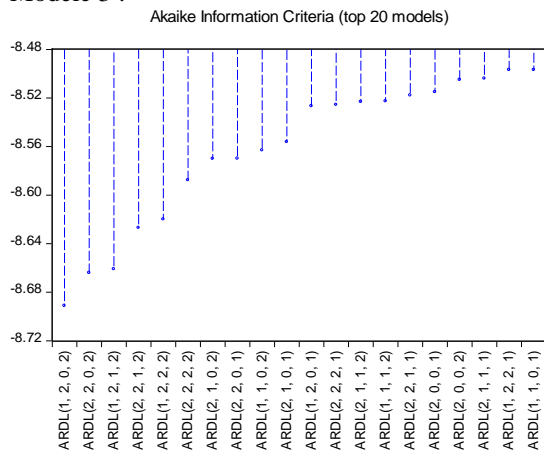
Modèle 1 :



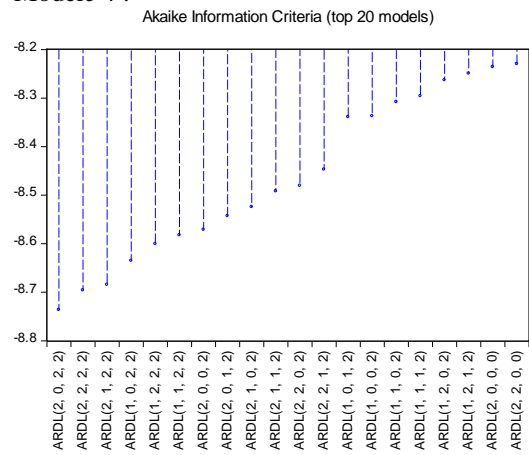
Modèle 2 :



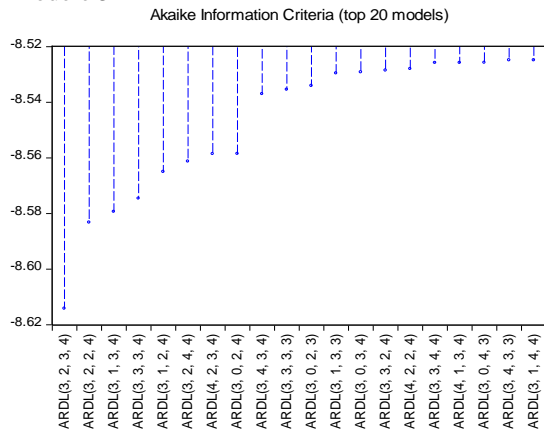
Modèle 3 :



Modèle 4 :



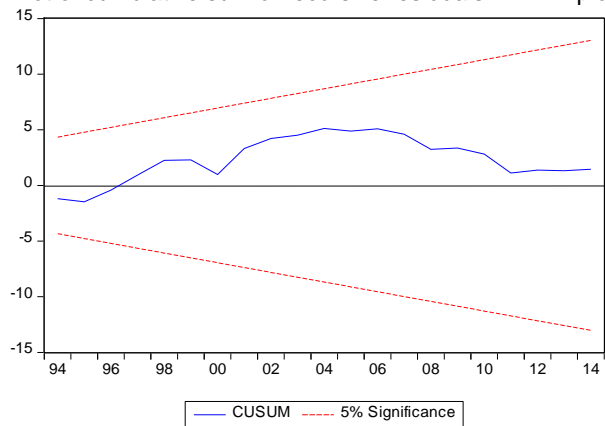
Modèle 5



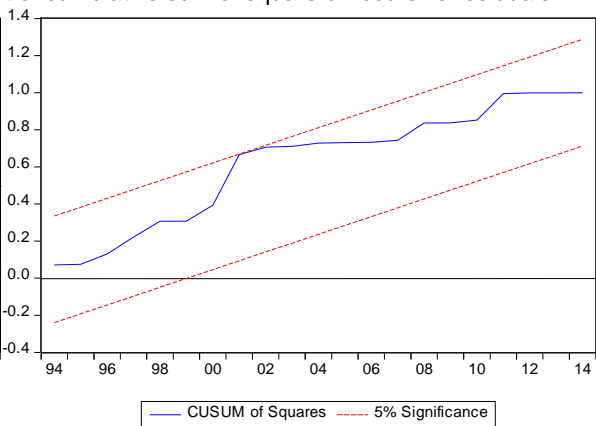
**Annexe 2:** représentations du CUSUM test et du CUSUMQ

