



Organisation
internationale
du Travail

100
1919-2019

STRENGTHEN Publication Series

Document de travail No. 8 – Septembre 2019

Estimation de la Relation d'Okun pour la Côte d'Ivoire

Coffie Francis José N'GUESSAN



Ce document a été produit par
le Bureau International du Travail
avec le soutien financier
de l'Union Européenne

Service de
Développement
et Investissement

Département
des Politiques
de l'Emploi

Copyright © International Labour Organization 2018
First published 2018

Première publication 2018

Les publications du Bureau international du Travail sont protégées par le droit d'auteur en vertu du Protocole n ° 2 de la Convention universelle sur le droit d'auteur. Néanmoins, de courts extraits peuvent être reproduits sans autorisation, à condition que la source soit indiquée. Pour les droits de reproduction ou de traduction, toute demande doit être adressée à Publications du BIT (Droits et autorisations), Bureau international du Travail, CH-1211 Genève 22, Suisse, ou par courrier électronique: pubdroit@ilo.org. Le Bureau international du Travail accueille favorablement ces applications. Les bibliothèques, les institutions et les autres utilisateurs enregistrés auprès d'organisations de droits de reproduction peuvent faire des copies conformément aux licences qui leur ont été délivrées à cet effet. Visitez le site <http://www.ifro.org> pour trouver l'organisation de gestion des droits de reproduction de votre pays.

ISBN 978-92-2 (print); 978-92-2(web pdf)
ISSN 1999-2939 (print); ISSN 1999-2947 (web pdf)

Bureau International du Travail; Département des Politiques de l'Emploi

ILO Cataloguing in Publication Data

Les désignations utilisées dans les publications du BIT, qui sont conformes à la pratique des Nations Unies, et la présentation de matériel dans celles-ci n'impliquent l'expression d'aucun avis de la part du Bureau international du Travail concernant le statut juridique d'un pays, d'une région ou d'un territoire ou de ses autorités, ou concernant la délimitation de ses frontières.

Les articles, études et autres textes signés n'engagent que leurs auteurs et leur publication ne signifie pas que le Bureau international du Travail souscrit aux opinions qui y sont exprimées.

La référence à des noms d'entreprises et à des produits et procédés commerciaux n'implique en aucun cas leur approbation par le Bureau international du Travail, et le fait de ne pas mentionner une entreprise, un produit commercial ou un procédé en particulier n'est pas un signe de désapprobation.

Les publications et les produits électroniques du BIT peuvent être obtenus auprès des principales librairies ou des bureaux locaux du BIT dans de nombreux pays, ou directement auprès de Publications du BIT, Bureau international du Travail, CH-1211 Genève 22, Suisse. Des catalogues ou des listes de nouvelles publications sont disponibles gratuitement à l'adresse indiquée ci-dessus ou par courrier électronique à l'adresse suivante: pubvente@ilo.org

Visitez notre site Web: <http://www.ilo.org/publns>

Imprimé en Suisse

BUREAU INTERNATIONAL DU TRAVAIL

ESTIMATION DE LA RELATION D'OKUN POUR LA COTE D'IVOIRE

Par Coffie Francis José N'GUESSAN

Economiste

Maître de Conférences à l'UFHB/CIRES

coffiejose@yahoo.fr

26 Juillet 2018

RÉSUMÉ

L'objectif de ce travail était d'estimer une relation d'Okun pour la Côte d'Ivoire afin d'apprécier la relation entre l'évolution de l'emploi et la croissance au niveau de l'Economie entière et au niveau de chaque secteur.

Une méthodologie basée sur l'estimation de modèles de co-intégration et de différence première appliquée à des données de Panel a été mobilisée. Les données proviennent de la base de l'Institut National de la Statistique (INS). Elles concernent les 42 branches de l'économie ivoirienne et couvrent la période 1996-2016. Trois grands secteurs ont été analysés à partir de ces données: le Secteur agricole, le secteur secondaire et le secteur Tertiaire.

L'étude aboutit aux principales conclusions suivantes :

La relation d'Okun est en général vérifiée en Côte d'Ivoire

Dans pratiquement toutes les équations il existe une relation d'équilibre stable entre l'emploi et la valeur ajoutée sauf dans le secteur agricole où la valeur ajoutée et l'emploi informel n'évoluent pas ensemble à long terme. En revanche, il existe une relation d'équilibre stable entre l'emploi informel et la production.

Les équations en différence confirment également la relation positive entre la valeur ajoutée et l'emploi sauf pour le secteur Tertiaire où l'emploi informel n'est pas affecté par la hausse de la valeur ajoutée mais plutôt par celle de la production.

Avec la Valeur ajoutée, la croissance de l'activité économique a un impact plus important sur l'emploi informel que sur l'emploi formel

Les coefficients d'Okun de long terme estimés par la méthode de la co-intégration sont plus élevés pour l'emploi informel que pour l'emploi formel. Ce qui indique que la valeur ajoutée influence plus l'emploi informel que l'emploi formel. En revanche, l'effet de la hausse de la production est plus important sur l'emploi formel que sur l'emploi informel. Les coefficients de l'emploi formel des régressions avec la production comme variable *proxy* de l'activité économique ont des valeurs proches de celles obtenues par Kapsos (2005) pour les pays africains.

Les équations en différence révèlent quant à elles qu'à part le secteur secondaire, la croissance de l'activité économique est plus importante sur l'emploi formel que sur l'emploi informel.

La vitesse d'ajustement de l'emploi formel aux chocs est toujours supérieure à celle de l'emploi informel

Les équations de co-intégration montrent que le coefficient de la vitesse d'ajustement aux déséquilibres de court terme de l'emploi formel est très élevée et nettement supérieur à celui de l'emploi informel. Cela implique qu'après un choc (positif ou négatif), l'emploi formel retourne plus rapidement vers son niveau d'équilibre. L'emploi formel diminuera plus vite en cas de crise que l'emploi informel et en situation d'expansion, l'emploi formel augmentera plus vite.

L'ajustement de l'emploi formel à son niveau d'équilibre est plus rapide dans le secteur agricole que dans les autres secteurs. En revanche le secteur Tertiaire a le délai d'ajustement à l'équilibre le plus faible.

Les projections de création d'emplois de 2017 à 2022 ont été réalisées avec des prévisions de taux de croissance de l'économie fournies par le ministère de l'économie et des finances. Ces projections donnent des niveaux de créations d'emplois pour 2017 et pour la période 2017-2022 avec les deux indicateurs de mesure de la production : la valeur ajoutée et la production brute. Les estimations obtenues avec la valeur ajoutée peuvent être considérées comme des estimations prudentes et celles relatives à la production brute, des estimations optimistes.

Comme indiqué dans le tableau ci-après, les créations d'emplois formels varient entre 50 000 emplois à 69 000 en 2017. Les emplois informels sont dans l'intervalle de 506 300 à 634 000 emplois en 2017. Sur la période 2017-2022, les créations d'emplois formels et informels varieront respectivement entre 351 000 et 510 700 et 3 655 400 et 4 850 400 emplois environ.

Type d'emploi	Création en 2017		Création sur la période 2017-2022	
	VA	PROD.	VA	PROD.
Formel	49 911	68 926	351 036	510 682
Informel	506 299	634 069	3 655 382	4 850 385
Total	556 210	702 995	4 006 418	5 361 067

Table des matières

LISTE DES TABLEAUX 7

INTRODUCTION 8

CHAPITRE I- REVUE DE LITTÉRATURE, METHODOLOGIE ET SOURCE DES DONNEES 9

SECTION 1 REVUE DE LITTERATURE SUR LA RELATION D'OKUN9

1.1. La relation d'Okun est-elle valide ? 9

1.2. La relation d'Okun avec l'emploi comme indicateur du marché du Travail 13

SECTION 2 METHODOLOGIE DE L'ESTIMATION DE LA RELATION D'OKUN POUR LA COTE D'IVOIRE 18

2.1. Spécification de la Forme générale du modèle 18

2.2. Démarche méthodologique d'estimation 19

SECTION 3 SOURCE ET PROPRIETES STOCHASTIQUES DES DONNEES 25

3.1 Source des données 25

3.2 Tests de racine unitaire 27

CHAPITRE II RESULTATS DES ESTIMATIONS DE LA RELATION D'OKUN POUR LA COTE D'IVOIRE 28

SECTION 1 RESULTATS DES ESTIMATIONS AVEC LES MODELES DE COINTEGRATION 28

1.1 Economie Globale 28

1.2 Secteur Agricole 31

1.3 Secteur Secondaire 34

1.4 Secteur Tertiaire 37

SECTION 2 RESULTATS DES ESTIMATIONS AVEC LES MODELES EN DIFFERENCE 39

2.1 Economie Globale 39

2.2 Secteur Agricole 43

2.3 Secteur Secondaire 43

2.4 Secteur Tertiaire 44

**SECTION 3 PROJECTION DE L'EMPLOI A PARTIR DES COEFFICIENTS
ESTIMES 49**

3.1. Méthode de Projection 50

3.2. Emplois dans chaque secteur et prévision de croissance 51

Références Bibliographiques 60

ANNEXE 65

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Elasticités de l'emploi à la production par secteur d'activité et pour certains pays d'Afrique : 1991-2003	14
Tableau 2 : Estimation des élasticités en emploi en Indonésie selon différentes méthodes: 1977-1996	16
Tableau 3 : Intensité de l'emploi pour certains pays africains.....	17
Tableau 4: Relation croissance de la production, de la productivité et croissance de l'emploi.....	24
Tableau 5: Hypothèses sur les coefficients des variables	25
Tableau 6: Estimation de la relation entre croissance et emploi pour l'économie globale : Valeur ajoutée vs. Production.....	30
Tableau 7 : Estimation de la relation entre croissance et emploi pour le secteur agricole : Valeur ajoutée vs. production	33
Tableau 8: Estimation de la relation entre croissance et emploi pour le secteur secondaire : Valeur ajoutée vs. production	36
Tableau 9: Estimation de la relation entre croissance et emploi pour le secteur Tertiaire : Valeur ajoutée vs. Production.....	38
Tableau 10: Equations en Différence Première : Economie Globale	41
Tableau 11: Equations en Différence première : Secteur Agricole.....	46
Tableau 12: Equations en Différence Première : Secteur Secondaire	47
Tableau 13: Equations en Différence Première: Secteur Tertiaire	48
Tableau 14: Niveau de l'emploi de l'Economie Ivoirienne en 2016.....	51
Tableau 15: Prévision des taux de croissance de l'économie (%)	51
Tableau 16: Projection des emplois : Méthode des modèles de co-intégration.....	52
Tableau 17: Création d'emplois de 2017 à 2022 : Méthode des modèles de co-intégration .	53
Tableau 18: Projection des emplois 2016-2022 : Méthode des modèles en différence	57
Tableau 19: Créations d'emplois 2017-2022 : Méthode avec les modèles en différence	58

INTRODUCTION

Les travaux empiriques sur la relation d'Okun s'inscrivent dans le même champ de recherche que les études théoriques qui s'intéressent à la relation entre la croissance et les indicateurs du marché du travail. Pissarides (1990) est l'un des précurseurs des travaux théoriques reliant la croissance et les indicateurs du marché du travail. Il étudie l'impact d'une augmentation du taux de croissance de la productivité sur le taux de chômage d'équilibre en utilisant un modèle d'appariement avec présence de coûts de transaction. Pissarides étend en fait le modèle de Solow en y introduisant une fonction d'appariement. Il trouve que l'accélération de la croissance aboutit à une hausse des emplois vacants. Pour Aghion et Howitt (1992), le moteur de la croissance est l'innovation. Or, l'innovation en créant de nouveaux emplois, en détruit d'autres. Il existe donc, en cas de croissance tirée par l'innovation, un effet de capitalisation et un effet de réallocation. L'effet de réallocation domine lorsque les taux de croissance sont faibles et conduit à un phénomène de création - destructrice. Il y a donc croissance avec destruction des emplois. Tandis qu'en cas de croissance forte, l'effet de capitalisation est prédominant (Bean et Pissarides, 1993). Ce qui induit un phénomène de croissance avec création d'emploi.

La relation d'Okun est estimée à l'aide de modèles économétriques. Elle est un instrument important de politique de l'emploi. En effet, elle permet de prévoir l'impact du développement de l'activité économique sur le marché du travail, d'estimer l'intensité en emploi de la croissance et de déterminer le taux de croissance au-delà duquel la croissance génère des emplois.

La littérature présente diverses méthodes de son estimation. D'abord au niveau des données, ensuite au niveau des méthodes d'analyse. S'agissant des données, les auteurs utilisent comme indicateur du marché du travail soit le taux de chômage soit le niveau de l'emploi. Deux versions de la relation d'Okun sont en général estimées : une forme en différence et une en écart qui met en relation le chômage cyclique et la production cyclique. Avec le taux de chômage, la validation de la relation d'Okun se traduit par un lien négatif entre le taux de croissance et le taux de chômage. En revanche, avec le niveau de l'emploi, la relation attendue est positive.

Ce rapport s'inscrit dans les initiatives en cours en vue d'estimer une relation d'Okun en Côte d'Ivoire. Il s'articule autour de deux chapitres. Le premier chapitre fait une revue de littérature sur les travaux liés à la relation d'Okun dans les pays développés et les pays en voie de développement et propose la méthodologie d'estimation de la relation d'Okun en Côte d'Ivoire. Le deuxième est consacré à l'estimation de la relation d'Okun pour la Côte d'Ivoire.

Ce chapitre fait l'état des travaux qui se sont intéressés à l'estimation de la relation d'Okun afin d'en tirer quelques informations sur les méthodes utilisées et les résultats couramment obtenus dans les pays développés et les pays en développement. Il s'achève par l'exposé de la méthodologie qui sera adoptée pour estimer la relation entre l'emploi et la croissance en Côte d'Ivoire (Relation d'Okun) et la présentation des données.

SECTION 1 REVUE DE LITTERATURE SUR LA RELATION D'OKUN

On peut distinguer dans les études sur la relation d'Okun, celles qui cherchent à valider cette loi et celles qui s'en servent pour estimer l'intensité en emploi de la croissance.

1.1 La relation d'Okun est-elle valide ?

Okun (1962) a formalisé la relation existant entre le taux de chômage et la croissance du produit réel aux Etats-Unis. A l'origine, Okun a cherché à établir une mesure de la production qui pourrait être obtenue dans des conditions de plein-emploi. Son étude a abouti au résultat selon lequel, pour chaque point de pourcentage du chômage supérieur à 4 %, l'écart de production chutait de 3 %. Cette loi a fait l'objet de plusieurs études. Si la plupart de ces études concernent les pays développés, il en existe quelques-unes qui se rapportent aux pays en voie de développement. Les conclusions de ces travaux sont contradictoires. Certaines valident la loi d'Okun quand d'autres contestent sa validité.

1.1.1 La relation d'Okun est valide

La validité de la relation d'Okun consiste à savoir s'il existe une relation négative entre le taux de chômage et le PIB réel. Erber (1994) a trouvé, à partir d'une étude sur un certain nombre de pays de l'OCDE qu'il existe une corrélation significative et négative entre le chômage et la croissance. Henin et Jobert (1993) ont trouvé une corrélation négative entre le chômage et l'activité économique en France, en Grande Bretagne, en Allemagne fédérale, aux Etats-Unis et au Canada sur la période 1961-1989. Döpke (2001) a étudié cette relation à partir d'un panel de pays de l'OCDE de 1971 à 1999. Il valide la relation d'Okun et montre en plus que le lien entre la croissance et le chômage est stable. Freeman (2000), Apergis et Rezitis (2003), Dritsaki et Dritsakakis (2009) ont aussi validé la relation d'Okun.

L'étude de Noor et al. (2007) se rapporte à la Malaisie pour la période 1970-2004. Ils procèdent à un test de causalité de Granger avec les variables en écart et concluent à la validité de la relation d'Okun. Ils ajoutent que le niveau de plein-emploi pourrait être atteint avec un taux de croissance de 8,15%. Huang et Yeh (2013) ont recours à une analyse en données de Panel. Plus précisément une analyse de cointégration à l'aide d'une estimation Panel Pool Mean Group (PMG). L'échantillon d'étude concerne 53 pays et des données annuelles couvrant la période 1980-2005. Les auteurs développent leur analyse pour deux groupes de pays. Les pays de l'OCDE (21 pays) et les pays hors OCDE (32 pays). Ils montrent que le taux de chômage et le PIB réel sont cointégrés. Toutefois, alors que la

relation d'Okun de long terme est vérifiée pour les pays de l'OCDE, elle ne l'est pas pour les pays hors-OCDE. Cependant la relation d'Okun est vérifiée dans le court terme pour les deux groupes de pays et le coefficient des pays de l'OCDE plus important.

Irfan et al. (2010) estiment une relation d'Okun pour cinq pays de l'Asie : le Pakistan, le Bangladesh, l'Inde, Sri-Lanka et la Chine. Ils ont recours au test de cointégration à l'aide de la méthode de Engel-Granger (1987) et estiment le modèle d'écart. Ils trouvent que la relation d'Okun est vérifiée aussi bien dans le long terme que dans le court terme.

La relation d'Okun a été aussi vérifiée par Makun et Azu (2015), Tatoglu (2011), El Andar et Bouaziz (2015), Abdul-Khaliq et al. (2014) et Khan et al. (2013). Makun et Azu étudient la relation d'Okun pour FIJI à l'aide du modèle de cointégration de Johansen appliqué à des données couvrant la période 1982-2012. Leurs résultats suggèrent qu'il existe une relation de long terme entre le chômage et la croissance. Une hausse de 1% du chômage entraîne une baisse du PIB de 0,5% dans le long terme. Tatoglu s'intéresse à un Panel de 19 pays Européens sur la période 1977-2008. Il mobilise les tests de cointégration pour données de Panel : le test de Pedroni (1999) et le test de Kao (1993). Pour estimer les coefficients d'Okun de long terme, il emploie deux méthodes : les modèles Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) et Fully Modified Ordinary Least squares (FMOLS). Les coefficients de court terme sont quant à eux estimés à l'aide du modèle Pooled Mean Group (PMG). La relation négative entre le taux de chômage et le PIB est confirmée à long terme comme à court terme. Mais les modèles DOLS et FMOLS produisent des coefficients de long terme plus faibles que celui obtenu avec le modèle PMG. El Andar et Bouaziz ont recours à l'estimation du modèle en écart et en différence première et aux tests de cointégration d'Engel-Granger et de Johansen, pour la Tunisie. Les données sont trimestrielles et se rapportent à la période 1990-2014. Ils trouvent que le taux de chômage et le PIB sont cointégrés avec un coefficient de long terme de 1,4. Les modèles en écart sont estimés avec trois méthodes de filtrage : le filtre de Hodrick-Prescott (HP), le filtre de Baxter et King (BK) et le filtre de Christiano Fitzgerald (CF). Les coefficients estimés sont de -0,670, -0,617 et -0,758 avec les trois méthodes respectives de filtrage. Abdul-Khaliq et al. utilisent des données de Panel pour 9 pays arabes sur la période 1994-2010. Ils trouvent un coefficient d'Okun de -0,168. Khan et al. s'intéressent au Pakistan. Leurs données concernent la période 1973-2010. Ils estiment le modèle en écart à l'aide du filtre de HP. Ils valident aussi la relation d'Okun avec un coefficient de -0,36.

Saungweme et al. (2014) trouvent aussi que la relation négative entre le taux de chômage et le PIB est confirmée pour le Zimbabwe sur la période 1985-2013. Ils considèrent le PIB réel comme variable dépendante avec le taux de chômage, la formation Brute du Capital Fixe et l'offre de monnaie comme variables explicatives. Ils trouvent un coefficient d'Okun très élevé (-2,236).

Kargi (2014) analyse la relation d'Okun dans 23 pays de l'OCDE sur la période 1987-2012. Sur les 23 pays, il trouve que pour 14 pays les séries sont intégrées d'ordre 1. Il procède par conséquent à l'analyse de la cointégration à l'aide de la méthode d'Engel-Granger pour chacun de ces pays et met en évidence la cointégration du chômage et de la croissance.

1.1.1 Critiques de la relation d'Okun

La relation d'Okun a néanmoins fait l'objet de critiques. En effet, certains travaux ne confirment pas le lien négatif entre croissance et chômage. En outre, il est reproché à cette relation, son instabilité, l'omission des effets asymétriques et des problèmes d'estimation.

A- La relation d'Okun n'est pas toujours vérifiée

Bhattacharai (2016) s'intéresse à la relation entre l'inflation et le chômage pour certains pays de l'OCDE. Il étudie par ailleurs, la relation d'Okun à l'aide de données trimestrielles couvrant la période 1990-2014 et trouve que dans seulement treize (13) pays sur trente-cinq (35), la relation d'Okun est vérifiée. Dans les autres la relation entre le chômage et la croissance est soit positive soit non significative.

Abu (2016), teste au Nigeria l'existence d'une relation entre le PIB et le taux de chômage. Il mobilise un modèle de co-intégration de type ARDL (Autoregressive Distributed Lag) appliqué à des données couvrant la période 1970-2014. Il estime les modèles en différence première et en écart avec comme variable dépendante le PIB pour deux périodes : la période 1970-2014 et la sous-période 1972-2004. Cette dernière sous-période est étudiée car elle a enregistré une instabilité du taux de croissance et du taux chômage. Les résultats montrent que sur la période entière (1970-2014), les prix du pétrole, le taux de chômage et le PIB réel sont co-intégrés. La relation entre le PIB réel et le taux de chômage est négative dans le long terme. Toutefois, il n'existe pas de relation entre les deux variables dans le court terme. Sur la sous-période 1972-2004, les séries sont également co-intégrées. Il existe cependant une relation positive entre le PIB réel et le taux de chômage dans le long terme ; tandis que dans le court terme la relation est négative.

Sadiku et al. (2015) utilisent pour la Macédoine des données trimestrielles sur la période 2000-2012. Ils estiment les modèles en différence statique, en différence dynamique et ont recours à un modèle VAR et une analyse de cointégration. Ils ne trouvent pas de relation entre le PIB réel et le taux de chômage. Ils estiment que l'une des explications de ce résultat est la part importante de l'emploi informel dans l'emploi total.

Moroke et al. (2014) vérifient la validité de la loi d'Okun en Afrique du Sud à partir de données mensuelles sur la période 1990-2013. Ils utilisent le test de co-intégration de Johansen et obtiennent une relation positive entre le taux de chômage et le PIB réel ; ce qui infirme la validité de la relation d'Okun. Babalola et al. (2013) utilisent aussi un test de co-intégration de Johansen et concluent à la non validité de la relation d'Okun au Nigeria à partir de données annuelles de la période 1980-2012. Udude et Nnachi (2017) se prêtent à la même analyse pour le Nigeria sur la période 1980-2013. Ils empruntent le modèle ARDL et aboutissent à la même conclusion que Babalola et al. (2013).

B- La relation d'Okun n'est pas stable : le coefficient varie en fonction des méthodes, des périodes et des zones d'étude (pays ou région).

Les méthodes utilisées pour l'estimation de la relation d'Okun conduisent à une variabilité des coefficients. Le modèle d'écart ne donne pas les mêmes coefficients que le modèle en différence première et les coefficients diffèrent selon les méthodes de filtrage utilisées. Lee (2000) a mis en relief la variabilité du coefficient d'Okun par région et selon les méthodes utilisées. Freeman (2003) utilise un modèle d'écart avec deux méthodes de filtrage : le filtre de «Bandpass » et la tendance quadratique. Les résultats montrent que le coefficient d'Okun diffère selon les méthodes et les régions. El Andar et Bouaziz (2015) confirment ce constat.

Le coefficient d'Okun varie souvent en fonction des zones d'études. Cette variabilité est mise en exergue dans la plupart des travaux qui s'intéressent à des panels de pays ou de régions. On peut citer les études d'Adanu (2002) et Aspergis et Reztis (2003). Adanu révèle une différence des coefficients entre les régions du Canada. L'étude d'Aspergis et Reztis (2003) s'applique à des régions de la Grèce pour la période allant de 1960 à 1997. Elle montre qu'alors que le coefficient d'Okun est stable par région, après 1981, les coefficients diminuent. Sôgner et Stiassny (2000) à partir de données portant sur 15 pays

de l'OCDE sur la période 1960-1999, montrent que le coefficient d'Okun a baissé dans le temps dans la plupart des pays.

L'estimation de la relation d'Okun produit par ailleurs des coefficients qui peuvent varier ou avoir des signes non attendus si on ajoute d'autres variables explicatives au modèle. Prachowny (1993) a montré que le coefficient d'Okun se situerait autour de -0,6 % si la productivité, l'offre de travail induit, les heures hebdomadaires sont ajoutées au modèle. Attfield et Silverstone (1998) ont utilisé les mêmes données que Prachowny et obtenu un coefficient de -2,25. Flaig et Rottmann (2000) cité par Dopke (2001) ont reproché aux études sur la relation d'Okun, d'avoir négligé l'influence des prix relatifs. Selon eux, l'intensité en emploi de la production est fortement liée au coût réel de la main-d'œuvre et donc, estimer une simple relation d'Okun n'est pas approprié. Buscher et Müller (1999) ainsi que Stirböck et Buscher (2000) cités par Dopke (2001) ont montré que la relation d'Okun en Allemagne était affectée par la volatilité du taux de change. Fidrmuc et Huang (2015) s'intéressent à la relation d'Okun en Chine. Ils utilisent des données de panel annuelles relatives à 22 provinces et 5 régions autonomes sur la période 1997-2006. Ils mobilisent un modèle de différence estimé à l'aide de la méthode LSDV (Least Square Dummy Variable). Ils trouvent que sur toute la période la relation d'Okun n'est pas validée. Toutefois sur la période 2002-2006, la relation est validée. Cette sous-période correspond au moment où les réformes de libéralisation ont suffisamment progressé.

C- La relation d'Okun n'est pas linéaire

En effet, compte tenu de l'existence de coûts d'ajustement sur le marché du travail, la réaction du chômage à la croissance économique n'est pas toujours linéaire. Cette asymétrie de l'évolution des variables a fait l'objet d'études par de nombreux auteurs. Khons (2002) et Neftci (1984) ont testé la présence de l'asymétrie dans l'évolution du taux de chômage aux Etats-Unis. Ils ont montré que le taux de chômage augmente plus rapidement en période de crise qu'il ne décroît en période d'expansion. Mitchell et Muysken (2002) ont eu recours à la méthode du "Current depth of Recession" (CDR) pour tester la non linéarité du chômage dans certains pays d'Europe. Ils ont obtenu en Australie et en Hollande que le chômage augmente rapidement en période de crise et baisse plus lentement en période d'expansion.

La question de l'asymétrie dans la relation d'Okun montre que les méthodes surestiment dans certains cas les réactions du chômage à la croissance en période d'expansion et la sous-estiment en période de crise. Des recherches mettent en évidence cette non linéarité de la relation d'Okun. Harris et Silverstone (2001) utilisent un modèle de cointégration asymétrique (Enders et Granger, 1998 ; Enders et Siklos, 2001) appliqué à des données trimestrielles de la période 1978-1999 ; pour sept(7) pays de l'OCDE : l'Australie, le Canada, l'Allemagne, le Japon, la Nouvelle Zélande, le Royaume-Uni et les Etats-Unis. Ils montrent qu'en présence d'asymétrie, les techniques de cointégration symétriques (Engel-Granger et Johansen) ne peuvent rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ; tandis que le modèle de cointégration asymétrique rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et conclut à l'existence d'une relation stable entre le chômage et le PIB réel dans la plupart des pays à l'exception du Canada. Les coefficients d'Okun de long terme varient entre -0,09 (Japon) et -0,5 (Australie). Mayes et Viren (2000) utilisent une approche de cointégration linéaire mais qui intègre une différence entre la croissance du PIB en période de crise et en période d'expansion. Les données sont relatives aux pays de l'OCDE pour des données annuelles allant de 1961 à 1997. Les auteurs trouvent que le coefficient d'Okun est plus élevé en valeur absolue en période de crise qu'en période d'expansion.