Modèle1:

Plot of cumulative sum of recursive residuals

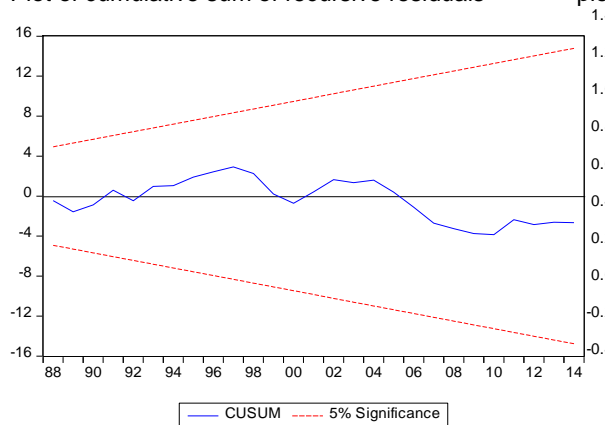


plot of cumulative sum of square of recursive residuals

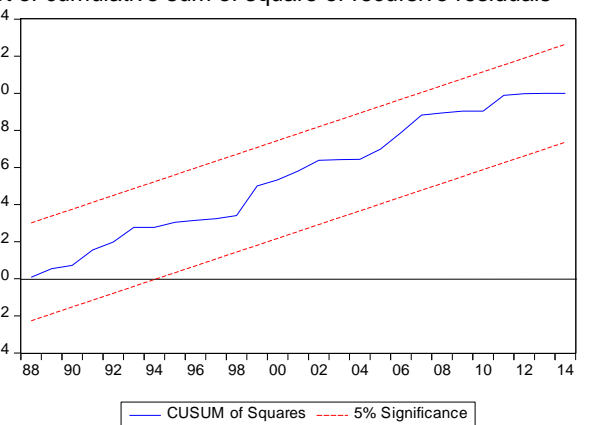


Modèle2:

Plot of cumulative sum of recursive residuals

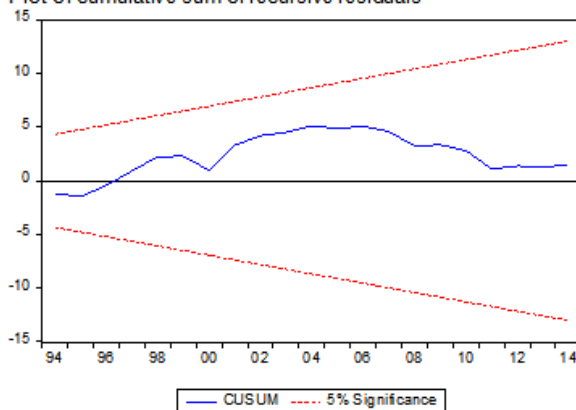


plot of cumulative sum of square of recursive residuals

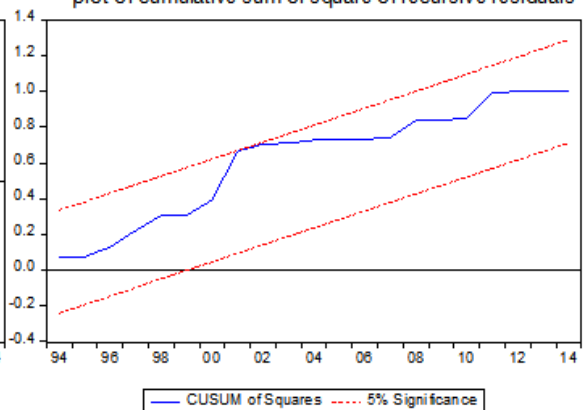


Modèle 3:

Plot of cumulative sum of recursive residuals

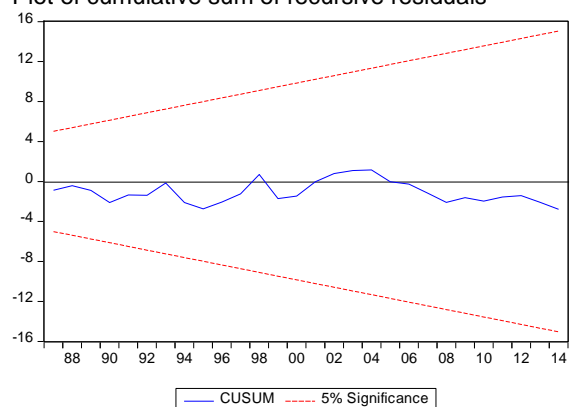


plot of cumulative sum of square of recursive residuals

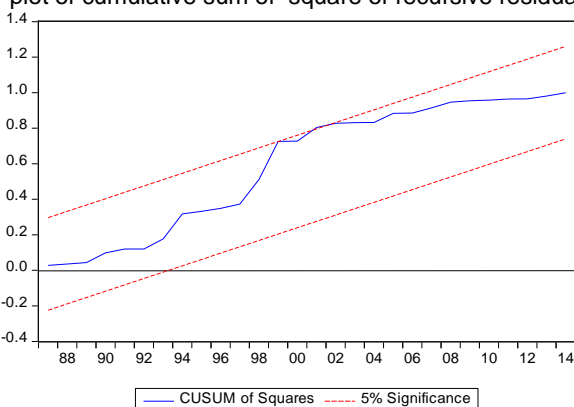


Modèle 4:

Plot of cumulative sum of recursive residuals

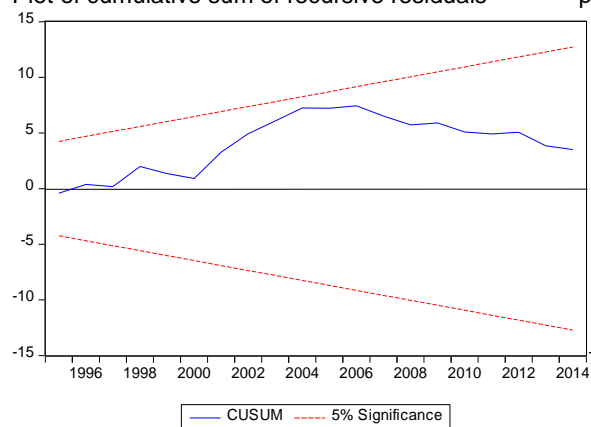


plot of cumulative sum of square of recursive residuals

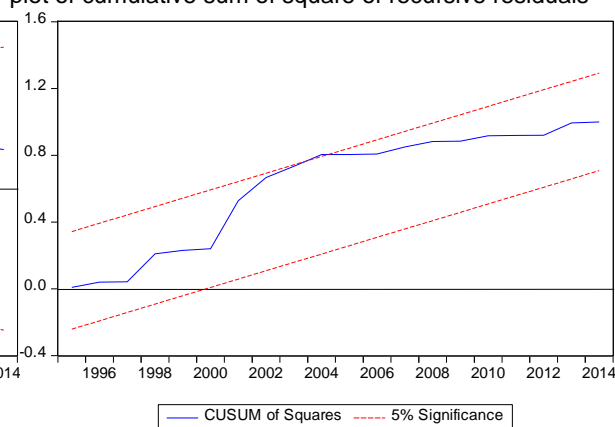


Modèle 5:

Plot of cumulative sum of recursive residuals



plot of cumulative sum of square of recursive residuals



Tidiane KAMAGATE. "Politique Budgétaire Et Changements Fiscaux : Quelles Incidences Sur L'emploi En Côte D'Ivoire?." *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF)*, 11(4), 2020, pp. 26-38.