Valdakhani et Smyth (2015) confirment l'asymétrie de la relation d'Okun pour les Etats-Unis en ayant recours à un modèle de type Markov-Switching et des données

trimestrielles couvrant la période 1948-2015. Fouquau (2008) utilise des données trimestrielles de 20 pays de l'OCDE sur la période 1970-2004. A l'aide d'un modèle de Panel non dynamique à effet de seuil, il montre que la relation d'Okun en écart est non linéaire. Il mobilise trois méthodes de filtrage : HP, BK et BN (Beveridge Nelson). Les trois méthodes fournissent des coefficients différents.

Cevik et al. (2013) estiment la version en écart à l'aide d'un modèle Markov-Switching. Ils ont recours à des données trimestrielles de neuf (9) pays en transition s'étalant pour la période 1995-2012. Ces pays sont: la République Tchèque, l'Estonie, la Hongrie, la Lettonie, la Lituanie, la Pologne, la Russie, la Slovaquie et la République Slovaque. Ils trouvent des coefficients différents selon que l'économie est en période de haute conjoncture ou en période de basse conjoncture. L'asymétrie de la relation d'Okun est aussi mise en exegue par Geldenhus et Marinkov (2007) en Afrique du Sud. Ils ont recours à un modèle ARDL non linéaire. Ce modèle est appliqué à des données annuelles couvrant la période 1970-2005. Ils trouvent que la relation d'Okun est asymétrique et plus prononcée en phase de récession.

1.1 La relation d'Okun avec l'emploi comme indicateur du marché du Travail

La relation d'Okun avec l'emploi comme variable dépendante sert à estimer l'intensité en emploi de la croissance. L'avantage de cette spécification est aussi qu'elle permet d'éviter les ambiguïtés liées à la variabilité de la définition du chômage. Par ailleurs, elle donne la possibilité d'estimer la réaction de l'emploi à la production par secteur, par région, par groupe d'âge, selon le genre.

Boltho et Glyn (1995) ont étudié cette relation à partir des données sur les pays de l'OCDE entre 1960 et 1993. Les principaux résultats de leur recherche montrent qu'il existe une forte relation entre l'emploi et la croissance. Par ailleurs, Pianta, Evangelista et Perani (1996) ont examiné les relations entre la valeur ajoutée, l'emploi et la productivité pour 36 branches des secteurs secondaires des pays du G7 (à l'exclusion du Canada), sur la période 1980-1992. Ils trouvent une relation positive entre la croissance de la valeur ajoutée et la croissance de l'emploi. Cependant, dans certains secteurs, ils notent des signes de restructuration avec croissance de la production et chute de l'emploi. Padanilo et Vivareli (1997) examinent l'intensité en emploi de la croissance dans différents secteurs des économies des pays du G7. Ils montrent que dans le secteur industriel, l'élasticité de l'emploi est généralement négative alors qu'elle est positive pour le secteur des services. Kamgnia (2009) étudie la relation entre la croissance, le ratio du crédit au secteur privé, le ratio d'investissement Direct étranger et l'emploi à partir d'un panel de 35 pays africains. Elle utilise comme méthode d'estimation, un modèle de Panel dynamique. Elle trouve une relation positive entre le PIB réel et le niveau de l'emploi. L'élasticité de l'emploi au PIB est de 0,36. Yovo (2008) montre également qu'en Afrique, la production est un déterminant significatif de l'emploi. N'zué (2001) s'intéresse à la relation entre l'emploi dans le secteur privé industriel ivoirien et le PIB de 1975 à 1995. Il utilise un modèle de cointégration à la Engel-Granger et trouve que l'emploi et le PIB réel n'évoluent pas ensemble à long terme ; ce qui suggère qu'il y a eu en Côte d'Ivoire, pendant cette période, croissance sans création d'emploi. N'guessan (2014) utilise quant à lui les données du secteur moderne privé ivoirien pour la période 1975-2003. Il a recours à un modèle de cointégration asymétrique et aboutit à l'existence d'une cointégration entre l'emploi et le PIB réel. Il trouve une relation négative entre l'emploi et le PIB réel dans le long terme. Toutefois, dans le court terme, le PIB réel a un impact positif sur l'emploi.

Kapsos (2005) a proposé une approche alternative au calcul des élasticités-arc vu que cet indicateur est instable (Islam, 2004). Il estime une régression de l'emploi sur la production avec comme variable muette les pays. Il calcule ainsi les élasticités en emploi de la production par région et par secteur. Pour la Côte d'Ivoire par exemple, il obtient que les élasticités de l'emploi à la production sont plus élevées dans le secteur agricole et le secteur des services. Le secteur industriel a l'intensité en emploi à la production la moins élevée (Voir tableau 1).

Tableau 1 : Elasticités de l'emploi à la production par secteur d'activité et pour certains pays d'Afrique : 1991-2003

Pays	Agriculture		Industrie		Services	
	PIB	Valeur ajoutée	PIB	Valeur Ajoutée	PIB	Valeur ajoutée
Kenya	1,67	1,93	1,58	2,04	1,76	1,25
Mali	0,44	0,73	0,74	0,44	0,66	0,91
Niger	1,16	1,00	0,36	0,46	0,58	0,63
Nigeria	1,33	0,88	0,89	0,96	1,00	0,88
Senegal	0,65	0,88	0,81	0,61	0,78	0,75
Sierra Leone	-0,35	-0,15	2,67	2,53	1,90	1,91
Benin	0,67	0,60	1,17	1,22	1,01	1,09
Botswana	2,03	-6,38	0,18	0,20	0,99	0,65
Burkina Faso	0,60	0,78	1,30	1,70	1,10	0,86
Cameroon	0,77	0,53	0,73	0,76	0,76	1,04
Côte d'Ivoire	0,87	0,84	0,48	0,22	0,61	0,73
Gabon	0,98	0,46	0,88	0,88	0,90	0,69
Ghana	0,50	0,58	1,22	1,26	1,01	0,84
Guinea	0,53	0,48	1,02	0,89	0,87	1,11
Togo	1,03	0,93	0,49	0,32	0,66	0,35

Source : Kapsos (2005)

Perugini (2009) étudie la relation entre l'emploi et la croissance de la production en Italie pour la période 1970-2004. Il s'appuie sur la méthode proposée par Kapsos et a recours à une analyse en donnée de Panel statique. Il conduit son analyse sur des données de quatre régions (Nord-ouest, Nord-Est, le Centre, le Sud et les îles) et de secteurs d'activités (agriculture, mines et pêches, industrie, BTP, services marchands, services non marchands). Les intensités en emploi de la croissance sont estimées par région et par secteur d'activités. Il trouve qu'en Italie, sur la période, 1% de croissance entraîne une hausse de l'emploi de 0,2%, Mais note une variation par région, Avec une intensité en emploi de 0,3% dans le Nord-Est et le Centre et 0,12% dans les autres régions. Il montre en outre que les élasticités en emploi de la production sont plus élevées dans les secteurs industriel et les services tandis que le secteur agricole et le secteur des BTP ont les intensités en emploi les plus faibles,

Sodipe et Ogunrinola (2011) estiment pour le Nigeria un modèle en différence première et un modèle en écart avec comme méthode de filtrage, le Filtre HP. Les deux modèles donnent des coefficients positifs entre l'emploi et le taux de croissance. Mais le modèle en différence fournit des coefficients plus faibles, Avec le modèle en différence, le coefficient est de 0,00387 tandis qu'avec le modèle en écart il est de 0,3528.

L'étude d'Ezahid et El Alaoui (2014) porte sur le Maroc et couvre la période 1991-2011. Il utilise un modèle de régression linéaire simple et trouve une relation positive entre le PIB et l'emploi. Le coefficient est de 0,46 pour la période 1991-2011

Ningaye et al, (2015) cherchent à estimer l'élasticité de l'emploi à la croissance économique et à analyser les déterminants macroéconomiques de cette élasticité au Cameroun. Ils partent d'un modèle économétrique log-linéaire qui retient le niveau de l'emploi comme variable dépendante et comme variables explicatives, le PIB, une variable muette qui distingue les périodes de bonnes performances des mauvaises performances et ajoutent deux variables de contrôle : le salaire réel et l'ouverture commerciale. Les auteurs calculent les élasticités totales et sectorielles à l'aide de données annuelles portant sur la période 1960-2014. La valeur estimée de l'élasticité de l'emploi totale au PIB est de 0,41. Les élasticités concernant l'emploi industriel, et les services sont respectivement de 0,5 et 2,11. S'agissant de l'élasticité par rapport à la valeur ajoutée elle est de 0,65 pour le secteur agricole et 1,1 pour le secteur des services.

Islam et Nazara (2000) estiment l'élasticité de l'emploi pour l'Indonésie sur la période 1977-1996. Ils ont recours à trois méthodes : une méthode descriptive qui consiste à calculer l'élasticité-arc, une méthode économétrique par les moindres carrés ordinaires, une estimation en données de panel à l'aide du modèle à effet aléatoire. Les résultats présentent une variabilité en fonction de la méthode utilisée. Mais les deux méthodes économétriques indiquent que le secteur agricole a l'élasticité la plus élevée. Ce secteur est suivi par les Services, puis le commerce (Voir tableau 2).

Tableau 2 : Estimation des élasticités en emploi en Indonésie selon différentes méthodes: 1977-1996

Source : Islam et Nazara (2000)

Secteurs	Elasticité-arc	Moindres carrés ordinaires	Modèle à effet aléatoire
Agriculture	0,19	1,05	0,83
Industrie	0,51	0,60	0,54
Commerce	0,48	0,92	0,78
Services	0,41	0,98	0,72
Autres	0,58	0,46	0,66
Total Economie	0,49	0,66	0,57

Source : Islam et Nazara (2000)

Sahin et al, (2013) s'intéressent en Turquie à la relation entre la production et l'emploi de manière globale ainsi que le lien entre l'emploi au niveau sectoriel et la production globale, en se basant sur des données trimestrielles de la période 1988-2008. Leur méthode d'analyse repose sur deux approches : la méthode de co-intégration de Engel, Granger Hylleberg et Lee (1993) (EGHL) et la méthode de co-intégration d'Engle et Granger (1987). Ils étudient d'abord la relation entre l'emploi total et la production totale, ensuite la relation entre la production totale et l'emploi non-agricole et enfin le lien entre la production totale et l'emploi par secteur. Ils trouvent qu'il n'existe pas de relation de co-intégration entre la production totale et l'emploi total ; toutefois, il existe une relation de co-intégration entre la production totale et l'emploi non-agricole. Ils révèlent en outre l'existence d'une relation de co-intégration entre la production totale et l'emploi dans les secteurs suivants : Mines ; le secteur manufacturier ; électricité, Gaz et Eau ; Transport, Communication ; Commerce de gros et de détail ; Finance, Assurance ; Services aux personnes. Les deux secteurs dans lesquels ils ne trouvent pas de relation de co-intégration sont : l'agriculture et la construction. Par ailleurs, ils mettent en exergue l'absence de relation de court terme entre la production totale et l'emploi non-agricole et à part le secteur du commerce de gros et de détail, ils ne trouvent aucune relation de court terme entre l'emploi et la production dans les secteurs.

Slimane (2015) étudie la relation entre la croissance et l'emploi pour certains pays en voie de développement. Il utilise les données relatives à 90 pays pour la période 1991-2011 et mobilisent un modèle de régression linéaire. Il trouve des élasticités positives de l'emploi à la croissance dans pratiquement tous les pays africains. Le tableau 3 présente les coefficients obtenus pour certains d'entre eux.

Mouehli et Ghazali (2014) analysent l'intensité en emploi de la croissance et ses déterminants en Tunisie sur la période 1980-2012 à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires et la méthode *rolling*. Les estimations à l'aide des moindres carrés sont réalisées pour trois sous-périodes : 1980-1989, 1990-1999, 2000-2012. Ils trouvent des élasticités en emploi élevées dans les secteurs du Tourisme (variant de 0,58 à 1,17), de la Finance (0,66 à 1,88), du commerce (0,79 à 1,2) et des services publics (0,42 à 0,77). Le secteur de l'agriculture et de la pêche ont les élasticités les plus faibles (0,04 à 0,57).

Ajilore et Yinusa (2011) étudient l'intensité de l'emploi dans différents secteurs d'activités du Botswana sur la période 1990-2008. Ils calculent des élasticités-arc et estiment une fonction de demande d'emploi avec comme variable explicatives le taux de salaire, la valeur ajoutée réelle, l'ouverture au commerce extérieur. Ils procèdent par la suite à une analyse de la co-intégration à l'aide de la méthode d'Engel-Granger.

Ils font leur analyse au niveau global puis au niveau sectoriel. Les secteurs considérés sont l'agriculture, les Banques, le Commerce, la construction, le secteur public, le secteur manufacturier, le Transport, le secteur de l'électricité-Gaz et Eau.

Ils trouvent que le taux de salaire et l'ouverture au commerce international ont un impact négatif sur l'emploi dans tous les secteurs et au niveau global. Les intensités en emploi sont faibles au niveau global (0,01) négative au niveau du secteur agricole, du secteur public et du secteur Electricité-Eau-Gaz. Les secteurs enregistrant les intensités en emploi les plus élevées sont : le commerce (0,04), la construction (0,03) et le secteur manufacturier (0,03).

Tableau 3 : Intensité de l'emploi pour certains pays africains

Pays	Coefficient
Benin	0,786184
Botswana	0,664214
Burkina Faso	0,525471
Cameroun	0,967817
Tchad	0,449321
Côte d'Ivoire	1,263468
Gabon	1,334651
Ghana	0,557625
Guinée	0,776539
Liberia	0,320119
Niger	1,149040
Nigeria	0,384285
Sénégal	0,787067
Togo	1,123327

Source : Slimane (2015)

Les déterminants de l'intensité en emploi de la croissance ont aussi été étudiés par certains auteurs. Pour Mouehli et Gahzali (2014), l'intensité en emploi de la croissance augmente avec la part des services dans l'emploi, la croissance de la force de travail et diminue avec le taux d'inflation, le taux de change, l'ouverture au commerce international et le taux de salaire. Slimane (2015) confirme les résultats de Mouehli et Ghazali sauf celui relatif au taux de change qui n'est pas significatif. Il trouve en plus que le crédit accordé au secteur privé, l'investissement. Ningaye et al. (2015) relèvent quant à eux l'impact positif de l'ouverture au commerce international, du coût du travail et de la part des services dans le PIB. Cependant la population active et l'inflation influencent négativement l'intensité de l'emploi. Kapsos (2005) trouve que l'inflation influence négativement l'intensité de l'emploi. L'offre de travail et la part des services dans l'emploi ont un impact positif sur l'intensité en emploi de la croissance. Tandis que l'ouverture commerciale, la rigidité de l'emploi ne sont pas significatifs.

SECTION 2 METHODOLOGIE DE L'ESTIMATION DE LA RELATION D'OKUN POUR LA COTE D'IVOIRE

Dans cette section consacrée à la méthodologie, nous présentons d'abord la forme générale de notre modèle puis la démarche d'estimation.

2.1. Spécification de la Forme générale du modèle

Le point de départ de notre méthodologie sera de considérer la fonction de production de type Cobb-Douglas (Greenway et al. ,1999), suivante :

$$Y_{it} = A^\gamma K_{it}^\alpha L_{it}^\beta \quad (1)$$

Avec i et t représentant les branches et le temps respectivement, Y la production aux prix constants, K le stock de capital aux prix constants L , le nombre de travailleurs employés et A , le facteur d'efficience techniques.

α et β représentent les coefficients des parts des facteurs de production et γ le coefficient mesurant l'impact des facteurs affectant l'efficacité du processus de production.

Nous supposons que les entreprises maximisent leur profit et par conséquent les volumes de travail et de capital sont utilisés à des niveaux pour lesquels le rapport des productivités marginales égal au rapport des prix. A partir de ce rapport si on extraie l'expression du capital et on l'introduit dans l'équation (1) cela donne l'équation (2) :

$$Y_{it} = A^\gamma \left(\frac{\alpha L_{it}}{\beta} \times \frac{w_i}{c} \right) L_{it}^\beta \quad (2)$$

Nous raisonnons dans une économie ouverte en supposant que l'ouverture commerciale a des effets d'efficience sur le processus de production (Fu et Balasubramanyam, 2005). Le paramètre A est alors endogénéisé par la fonction suivante :

$$A_{it} = e^{\delta_0 + \delta_1 OUV_{it}} \quad (3)$$

$$\text{Où } ouv = \frac{\text{exportation} + \text{importation}}{\text{Production}}$$

Ce qui donne après quelques manipulations l'expression de l'équation d'emploi suivante:

$$\ln L_{it} = \Phi_0 + \Phi_1 \ln\left(\frac{w_i}{c}\right) + \Phi_2 \ln Y_{it} + \delta OUV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Avec :

$$\Phi_0 = -(\gamma \ln A + \alpha \ln \alpha - \alpha \ln \beta) / \alpha + \beta$$

$$\Phi_1 = -\alpha / (\alpha + \beta)$$

$$\Phi_2 = 1 / (\alpha + \beta)$$

Ainsi donc, la forme générale de notre équation de l'emploi est :

$$L_{it} = F\left(\frac{w_i}{c}, Y_{it}, OUV_{it}\right) \quad (5)$$

Où w_i représente le taux de salaire réel, et c le coût d'usage du capital.

2.2. Démarche méthodologique d'estimation

Nous présentons d'abord notre modèle selon les versions connues de la loi d'Okun. Nous déclinons ensuite notre démarche méthodologique.

2.2.1. Les versions de la relation d'Okun

La relation d'Okun a été estimée en général sous deux formes : (a) une forme en différence et (b) une forme en écart.

La version en différence première dans notre étude peut se présenter ainsi qu'il suit :

$$\Delta \ln L_{it} = \Phi_0 + \Phi_1 \Delta \ln Y_{it} + \Phi_2 \Delta \ln w_{it} + \delta \Delta OUV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Où i représente les branches, t les années, $\ln$ le logarithme naturel, Δ l'opérateur de différence, L le nombre de travailleurs employés, Φ_1 l'intensité en emploi ou le coefficient d'Okun Φ_2 et δ respectivement les coefficients mesurant les impacts du taux de salaire et de l'ouverture au commerce international, ε_{it} est le terme d'erreur.

La version en écart, qui met en relation l'emploi cyclique à la production cyclique, est spécifiée de la manière suivante :

$$\ln L_{it} - \ln L_{it}^* = \Phi_0 + \Phi_1 (\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \Phi_2 \ln w_{it} + \delta OUV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Qui peut également s'écrire:

$$\ln L_{it}^c = \Phi_0 + \Phi_1 \ln Y_{it}^c + \Phi_2 \ln w_{it} + \delta OUV_{it} + \varepsilon_{it}$$

L_{it}^* et Y_{it}^* mesurent respectivement les niveaux potentiels de l'emploi et de la production. Comme ces variables ne sont pas observées, elles sont estimées par différentes méthodes de filtrage. La méthode la plus utilisée dans la littérature est le filtre de Hodrick-Prescott (1997).

Un certain nombre d'études sur la relation d'Okun n'ont pas procédé à des analyses préalables des propriétés stochastiques des données avant son estimation. Ne pas prendre de précautions sur les données risque d'aboutir à des estimations biaisées.

2.2.2. Les propriétés stochastiques des données

Parmi les précautions à prendre on peut citer : les tests de dépendance interindividuelles (cross-section dépendance), les tests de stationnarité et les tests de co-intégration.

A- Le test d'indépendance inter-individuelles

Les données de panel qui comprennent à la fois des données transversales et des données chronologiques, peuvent être sujettes à des corrélations dans le temps et entre les unités. Par conséquent ignorer ces possibilités de corrélation pourrait conduire à des estimations biaisées. Aussi, avant de procéder aux tests de stationnarité des données cherchons-nous d'abord à étudier la possibilité de dépendance inter-individuelle au niveau des données. Ce test est important vu que les tests de stationnarité proposés dans le cadre des données de panel font des hypothèses sur la dépendance des termes d'erreur individuels.

Soit ρ_{ij} la corrélation dans le temps entre la branche i et la branche j d'une variable. La statistique de Peasaran (2004) relative à l'hypothèse nulle d'indépendance inter-individuelle est :

$$CD = \left[\frac{2}{N(N-1)} \right]^{1/2} \left[\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \sqrt{T_{ij} \rho_{ij}} \right]$$

Où T_{ij} est le nombre d'observations utilisées pour calculer le coefficient de corrélation. La statistique CD suit une loi normale sous l'hypothèse nulle.

B- Les tests de stationnarité des séries

Les tests de stationnarité sont nécessaires pour éviter le problème de régression fallacieuse. Les tests sur données de Panel sont fonction des hypothèses faites sur la dépendance des termes d'erreurs interindividuels. Il existe deux générations de tests : les tests de première génération qui font l'hypothèse d'une indépendance des termes d'erreur interindividuels et les tests de seconde génération qui prennent en compte la dépendance des termes d'erreurs interindividuels. En fonction des résultats du test CD d'indépendance interindividuelle nous procéderons soit à des tests de racine unitaire de première génération soit à des tests de seconde génération.

B1. Les tests de racine unitaire de première génération

Les tests de première génération font l'hypothèse de l'indépendance interindividuelle des erreurs (Hurlin et Mignon, 2007). Nous utiliserons le test MW de Maddala et Wu(1999).

B2. Les tests de racine unitaire de seconde génération

Ces tests de seconde génération relâchent l'hypothèse d'indépendance interindividuelle. L'un des tests les plus utilisés est le test CIPS de Peasaran (2007) que nous utiliserons.

C- Le test de cointégration

Si les séries à l'étude sont intégrées d'ordre 1 et co-intégrées, le modèle en différence première ne devient plus approprié. Il est par conséquent important d'examiner la co-intégration afin d'éviter d'obtenir des estimations biaisées. Nous optons pour le test de Pedroni (1999, 2004) et le test de Westerlund (2007) et Persyn et Westerlund (2008). L'équation de long terme à estimer est la suivante :

$$\ln L_{it} = \mu_i + \Phi_{0i} + \Phi_{1i} \ln Y_{it} + \Phi_{2i} \ln w_{it} + \delta_i OUV_{it} + \varepsilon_{it}$$

Où $i=1,\dots,N$; $t=1,\dots,T$. N représente le nombre de branches dans le Panel, T le nombre d'observations temporelles. μ_i représente le paramètre des effets fixes.

Pedroni définit deux groupes de statistiques pour effectuer le test de cointégration : les statistiques de la dimension Within (Panel) qui sont au nombre de quatre(4) et les statistiques de la dimension Between (Group) qui sont au nombre de trois (3)¹.

Le test de Westerlund définit aussi deux groupes de tests : les tests individuels (Group-mean tests) et les tests groupés (Panel tests). Pour chaque groupe deux statistiques sont calculées : une avec erreur type standard et une autre avec erreur type calculée à partir de la méthode de Newey-West (1994). L'avantage du test de Westerlund est qu'il peut être appliqué aux panels non cylindré et, est applicable même en cas de dépendances interindividuelles, avec la procédure du bootstrapping.

Si les séries sont $I(1)$ et co-intégrées, nous procéderons comme Huang et Yeh(2013) à l'estimation des équations de long terme et des dynamiques de court terme en ayant recours aux ARDL de type MG (Mean Group estimation) et PMG (Pooled Mean group estimation). Mais avant nous mobiliserons le test de hausman qui nous indiquera laquelle des démarches est appropriée. A savoir des estimations hétérogènes en équation de long terme et de court terme (MG) ou homogène en équation de long terme et hétérogène en dynamique de court terme (PMG).

Par exemple, la version dynamique ARDL (1,1,1,1) du modèle de long terme se présente comme suit :

$$\ln L_{it} = \delta_{10i} \ln Y_{it} + \delta_{11i} \ln Y_{it-1} + \delta_{20i} \ln w_{it} + \delta_{21i} \ln w_{it-1} + \delta_{30i} OUV_{it} + \delta_{31i} OUV_{it-1} + \lambda \ln L_{it-1} \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Le modèle à correction d'erreur de cette équation devient :

$$\Delta \ln L_{it} = \phi_i (\ln L_{it} - \Phi_{0i} - \Phi_{1i} \ln Y_{it} - \Phi_{2i} \ln w_{it} - \Phi_{3i} OUV_{it}) + \delta_{11i} \Delta \ln Y_{it} + \delta_{21i} \Delta \ln w_{it} + \delta_{31i} \Delta OUV_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec :

$$\phi_i = -1(1 - \lambda_i); \Phi_{0i} = \frac{\mu_i}{1 - \lambda_i}; \Phi_{1i} = \frac{\delta_{10i} + \delta_{11i}}{1 - \lambda_i}; \Phi_{2i} = \frac{\delta_{20i} + \delta_{21i}}{1 - \lambda_i}; \Phi_{3i} = \frac{\delta_{30i} + \delta_{31i}}{1 - \lambda_i}.$$

ϕ_i est la vitesse d'ajustement vers l'équilibre.

¹ Voir Pedroni (1999) pour les détails sur la procédure du test.

2.2.3. Résumé de la démarche d'estimation des modèles

Dans ce travail, deux versions de la relation d'Okun ont été estimées. La version en Co-intégration et la version en différence. La version en écart n'a pas été retenue à cause des valeurs manquantes dans certaines variables qui rendent la procédure de filtrage peu fiable. Concernant la version en différence, le Panel dynamique a été développé pour les données où le nombre de branches (N) est supérieur au nombre d'années (T). Le modèle en Panel dynamique a été estimé par la méthode des moments généralisés (GMM). En revanche, le modèle FGLS (Feasible Generalized Least Squares) a été mis en œuvre pour les régressions des modèles ayant une taille de branches N, inférieure à l'éventail temporel T. Cette approche a l'avantage également de prendre en compte les problèmes d'hétéroscédasticité et de corrélation interindividuelle. S'agissant des modèles de Co-intégration, nous avons opté pour l'estimation de la relation d'Okun de manière dynamique à l'aide des modèles MG ou PMG. Cette procédure est valable lorsque les séries sont I(0) ou I(1). Ce qui montre l'intérêt des tests de stationnarité afin de s'assurer que l'ordre d'intégration des séries n'est pas supérieur à 1. Les estimations des Modèles ARDL nous avons choisi des retards à l'ordre 2 et à l'ordre 1. La meilleure estimation a été retenue.

Concernant les variables explicatives, celles relatives au taux de salaire et au coût du capital n'étant pas disponibles nous avons considéré que ces deux variables sont fixes dans le temps et varient entre les branches de telle sorte qu'elles sont prises en compte par les effets spécifiques (Mouehli, 2007).

Les équations d'emploi² suivantes ont été ainsi estimées :

- ***Une équation de l'emploi total***

$$\ln L_{it} = F(Y_{it}, OUV_{it})$$

- ***Une équation de l'emploi formel***

$$\ln L_{Fit} = F(Y_{it}, OUV_{it})$$

- ***Une équation de l'emploi informel***

$$\ln L_{INFit} = F(Y_{it}, OUV_{it})$$

- ***Des équations d'emplois sectorielles***

² Pour chacune des équations on utilisera comme variable Y, la production réelle d'une part et la valeur ajoutée réelle d'autre part.

$$\ln L_{jit} = F(Y_{jit}, OUV_{jit})$$

Avec $j=1$ secteur agricole, $j=2$ secteur secondaire (manufacturier), $j=3$ secteur Tertiaire (des Services).

Les niveaux d'intensité en emploi seront discutés à l'aide de la relation entre l'élasticité en emploi, la production et la productivité (Kapsos, 2005).

Partons de la relation suivante :

$$\ln Y = \ln(L \times P) \quad (8)$$

Où Y est la production, L le nombre de travailleurs employés et P la productivité du travail.

La dérivée de (8) donne :

$$d \ln Y = d \ln L + d \ln P \quad (9)$$

En divisant (9) par la variation de la production on obtient:

$$1 = \frac{d \ln L}{d \ln Y} + \frac{d \ln P}{d \ln Y} \text{ ce qui est équivalent à:}$$

$$1 = \varepsilon_{L/Y} + \varepsilon_{P/Y} \quad (10)$$

Avec $\varepsilon_{L/Y}$ l'élasticité de l'emploi à la production et $\varepsilon_{P/Y}$ l'élasticité de la productivité à la production. De (10) on tire :

$$\varepsilon_{L/Y} = 1 - \varepsilon_{P/Y} \quad (11)$$

Tableau 4: Relation croissance de la production, de la productivité et croissance de l'emploi

Valeur des élasticités	Valeur de $\varepsilon_{P/Y}$	Implication
$\varepsilon_{L/Y} < 0$	$\varepsilon_{P/Y} > 1$: la production et la productivité augmentent mais le taux de croissance de la productivité est supérieur au taux de croissance de la production	L'emploi baisse
$0 \leq \varepsilon_{L/Y} \leq 1$	$0 \leq \varepsilon_{P/Y} \leq 1$: la production et la productivité augmentent mais le taux de croissance de la productivité est inférieur au taux de croissance de la production	L'emploi augmente
$\varepsilon_{L/Y} > 1$	$\varepsilon_{P/Y} < 0$: La production augmente et la productivité baisse.	L'emploi augmente

Source : Auteur inspiré de Kapsos (2005)

Le tableau 5, résume les hypothèses que nous faisons sur les variables. Sur la base des résultats de la littérature, nous supposons que la production a un impact positif sur le niveau de l'emploi. Ce qui confirme la relation d'Okun. Enfin, l'ouverture au commerce international entraîne des effets d'efficience qui créent des biais de qualification. La demande de travail qualifié augmente au détriment de la demande de travail non qualifié. Ce qui crée une sorte de création destructrice qui induit une baisse du niveau de l'emploi.

Tableau 5: Hypothèses sur les coefficients des variables

Variables	Signe attendu du coefficient	Interprétation
Y	+	La hausse de la production entraîne une baisse de l'emploi
OUV	-	La hausse du degré d'ouverture au commerce international entraîne une baisse de l'emploi

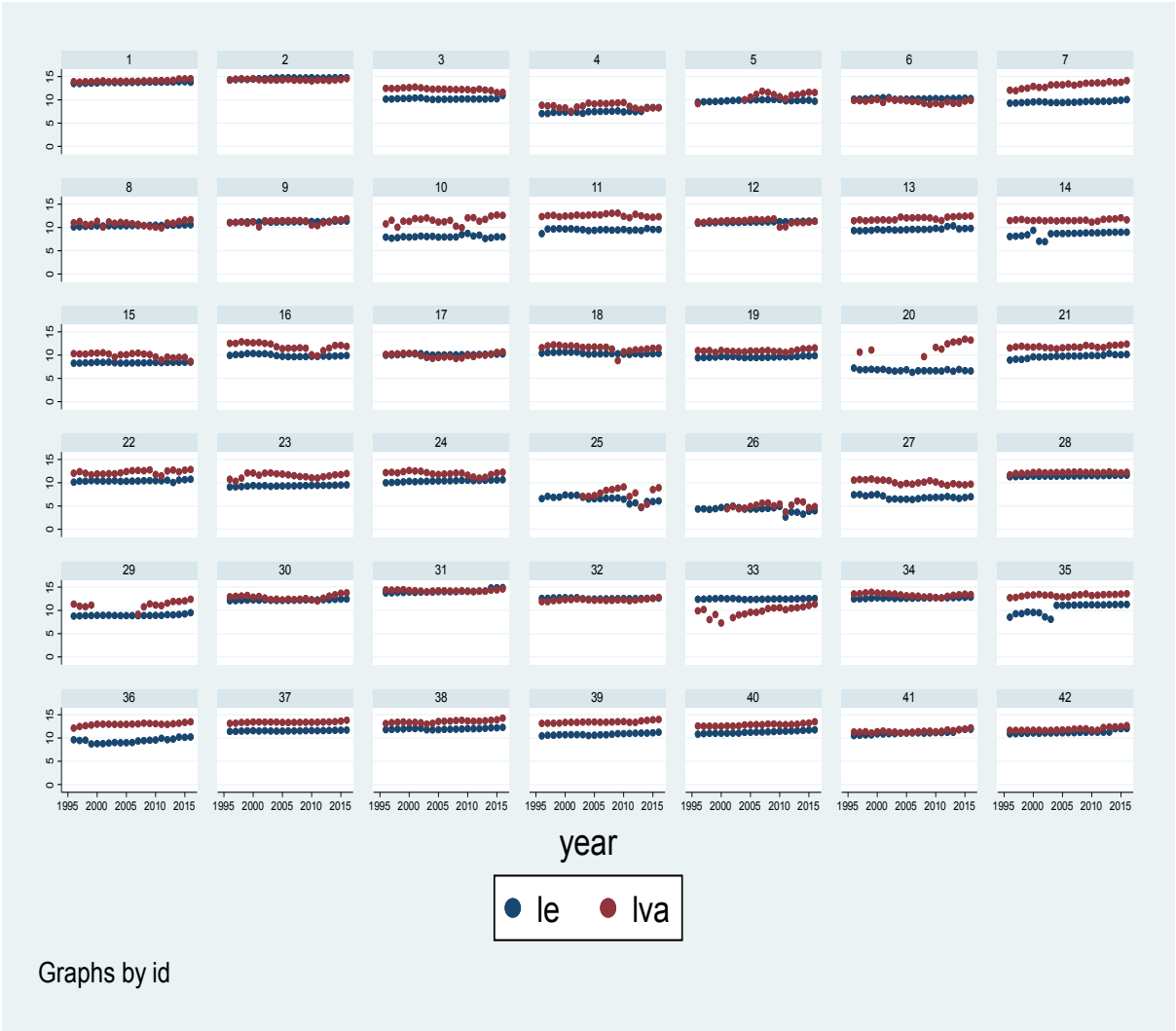
Source : Auteur inspiré de Kapsos (2005)

SECTION 3 SOURCE ET PROPRIETES STOCHASTIQUES DES DONNEES

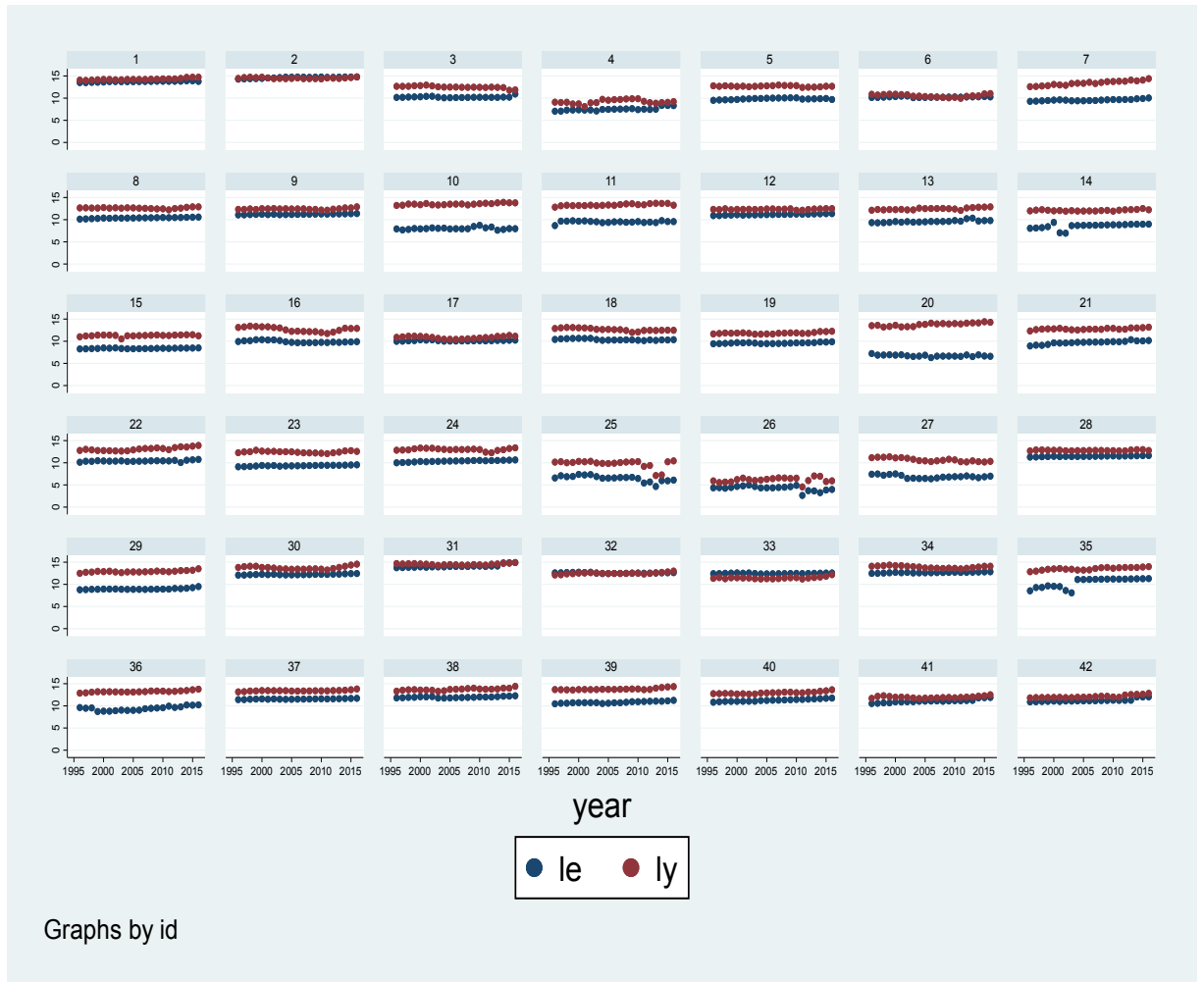
3.1 Source des données

Les données utilisées pour les estimations ont été fournies par l'Institut National de la Statistique. Il s'agit des données aux prix constants de 2010 relatives à la Valeur Ajoutée, à l'exportation, l'importation et la Production. Elles concernent 42 branches de l'économie ivoirienne et couvrent la période 1996-2016. Les graphiques 1 et 2 ci-dessous montrent qu'il semble exister une relation positive entre la valeur ajoutée (Lva), la production (LY) et le niveau de l'emploi (Le) dans chaque branche. La relation est beaucoup plus claire avec la production comme variable *proxy* de l'activité économique.

Graphique 1: Relation entre l'emploi et la valeur ajoutée (en logarithme)



Graphique 2: Relation entre le niveau de l'emploi et la production (logarithme)



3.2 Tests de racine unitaire

Avant de procéder aux estimations nous avons étudié les propriétés stochastiques des données notamment les tests de racine unitaire. A cet effet deux tests ont été utilisés : un test de première génération le test de Maddala et Wu et un test de seconde génération, le test de Peasaran. Les résultats montrent que la plupart des données contiennent des problèmes de corrélation inter-individuelle des termes d'erreur. Les différents tests appropriés permettent de conclure que les conditions de mise en œuvre du modèle de cointégration de type ARDL qui sont que les séries soient $I(0)$ ou $I(1)$ sont réunies. En témoigne les tableaux exposant les résultats des différents tests de racine unitaire en annexe.

CHAPITRE II RESULTATS DES ESTIMATIONS DE LA RELATION D'OKUN POUR LA COTE D'IVOIRE

Ce chapitre est scindé en trois (3) sections. La première est consacrée aux résultats des équations de co-intégration de type ARDL. La seconde est relative aux résultats des estimations des modèles en différence première. Les résultats des estimations sont présentés avec la valeur ajoutée comme variable explicative puis la production brute. Par ailleurs, pour mieux apprécier la stabilité des coefficients et faire le choix du meilleur coefficient, deux types de variables explicatives sont retenus: un premier type sans variable de contrôle et un autre avec l'ouverture commerciale comme variable de contrôle. La troisième section traite des projections du taux de croissance et du niveau de l'emploi à partir des coefficients d'Okun estimés.

SECTION 1 RESULTATS DES ESTIMATIONS AVEC LES MODELES DE COINTEGRATION

Les résultats des estimations seront exposés de la manière suivante : (i) nous présenteront d'abord ceux de l'Economie Globale, (ii) puis ceux des différents secteurs (Agricole, Secondaire et Tertiaire). Les équations sont présentées de deux manières l'une avec la valeur ajoutée comme mesure de l'activité économique et l'autre avec la production brute. Par ailleurs deux types de spécifications sont retenus ; une avec variable de contrôle et l'autre sans variable de contrôle pour apprécier la stabilité des coefficients.

1.1 Economie Globale

Les résultats relatifs à l'économie Globale sont exposés au tableau 6. Ils sont donnés pour l'Emploi Total de l'Economie, L'Emploi Formel et l'emploi Informel.

1.1.1 Equations avec valeur ajoutée

Les régressions de type ARDL montrent que toutes les variables sont co-intégrées. En effet, la vitesse d'ajustement ϕ_i est négative et significative dans toutes les équations avec variable de contrôle. La valeur ajoutée et l'emploi évoluent ensemble à long terme. Il existe donc une relation d'équilibre stable entre l'emploi et la valeur ajoutée.

Les coefficients estimés sont tous positifs et significatifs. La relation d'Okun est donc confirmée pour l'économie ivoirienne. Une croissance de la valeur ajoutée induit une croissance de l'emploi global, de l'emploi formel et de l'emploi informel.

On note par ailleurs une instabilité des coefficients d'Okun entre les deux spécifications (avec et sans ouverture commerciale). Dans l'équation de l'économie globale le coefficient estimé sans variable de contrôle est inférieur à celui de l'équation avec variable de contrôle tandis que dans l'équation de l'emploi formel c'est le contraire.

On note par ailleurs, que la croissance a un impact positif et significatif sur l'emploi total dans le court terme (0,08 environ pour l'équation sans variable de contrôle).

Les vitesses d'ajustement sont similaires. Pour l'économie globale elles sont d'environ 0,2 et pour l'emploi formel elles oscillent autour de 0,4. De plus, le secteur formel a la vitesse d'ajustement la plus élevée. Après un choc économique, c'est-à-dire,

hausse de la valeur ajoutée ou baisse de la valeur ajoutée par rapport à l'équilibre, l'emploi formel s'ajuste plus rapidement. En d'autres termes, les périodes de hausse et de baisse de l'emploi formel en cas de choc, sont moins durables que celles de l'emploi informel et de l'emploi global.

Tableau 6: Estimation de la relation entre croissance et emploi pour l'économie globale : Valeur ajoutée vs. Production

	TOTAL				FORMEL				INFORMEL			
	VA		PROD.		VA		PROD.		VA		PROD.	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Ly	0,0496*** (2,95)	0,109*** (4,27)	0,4068*** (11)	0,384*** (10,62)	0,670*** (2,74)	0,115*** (3,55)	0,7046*** (11,33)	0,796*** (11,71)	1,1737*** (7,51)	0,466*** (3,06)	0,3979*** (11,96)	0,376*** (14,10)
Ouv	-	0,022*** (5,26)	-	-0,0038* (-1,73)	-	0,026*** (3,07)	-	0,033* (1,85)	-	-2,900 (-0,75)	-	-0,237*** (-3,73)
Ec	-0,2515*** (-4,6)	-0,215*** (-4,00)	-0,2308*** (-4,7)	-0,217*** (-4,3)	-0,482*** (-7,53)	-0,366*** (-5,93)	-0,3823*** (-8,13)	-0,363*** (-7,54)	-0,0403 (-1,61)	-0,298*** (-6,05)	- 0,1812*** (-3,56)	-0,168*** (-3,15)
Dly	0,0785* (1,87)	0,058 (1,18)	0,1444*** (3,27)	0,138** (2,41)	0,303 (1,08)	0,341 (1,16)	0,8536 (1,62)	0,523 (1,10)	0,0854** (2,03)	0,079 (1,40)	0,0745* (1,80)	0,078* (1,76)
Douv	-	0,051*** (4,55)	-	0,443 (1,15)	-	-1,083 (-1,52)	-	-0,755* (-1,73)	-	0,250 (-0,97)	-	0,544 (1,07)
Cst.	2,1922*** (5,51)	1,802*** (4,73)	1,1012*** (4,67)	1,134*** (4,38)	-0,028 (-0,01)	2,262*** (6,18)	-0,4723*** (-2)	-0,887*** (-3,13)	-0,1347 (-1,26)	2,326*** (5,06)	0,9337*** (3,76)	0,924*** (3,35)
MODELE	PMG	PMG	PMG	PMG	MG	PMG	PMG	PMG	PMG	MG	PMG	PMG

Note : ***, significatif à 1% ; **, significatif à 5% ; * significatif à 10% ; t-statistique entre parenthèses, MG : Mean Group, PMG : Pooled Mean

1.1.2 Equations avec la production brute

L'autre information qui ressort du tableau 6 c'est que l'emploi et la production brute sont co-intégrés dans toutes les équations. Les vitesses d'ajustement ont les signes attendus et sont significatives. Les coefficients d'Okun sont également positifs et significatifs. Toutes choses égales par ailleurs, l'accroissement de la production induit une augmentation de l'emploi.

Comparativement aux équations avec la valeur ajoutée, les coefficients sont quasi-stables. De plus, le coefficient d'Okun de l'équation de l'emploi formel est supérieur à celui de l'emploi informel, traduisant que la croissance de la production brute est plus riche en emploi formel qu'en emploi informel.

La croissance a également un impact positif et significatif sur l'emploi total dans le court terme et les coefficients sont similaires (0,14 environ pour les deux spécifications). Dans le court terme la croissance de la production influence positivement aussi le niveau de l'emploi informel. Les coefficients d'Okun, relatifs à l'emploi informel, de court terme sont similaires et inférieurs à ceux de l'emploi formel (0,07 et 0,08 pour la spécification sans variable de contrôle et celle avec variable de contrôle respectivement).

Les vitesses d'ajustement des équations sont similaires pour les deux types d'équations (avec et sans ouverture commerciale). Elles varient entre 0,2 et 0,4. La persistance des chocs sur l'emploi informel relevée dans les équations avec valeur ajoutée est confirmée ici. Par exemple en considérant l'équation sans variable de contrôle, pour l'emploi formel, lorsqu'un déséquilibre survient au cours d'une année, environ 38% de ce déséquilibre est immédiatement résorbé tandis que pour l'emploi informel c'est seulement 18%. En termes d'années lorsque l'emploi formel s'écarte de sa valeur d'équilibre il y retourne après deux (2) ans et demi ; alors que le délai d'ajustement est de six (6) ans et demi pour l'emploi informel.

On observe en outre que, l'ouverture au commerce extérieur a un impact négatif sur l'emploi global et l'emploi informel mais un impact positif sur l'emploi formel. L'ouverture au commerce international conduit par conséquent à un biais de qualification (*skill bias effect*) qui se traduit par une baisse de l'emploi faiblement qualifié (emploi informel) au profit de l'emploi qualifié. Le niveau de l'emploi total baisse par conséquent compte tenu de ce que l'emploi informel est plus abondant dans l'économie.

1.2 Secteur Agricole

1.2.1 Equations avec valeur ajoutée

Toutes les deux formes d'équation (avec et sans ouverture commerciale) sont co-intégrées pour l'emploi formel, sauf l'équation de l'emploi total et l'emploi informel. Ainsi donc dans le secteur agricole, l'emploi informel, l'emploi Total, la valeur ajoutée et l'ouverture au commerce international n'évoluent pas ensemble à long terme. Il se pourrait qu'à long terme il y ait donc croissance de la Valeur Ajoutée sans création d'emploi informel et globalement sans création d'emplois dans le secteur agricole.

En revanche, la croissance de la Valeur Ajoutée entraîne une augmentation de l'Emploi Formel Agricole. Avec la variable de contrôle, une croissance de la valeur ajoutée de 1% induirait toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 0,64% environ de

l'emploi Formel. Cette croissance serait de 0,35% environ avec l'équation sans variable de contrôle.

Tableau 7 : Estimation de la relation entre croissance et emploi pour le secteur agricole : Valeur ajoutée vs. production

	TOTAL				FORMEL				INFORMEL			
	VA		PROD.		VA		PROD.		VA		PROD.	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Ly	0,024 (0,09)	0,121 (0,36)	0,015 (0,06)	0,117 (0,53)	0,3495* (1,67)	0,638*** (3,53)	1,07*** (4,41)	1,148*** (4,69)	1,4135* (1,82)	0,9181*** (4,53)	1,0046*** (3,5)	1,1583*** (3,11)
Ouv	-	0,983* (1,65)	-	0,0742 (0,08)	-	-0,0123 (-0,19)	-	0,068 (0,80)	-	2,3757*** (3,09)	-	4,0172* (1,83)
Ec	-0,0650 (-0,44)	-0,103 (-0,69)	-0,063 (-0,36)	-0,124 (-0,77)	-0,6177*** (-3,22)	-0,644*** (-2,97)	-0,5920** (-2,46)	-0,596** (-2,46)	0,0645 (1,00)	0,0714 (0,6)	0,0756 (0,62)	0,0835 (0,95)
Dly	0,261* (1,84)	0,332 (1,57)	0,352** (2,28)	0,416** (2,3)	2,1989 (0,97)	1,800 (0,88)	4,2727 (1,12)	3,380 (1,02)	0,2204 (1,47)	0,2743 (1,19)	0,3198 (1,99)*	0,3913** (2,06)
Douv		0,453 (1,04)		0,616 (1,49)	-	-4,756 (-1,12)	-	-2,351 (-1,18)	-	0,4468 (1,01)	-	0,5267 (1,280,)
Cst.	2,200** (2,54)	2,349** (2,21)	2,031*** (2,80)	2,612*** (2,83)	1,1513* (1,84)	-1,221 (-0,95)	-4,9385* (-1,70)	-5,572* (-1,77)	0,4724 (1,01)	0,0993 (0,55)	0,1916 (0,64)	0,3765 (0,88)
MODELE	MG	MG	MG	MG	PMG	PMG	PMG	PMG	PMG	PMG	PMG	PMG

Note : ***, significatif à 1% ; **, significatif à 5% ; * significatif à 10% ; t-statistique entre parenthèses.

Les coefficients d'Okun de long terme sont positifs et significatifs dans l'équation de l'emploi formel. Les coefficients d'Okun étant compris entre 0 et 1, on peut dire que l'une des explications de la réaction positive de l'emploi formel à la croissance la valeur ajoutée est que la production croît plus vite que la productivité du travail formel.

La vitesse d'ajustement est similaire dans les deux spécifications. Elle est de 0,6. L'emploi formel s'ajuste donc très vite au déséquilibre. Si un choc se produit au cours de l'année, il faudra environ un (1) an et demi pour que l'emploi formel retrouve son niveau d'équilibre.

1.2.2 Equations avec Production brute

Les coefficients d'ajustement des équations de co-intégration sont négatifs et significatifs pour l'emploi l'emploi formel. Il existe donc une relation d'équilibre stable entre l'emploi formel et la production brute part et l'emploi formel, la production et l'ouverture commerciale d'autre part. En revanche, il n'existe pas de relation d'équilibre stable entre l'emploi informel, l'Emploi Total et la Production brute.

Les coefficients de l'équation de long terme de l'emploi formel sont positifs et significatifs au seuil de 1%. Ils sont stables d'une spécification à l'autre et d'environ 1,00. Une augmentation de la production brute de 10% entraînerait toutes choses égales par ailleurs, une croissance de l'emploi formel agricole de 10% environ. Le coefficient d'Okun de court terme n'est toutefois pas significatif. La production brute n'influence pas l'emploi formel agricole à court terme.

La réaction de l'emploi formel à la production brute est plus élevée que celle de l'emploi formel à la valeur ajoutée.

Les vitesses d'ajustement de l'emploi Formel sont aussi stables. Elles sont de 0,596 pour l'équation de l'emploi formel sans variable de contrôle et celle avec variable de contrôle respectivement. On remarque encore une fois que la vitesse d'ajustement de l'emploi formel est élevée. Lorsque l'emploi formel s'écarte de son niveau d'équilibre au cours d'une année, 59% environ de ce déséquilibre est immédiatement résorbé.

1.3 Secteur Secondaire

1.3.1 Equations avec valeur ajoutée

Dans les trois équations (Emploi Total, Emploi Formel, Emploi Informel) il existe une relation d'équilibre stable entre l'emploi et la valeur ajoutée. Tous les coefficients de la vitesse d'ajustement sont négatifs et significatifs au seuil de 1%.

Les coefficients des équations de long terme indiquent que les coefficients d'Okun sont positifs et significatifs. Dans le secteur secondaire, la croissance de la valeur ajoutée entraîne une hausse du niveau de l'emploi Total, de l'emploi Formel et de l'emploi informel.

Les coefficients de court terme sont positifs et significatifs dans la spécification sans variable de contrôle pour l'emploi total et l'emploi informel. Pour ces équations donc dans le court terme, la croissance de la valeur ajoutée induit une hausse du niveau de l'emploi. Le coefficient de court terme est inférieur à celui de long terme pour l'emploi informel. En

revanche, dans l'équation de l'emploi total c'est plutôt le coefficient de court terme qui est le plus élevé.

Les coefficients de long terme sont à peu près du même ordre dans les deux spécifications (avec et sans variable de contrôle) sauf dans l'équation de l'emploi Total.

Le coefficient de Long Terme de l'emploi informel est supérieur à celui de l'emploi Formel. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, lorsque la valeur ajoutée du secteur secondaire croît, l'emploi informel augmente plus que l'emploi formel.

La vitesse d'ajustement de l'emploi formel est supérieure à celle de l'emploi informel. Par ailleurs, la vitesse d'ajustement de l'emploi Total du secondaire est plus élevée que celle de l'emploi total agricole et la vitesse d'ajustement de l'emploi formel du secondaire est plus faible que celle du secteur agricole.

Les vitesses d'ajustement des équations du secteur secondaire ont une valeur similaire. Elles sont de 0,3 pour l'emploi Total, de l'ordre de 0,4-0,5 pour l'emploi formel et de 0,2 pour l'emploi informel.

1.3.2 Equations avec la Production brute

Les résultats des régressions considérant la production comme mesure de l'activité économique révèlent qu'il existe une relation d'équilibre stable entre l'emploi et la production. Les coefficients de la vitesse d'ajustement sont tous négatifs et significatifs au seuil de 1%. Après un choc, l'emploi retourne à son niveau d'équilibre.

Les coefficients d'Okun de long terme sont tous positifs et significatifs. La relation d'Okun est valide dans le secteur secondaire. Une augmentation de la production conduit à une croissance du niveau de de l'emploi du secteur secondaire. Ici encore, la hausse de la production a un impact plus important sur l'emploi que la hausse de la valeur ajoutée. Les coefficients sont en effet supérieurs à ceux obtenus avec la valeur ajoutée comme variable explicative.

Le coefficient d'Okun de l'emploi formel est plus important que celui de l'emploi informel. Toutes choses égales par ailleurs, la croissance de la production induit une hausse du niveau de l'emploi formel plus importante que celle de l'emploi informel.

Dans le court terme également, la croissance de la production conduit à une création d'emplois. Le coefficient de court terme est positif et significatif dans les équations sans variable de contrôle. Mais les taux de création d'emploi sont plus faibles dans le court terme que dans le long terme.

Les informations relatives aux vitesses d'ajustement de l'emploi confirment la tendance de l'économie globale et du secteur Agricole. A savoir que l'emploi formel s'ajuste plus vite aux chocs que l'emploi informel. Les valeurs de la vitesse d'ajustement de l'emploi formel oscillent autour de 0,4, quand celles de l'emploi informel sont d'environ 0,2.

Tableau 8: Estimation de la relation entre croissance et emploi pour le secteur secondaire : Valeur ajoutée vs. production

	VA		PROD.		VA		PROD.		VA		PROD.	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Ly	0,0529*** (2,89)	0,135*** (4,51)	0,3871*** (8,85)	0,540*** (3,87)	0,0323* (1,65)	0,023** (2,29)	0,838** (2,43)	0,548*** (7,98)	0,1212*** (6,07)	0,169*** (6,11)	0,4033*** (10,66)	0,377*** (13,22)
Ouv	-	0,028*** (3,54)	-	1,180** (2,43)	-	-0,000014 (-0,04)	-	0,367*** (4,75)	-	0,026* (1,75)	-	-0,249*** (-3,56)
Ec	-0,3351*** (-3,75)	-0,290*** (-3,38)	-0,3289*** (-6,18)	-0,386*** (-6,46)	-0,4594*** (-4,05)	-0,411*** (-4,86)	-0,497*** (-8,09)	-0,371*** (-5,36)	-0,2123*** (-6,51)	-0,215*** (-6,56)	-0,2486*** (-5,02)	-0,232*** (-4,25)
Dly	0,0832*** (3,34)	-0,0008 (-0,02)	0,1574*** (4,51)	-0,011 (-0,16)	0,1101 (1,62)	0,048 (0,42)	-0,011*** (-0,09)	0,012 (0,08)	0,0284*** (2,78)	-0,015 (-0,82)	0,0633*** (2,62)	-0,041 (-1,39)
Douv	-	0,013 (0,98)	-	-0,218** (-1,32)	-	-0,140 (-0,90)	-	-0,497 (-1,34)	-	0,013 (0,71)	-	0,046 (0,88)
Cst.	2,6307*** (4,17)	2,138*** (3,82)	1,4235*** (5,87)	1,590*** (2,57)	4,0397*** (3,97)	3,088*** (4,74)	0,848 (0,8)	0,349*** (2,72)	1,7722*** (6,32)	1,661*** (6,39)	1,0454*** (6,48)	1,054*** (5,4)
MODELE	PMG	PMG	PMG	MG	PMG	PMG	MG	PMG	PMG	PMG	PMG	PMG

Note : ***, significatif à 1% ; **, significatif à 5% ; * significatif à 10% ; t-statistique entre parenthèses.

1.4 Secteur Tertiaire

1.4.1 Equations avec la valeur ajoutée

Les résultats de l'estimation des Modèles ARDL montrent que dans toutes les équations, il existe une relation d'équilibre stable entre l'emploi et la valeur ajoutée. Tous les coefficients de la vitesse d'ajustement ont le signe attendu et sont significatifs (Cf. tableau 8).

Par ailleurs, tous les coefficients de long terme sont significatifs et positifs. Globalement la relation d'Okun de long terme est valide. Lorsque la valeur ajoutée croît, l'emploi augmente dans le secteur Tertiaire.

Les coefficients d'Okun sont très élevés car pratiquement égaux à l'unité. Ils sont même supérieurs à 1. On peut considérer qu'à long terme, dans le secteur Tertiaire, il y a croissance de la valeur ajoutée avec croissance de l'emploi et baisse de la productivité.

Les coefficients de l'Emploi Total sont quasi similaires entre l'équation sans variable de contrôle et l'équation avec variable de contrôle. Le coefficient de l'emploi formel est supérieur à celui de l'emploi informel dans l'équation sans variable de contrôle alors que c'est le contraire dans l'équation avec variable de contrôle. Pour ce type d'emploi le modèle ARDL satisfaisant est de type ARDL(1,2,2).

La valeur ajoutée n'a cependant pas d'impact sur l'emploi à court terme. Dans les équations de court terme, cette variable n'est pas significative. On note par ailleurs que la vitesse d'ajustement de l'emploi formel est plus élevée que celle de l'emploi informel dans l'équation avec variable de contrôle.

1.4.2 Equations avec la production brute

Il existe aussi une relation d'équilibre stable entre l'emploi et la production. Tous les coefficients des vitesses d'ajustement sont négatifs et significatifs.

Les coefficients d'Okun de long terme sont positifs et significatifs. Ils sont tous légèrement supérieurs à 1. Ainsi, une hausse de la production de 10% induirait une augmentation de l'emploi total, l'emploi formel et l'emploi informel, respectivement de plus de 10%. La croissance de la production est accompagnée d'une hausse de l'emploi et d'une baisse de la productivité. On observe aussi que l'emploi informel a un coefficient moins élevé que l'emploi formel. La croissance de la production induit un taux de création d'emplois formels plus élevé que d'emplois informels.

Les vitesses d'ajustement de l'emploi estimées montrent que l'emploi formel s'ajuste moins vite aux chocs que l'emploi informel avec la spécification incluant une variable de contrôle.

Mais des trois secteurs de l'économie (Agricole, Secondaire et Tertiaire), le secteur Tertiaire à la vitesse d'ajustement de l'emploi formel la plus faible.

Tableau 9: Estimation de la relation entre croissance et emploi pour le secteur Tertiaire : Valeur ajoutée vs. Production

	TOTAL				FORMEL				INFORMEL			
	VA		PROD.		VA		PROD.		VA		PROD.	
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
Ly	1,279*** (16,04)	1,272*** (12,93)	1,2344*** (7,42)	1,104** (2,47)	1,0802*** (6,79)	1,0236*** (6,49)	1,1967*** (5,95)	1,2233*** (5,83)	0,544*** (2,79)	1,1239*** (3,25)	1,3868*** (7,36)	1,077** (2,31)
OUV	-	-0,964 (-1,38)	-	-5,563 (-1,2)	-	-1,6446 (-1,35)	-	-0,6387 (-0,8)	-	-7,317* (-1,88)	-	-4,826 (-0,83)
Ec	-0,176** (-2,2)	-0,174** (-2,36)	-0,1332*** (-2,82)	-0,311*** (-5,62)	-0,1884** (-2,04)	-0,2118** (-2,21)	-0,2322*** (-4,52)	-0,2357*** (-4,47)	-0,292*** (-8,26)	-0,06320* (-1,71)	-0,1484*** (-2,15)	-0,410*** (-3,85)
Dly	-0,211 (-0,99)	-0,187 (-0,98)	-0,0655 (-0,48)	-0,093 (-0,73)	-0,0512 (-0,24)	0,0233 (0,12)	0,1709 (0,65)	0,1861 (0,75)	0,162 (1,4)	0,1768* (1,91)	0,0919 (0,86)	0,024 (0,20)
Dly1	0,103 (1,16)	0,049 (0,55)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Douv	-	-3,447 (-0,96)	-	1,811 (1,00)	-	-0,8357 (-0,65)	-	-0,5293 (-0,56)	-	0,08226 (0,81)	-	2,059 (0,86)
Douv1	-	4,104 (0,96)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Cst.	-0,783** (-2,47)	-0,776*** (-2,62)	-0,5498*** (-3,19)	1,035** (1,11)	-0,4524** (-2,11)	-0,3132** (-2,07)	-1,5644*** (-3,55)	-1,6612*** (-3,55)	1,116 (1,35)	-0,1098 (-1,66)	-1,0448* (-1,91)	1,105 (0,68)
MODELE	PMG	PMG	PMG	MG	PMG	PMG	PMG	PMG	MG	PMG	PMG	MG

Note : ***, significatif à 1% ; **, significatif à 5% ; * significatif à 10% ; t-statistique entre parenthèses.

SECTION 2 RESULTATS DES ESTIMATIONS AVEC LES MODELES EN DIFFERENCE

Dans cette section nous faisons le même exercice que dans la section précédente en ayant recours à la méthode des différences premières. Nous présentons les résultats de l'économie globale puis les résultats par secteur.

2.1 Economie Globale

2.1.1. Equations avec valeur ajoutée

L'équation en différence première est obtenue à l'aide d'un Panel Dynamique car le nombre de branches (42) est supérieur au nombre d'années (21). Les résultats sont présentés au tableau 9. Pour chaque modèle nous sommes partis d'un retard maximum de 3 puis nous avons retenu la spécification qui nous a fourni les meilleures qualités au regard des statistiques d'Arellano et Bond et de Sargan.

On observe que toutes les équations sont bien spécifiées. Selon les statistiques d'Arellano et Bond et de Sargan il y a absence d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus et les instruments sont valides.

La croissance de la valeur ajoutée a un impact positif sur le niveau de l'emploi Total à court terme dans l'équation sans variable de contrôle. Le coefficient de la variable courante est de 0,14 et significatif au seuil de 1%. A court terme, une hausse de 1 point de pourcentage de la valeur ajoutée induit une augmentation de 0,14 point de pourcentage de l'emploi. Avec la variable de contrôle, la valeur ajoutée n'influence pas l'emploi à court terme. Le coefficient de la valeur ajoutée courante n'est pas significatif ; c'est plutôt celui de la variable retardée de deux périodes qui est positif et significatif à 1%.

Le coefficient de long terme est positif et plus élevé que celui de court terme. Dans l'équation sans variable de contrôle, il est de 0,215. L'impact de la croissance de la valeur ajoutée sur l'emploi augmente avec le temps. Une augmentation de la croissance de la valeur ajoutée de 1 point de pourcentage entraîne une hausse de la croissance de l'emploi de 0,215 point de pourcentage. En revanche dans l'équation avec variable de contrôle le coefficient de long terme est de 0,13.

S'agissant de l'équation de l'emploi formel, les coefficients de court terme sont positifs et significatifs pour les deux spécifications. Ils sont de 0,14 environ et de 0,11 respectivement pour la spécification sans variable de contrôle et la spécification avec variable de contrôle. *Ceteris Paribus*, une hausse de la croissance de la valeur ajoutée d'un point de pourcentage induit une augmentation du taux de croissance de l'emploi de 0,14 point de pourcentage et de 0,11 point de pourcentage respectivement dans l'équation sans variable de contrôle et l'équation avec variable de contrôle. Les coefficients de long terme sont de 0,196 et de 0,32 pour la spécification sans et avec variable de contrôle respectivement. Ainsi, avec variable de contrôle, une hausse d'un point de pourcentage de la croissance de la valeur ajoutée induirait toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de l'emploi de 0,32 point de pourcentage.

Le niveau de l'emploi dans le secteur informel est influencé positivement par la croissance de la valeur ajoutée. Cependant les coefficients sont plus faibles que ceux du secteur formel. Ils sont d'environ 0,07 et 0,09 pour la spécification sans variable de contrôle et la spécification avec variable de contrôle -respectivement. Les coefficients de long terme sont quant à eux respectivement de 0,17 et 0,23 environ.

2.1.2 Equations avec la variable Production

Les résultats avec la variable production confirment la qualité des estimations. En témoignent les statistiques des tests d'autocorrélation et de validité des instruments. Les hypothèses nulles d'absence d'autocorrélation d'ordre 2 et de validité des instruments ne peuvent en effet être rejetées.

Dans l'équation de l'emploi Total, la croissance influence l'emploi dans le court terme uniquement pour la spécification (1). Le coefficient d'Okun est de 0,245. Toutes choses égales par ailleurs, une croissance de la production d'un point de pourcentage entraînerait une hausse de la croissance de l'emploi de 0,245 point de pourcentage. Les coefficients de long terme sont pratiquement du même ordre ; respectivement de 0,25 et 0,18 respectivement pour l'équation (1) et l'équation (2).

La croissance de la production aboutit à court terme à un taux de création d'emploi formel supérieur à celui du secteur informel. Les coefficients de l'emploi formel sont supérieurs à ceux de l'emploi informel. En revanche, dans le long terme la croissance a un impact plus important sur l'emploi informel.

Dans le secteur formel, également la croissance influence l'emploi dans le court terme uniquement pour la spécification (1). Le coefficient est de 0,33. *Ceteris Paribus*, une croissance de la production d'un point de pourcentage induirait une hausse du niveau de l'emploi formel de 0,33 point de pourcentage. Les élasticités de long terme sont de 0,35 et 0,27 respectivement pour la spécification (1) et la spécification (2).

Dans le secteur informel, les deux spécifications ont des coefficients de court terme positifs et de même ordre (0,17 environ). Ce taux devient plus important dans le long terme. En effet, les coefficients de long terme sont de 0,4 environ. Une hausse d'un point de pourcentage de la croissance de la production entraîne une augmentation de la croissance de l'emploi informel de 0,4 point de pourcentage.

Les estimations avec le modèle en différence non dynamique donnent les mêmes informations que les équations avec valeur ajoutée. Toutefois les coefficients obtenus après l'estimation du modèle avec production sont nettement plus élevés que ceux qui correspondent à une équation sans ouverture commerciale.

Tableau 10: Equations en Différence Première : Economie Globale

	*TOTAL				FORMEL				INFORMEL			
	VA		PROD.		VA		PROD.		VA		PROD.	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Dle(-1)	-0,111** (-1,72)	-0,05596* (-1,71)	-0,1015* (-1,70)	-0,05485** (-2,07)	-0,300*** (-3,73)	-0,3131*** (-3,24)	-0,2912*** (-3,56)	-0,3110*** (-3,54)	-0,1339*** (-3,65)	- 0,1294** * (-4,18)	- 0,1793** * (-4,81)	- 0,1687** * (-5,38)
Dly	0,1412** (2,26)	0,00944 (1,53)	0,2451** (2,55)	0,04103 (0,79)	0,1365** (2,07)	0,11207* (1,97)	0,3313*** (4,18)	0,12343 (1,61)	0,0673*** (3,85)	0,0946** * (3,69)	0,1704** * (5,23)	0,1567** * (5,04)
Dly1	-0,0630 (-1,42)	0,02389 (0,67)	-0,1174*** (-3,42)	-0,0753 (-1,15)	-0,048 (-1,04)	0,0975 (1,45)	-0,0344 (-0,6)	0,0257 (0,29)	0,0366** (2,41)	0,0584** (2,02)	0,1290** * (3,51)	0,1120** * (2,72)
Dly2	0,0979** (2,42)	0,09776*** (3,10)	0,1493* (1,67)	0,2278** (2,27)	0,1188** (2,15)	0,1764** (2,47)	0,1569 (1,57)	0,2044** (2,42)	0,0651*** (3,49)	0,0822** * (2,84)	0,1443** * (3,21)	0,1349** * (3,06)
Dly3	-0,0043 (-0,09)	0,01128 (0,18)	-		0,0399 (0,52)	0,0343 (0,54)	-	-	0,0236** (2,43)	0,0201 (1,18)	0,0842** * (3,06)	0,0862** * (2,99)
Douv	-	-0,0002496* (-1,86)	-	-0,0011*** (-6,53)	-		-	-0,0011*** (-4,28)	-	0,0092* (1,9)	-	0,0013 (0,06)
Douv1	-	0,000183*** (3,30)	-	0,000097 (0,6)	-	0,00034*** (4,62)	-	-	-	0,011** (1,98)	-	0,00468 (0,17)
Douv2	-		-	0,00023** (2,19)	-	0,00023* (1,86)	-	-	-	0,0094** (2,01)	-	0,0096 (0,45)
Douv3	-		-		-		-	-	-	0,0025 (0,89)	-	
Cst.	0,0208*** (3,45)	0,018739*** (3,20)	0,0188*** (4,33)	0,0203*** (5,81)	0,0321*** (2,98)	0,0267** (2,48)	0,0300*** (3,25)	0,0338*** (3,52)	0,0196*** (5,05)	0,0185** * (4,41)	0,0154** * (3,72)	0,0154** * (3,33)
AR1 (p-value)	0,0152	0,0178	0,0087	0,00076	0,0928	0,406	0,0783	0,0875	0,0013	0,0011	0,0014	0,0009
AR2(p-value)	0,2275	0,1551	0,33638	0,4449	0,2666	0,2336	0,3945	0,4100	0,2038	0,2271	0,6100	0,4343
Sargan(p-value)	0,8127	0,8456	0,2038	0,3264	0,3223	0,9227	0,41290	0,8652	0,3405	0,9996	0,3392	0,9993
Test somme dly=0	1,07(0,301)	3,31(0,0689)	7,59(0,0059)	4,61(0,0318)	1,72 (0,1891)	3,82 (0,0506)	19,12(0,0 000)	10,27(0,0013)	14,01(0,00 02)	10,63(0, 0011)	28,03 (0,0000)	28,01(0, 0000)
Coefficient LT DLY	0,2152//	0,1348	0,2515	0,1835	0,1964 //	0,3201	0,3515	0,2697	0,1699	0,2260	0,4476	0,4196

Note : ***, significatif à 1% ; **, significatif à 5% ; * significatif à 10% ; t-statistique entre parenthèses.// Seuls les coefficients significatifs sont considérés

2.2 Secteur Agricole

2.2.1 Equations de la Valeur Ajoutée

Dans le secteur Agricole les statistiques de WALD des estimations des Modèle FGLS indiquent que toutes les équations ont une bonne qualité d'ajustement à part l'équation de l'emploi formel avec variable de contrôle.

Les coefficients de court terme de la valeur ajoutée sont positifs et significatifs dans toutes les équations. Fait remarquable, ils sont identiques pour les deux spécifications. Une croissance de la valeur ajoutée d'un point de pourcentage induirait une augmentation de la croissance de l'emploi Total de 0,08 point. Au niveau de l'emploi formel, le coefficient est de 0,23 environ et 0,07 pour l'emploi informel. La croissance de la production a un impact plus important sur le taux de création d'emplois formels que le taux de création d'emplois informels.

Avec toutes les équations on peut noter que même avec un taux de croissance nul de la valeur ajoutée le taux de croissance de l'emploi augmenterait de 1%.

2.2.2. Equations avec la Production

Les équations avec variable production ont toutes une bonne qualité d'ajustement (voir significativité de la statistique de WALD).

Les coefficients de la production sont tous positifs et significativement différents de zéro indiquant que la croissance de la production conduit à une augmentation de la croissance de l'emploi. Ils sont par ailleurs plus élevés que ceux des équations avec valeur ajoutée et sont similaires. Dans le secteur Agricole, l'impact de la croissance de la production sur l'emploi est supérieur à celui de la valeur ajoutée.

Dans l'équation de l'Emploi Total, une croissance de la production d'un point de pourcentage entraînerait toutes choses égales par ailleurs, une hausse du taux de croissance de l'emploi de 0,23 point de pourcentage environ. Au niveau du secteur formel, la croissance de l'emploi augmenterait de 0,5 point de pourcentage environ contre 0,15 pour l'emploi informel.

La réaction de l'emploi formel à la croissance de la production est toujours plus forte que celle du secteur informel.

2.3 Secteur Secondaire

La taille des branches (24) étant supérieure à celle des années (21), nous avons procédé à l'estimation d'un Panel dynamique avec les variables différenciées.

2.3.1 Equations avec Valeur Ajoutée

Les résultats montrent que toutes les équations sont bien spécifiées. Selon les statistiques d'Arellano et Bond et de Sargan il y a absence d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus et les instruments sont valides.

Le coefficient d'Okun de court terme est significatif dans toutes les équations sans variable de contrôle. Il est en revanche non significatif pour les équations avec variable de contrôle sauf au niveau de l'emploi informel.

Les coefficients sont positifs corroborant l'impact positif de la croissance de la valeur ajoutée sur la croissance de l'emploi.

Dans l'équation de l'emploi Total, le coefficient est de 0,16. Une augmentation de la croissance de la production d'un point de pourcentage entrainerait toutes choses égales par ailleurs, une hausse de 0,16 point de pourcentage de l'emploi Total. La hausse de la croissance serait de 0,12 environ pour l'emploi formel et de 0,04 pour l'emploi informel. Ici encore l'emploi formel est plus sensible à la croissance de la valeur ajoutée que l'emploi informel. En revanche dans le long terme, l'emploi informel croît plus vite que l'emploi formel à la suite d'une augmentation du taux de croissance de la valeur ajoutée. L'élasticité de l'emploi formel à la valeur ajoutée est de 0,095 quand celle de l'emploi informel est de 0,11.

On peut observer que les coefficients ne sont pas stables d'une spécification à l'autre. Les estimations avec le modèle en différence non dynamique conservent le rang qui est tel que le secteur formel a un coefficient d'Okun plus élevé que le secteur informel. Par ailleurs, les équations sans ouverture commerciale ont des coefficients plus élevés que les coefficients avec ouverture commerciale.

2.3.2 Equations avec Production

Les résultats équations avec comme variable explicative la production sont aussi bien spécifiées. Selon les statistiques d'Arellano et Bond et de Sargan il y a absence d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus et les instruments sont valides.

Dans toutes les équations sauf celle de l'emploi Total, tous les coefficients de court terme sont significatifs. Le coefficient de l'Emploi Total est de 0,31. Une augmentation du taux de croissance de la production d'un point de pourcentage induit à court terme une hausse du taux de croissance de l'emploi Total de 0,3 point de pourcentage.

L'emploi formel a un coefficient positif (0,36) et supérieur à celui de l'emploi informel (0,10 environ). Toutefois, les élasticités de long terme donnent des résultats contradictoires. Avec le modèle sans variable de contrôle, la réaction de l'emploi à la croissance de la production est plus élevée dans le secteur formel que dans le secteur informel (0,584 contre 0,342) ; tandis que dans le modèle avec variable de contrôle c'est le contraire (0,140 contre 0,403).

2.4 Secteur Tertiaire

2.4.1 Equations avec Valeur Ajoutée

Les équations ont une bonne qualité d'ajustement dans le modèle avec emploi Formel. Le test de WALD est significatif. Mais dans les équations des emplois Total et Informel le test de WALD n'est pas significatif. Le coefficient d'Okun est quasiment le même pour les deux spécifications (0,09). Une hausse de la croissance de la valeur ajoutée d'un point de pourcentage induirait une augmentation de la croissance de l'emploi de 0,09 point de pourcentage. Par ailleurs, même si le taux de croissance de la valeur ajoutée est nul, le taux de croissance de l'emploi formel augmenterait de 0,04 point de pourcentage.

2.4.2 Equations avec Production

Les équations avec la production ont toutes une bonne qualité d'ajustement. Le test de WALD est en effet significatif pour ces équations. Les coefficients d'Okun sont également tous positifs et significatifs. Les valeurs de ces coefficients sont stables d'une spécification à l'autre. On observe que les coefficients de l'emploi formel sont plus élevés que ceux de l'emploi informel. Une croissance de la production d'un point de pourcentage induirait une hausse de la croissance de l'emploi de 0,22 point de pourcentage. Au niveau du secteur formel, la croissance de l'emploi gagnerait 0,5 point de pourcentage en plus contre environ 0,14 point pour l'emploi informel.

Tableau 11: Equations en Différence première : Secteur Agricole

	TOTAL				FORMEL				INFORMEL			
	VA		PROD.		VA		PROD.		VA		PROD.	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Dly	0,0806** (2,3)	0,084** (2,24)	0,2263*** (4,38)	0,228*** (4,33)	0,227* (1,81)	0,2273* (1,75)	0,5279** (2,44)	0,5514** (2,53)	0,0688** (2,54)	0,071** (2,49)	0,1457*** (4,04)	0,144*** (3,98)
Douv	-	0,0025 (0,27)	-	0,002 (0,13)	-	0,0023 (0,05)	-	0,0502 (0,66)	-	0,002 (0,21)	-	-0,003 (-0,18)
Cst.	0,0144* (1,84)	0,014* (1,84)	0,011 (1,2)	0,011 (1,20)	0,0066 (0,28)	0,0067 (0,28)	0,0085 (0,32)	0,0102 (0,45)	0,0139* (1,78)	0,014* (1,78)	0,0119 (1,39)	0,012 (1,39)
Wald chi2 p-value	0,0215	0,0689	0,0000	0,0001	0,0708	0,2025	0,0148	0,0388	0,011	0,0387	0,0001	0,0003

Note : ***, significatif à 1% ; **, significatif à 5% ; * significatif à 10% ; t-statistique entre parenthèses.

Tableau 12: Equations en Différence Première : Secteur Secondaire

	TOTAL				FORMEL				INFORMEL			
	VA		PROD.		VA		PROD.		VA		PROD.	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Dle(-1)	-0,2365*** (-3,02)	-0,1950*** (-2,65)	-0,2250 (-1,51)	-0,1802*** (-3,56)	-0,2553*** (-6,84)	-0,2044*** (-4,98)	-0,2454*** (-5,22)	-0,2223*** (-4,93)	-0,2917*** (-6,71)	-0,3131*** (-6,49)	-0,3635*** (-8,23)	-0,3608*** (-6,14)
Dly	0,1605** (2,88)	0,0156 (0,42)	0,3132** (2,23)	0,0877 (1,57)	0,1194* (1,79)	-0,0134 (-0,27)	0,3603*** (3,81)	0,1716** (2,28)	0,0426*** (4,51)	0,0518** (2,1)	0,0985*** (4,33)	0,0796*** (2,78)
Dly1	-0,0480 (-1,15)	-0,0566* (-1,81)	-0,0544 (-0,38)	-0,1738* (-1,66)	-0,0631 (-1,45)	-0,0331 (-0,62)	-0,00030 (-0,00)	-0,0381 (-0,22)	0,0373*** (3,84)	0,1004*** (3,6)	0,1369*** (5,87)	0,1756*** (3,67)
Dly2	0,0932** (2,36)	-	0,2103** (2,34)	0,1470** (2,13)	0,0846 (1,58)	0,0625 (1,27)	0,259** (2,28)	0,2180 (1,15)	0,0427*** (4,39)	0,0679** (2,53)	0,0963*** (4,12)	0,1319*** (3,04)
Dly3	0,0056 (0,00)	-	0,058 (0,27)	-0,1381 (-0,98)	-	-	0,1080 (0,81)	-0,0153 (-0,10)	0,0240*** (2,84)	0,0493** (2,36)	0,134*** (3,04)	0,1607*** (3,59)
Douv	-	-0,0003** (-2,23)		-0,0014*** (-3,99)		-0,00033** (-2,33)		-0,0013*** (-4,10)		0,0056 (0,98)		-0,0019 (-0,04)
Douv1	-	-		-0,0008*** (-2,88)		0,000715 (0,22)		-0,0006 (-1,36)		0,0194** (2,56)		0,0893 (1,45)
Douv2	-	-		-0,00057*** (-4,37)		0,00014 (0,14)		-0,00039 (-0,91)		0,0122** (2,04)		0,0679 (1,28)
Douv3	-	-		-0,00097*** (-3,48)		-		-0,00079* (-1,85)		0,0084* (1,93)		0,0734*** (3,21)
Cst.	0,0108 (1,56)	0,0188*** (3,12)	0,0038 (0,44)	0,0134*** (2,14)	0,0232* (1,67)	0,0244* (1,81)	-0,0019 (-0,17)	0,0056 (0,49)	0,0207*** (4,78)	0,0180*** (3,71)	0,0155*** (3,48)	0,0165*** (3,30)
AR1 (p-value)	0,0364	0,0476	0,0701	0,0095	0,0042	0,0042	0,0018	0,0021	0,0266	0,0374	0,0267	0,0302
AR2(p-value)	0,307	0,2570	0,3991	0,4894	0,1431	0,1216	0,1079	0,1659	0,2008	0,2477	0,6011	0,3445
Sargan(p-value)	0,9182	0,9487	0,9267	0,9776	0,9240	0,9651	0,9735	0,9782	0,9733	0,9915	0,9777	0,9857
Test somme dly=0	2,12 (0,1453)	0,4 (0,5297)	1,02 (0,3127)	0,13 (0,7171)	2,11 (0,1464)	-	4,67 (0,0306)	0,76 (0,3832)	22,97 (0,0000)	9,19 (0,0024)	32 (0,004)	26,4 (0,0000)
Coefficient LT DLY	0,2052//	-0,0474//	0,5235//	-0,0227//	0,0951//	0,000	0,5837	0,1404//	0,1135	0,2052	0,3415	0,4026

Note : ***, significatif à 1% ; **, significatif à 5% ; * significatif à 10% ; t-statistique entre parenthèses.// Seuls les coefficients significatifs sont considérés.

Tableau 13: Equations en Différence Première: Secteur Tertiaire

	VA		PROD.		VA		PROD.		VA		PROD.	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Dly	0,00070 (0,04)	-0,0018 (-0,11)	0,1511*** (3,42)	0,1473*** (3,26)	0,0967** (2,36)	0,0923** (2,23)	0,2656*** (4,49)	0,2599*** (4,36)	-0,00073 (-0,04)	-0,0086 (-0,51)	0,1129*** (2,8)	0,1027** (2,49)
Douv		-0,0508 (-1,15)		-0,0534 (-0,55)	-	-0,0740 (-0,73)	-	-0,1066 (-0,75)	-	-0,0606 (-1,58)	-	-0,0546 (-0,95)
Cst.	0,0281*** (5,78)	0,0279*** (5,72)	0,0227*** (4,6)	0,0375*** (5,89)	0,0440*** (6,62)	0,0439*** (6,6)	0,0375*** (5,59)	0,0375*** (5,94)	0,01687*** (4,15)	0,0169*** (4,21)	0,0115*** (2,63)	0,0116*** (2,65)
Wald chi2	0,9671	0,5136	0,0006	0,000	0,0189	0,047	0,0000	0,000	0,9671	0,2842	0,00051	0,0137
p-value												

Note : ***, significatif à 1% ; **, significatif à 5%; t-statistique entre parenthèses.

Ce chapitre avait pour objectif d'estimer les coefficients d'Okun qui pourront servir dans le deuxième chapitre à la projection des différents niveaux de l'emploi en fonction de la croissance économique. On peut en tirer les principaux résultats suivants :

- Les estimations des équations de co-intégration donnent des coefficients faibles et non stables lorsque la variable de mesure de l'activité économique est la valeur ajoutée ;
- Les coefficients estimés avec la variable production brute comme mesure de l'activité économique sont plus importants et plus stables.
- Il ressort des résultats que l'emploi agricole Total et l'emploi Agricole informel ne sont pas influencés à long terme par la croissance de la valeur ajoutée et de la production.
- En revanche tous les types d'emplois sont influencés positivement à long terme par la valeur ajoutée et la production dans les secteurs Secondaire et Tertiaire.
- Dans l'ensemble l'emploi formel réagit toujours à la croissance et a une vitesse d'ajustement aux chocs économiques plus élevée que celle de l'emploi informel. L'emploi formel est donc plus flexible quantitativement à la production que l'emploi informel. Ce qui implique qu'en cas d'expansion économique, les entreprises du secteur formel embauchent vite, et l'emploi formel augmente. Toutefois, en situation de crise économique, il faudra s'attendre à ce que les licenciements interviennent plus rapidement et que par conséquent l'emploi formel baisse plus vite.
- Les équations en différence produisent des coefficients plus stables.
- Avec ces équations, l'Emploi du secteur Agricole (Total, Formel et Informel) est positivement influencé par la croissance de la Valeur ajoutée et la croissance de la production et les coefficients de l'emploi formel sont supérieurs à ceux de l'emploi informel.
- Dans le secteur secondaire, l'Emploi Total est influencé à court terme comme à long terme, négativement par la valeur ajoutée et la production. Toutefois, l'Emploi Formel n'est pas affecté par la valeur ajoutée quand la Production est positivement et significativement corrélé à la production à court comme à long terme. En revanche, l'emploi informel réagit positivement aux variations de la valeur ajoutée et de la production.
- L'emploi Total et l'Emploi informel, du Tertiaire ne sont pas influencés par la valeur ajoutée. Seul, l'emploi formel réagit significativement et positivement à la valeur ajoutée. En revanche tous les types d'emplois sont significativement et positivement influencés par la production brute.

SECTION 3 PROJECTION DE L'EMPLOI A PARTIR DES COEFFICIENTS ESTIMES

Les estimations que nous venons de réaliser devraient nous permettre de projeter l'évolution de l'emploi en Côte d'Ivoire en fonction des perspectives de croissance annoncées dans le Cadrage Macroéconomique. A cet effet, nous choisirons les coefficients les plus pertinents. Bien entendu les résultats obtenus dans les estimations sont tributaires de la qualité des données. Nous proposerons également la méthode de projection qui sera utilisée et nous terminerons par les résultats des projections.

3.1. Méthode de Projection

Les méthodes suivantes seront utilisées pour la projection de l'Emploi à l'aide du coefficient d'Okun (élasticité de l'emploi à la valeur ajoutée ou à la production).

Méthode de la co-intégration :

$$E_t = (1 + g_{et}) * E_{t-1} \quad (12)$$

Où E_t représente le niveau de l'emploi de la période courante et E_{t-1} , le niveau de l'emploi de la période précédente. Le paramètre g_{et} est le taux de croissance de l'emploi de la période t-1 à la période t. Il se calcule comme suit :

$$g_e = g_y * \varepsilon_{E/Y} \quad (13)$$

Avec g_y le taux de croissance de l'économie et $\varepsilon_{E/Y}$ le coefficient d'Okun ; c'est-à-dire l'élasticité de Long Terme de l'emploi à la production.

Méthode en Différence première :

$$E_t = (1 + g_{et}) * E_{t-1} \quad (14)$$

$$\text{Avec} \quad g_{et} = g_{et-1} + \Delta g_y * \varepsilon_{\Delta E/\Delta Y}$$

g_{et-1} est le taux de croissance de l'emploi de la période t-2 à t-1 ; Δg_y est la variation de la croissance de la production en point de pourcentage, $\varepsilon_{\Delta E/\Delta Y}$ est le coefficient d'Okun de l'équation en différence.

Nous allons considérer que l'Emploi Total est la somme de l'Emploi Formel et de l'Emploi Informel et le volume d'emplois dans l'économie est la somme des niveaux d'emplois des trois secteurs (Agricole, Secondaire et Tertiaire). Les Emplois formels et informels seront projetés à l'aide de leurs coefficients d'Okun et les Emplois Totaux seront obtenus en faisant la somme des emplois informels et formels. Nous calculerons ensuite les créations nettes d'emplois. Ce qui donne comme formule :

$$\text{EMPLOI TOTAL}_{it} = \text{EMPLOI FORMEL}_{it} + \text{EMPLOI INFORMEL}_{it} \quad (15)$$

$$\text{EMPLOI ECONOMIE}_t = \sum_{i=1}^3 \text{EMPLOI TOTAL}_{it} \quad (16)$$

$$\text{CREATION D'EMPLOIS} = \text{EMPLOI}_t - \text{EMPLOI}_{t-1} \quad (17)$$

Où $i=1$ à 3 représente les secteurs d'activités. Avec $i=1$, secteur agricole ; $i=2$ secteur secondaire et $i=3$ secteur Tertiaire ; t est l'année.

3.2. Emplois dans chaque secteur et prévision de croissance

Les projections partent des données sur l'emploi de 2016 et des prévisions de croissance faites par le Ministère de l'Economie et des Finances. L'emploi Total comprend l'Emploi Informel et l'emploi Formel (entreprises et Administration publique). Les informations sont contenues dans les tableaux 13 et 14. Le volume total d'emploi en 2016 est de 9 542 952 et il est escompté que le taux de croissance de l'économie oscillera autour de 8% entre 2017 et 2022.

Tableau 14: Niveau de l'emploi de l'Economie Ivoirienne en 2016

Secteur	Total	Formel	Informel
Economie Globale	9 542 952	648 318	8 894 634
Primaire	3734510	18109	3716401
Secondaire	644 735	128 812	515 923
Tertiaire	4 909 901	501 397	4 662 310

Source : Institut National de la Statistique

Tableau 15: Prévision des taux de croissance de l'économie (%)

Secteur	2017	2018	2019	2020	2012	2022
Economie Globale	8,5	8,3	8,2	8,1	8	8
Primaire	7,5	9,3	5,5	4,4	4,9	4,6
Secondaire	9,7	8,4	11,7	11,8	10,2	10,5
Tertiaire	9,5	9,1	8,7	8,6	8,8	8,7

Source : Ministère de l'Economie et de la Finance

Dans cette sous-section nous présentons les valeurs des projections du niveau de l'emploi obtenues avec la méthode de la sommation par type d'emploi et par secteur. Nous commençons d'abord par les résultats issus des coefficients de la co-intégration puis ceux des coefficients en différence.

3.3. Projection avec les coefficients des modèles de co-intégration

Le tableau 15 expose les projections du niveau de l'emploi dans l'économie globale et par secteur. Avec l'estimation retenant la Valeur ajoutée comme mesure de la production, de 2016 à 2022, l'emploi dans l'économie évoluera de 9 542 952 à 11 819 730. Dont une progression de l'emploi formel qui passera de 648 318 emplois en 2016 à 685 797 en 2022. L'emploi informel qui était de 8 894 634 en 2016, s'établira à 11 133 933 en 2022. On peut observer que la part de l'emploi informel dans l'emploi Total augmentera légèrement passant de 93,21% des emplois en 2016 à 94,20% environ en 2022. L'emploi agricole n'évoluera pas significativement puisqu'il se stabilisera à 3 739 000 emplois en 2022 contre 3 734 000 en 2016. La part de l'emploi informel qui est de 99,5% en 2016 à 99,3% en 2022. L'emploi dans le secteur secondaire qui est de 644 735 en 2016 atteindra 703 345 emplois en 2022. La part du secteur informel dans ce secteur passera de 80% en 2016 à 81,40% en 2022. Le secteur Tertiaire connaîtra une évolution de l'emploi qui passerait de 5 163 707 emplois en 2016 à 9 106 917 en 2022. La part de l'emploi informel croîtra légèrement en passant de 90% en 2016 à 91% en 2022 environ.

Tableau 16: Projection des emplois : Méthode des modèles de co-intégration

		VALEUR AJOUTEE					
ECONOMIE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	9 542 952	9 901 606	10 265 508	10 638 751	11 021 354	11 413 323	11 819 730
FORMEL	648 318	654 655	660 904	667 136	673 351	679 546	685 797
IIFORMEL	8 894 634	9 246 950	9 604 604	9 971 615	10 348 004	10 733 777	11 133 933
INF (%)	0,93206	0,93388	0,93562	0,93729	0,93890	0,94046	0,94198
AGRICOLE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	3 734 510	3 735 377	3 736 502	3 737 208	3 737 792	3 738 461	3 739 108
FORMEL	18 109	18 976	20 101	20 807	21 391	22 060	22 707
IIFORMEL	3 716 401	3 716 401	3 716 401	3 716 401	3 716 401	3 716 401	3 716 401
INF (%)	0,99515	0,99492	0,99462	0,99443	0,99428	0,99410	0,99393
SECONDAIRE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	644 735	653 480	661 173	672 037	683 205	693 045	703 345
FORMEL	128 812	129 099	129 349	129 697	130 049	130 354	130 669
IIFORMEL	515 923	524 381	531 825	542 340	553 156	562 691	572 676
INF (%)	0,80021	0,80244	0,80436	0,80701	0,80965	0,81191	0,81422
TERTIAIRE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	5 163 707	5 710 305	6 289 352	6 899 122	7 560 363	8 301 878	9 106 917
FORMEL	501 397	550 154	601 399	654 956	712 611	776 801	845 978
IIFORMEL	4 662 310	5 160 151	5 687 952	6 244 166	6 847 752	7 525 077	8 260 939
INF (%)	0,90290	0,90366	0,90438	0,90507	0,90574	0,90643	0,90711
		PRODUCTION					
ECONOMIE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	9 542 952	9 882 610	10 226 482	10 578 442	10 938 497	11 306 646	11 687 638
FORMEL	648 318	687 146	727 332	769 355	813 264	859 106	907 532
IIFORMEL	8 894 634	9 195 464	9 499 150	9 809 087	10 125 233	10 447 539	10 780 105
INF (%)	0,93206	0,93047	0,92888	0,92727	0,92565	0,92402	0,92235
AGRICOLE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	3 734 510	3 735 963	3 737 910	3 739 176	3 740 248	3 741 498	3 742 733
FORMEL	18 109	19 562	21 509	22 775	23 847	25 097	26 332
IIFORMEL	3 716 401	3 716 401	3 716 401	3 716 401	3 716 401	3 716 401	3 716 401
INF (%)	0,99515	0,99476	0,99425	0,99391	0,99362	0,99329	0,99296
SECONDAIRE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	644 735	675 389	703 355	744 126	787 935	828 325	872 314
FORMEL	128 812	139 283	149 087	163 704	179 892	195 269	212 450
IIFORMEL	515 923	536 106	554 268	580 421	608 043	633 056	659 864
INF (%)	0,80021	0,79377	0,78803	0,78000	0,77169	0,76426	0,75645
TERTIAIRE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	5 163 707	5 834 595	6 560 870	7 341 796	8 205 778	9 194 059	10 288 971
FORMEL	501 397	558 399	619 209	683 676	754 038	833 445	920 217
IIFORMEL	4 662 310	5 276 196	5 941 662	6 658 119	7 451 741	8 360 614	9 368 754
INF (%)	0,90290	0,90430	0,90562	0,90688	0,90811	0,90935	0,91056

Source : Nos calculs à partir des données de l'INS et du Ministère de L'Economie et des Finances.

Avec la production brute comme mesure de l'activité économique, l'emploi dans l'Economie augmentera pour passer de 9 542 952 en 2016 à 11 687 638 en 2022. L'emploi informel baissera légèrement. C'est le résultat surtout d'une forte baisse de la part de l'emploi informel dans le secteur secondaire (baisse de 4,4 points de pourcentage). L'emploi total du secondaire atteindra 872 314 emplois en 2022. L'emploi informel du secondaire passera de 515 923 emplois en 2016 à 659 864 en 2022.

Dans le secteur Tertiaire, les effets de l'expansion économique de 2017 à 2022 se manifesteront par une augmentation de l'emploi qui sera de 10 288 971 en 2022. L'emploi formel progressera en atteignant 920 217 emplois en 2022 contre 501 397 en 2016. Toutefois, la part du secteur informel progressera de près de 1 point de pourcentage. Le niveau de l'emploi passera de 4 662 310 emplois en 2016 à 9 368 754 en 2022.

Quel sera donc le niveau de création d'emplois dans l'économie ?

La réponse à cette question est donnée par le tableau 16. Les estimations avec valeur ajoutée indiquent que les créations d'emplois en 2017 seront de 556 000 emplois dans l'économie. Ces créations d'emplois augmenteront et atteindront 815 986 en 2022. Au total dans l'économie, environ 4 000 000 d'emplois seront créés sur la période dont 350 000 emplois formels et 3 650 000 emplois informels. Dans le secteur agricole très peu d'emplois seront créés. Les emplois créés passeront de 867 en 2017 à 1 126 en 2018 puis baisseront pour s'établir à 647 en 2022. Au total de 2017 à 2022, 4 598 emplois seront créés dans le secteur agricole et seront essentiellement des emplois formels. Dans le secteur secondaire, les créations d'emplois augmenteront de 2017 à 2022 et cumuleront à 58 610 emplois en 2022. Dans le secteur Tertiaire, 3 943 210 emplois seront créés de 2017 à 2022 dont 344 581 emplois formels et 3 598 629 emplois informels.

Avec la production brute, en 2017, la croissance de l'économie de 8,5% générera environ 703 000 emplois dont 69 000 emplois formels et 634 000 emplois informels environ. Au total de 2017 à 2022, 5 361 000 emplois environ seront créés dans l'économie dont 510 682 emplois formels et 4 850 000 emplois informels environ. Les emplois créés seront en majorité des emplois du secteur Tertiaire (5 125 000 environ). Le secteur secondaire n'enregistrera que 227 600 emplois créés et le secteur agricole 8 200 emplois environ. Dans le secteur secondaire 83 600 emplois formels seront créés et dans le secteur agricole 8200. Le secteur Tertiaire enregistrera la plus grande création d'emplois avec 419 000 emplois formels environ.

Tableau 17: Création d'emplois de 2017 à 2022 : Méthode des modèles de co-intégration

VALEUR AJOUTEE							
ECONOMIE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	556 210	587 866	621 339	672 993	752 024	815 986	4 006 418
FORMEL	49 911	52 621	54 610	58 592	65 164	70 139	351 036
INFORMEL	506 299	535 245	566 729	614 401	686 860	745 847	3 655 382
AGRICOLE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	867	1 126	705	584	669	647	4 598
FORMEL	867	1 126	705	584	669	647	4 59 8
INFORMEL	-	-	-	-	-	-	-
SECONDAIRE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	8 745	7 694	10 864	11 167	9 840	10 300	58 610
FORMEL	287	249	348	352	305	315	1 857
INFORMEL	8 458	7 444	10 516	10 815	9 535	9 985	56 753
TERTIAIRE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	546 598	579 046	609 770	661 242	741 515	805 039	3 943 210
FORMEL	48 757	51 246	53 557	57 656	64 190	69 177	344 581
INFORMEL	497 841	527 801	556 213	603 586	677 325	735 862	3 598 629
PRODUCTION							
ECONOMIE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	702 995	756 188	822 962	908 864	1 029 921	1 140 137	5 361 067
FORMEL	68 926	72 561	80 351	87 621	96 034	105 189	510 682
INFORMEL	634 069	683 627	742 611	821 243	933 887	1 034 947	4 850 385
AGRICOLE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	1 453	1 947	1 266	1 072	1 250	1 235	8 223
FORMEL	1 453	1 947	1 266	1 072	1 250	1 235	8 223
INFORMEL	-	-	-	-	-	-	-
SECONDAIRE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	30 654	27 966	40 771	43 810	40 389	43 989	227 579
FORMEL	10 471	9 804	14 617	16 188	15 376	17 182	83 638
INFORMEL	20 183	18 162	26 154	27 622	25 013	26 808	143 941
TERTIAIRE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	670 888	726 275	780 925	863 983	988 281	1 094 912	5 125 264
FORMEL	57 002	60 809	64 468	70 361	79 407	86 772	418 820
INFORMEL	613 886	665 466	716 457	793 621	908 874	1 008 140	4 706 444

Note : Σ signifie la somme des valeurs.

Source : Nos calculs à partir des données de l'INS et du Ministère de L'Economie et des Finances.

3.4. Projection avec les modèles en différence

Les projections des emplois, avec les coefficients d'Okun des modèles en différence, présentées au tableau 17 montrent que le niveau de l'Emploi total en Côte d'Ivoire (avec la valeur ajoutée comme mesure de l'activité économique) évoluera de 9 542 952 emplois en 2016 à 10 106 813 emplois en 2022. Les niveaux de l'emploi dans le secteur Agricole baisseront ainsi que ceux du secteur secondaire. En revanche le niveau de l'emploi dans le secteur tertiaire augmentera considérablement. L'emploi total dans le Tertiaire passera de 5 164 000 emplois environ en 2016 à 8 600 000 environ en 2022.

Avec la variable production brute, comme mesure de l'activité économique, le niveau de l'emploi dans l'économie atteindra 10 060 000 emplois environ en 2022. Les emplois du secondaire et du secteur Agricole baisseront. Le secteur Tertiaire aura en revanche un niveau d'emploi qui augmentera et s'établira à 8 500 000 emplois environ en 2022.

Les créations d'emplois générées par la croissance de l'économie sont exposées au tableau 18. Globalement, l'économie créera à l'horizon 2022, entre 2 260 000 emplois et 2 390 000 emplois environ respectivement avec la méthode de la production brute et celle de la valeur ajoutée. Les emplois formels créés varieront de 707 000 à 760 000 environ avec la valeur ajoutée et la production brute respectivement. Les emplois informels se situeront respectivement entre 1 568 000 (avec la production brute) et 1 680 000 (avec la valeur ajoutée) environ.

Tableau 18: Projection des emplois 2016-2022 : Méthode des modèles en différence

	VALEUR AJOUTEE						
ECONOMIE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	9 542 952	9 629 590	9 716 063	9 805 054	9 899 390	9 999 735	10 106 813
FORMEL	648 318	713 297	784 105	861 439	946 124	1 038 832	1 140 292
IIFORMEL	8 894 634	8 916 293	8 931 959	8 943 615	8 953 265	8 960 903	8 966 521
AGRICOLE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	3 734 510	3 627 301	3 540 610	3 460 563	3 372 891	3 284 778	3 200 146
FORMEL	18 109	17 380	16 944	16 589	16 098	15 582	15 099
IIFORMEL	3 716 401	3 609 922	3 523 666	3 443 974	3 356 792	3 269 196	3 185 047
SECONDAIRE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	644 735	485 785	365 969	278 975	217 343	172 069	138 174
FORMEL	128 812	117 618	107 397	98 065	89 543	81 762	74 657
IIFORMEL	515 923	368 167	258 572	180 911	127 800	90 308	63 518
TERTIAIRE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	5 163 707	5 612 633	6 103 849	6 641 960	7 231 985	7 879 806	8 592 162
FORMEL	501 397	585 577	683 513	797 575	930 377	1 085 206	1 266 001
IIFORMEL	4 662 310	5 027 056	5 420 336	5 844 385	6 301 607	6 794 600	7 326 161
	PRODUCTION						
ECONOMIE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	9 542 952	9 629 590	9 710 993	9 791 543	9 875 783	9 964 401	10 058 151
FORMEL	648 318	713 297	784 213	861 755	946 732	1 039 834	1 141 810
IIFORMEL	8 894 634	8 916 293	8 926 780	8 929 789	8 929 051	8 924 567	8 916 341
AGRICOLE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	3 734 510	3 627 301	3 523 815	3 423 464	3 325 627	3 230 485	3 138 113
FORMEL	18 109	17 380	17 322	17 436	17 185	16 834	16 537
IIFORMEL	3 716 401	3 609 922	3 506 493	3 406 028	3 308 441	3 213 651	3 121 576
SECONDAIRE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	644 735	485 785	361 064	270 916	209 588	164 906	131 234
FORMEL	128 812	117 618	106 489	96 219	87 384	79 374	71 919
IIFORMEL	515 923	368 167	254 575	174 697	122 204	85 533	59 315
TERTIAIRE	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
TOTAL	5 163 707	5 612 633	6 099 548	6 629 883	7 207 794	7 840 529	8 536 886
FORMEL	501 397	585 577	682 826	795 515	925 974	1 077 587	1 254 584
IIFORMEL	4 662 310	5 027 056	5 416 722	5 834 369	6 281 820	6 762 942	7 282 303

Source : Nos calculs à partir des données de l'INS et du Ministère de L'Economie et des Finances.

Tableau 19: Créations d'emplois 2017-2022 : Méthode avec les modèles en différence

VALEUR AJOUTEE							
ECONOMIE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	182 768	284 709	371 070	440 720	514 435	593 829	2 387 530
FORMEL	72 257	87 279	104 374	123 789	146 531	173 208	707 439
INFORMEL	110 510	197 430	266 696	316 931	367 904	420 621	1 680 091
AGRICOLE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	- 107 209	- 86 691	- 80 047	- 87 672	- 88 113	- 84 632	- 534 364
FORMEL	- 729	- 435	- 355	- 491	- 517	- 482	- 3 010
INFORMEL	- 106 479	- 86 256	- 79 692	- 87 181	- 87 596	- 84 150	- 531 354
SECONDAIRE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	- 158 950	- 119 816	- 86 994	- 61 632	- 45 274	- 33 895	- 506 561
FORMEL	- 11 194	- 10 221	- 9 333	- 8 522	- 7 781	- 7 105	- 54 155
INFORMEL	- 147 756	- 109 595	- 77 661	- 53 111	- 37 493	- 26 790	- 452 405
TERTIAIRE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	448 926	491 216	538 111	590 025	647 821	712 356	3 428 455
FORMEL	84 180	97 935	114 062	132 802	154 829	180 795	764 604
INFORMEL	364 746	393 281	424 048	457 223	492 993	531 561	2 663 851
PRODUCTION							
ECONOMIE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	182 768	258 707	339 836	418 746	492 912	570 313	2 263 281
FORMEL	72 257	86 061	102 532	121 375	143 251	169 245	694 722
INFORMEL	110 510	172 646	237 304	297 371	349 661	401 068	1 568 559
AGRICOLE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	- 107 209	- 103 486	- 100 351	- 97 837	- 95 142	- 92 372	- 596 397
FORMEL	- 729	- 58	114	- 250	- 351	- 297	- 1 572
INFORMEL	- 106 479	- 103 429	- 100 465	- 97 587	- 94 791	- 92 075	- 594 825
SECONDAIRE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	- 158 950	- 124 722	- 90 148	- 61 328	- 44 682	- 33 672	- 513 501
FORMEL	- 11 194	- 11 129	- 10 271	- 8 834	- 8 011	- 7 455	- 56 893
INFORMEL	- 147 756	- 113 592	- 79 878	- 52 493	- 36 671	- 26 218	- 456 608
TERTIAIRE	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Σ
TOTAL	448 926	486 915	530 335	577 910	632 735	696 357	3 373 179
FORMEL	84 180	97 248	112 689	130 459	151 613	176 997	753 187
INFORMEL	364 746	389 667	417 646	447 451	481 122	519 360	2 619 993

Source : Nos calculs à partir des données de l'INS et du Ministère de L'Economie et des Finances.

CONCLUSION

L'objectif de ce travail était d'estimer la relation d'Okun pour la Côte d'Ivoire afin de faire des projections du niveau de l'emploi en fonction de la croissance. Après avoir interrogé la littérature, nous avons développé un modèle justifié théoriquement. Puis nous avons adopté une procédure économétrique en vue d'estimer les coefficients d'Okun. Deux types de coefficients ont été calculés l'un avec la variable ajoutée comme proxy de l'activité économique (avec ou sans ouverture au commerce international) et l'autre avec la production brute.

Les résultats permettent de relever les informations ci-après :

- La spécification avec co-intégration, ouverture commerciale et avec production brute produisent les résultats les plus satisfaisants.
- Les coefficients estimés avec Valeur Ajoutée sont moins stables que ceux obtenus avec la production.
- La relation d'Okun est valide en Côte d'Ivoire et, à l'exception du secteur Agricole, l'est aussi bien dans le secteur Formel que dans le secteur informel.
- Globalement, l'emploi formel a la vitesse d'ajustement aux chocs la plus élevée.
- La méthode de co-intégration paraît la plus appropriée pour projeter l'emploi.

Les coefficients estimés ont permis de projeter le niveau de l'emploi et les créations d'emplois par type d'emploi (Total, Formel et Informel) et par secteur (Economie Globale, Agricole, Secondaire, Tertiaire) de 2017 à 2022. Si ces tendances se vérifient dans la réalité, l'emploi progressera de manière importante.

La mise à disposition de séries annuelles plus longues et la réalisation d'autres études seront nécessaires pour mieux affiner ces estimations.

Références Bibliographiques

- Aghion P. and Howitt P., (1992), “A model of growth through creative destruction”. *Econometrica* 60. pp. 323-351.
- Abdul-Khaliq S., Soufan T. and Shihab R. A. (2014) “The Relationship between Unemployment and Economic Growth Rate in Arab Country”, *Developing Country Studies*, 4(7): 62-66
- Abu N. (2016) “Does Okun’s Law exist in Nigeria? Evidence from the ARDL Bounds Testing Approach”, *Contemporary Economics*, 11(2):131-144
- Adanu, K. (2005) “ A Cross-province comparison of Okun’s coefficient for Canada”, *Applied Economics*, 37:561-570
- Alijore T. and Yinusa, O. (2011) “An Analysis of employment intensity of sectoral output growth in Botswana”, *Southern African Business Review*, 15(2): 25-42
- Apergis, N. and Rezitis, A. (2003), “An Examination of Okun’s law : evidence from regional areas in Greece”. *Applied Economics*, 35, pp. 1147-1151.
- Arellano, M. and Bond S. (1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation”, *The review of Economics Statistics*, 58:277-297
- Attfield, C.L.F and Silverstone, B. (1998), “Okun’s Law, Cointegration and Gap variables”, *Journal of Macroeconomics*, 20(3): 625-637.
- Babalola S. J. and Saka J. O. Adenuga I. A., (2013), “The Validity of Okun’s Law in Nigeria: A difference Model Approach”, *Asian Economic and Financial Review*, 3(12):1598-1608.
- Bean, C. and Pissarides, C. (1993). “Unemployment, Consumption and growth”. *European Economic Review* 37(4).- pp 837-854.
- Bhattarai K. (2016), “Unemployment-inflation trade-offs in OECD countries”, *Economic Modelling*, 58:93-103.
- Boltho, A. and Glyn, A. (1995), «Créer des emplois par des interventions macroéconomiques ?» *Revue Internationale du Travail* (Genève), vol. 134, n° 4-5, pp. 671-693.
- Cevik E. I., Diboglu S. and Barisik S. (2013), “Asymmetry in the Unemployment-Output relationship Over Business Cycle: Evidence from Transition Economies”, *Comparative Economic Studies* (2013): 1-25.
- Döpke, J., (2001), ‘The «Employment Intensity» of Growth in Europe’, Kiel Institute of World Economics. Kiel Working paper n°. 1021.
- Dritsaki, C. and Dritsakis, N. (2009), “Okun’s coefficient for four Mediterranean Members Countries of EU : An Empirical Study”. *International Journal of Business and Management*, 5 : 18-26.
- El Adanri C. and Bouazi R. (2015), “Is the Okun’s Law in Tunisia?”, *MPRA Paper No.67998*.

-
- Enders W. and Granger C. (1998), “Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(3):304-311
 - Enders, W. and Siklos, P.L. (2001), “Cointegration and Threshold Adjustment”, *Journal of business and Economics Statistics*, 19: 166-176
 - Engel, R. F. and Granger C. W. J. (1987), “Co-integration and error correction: representation, estimation and testing”, *Econometrica*, 55(2):251-276
 - Engel, R., Granger C., Hylleberg S. and Lee H. (1993), “Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function”, *Journal of Econometrics* 5:275-298
 - Erber, G. (1994), «Verdoon’s or Okun’s Law ?» German Institute for Economic Research Discussion Paper n° 98. Berlin.
 - Ezzahid E. et El Alaoui A. (2014), “Economic Growth and Jobs creation in Morocco: Overall and Sectors Analysis”, Center of development economics Working paper 2014-01.
 - Fidrmuc J. and Huang S. (2015), “Unemployment and the speed of transition in China”, *Economics and Finance Working Paper No.1-26*, Brunel University London.
 - Flaig, G. and Rottmann, H. (2000), “Input Demand and the Short and Long-Run Employment Thresholds : An Empirical Analysis for the German Manufacturing Sector.”. CESifo Working Paper n° 264.
 - Fouquau J. (2008), “Threshold effects in Okun’s Law: a panel data analysis”, *Economics Bulletin*, 5(33):1-14.
 - Freeman, D.G. (2000), “Panel tests of Okun’s law for Ten Industrial Countries”, *Economic Inquiry*, 39(4):511-523
 - Fu X, and Balasubramanyam, V.N (2005) “Exports, Foreign Direct Investment and Employment: The case of China”, *World Economy*, 28(4), 607-625.
 - Geldenhuys J. and Marinkov M. (2007), “Robust Estimates of Okun’s Coefficient for South Africa”, Working Paper No.55, University of Free State.
 - Harris R. and Silverstone, B. (2001), “Testing for Asymmetry in Okun’s Law : A Cross-Country Comparison”, *Economics Bulletin*, 5(2) :1-13
 - Henin, P.Y. et Jobert T. (1993), Chômage et écart conjoncturel : Une Reformulation de la loi d’Okun. In *La Persistance du chômage. Etude coordonnée par Pierre Yves Hénin, avec la collaboration de Pierre Cahuc, Marianne Chambrin, Fabrice Collard, Jean-françois Jacques, Thomas Jobert, François Langot, Muriel Pucci*. Eds. Economica, pp. 79-114.
 - Hodrick, R. and Prescott, E. (1997), “Post-war US business cycle: An empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29: 1-16
 - Huang, H.C and Yeh, C.C. (2013), “Okun’s Law in panels of countries and state”, *Applied Economics*, 45(2):191-199

-
- Hurlin C. and Mignon V. (2007), “Second generation Panel Unit root tests”, halshs-00159842.
 - Im, K. S., Peasaran, M. H. and Shin, Y.(2003), “Testing for unit roots in heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, 115(1):53-63.
 - Irfan L., Muhammad, S. Jalil M. A., Hussain A. (2010), “Test of Okun’s Law in Some Asian Countries, *European Journal of Scientific Research*, 40(1):73-80.
 - Islam, I. and Nazara, S. (2000), *Estimating Employment Elasticity for The Indonesian Economy*”, Technical Note on the Indonesian Labour Market, ILO, Jakarta.
 - Kamgnia, D. B. (2009), “Growth Intensity of Employment in Africa: A Panel data Approach”, *Applied Econometrics and International Development*, 9(2):161-174
 - Kao, C. (1999), “Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data”, *Journal of Econometrics*, 90(1):1-44.
 - Kapsos, S. (2005), “The employment intensity of Growth: Trends and macroeconomic determinants”, *Employment strategy papers 2005/12*, International Labour Office.
 - Kargi B. (2014), “Okun’s Law and Long Term Co-integration Analysis for OECD Countries (1987-2012)”, *International Research Journal of Finance and Economics*,119:77-85.
 - Khons, S., (2002), “Testing for asymmetry in British, German and US unemployment data.” University of BONN and IZA.http://smye2002.univ-Paris1.fr/program/paper/b6_koh.pdf.
 - Lee, J. (2000), “The Robustness of Okun’s Law: Evidence from OECD countries”, *Journal of Macroeconomics*, 22(2):331-56
 - Levin A., Lin C.F. and Chu, C.S.J, (2002), “Unit root tests in panel : asymptotic and finite-sample properties”, *Journal of econometrics*, 108:1-24
 - Maddala, G. S. and Wu S. (1999), “A comparative study of unit rot tests with panel data and a new simple test”, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*,61(special issue):631-652.
 - Makun K. and Azu,N. P. (2015), “Economic Growth and Unemployment in Fiji: A Cointegration Analysis”, *International Journal of development and Economic Sustainability*, 3(4):49-60.
 - Mayes D. and Viren M. (2002), “symmetry and the problem of aggregation in the Euro area”, *Empirica*, 29(1):47-73
 - Mitchell, W.F and Muysken, J. (2002), “The Phillips Curve, the NAIRU, and unemployment asymmetries”. Centre of Full Employment and Equity, Working Paper 02-05, The University of Newcastle, May.
 - Moroke N. and Leballo G. P. and Mello D. M. (2014), “An Empirical Robustness of Okun’s Law in South Africa: An Error Correction Modelling approach”, *Mediterranean Journal of Social Sciences*,5(23):435-444.

-
- Mouehli R. and Ghazali M. (2014), "The Employment Intensity of Output Growth in Tunisia and its Determinants", Economic Research Forum Working Paper No.857.
 - Mouehli R. B. A. (2007), "Impact of Trade Liberalization on firm's labour demand by skill: The case of Tunisian manufacturing", Labour Economics, 14(2007):539-563.
 - Ningaye, P., Kitio, V., & Mba Fokwa, A. (2015). « Elasticité emploi de la croissance et ses déterminants macroéconomiques au Cameroun », European Scientific Journal 11(7) : 466-482.
 - N'guessan C.F.J. (2014), "Asymmetric Equilibrium Adjustment between Employment and Economic growth in Côte d'Ivoire : A Consistent Momentum Threshold Autoregressive", Econometric Methods for Analyzing Economic Development: 1-9.
 - N'zué F. (2001), "Employment and Economic Growth in the Côte d'Ivoire: An analysis of Structural Determinants", African Development bank review, 98-112.
 - Neftçi, S.A. (1984), "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle ?". Journal of Political Economy. 92(2):307-328.
 - Newey W. K. and West K. D (1994), "Automatic Selection in Covariance Matrix Estimation", Review of Economic Studies, 61:631-653.
 - Noor Z., Nor N. and Ghani J. (2007), "The relationship between output and unemployment in Malaysia: does Okun's law exist", International Journal of Economics and Management, 1(3):337-344.
 - Okun, A. (1962), "Potential GNP: its measurement and significance", Proceedings of the Business and Economic Statistics Section. American Statistical Association, 98-103.
 - Okun, A.M., (1962), "Potential GNP: Its Measurement and Significance". American Statistical Association Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, 98-104.
 - Padalino, S. and Vivarelli, M. (1997), "The Employment Intensity of growth in the G-7 Countries", International Labour Review, 136:199-213
 - Peasaran, M. H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", Tech.rep., Institute for the Study of Labor(IZA).
 - Pedroni, P. (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regression", Oxford Bulletin of Econometrics and statistics, 61:653-670
 - Pedroni, P. (2004), "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", Econometric theory, 20:597-625
 - Peasaran, M. H. (2007) "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence", Journal of Applied Econometrics, 22:265-312.

-
- Persyn D. and Westerlund J. (2008), “Error-correction-based test for panel data”, *Stata Journal*, 8:232-241
 - Perugini, C. (2009), “Employment Intensity of Growth in Italy: A note using Regional Data”, *Regional and Sectoral Economic Studies*, 9(1):59-90
 - Pianta, M., Evangelista, R. and Perani, G. (1996), “The Dynamics of innovations and Employment: an international comparison”. *Science Technology Industry Review*, 18, pp 67-93.
 - Pissarides, C., (1990), *Equilibrium unemployment theory*. Blackwell.Oxford.
 - Prachowny, M. F. J. (1993), “Okun’s law: Theoretical foundations and revised estimates”, *The Review of Economics and Statistics*, 75(2):331-336
 - Sadiku, M., Ibraim A. Sadiku L. (2015), “Econometric Estimation of the Relationship between Unemployment Rate and Economic Growth of FYR of Macedonia”, *Procedia Economics and Finance*, 19:69-81.
 - Sahin A. Tansel A. and Berument M. H. (2013), “Output-Employment relationship across Sectors: A long-versus short-run perspective”, IZA discussion paper No.7599.
 - Saungwene T., Matsvai S. and Sakuhuni R. C. (2014), “Econometric Analysis of Unemployment, Output and Growth of the Informal Sector in Zimbabwe (1985-2013)”, *Int.J.Eco.Res.*, 5(2):1-9
 - Slimane S. B. (2015), “The Relationship Between Growth and Employment Intensity: Evidence for Developing Countries”, *Asian Economic and Financial Review*, 5(4):680-692
 - Sodipe, O. A and Ogunrinola O. I (2011), “Employment and Economic Growth Nexus in Nigeria”, *International Journal of Business and Social Science*, 2(11):232-239.
 - Sôgner L. and Stiassny A. (2000), *Growth and Employment in Europe: Sustainability and Competitiveness*, Vienna University of Economics and Business Administration Working Paper No13.
 - Tatoglu, F.Y. (2011), “The long and short run effects between unemployment and economic growth in Europe”, *The Journal of Dogus University*, 12(1):99-113.
 - Udude C. C. and Nnachi D. N. (2017), “Testing the Validity of Okun’s Law in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach (1980-2013)”, *World Applied Sciences Journal*, 35(5):754-766
 - Valadkhani A. and Smyth R. (2015), “Switching and asymmetric behavior of Okun Coefficient in the U.S: Evidence for the 1948-2015 period”, *Economic Modelling*, 50(2015):281-290
 - Westerlund J. (2007), “Testing for error correction in panel data”, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69:709-748.
 - Yogo, T. (2008), “growth and Employment in Sub Saharan Africa: Theoretical Evidence and Empirical Facts”, MPRA Paper No.10474.

ANNEXE

ANNEXE 1 PROPRIÉTÉS STOCHASTIQUES DES DONNÉES

1. ECONOMIE GLOBALE

1.1. Test d'indépendance interindividuelle

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
dle	30.535	0.000	20.00	0.23	0.32
dlva	17.764	0.000	17.98	0.15	0.25
dly	25.517	0.000	20.00	0.19	0.26
douva	5.4	0.000	20.00	0.04	0.16
douvy	4.894	0.000	20.00	0.04	0.17

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
le	46.338	0.000	21.00	0.34	0.52
lva	22.195	0.000	19.25	0.18	0.38
ly	36.682	0.000	21.00	0.27	0.45
ouva	7.561	0.000	21.00	0.06	0.22
ouvy	5.125	0.000	21.00	0.04	0.26

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)	
lef	24.27	0.000	20.34	0.19	0.40	
lei	64.24	0.000	20.38	0.41	0.44	266 combinations of panel unit

1.2 Test de racine Unitaire

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

Specification without trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
le	0	1.190	0.883	.
le	1	3.293	1.000	.
le	2	3.946	1.000	.
lva	0	0.837	0.799	.
lva	1	2.859	0.998	.
lva	2	5.268	1.000	.
ly	0	1.235	0.892	.
ly	1	3.858	1.000	.
ly	2	6.606	1.000	.
Specification with trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
le	0	-2.582	0.005	.
le	1	-0.725	0.234	.
le	2	2.170	0.985	.
lva	0	-2.501	0.006	.
lva	1	0.780	0.782	.
lva	2	4.183	1.000	.
ly	0	-2.360	0.009	.
ly	1	0.892	0.814	.
ly	2	3.753	1.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
 MW test assumes cross-section independence.
 CIPS test assumes cross-section dependence is in
 form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
ouva	0	-2.590	0.005	.
ouva	1	-2.177	0.015	.
ouva	2	3.383	1.000	.
ouva	3	4.981	1.000	.
ouvy	0	-0.508	0.306	.
ouvy	1	2.085	0.981	.
ouvy	2	5.911	1.000	.
ouvy	3	6.993	1.000	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
ouva	0	-0.667	0.252	.
ouva	1	-0.627	0.265	.
ouva	2	5.207	1.000	.
ouva	3	6.464	1.000	.
ouvy	0	0.525	0.700	.
ouvy	1	4.647	1.000	.
ouvy	2	8.428	1.000	.
ouvy	3	9.660	1.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
MW test assumes cross-section independence.
CIPS test assumes cross-section dependence is in
form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dle	0	-17.208	0.000	.
dle	1	-10.486	0.000	.
douva	0	-13.855	0.000	.
douva	1	-9.720	0.000	.
douvy	0	-14.880	0.000	.
douvy	1	-5.660	0.000	.
dly	0	-16.404	0.000	.
dly	1	-7.528	0.000	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dle	0	-14.585	0.000	.
dle	1	-8.912	0.000	.
douva	0	-11.259	0.000	.
douva	1	-6.794	0.000	.
douvy	0	-12.622	0.000	.
douvy	1	-3.329	0.000	.
dly	0	-13.300	0.000	.
dly	1	-5.028	0.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
MW test assumes cross-section independence.
CIPS test assumes cross-section dependence is in
form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dlva	0	-15.907	0.000	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dlva	0	-12.636	0.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
MW test assumes cross-section independence.
CIPS test assumes cross-section dependence is in
form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

Specification without trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
lei	0	-0.677	0.249	.
lei	1	1.935	0.974	.
lei	2	-0.442	0.329	.
lef	0	-2.165	0.015	.
lef	1	1.457	0.928	.
lef	2	5.531	1.000	.
dlei	0	-13.311	0.000	.
dlei	1	-7.150	0.000	.
dlei	2	1.871	0.969	.
dlef	0	-18.467	0.000	.
dlef	1	-9.803	0.000	.
dlef	2	-4.259	0.000	.
Specification with trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
lei	0	-0.788	0.215	.
lei	1	1.818	0.965	.
lei	2	-3.414	0.000	.
lef	0	-4.154	0.000	.
lef	1	-2.346	0.009	.
lef	2	2.528	0.994	.
dlei	0	-11.490	0.000	.
dlei	1	-7.439	0.000	.
dlei	2	2.680	0.996	.
dlef	0	-15.441	0.000	.
dlef	1	-8.220	0.000	.
dlef	2	-0.111	0.456	.

1.1 Tests de Co-intégration

a- Test de Westerlund

Test : Le, Ly, Ouvy (emploi total)

Westerlund test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	42
Ha: Some panels are cointegrated	Number of periods	=	21

Cointegrating vector: Panel specific
 Panel means: Included
 Time trend: Not included
 AR parameter: Panel specific

	Statistic	p-value
Variance ratio	3.6159	0.0001

Test : Lei, Ly, Ouvy (emploi informel)

2. SECTEUR AGRICOLE

2.1. Test d'indépendance interindividuelle

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
le	6.201	0.000	21.00	0.35	0.40
lva	-1.465	0.143	18.67	-0.08	0.30
ly	-1.865	0.062	21.00	-0.11	0.32
ouva	-.635	0.525	21.00	-0.04	0.11
ouvy	.917	0.359	21.00	0.05	0.14

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
dle	2.096	0.036	20.00	0.12	0.28
dlva	-.194	0.846	17.33	-0.01	0.17
dly	-.391	0.696	20.00	-0.02	0.18
douva	-.628	0.530	20.00	-0.04	0.06
douvy	.392	0.695	20.00	0.02	0.06

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
lei	5.593	0.000	21.00	0.32	0.37
lef	.561	0.575	16.67	0.05	0.29
dlei	2.485	0.013	20.00	0.14	0.32
dlef	.139	0.889	14.33	0.00	0.32

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

2.2. Test de racine unitaire

(A) Maddala and Wu (1999) Panel Unit Root test (MW)

Specification without trend			
Variable	lags	chi_sq	p-value
le	0	12.906	0.376
le	1	16.029	0.190
le	2	12.887	0.377
lva	0	11.047	0.525
lva	1	10.349	0.585
lva	2	18.027	0.115
ly	0	4.963	0.959
ly	1	4.221	0.979
ly	2	7.985	0.786
ouva	0	26.361	0.010
ouva	1	36.000	0.000
ouva	2	58.346	0.000
ouvy	0	30.917	0.002
ouvy	1	33.856	0.001
ouvy	2	21.504	0.043
Specification with trend			
Variable	lags	chi_sq	p-value
le	0	4.707	0.967
le	1	6.840	0.868
le	2	4.520	0.972
lva	0	6.029	0.915
lva	1	5.164	0.952
lva	2	15.432	0.219
ly	0	2.703	0.997
ly	1	3.539	0.990
ly	2	8.442	0.750
ouva	0	25.106	0.014
ouva	1	34.921	0.000
ouva	2	52.672	0.000
ouvy	0	16.610	0.165
ouvy	1	13.187	0.356
ouvy	2	9.139	0.691

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

Specification without trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
le	0	-0.536	0.296	.
le	1	0.010	0.504	.
le	2	0.221	0.587	.
lva	0	0.655	0.744	.
lva	1	1.263	0.897	.
lva	2	-0.277	0.391	.
ly	0	2.531	0.994	.
ly	1	2.954	0.998	.
ly	2	3.093	0.999	.
ouva	0	-1.304	0.096	.
ouva	1	1.582	0.943	.
ouva	2	1.519	0.936	.
ouvy	0	1.135	0.872	.
ouvy	1	0.908	0.818	.
ouvy	2	0.575	0.717	.
Specification with trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
le	0	0.461	0.677	.
le	1	2.266	0.988	.
le	2	1.931	0.973	.
lva	0	1.356	0.912	.
lva	1	2.421	0.992	.
lva	2	0.682	0.752	.
ly	0	2.520	0.994	.
ly	1	2.670	0.996	.
ly	2	2.869	0.998	.
ouva	0	-0.289	0.386	.
ouva	1	2.668	0.996	.
ouva	2	4.582	1.000	.
ouvy	0	1.364	0.914	.
ouvy	1	2.671	0.996	.
ouvy	2	2.841	0.998	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
 MW test assumes cross-section independence.
 CIPS test assumes cross-section dependence is in
 form of a single unobserved common factor.

(A) Maddala and Wu (1999) Panel Unit Root test (MW)

	Specification without trend		
Variable	lags	chi_sq	p-value
dle	0	56.468	0.000
dle	1	35.239	0.000
dle	2	13.857	0.310
dlva	0	126.972	0.000
dlva	1	35.334	0.000
dlva	2	26.619	0.009
dly	0	88.163	0.000
dly	1	26.436	0.009
dly	2	16.723	0.160
douva	0	174.815	0.000
douva	1	95.784	0.000
douva	2	78.984	0.000
douvy	0	129.274	0.000
douvy	1	59.774	0.000
douvy	2	25.292	0.013
	Specification with trend		
Variable	lags	chi_sq	p-value
dle	0	43.886	0.000
dle	1	29.731	0.003
dle	2	10.820	0.544
dlva	0	107.241	0.000
dlva	1	29.674	0.003
dlva	2	19.443	0.078
dly	0	72.283	0.000
dly	1	24.906	0.015
dly	2	13.774	0.315
douva	0	151.478	0.000
douva	1	68.309	0.000
douva	2	50.499	0.000
douvy	0	112.935	0.000
douvy	1	54.168	0.000
douvy	2	15.859	0.198

(A) Maddala and Wu (1999) Panel Unit Root test (MW)

	Specification without trend		
Variable	lags	chi_sq	p-value
lei	0	12.808	0.383
lei	1	14.001	0.301
lei	2	11.142	0.517
lef	0	22.724	0.030
lef	1	13.510	0.333
lef	2	13.024	0.367
dlei	0	50.269	0.000
dlei	1	40.641	0.000
dlei	2	17.678	0.126
dlef	0	148.423	0.000
dlef	1	60.281	0.000
dlef	2	21.056	0.050

	Specification with trend		
Variable	lags	chi_sq	p-value
lei	0	4.248	0.979
lei	1	5.535	0.938
lei	2	3.885	0.985
lef	0	16.118	0.186
lef	1	6.087	0.912
lef	2	7.530	0.821
dlei	0	43.702	0.000
dlei	1	32.025	0.001
dlei	2	14.604	0.264
dlef	0	116.498	0.000
dlef	1	50.226	0.000
dlef	2	10.605	0.563

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
lei	0	1.088	0.862	.
lei	1	3.115	0.999	.
lei	2	-0.424	0.336	.
lef	0	-2.657	0.004	.
lef	1	1.129	0.870	.
lef	2	2.229	0.987	.
dlei	0	-1.565	0.059	.
dlei	1	1.091	0.862	.
dlei	2	2.587	0.995	.
dlef	0	-8.567	0.000	.
dlef	1	-1.856	0.032	.
dlef	2	0.140	0.556	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
lei	0	2.326	0.990	.
lei	1	3.363	1.000	.
lei	2	3.725	1.000	.
lef	0	-1.568	0.058	.
lef	1	1.285	0.901	.
lef	2	4.229	1.000	.
dlei	0	-0.642	0.260	.
dlei	1	0.943	0.827	.
dlei	2	4.380	1.000	.
dlef	0	-6.568	0.000	.
dlef	1	-0.751	0.226	.
dlef	2	2.639	0.996	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
MW test assumes cross-section independence.
CIPS test assumes cross-section dependence is in
form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

Specification without trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dle	0	-2.637	0.004	.
dle	1	-0.661	0.254	.
dle	2	1.567	0.941	.
dlva	0	-5.266	0.000	.
dlva	1	-2.149	0.016	.
dlva	2	-1.913	0.028	.
dly	0	-5.032	0.000	.
dly	1	-1.371	0.085	.
dly	2	-0.100	0.460	.
douva	0	-4.045	0.000	.
douva	1	-0.579	0.281	.
douva	2	2.802	0.997	.
douvy	0	-4.506	0.000	.
douvy	1	-0.654	0.257	.
douvy	2	2.128	0.983	.
Specification with trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dle	0	-2.449	0.007	.
dle	1	-1.254	0.105	.
dle	2	2.320	0.990	.
dlva	0	-4.363	0.000	.
dlva	1	-1.641	0.050	.
dlva	2	0.366	0.643	.
dly	0	-4.778	0.000	.
dly	1	-1.354	0.088	.
dly	2	1.106	0.866	.
douva	0	-3.293	0.000	.
douva	1	0.209	0.583	.
douva	2	4.906	1.000	.
douvy	0	-4.185	0.000	.
douvy	1	-0.062	0.475	.
douvy	2	4.595	1.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).

MW test assumes cross-section independence.

CIPS test assumes cross-section dependence is in form of a single unobserved common factor.

3. SECTEUR SECONDAIRE

3.1 Test d'indépendance interindividuelle

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
le	18.95	0.000	21.00	0.25	0.49
lva	9.949	0.000	18.59	0.14	0.33
ly	19.469	0.000	21.00	0.26	0.41
ouva	7.882	0.000	21.00	0.10	0.27
ouvy	3.294	0.001	21.00	0.04	0.34

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
dle	23.227	0.000	20.00	0.31	0.36
dlva	9.73	0.000	17.28	0.15	0.27
dly	13.715	0.000	20.00	0.18	0.26
douva	2.865	0.004	20.00	0.04	0.23
douvy	4.549	0.000	20.00	0.06	0.24

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)	
lei	41.898	0.000	20.68	0.44	0.47	105 combinations of panel unit
> s ignored (insufficient joint observations).						
lef	10.333	0.000	21.00	0.14	0.35	
dlei	42.242	0.000	19.58	0.45	0.45	105 combinations of panel unit
dlef	10.009	0.000	20.00	0.13	0.26	

3.2. Test de racine unitaire

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

Specification without trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
le	0	-0.462	0.322	.
le	1	2.397	0.992	.
le	2	2.930	0.998	.
lva	0	-1.220	0.111	.
lva	1	0.469	0.680	.
lva	2	3.909	1.000	.
ly	0	-0.361	0.359	.
ly	1	2.080	0.981	.
ly	2	3.800	1.000	.
ouva	0	-4.289	0.000	.
ouva	1	-4.778	0.000	.
ouva	2	2.553	0.995	.
ouvy	0	-2.883	0.002	.
ouvy	1	0.116	0.546	.
ouvy	2	4.870	1.000	.
Specification with trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
le	0	-3.728	0.000	.
le	1	-2.620	0.004	.
le	2	0.815	0.793	.
lva	0	-3.091	0.001	.
lva	1	0.561	0.713	.
lva	2	5.306	1.000	.
ly	0	-1.943	0.026	.
ly	1	0.024	0.510	.
ly	2	3.819	1.000	.
ouva	0	-3.879	0.000	.
ouva	1	-4.552	0.000	.
ouva	2	2.063	0.980	.
ouvy	0	-1.185	0.118	.
ouvy	1	3.314	1.000	.
ouvy	2	7.278	1.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).

MW test assumes cross-section independence.

CIPS test assumes cross-section dependence is in form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dle	0	-14.771	0.000	.
dle	1	-7.975	0.000	.
dle	2	-4.648	0.000	.
dly	0	-13.524	0.000	.
dly	1	-6.262	0.000	.
dly	2	-0.718	0.236	.
douva	0	-13.990	0.000	.
douva	1	-12.965	0.000	.
douva	2	-5.472	0.000	.
douvy	0	-15.225	0.000	.
douvy	1	-8.332	0.000	.
douvy	2	-1.264	0.103	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dle	0	-12.829	0.000	.
dle	1	-6.469	0.000	.
dle	2	-3.950	0.000	.
dly	0	-11.261	0.000	.
dly	1	-4.580	0.000	.
dly	2	0.197	0.578	.
douva	0	-11.425	0.000	.
douva	1	-10.258	0.000	.
douva	2	-2.741	0.003	.
douvy	0	-13.029	0.000	.
douvy	1	-6.560	0.000	.
douvy	2	0.044	0.518	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).

MW test assumes cross-section independence.

CIPS test assumes cross-section dependence is in form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dlva	0	-14.077	0.000	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dlva	0	-10.411	0.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
MW test assumes cross-section independence.
CIPS test assumes cross-section dependence is in
form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
lei	0	1.115	0.867	.
lei	1	2.217	0.987	.
lei	2	-6.305	0.000	.
lef	0	-0.183	0.427	.
lef	1	2.087	0.982	.
lef	2	4.748	1.000	.
dlei	0	-10.682	0.000	.
dlei	1	-7.996	0.000	.
dlei	2	-0.996	0.160	.
dlef	0	-13.334	0.000	.
dlef	1	-7.559	0.000	.
dlef	2	-3.344	0.000	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
lei	0	-0.558	0.289	.
lei	1	3.083	0.999	.
lei	2	-8.118	0.000	.
lef	0	-3.312	0.000	.
lef	1	-2.238	0.013	.
lef	2	-0.202	0.420	.
dlei	0	-9.043	0.000	.
dlei	1	-8.877	0.000	.
dlei	2	-3.404	0.000	.
dlef	0	-11.330	0.000	.
dlef	1	-5.850	0.000	.
dlef	2	-0.636	0.262	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).

MW test assumes cross-section independence.

CIPS test assumes cross-section dependence is in form of a single unobserved common factor.

4. SECTEUR TERTIAIRE

4.1 Test d'indépendance interindividuelle

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
le	22.189	0.000	21.00	0.60	0.63
lva	18.147	0.000	20.83	0.49	0.56
ly	21.943	0.000	21.00	0.59	0.63
ouva	.25	0.803	21.00	0.01	0.20
ouvy	.449	0.653	21.00	0.01	0.17

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)
dle	9.059	0.000	20.00	0.25	0.35
dlva	8.035	0.000	19.67	0.22	0.27
dly	13.257	0.000	20.00	0.36	0.37
douva	1.987	0.047	20.00	0.05	0.10
douvy	1.613	0.107	20.00	0.04	0.11

Notes: Under the null hypothesis of cross-section independence, $CD \sim N(0,1)$
P-values close to zero indicate data are correlated across panel groups.

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs(ρ)	
lei	18.046	0.000	19.40	0.43	0.43	21 combinations of panel units
lef	19.025	0.000	21.00	0.51	0.59	
dlei	15.861	0.000	18.40	0.38	0.38	21 combinations of panel units
dlef	3.219	0.001	20.00	0.09	0.23	

4.2 Test de racine unitaire

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

Specification without trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
le	0	-0.518	0.302	.
le	1	-0.031	0.488	.
le	2	0.851	0.802	.
lva	0	-1.462	0.072	.
lva	1	-0.510	0.305	.
lva	2	0.771	0.780	.
ly	0	-1.156	0.124	.
ly	1	-1.450	0.074	.
ly	2	1.584	0.943	.
ouva	0	3.165	0.999	.
ouva	1	4.865	1.000	.
ouva	2	5.254	1.000	.
Specification with trend				
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
le	0	0.579	0.719	.
le	1	0.847	0.802	.
le	2	1.317	0.906	.
lva	0	0.494	0.689	.
lva	1	0.335	0.631	.
lva	2	2.897	0.998	.
ly	0	-1.076	0.141	.
ly	1	-2.128	0.017	.
ly	2	1.551	0.940	.
ouva	0	4.383	1.000	.
ouva	1	6.911	1.000	.
ouva	2	6.919	1.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
 MW test assumes cross-section independence.
 CIPS test assumes cross-section dependence is in
 form of a single unobserved common factor.

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dle	0	-8.118	0.000	.
dle	1	-4.217	0.000	.
dle	2	0.038	0.515	.
dlva	0	-7.208	0.000	.
dlva	1	-4.354	0.000	.
dlva	2	-1.202	0.115	.
dly	0	-9.359	0.000	.
dly	1	-4.540	0.000	.
dly	2	-2.785	0.003	.
douva	0	-1.644	0.050	.
douva	1	3.173	0.999	.
douva	2	3.961	1.000	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
dle	0	-6.337	0.000	.
dle	1	-2.699	0.003	.
dle	2	1.079	0.860	.
dlva	0	-5.570	0.000	.
dlva	1	-1.731	0.042	.
dlva	2	0.918	0.821	.
dly	0	-7.770	0.000	.
dly	1	-2.405	0.008	.
dly	2	-0.997	0.159	.
douva	0	-0.747	0.227	.
douva	1	4.194	1.000	.
douva	2	4.745	1.000	.

Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
MW test assumes cross-section independence.
CIPS test assumes cross-section dependence is in
form of a single unobserved common factor.

(A) Maddala and Wu (1999) Panel Unit Root test (MW)

	Specification without trend		
Variable	lags	chi_sq	p-value
ouvy	0	37.839	0.036
ouvy	1	13.161	0.963
ouvy	2	16.829	0.856
douvy	0	243.253	0.000
douvy	1	67.786	0.000
douvy	2	53.330	0.001

	Specification with trend		
Variable	lags	chi_sq	p-value
ouvy	0	63.239	0.000
ouvy	1	14.864	0.925
ouvy	2	14.916	0.923
douvy	0	191.118	0.000
douvy	1	40.807	0.017
douvy	2	32.040	0.126

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)

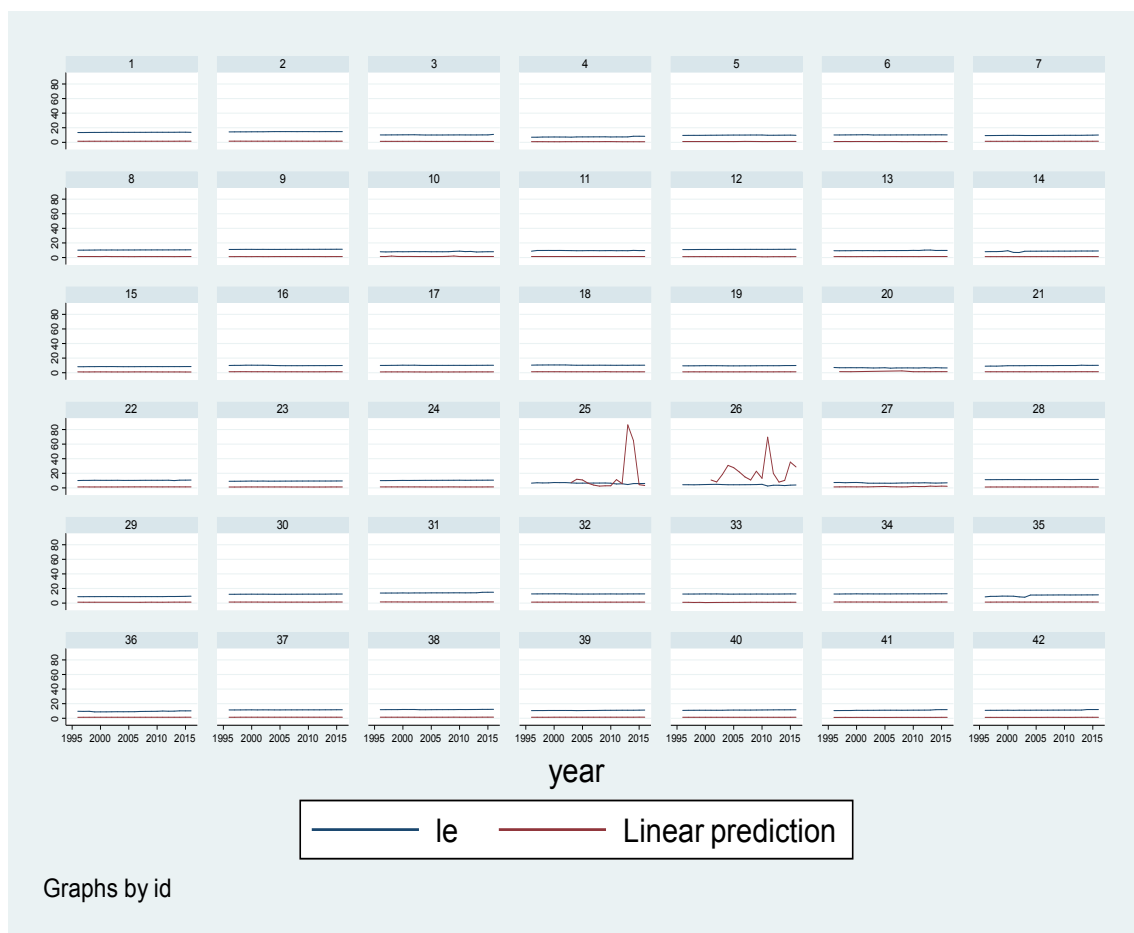
	Specification without trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
lei	0	-0.437	0.331	.
lei	1	0.578	0.718	.
lei	2	2.061	0.980	.
lef	0	-1.796	0.036	.
lef	1	-1.543	0.061	.
lef	2	-0.260	0.397	.
dlei	0	-8.808	0.000	.
dlei	1	-3.425	0.000	.
dlei	2	2.513	0.994	.
dlef	0	-8.522	0.000	.
dlef	1	-4.099	0.000	.
dlef	2	-3.176	0.001	.

	Specification with trend			
Variable	lags	Zt-bar	p-value	t-bar
lei	0	-0.745	0.228	.
lei	1	0.759	0.776	.
lei	2	5.966	1.000	.
lef	0	-1.181	0.119	.
lef	1	-3.489	0.000	.
lef	2	1.218	0.888	.
dlei	0	-7.161	0.000	.
dlei	1	-1.944	0.026	.
dlei	2	3.994	1.000	.
dlef	0	-6.526	0.000	.
dlef	1	-2.120	0.017	.
dlef	2	-0.280	0.390	.

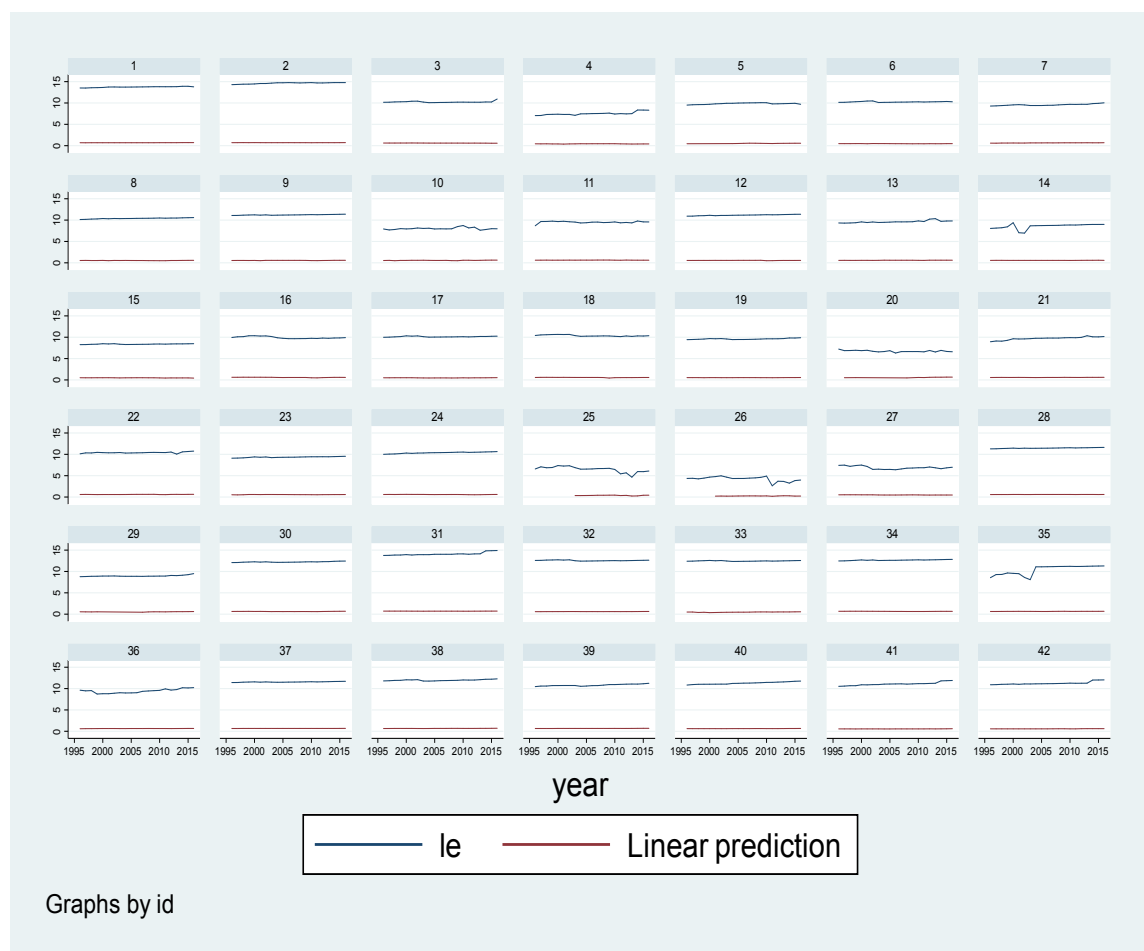
Null for MW and CIPS tests: series is I(1).
MW test assumes cross-section independence.
CIPS test assumes cross-section dependence is in
form of a single unobserved common factor.

1- ECONOMIE GLOBALE

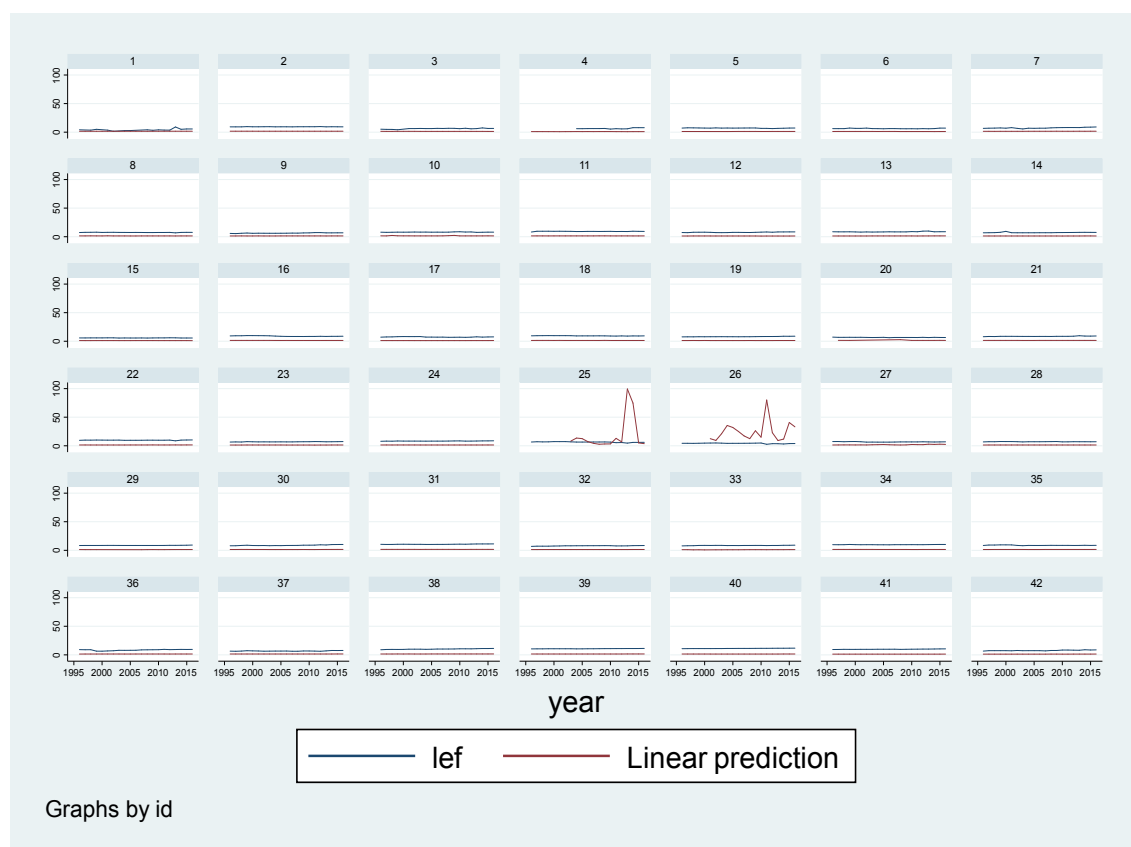
Graphique 3: Emploi Total, valeur ajoutée et ouverture commerciale



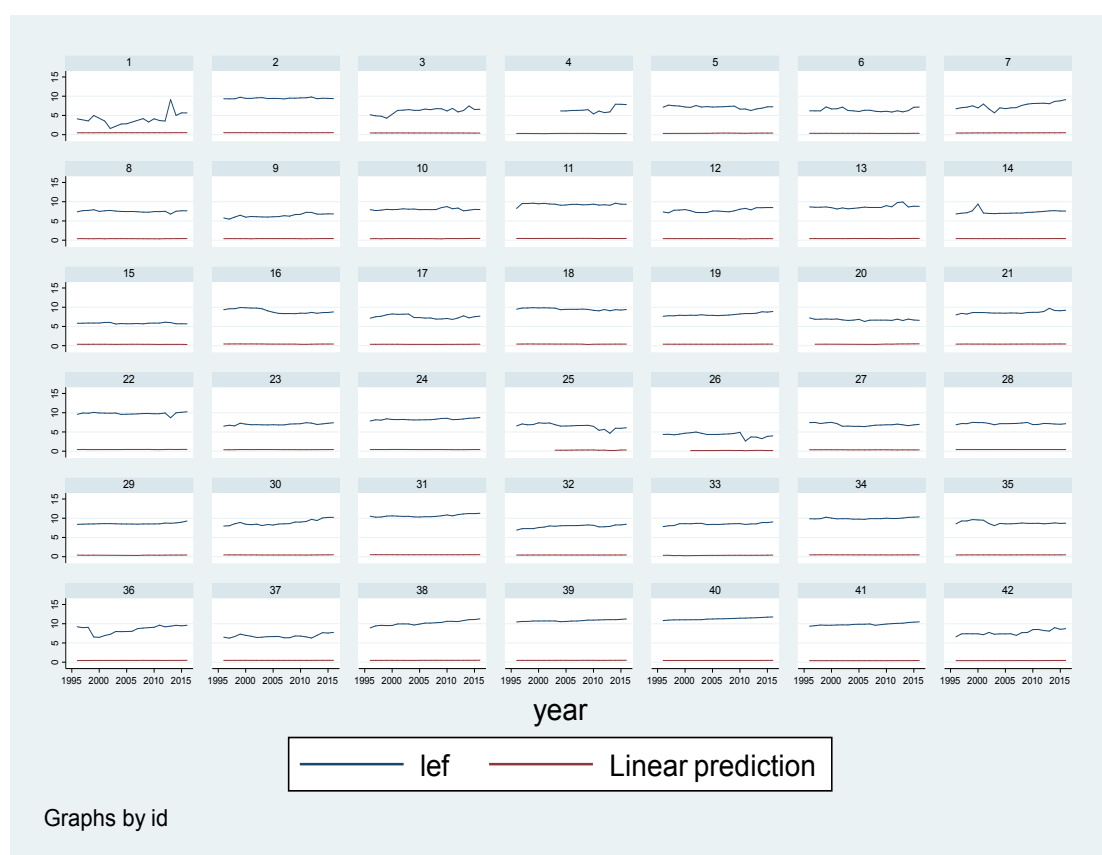
Graphique 4: Emploi Total et Valeur ajoutée



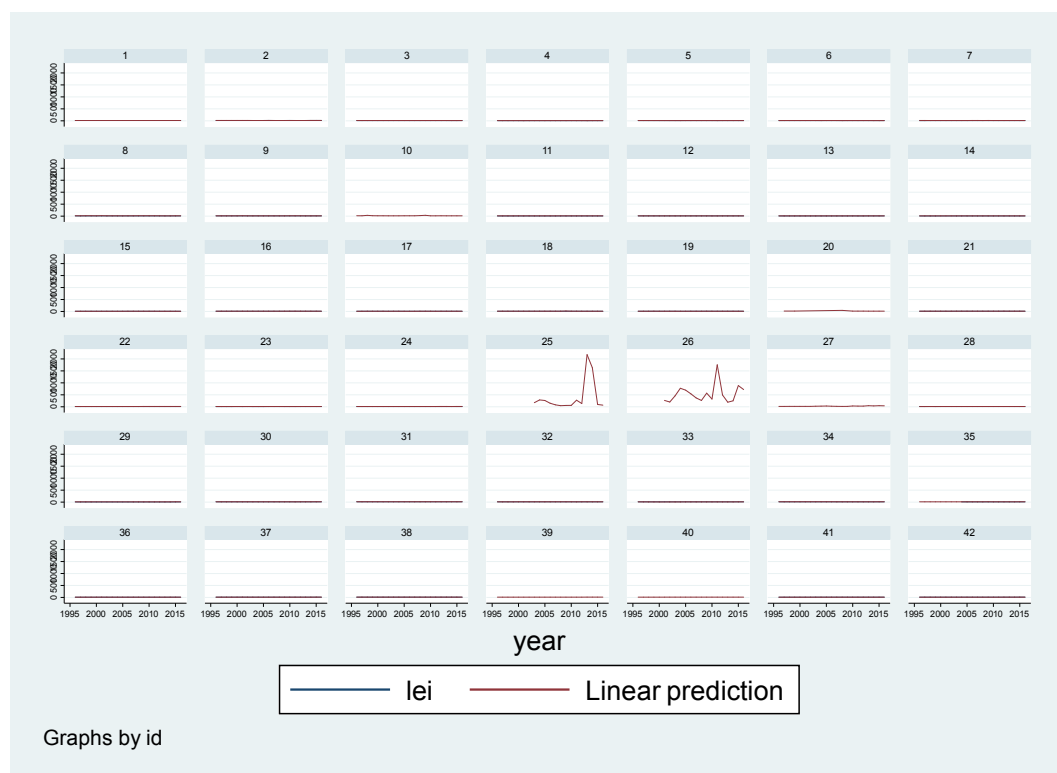
Graphique 5: Emploi Formel valeur ajoutée et ouverture commerciale



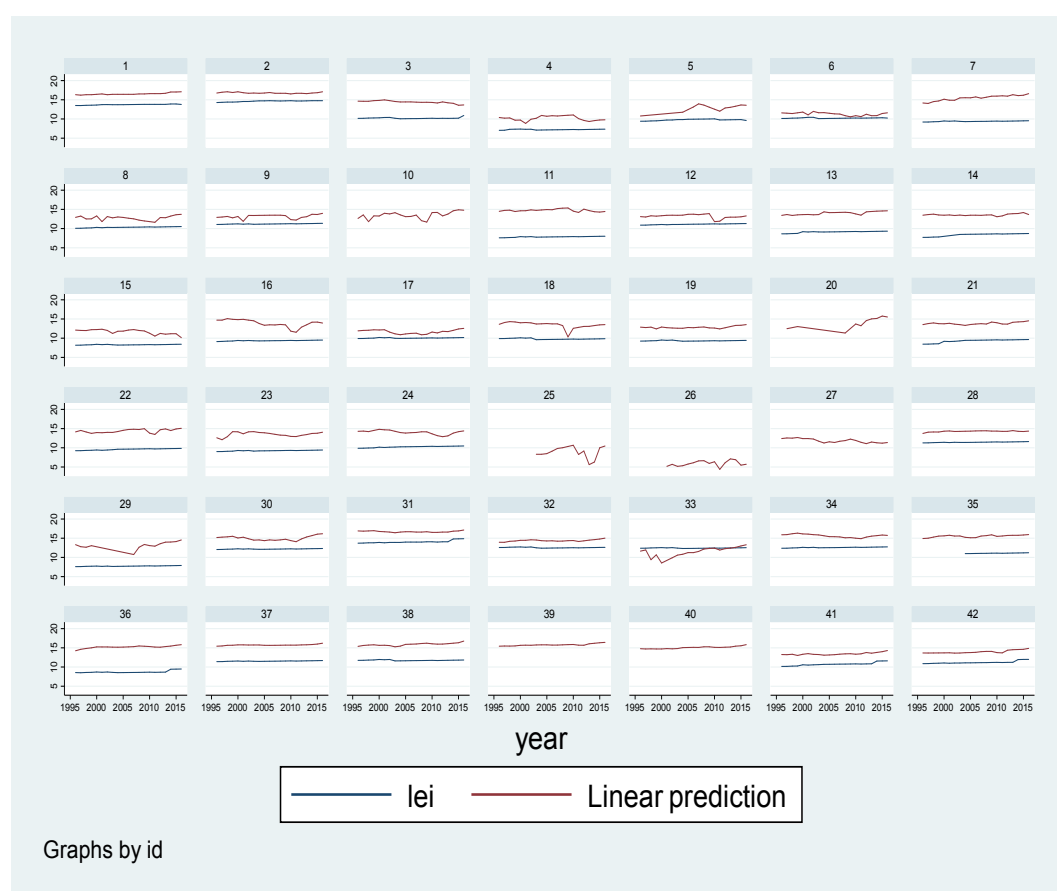
Graphique 6: Emploi Formel et Valeur ajoutée



Graphique 7: emploi informel, valeur ajoutée et ouverture commerciale

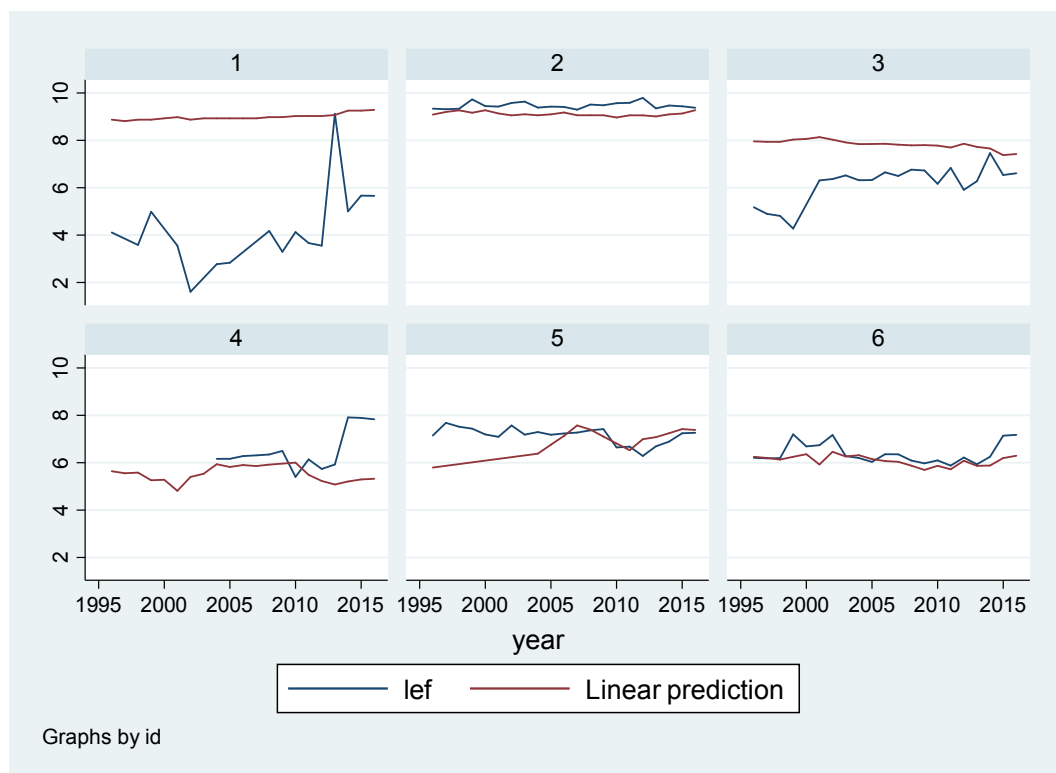


Graphique 8 : Emploi informel et valeur ajoutée

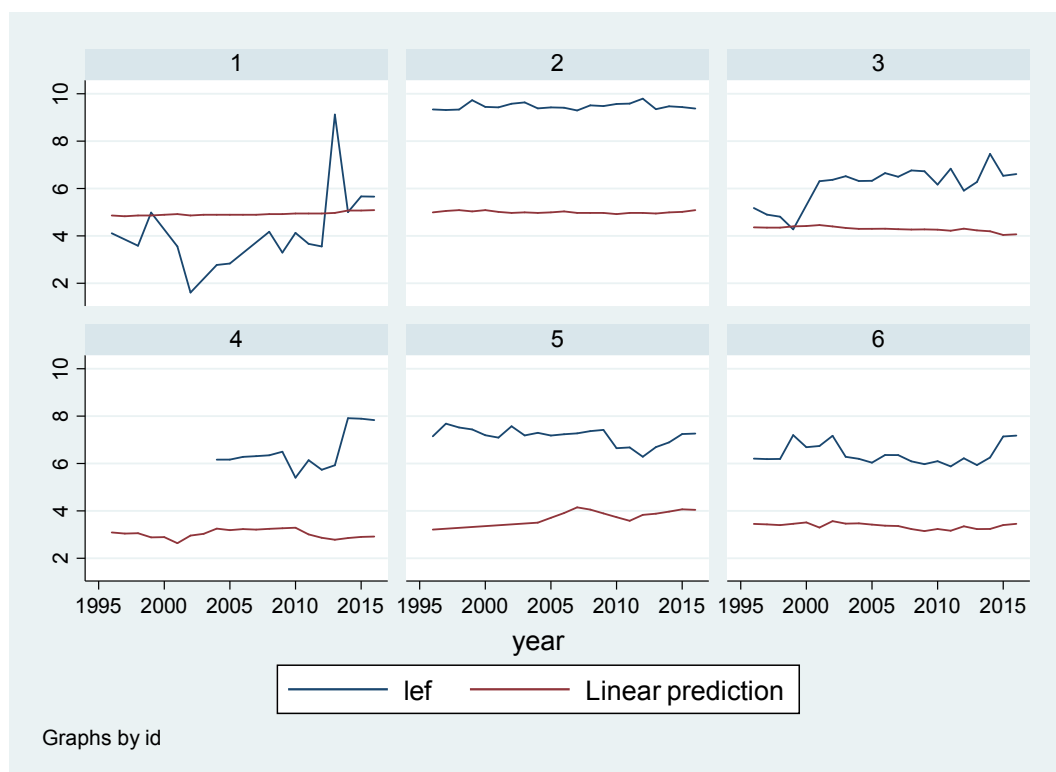


2. SECTEUR AGRICOLE

Graphique 9 : Emploi Formel, Valeur ajoutée et ouverture commerciale

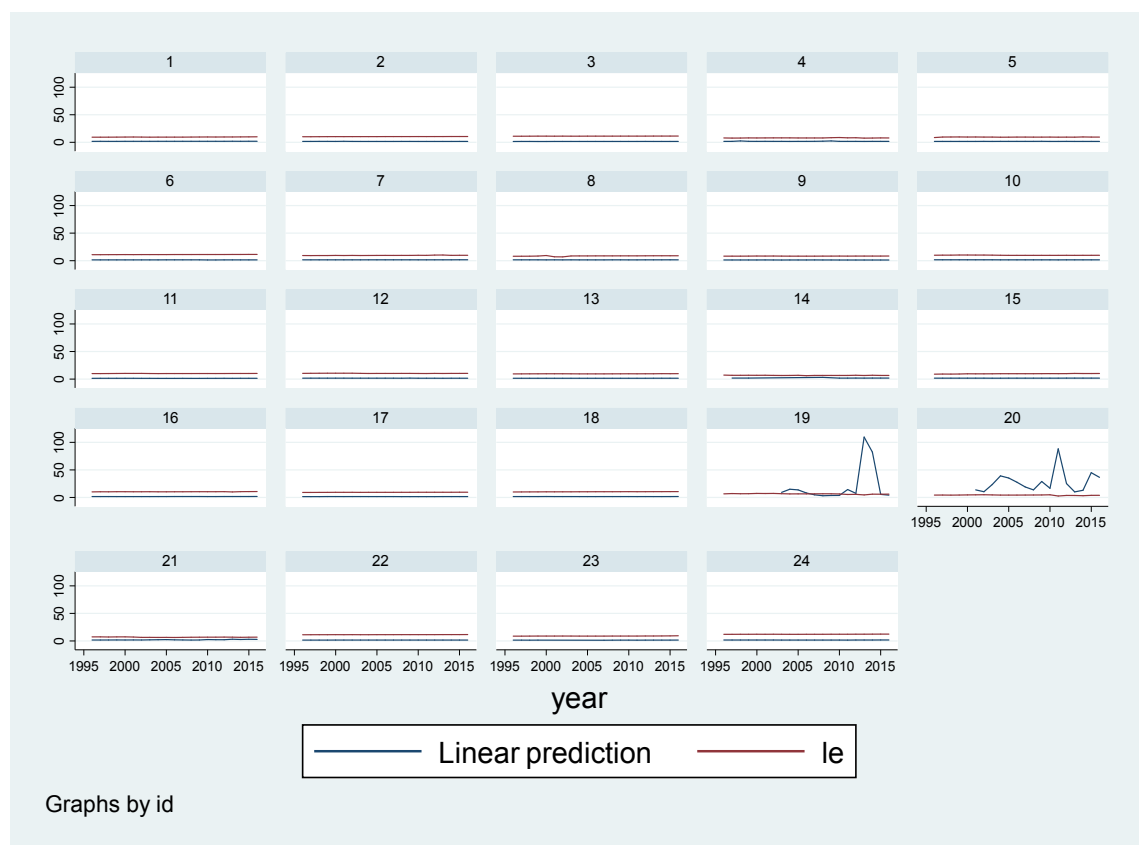


Graphique 10: Emploi Formel et Valeur ajoutée

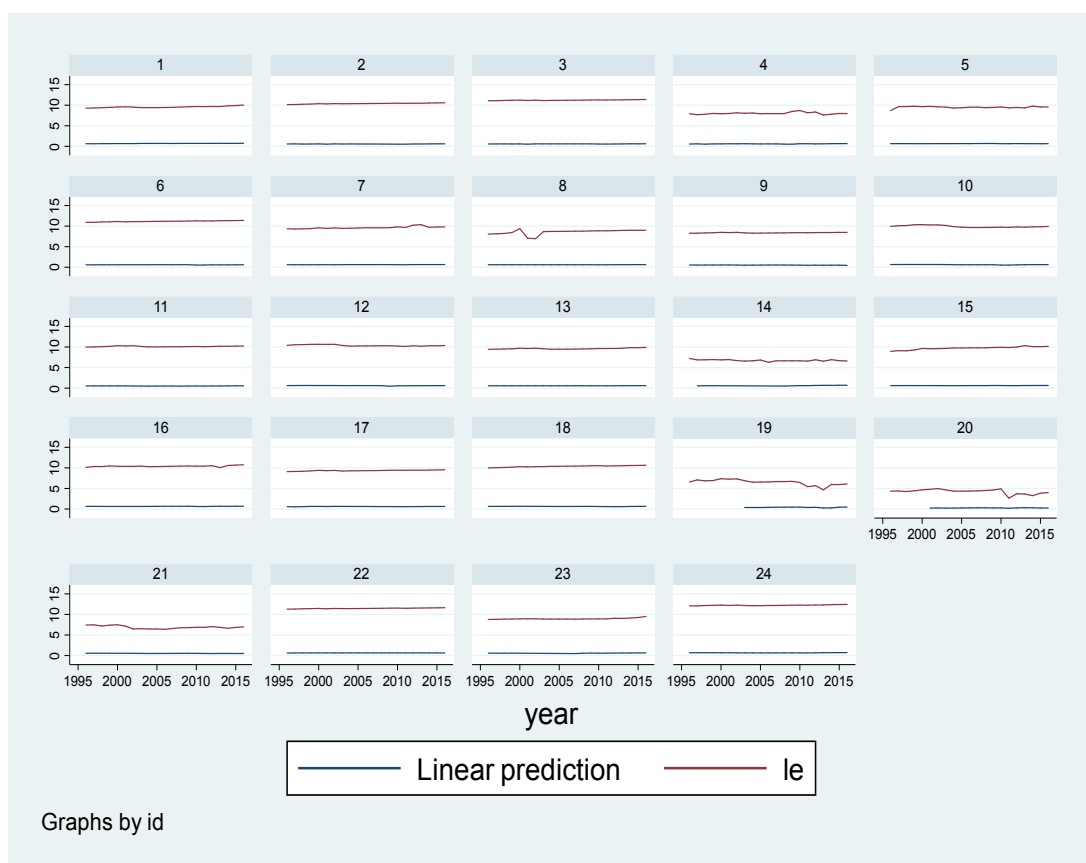


3. SECTEUR SECONDAIRE

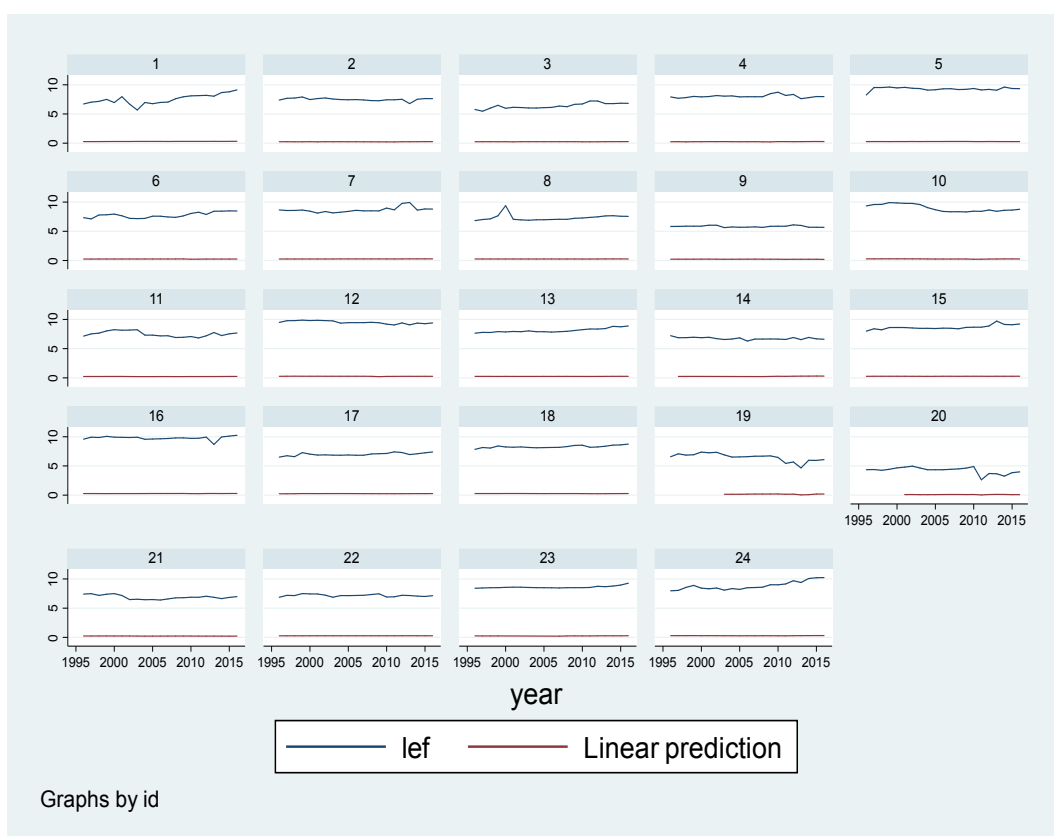
Graphique 11 : Emploi total, Valeur ajoutée et ouverture commerciale



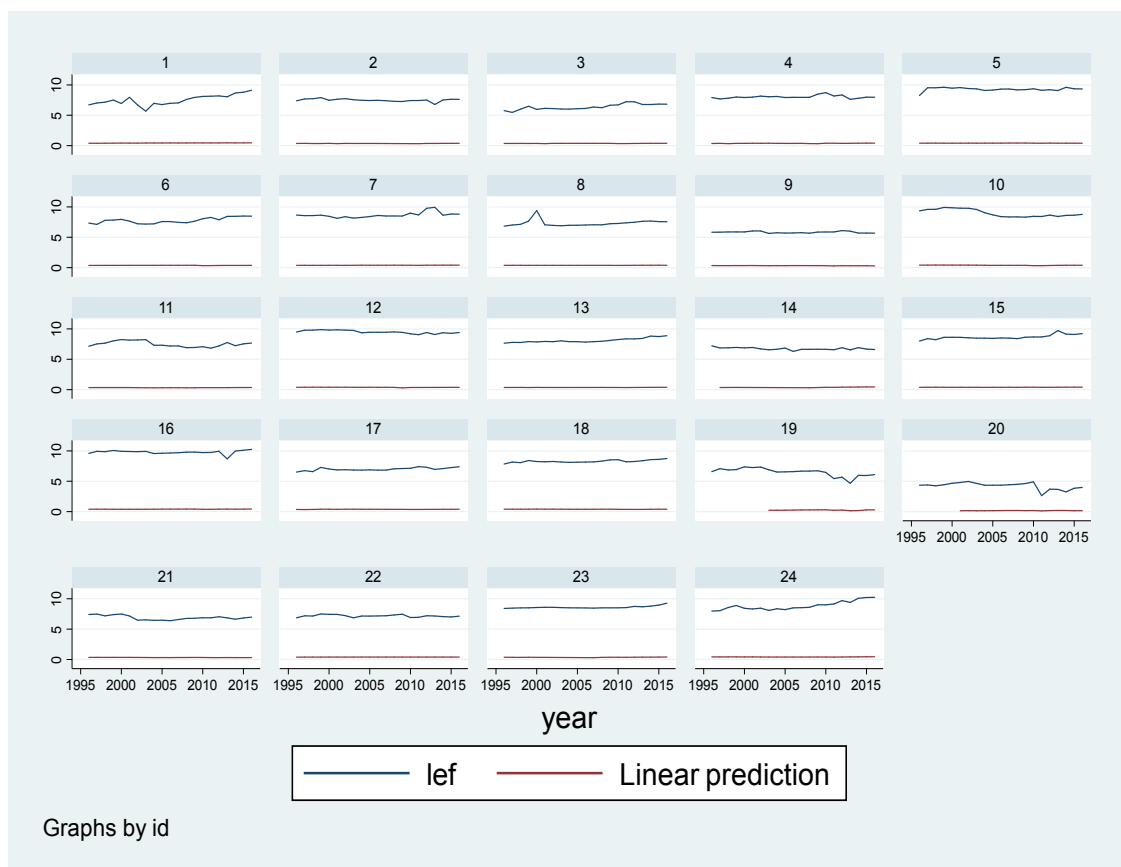
Graphique 12: Emploi Total et Valeur ajoutée



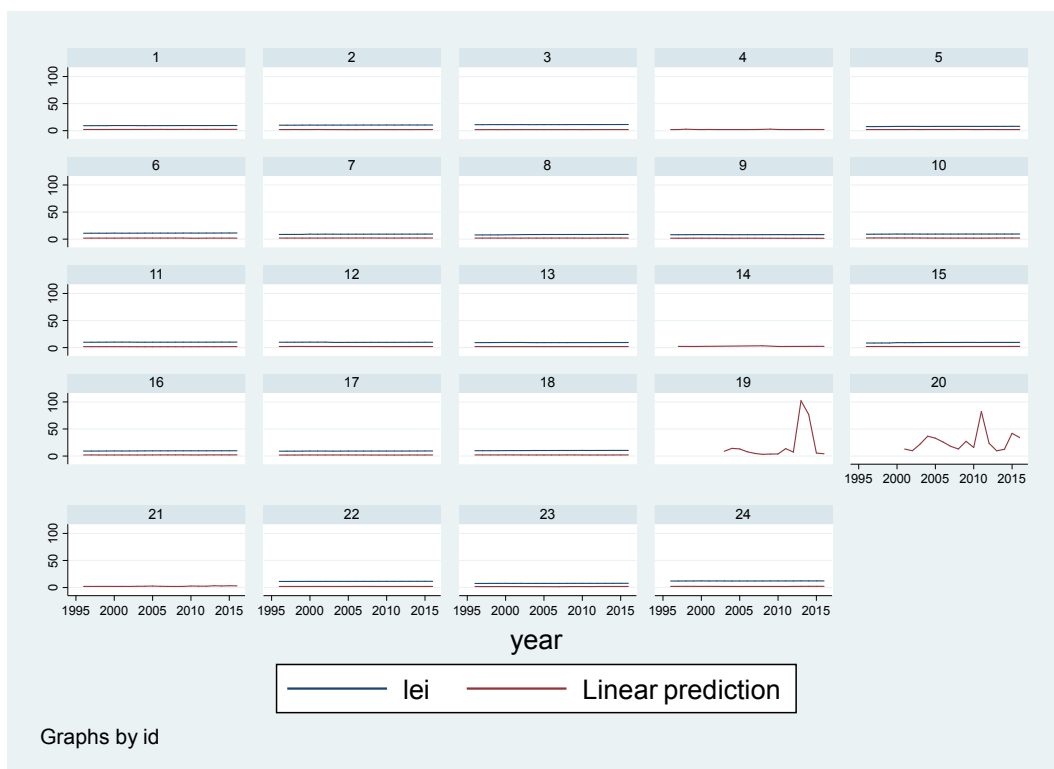
Graphique 13 : Emploi formel, valeur ajoutée et ouverture commerciale



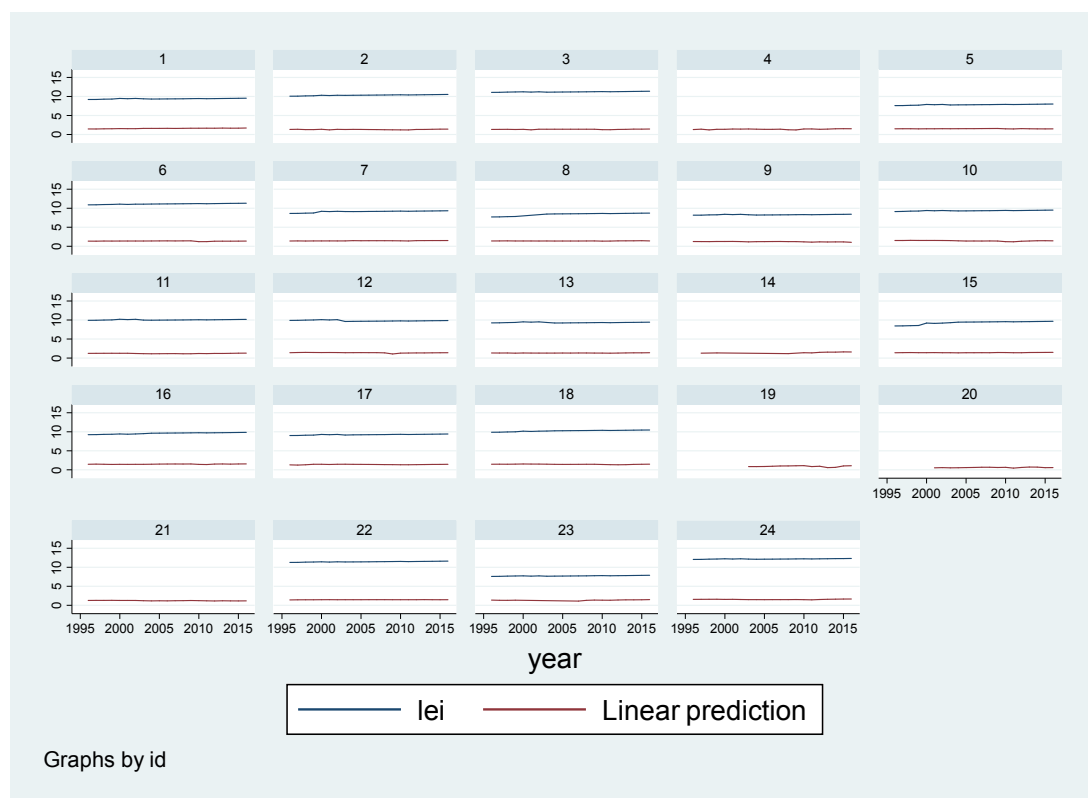
Graphique 14 : Emploi Formel et valeur ajoutée



Graphique 15 : Emploi Informel, valeur ajoutée et ouverture commerciale

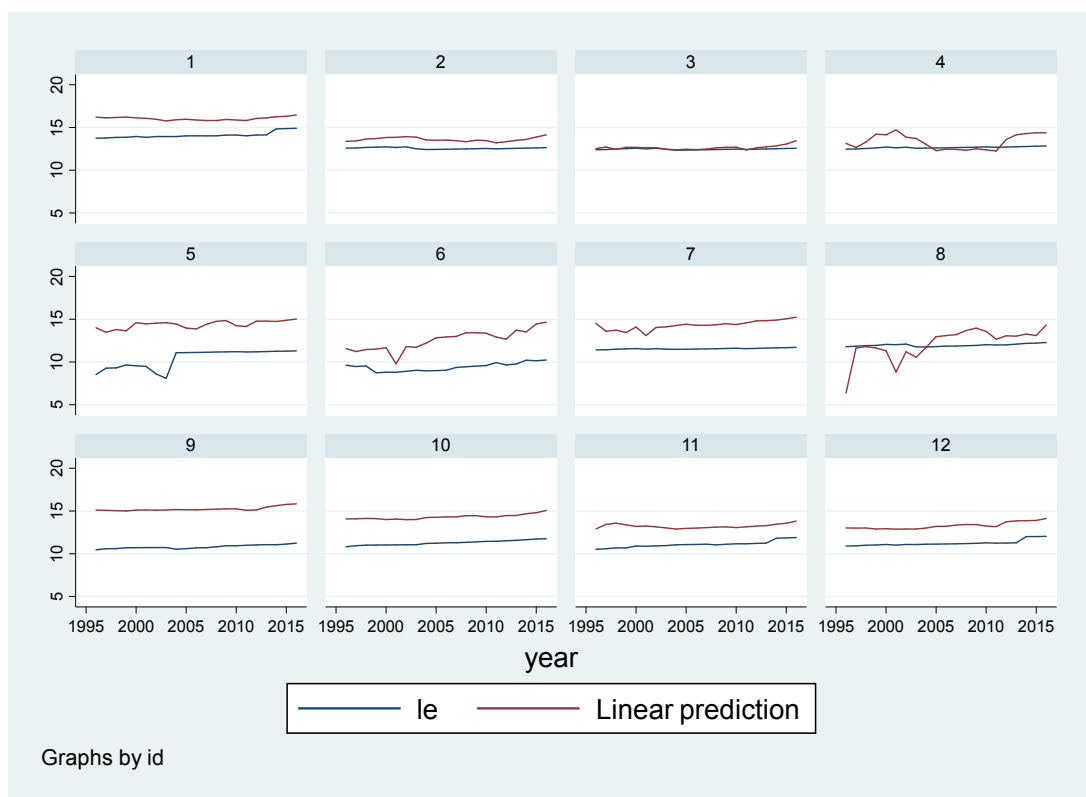


Graphique 16: Emploi informel et valeur ajoutée

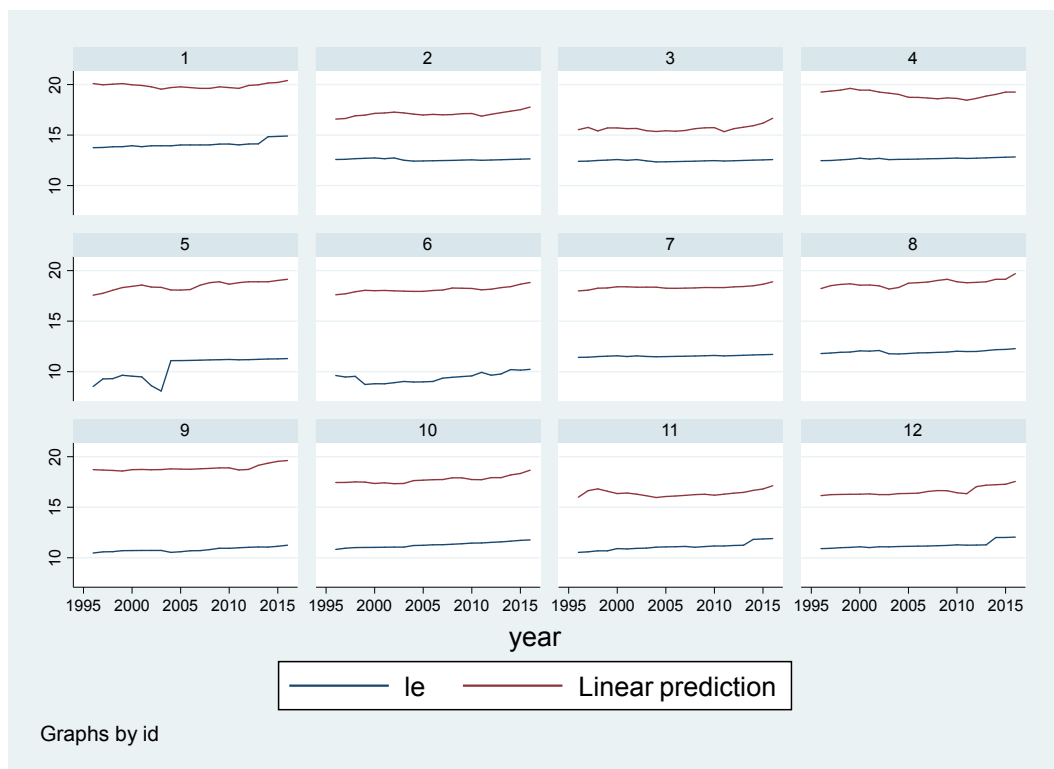


4 TERTIAIRE

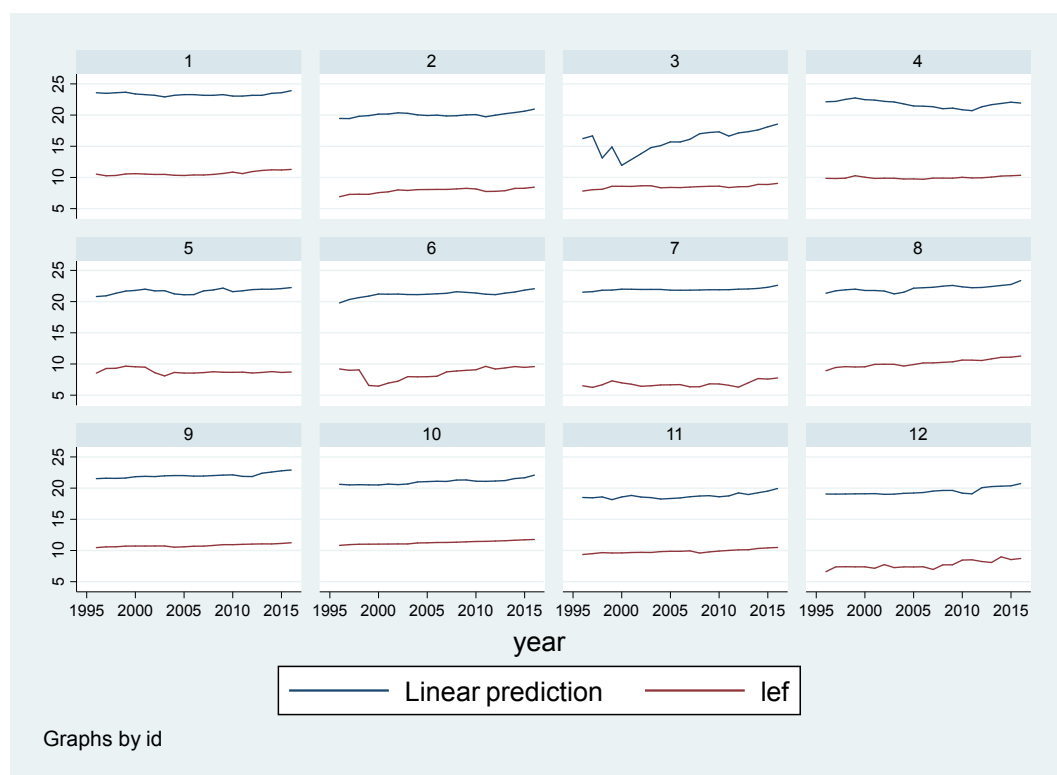
Graphique 17: Emploi total, valeur ajoutée et ouverture commerciale



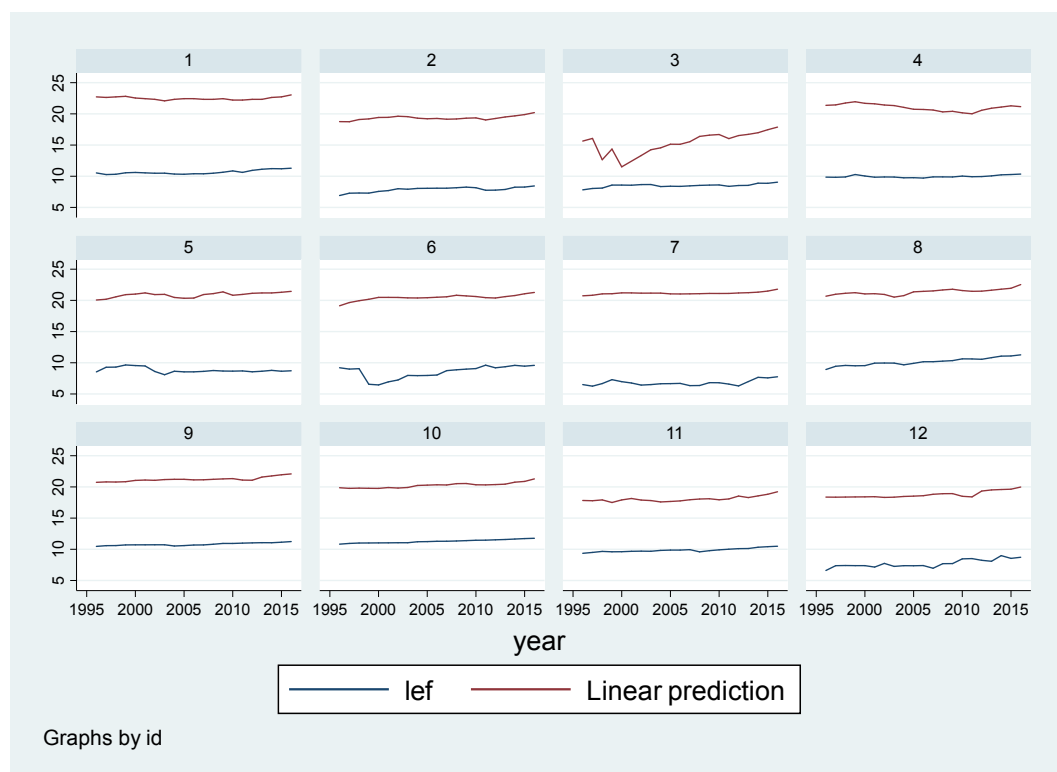
Graphique 18 : Emploi Total et valeur ajoutée



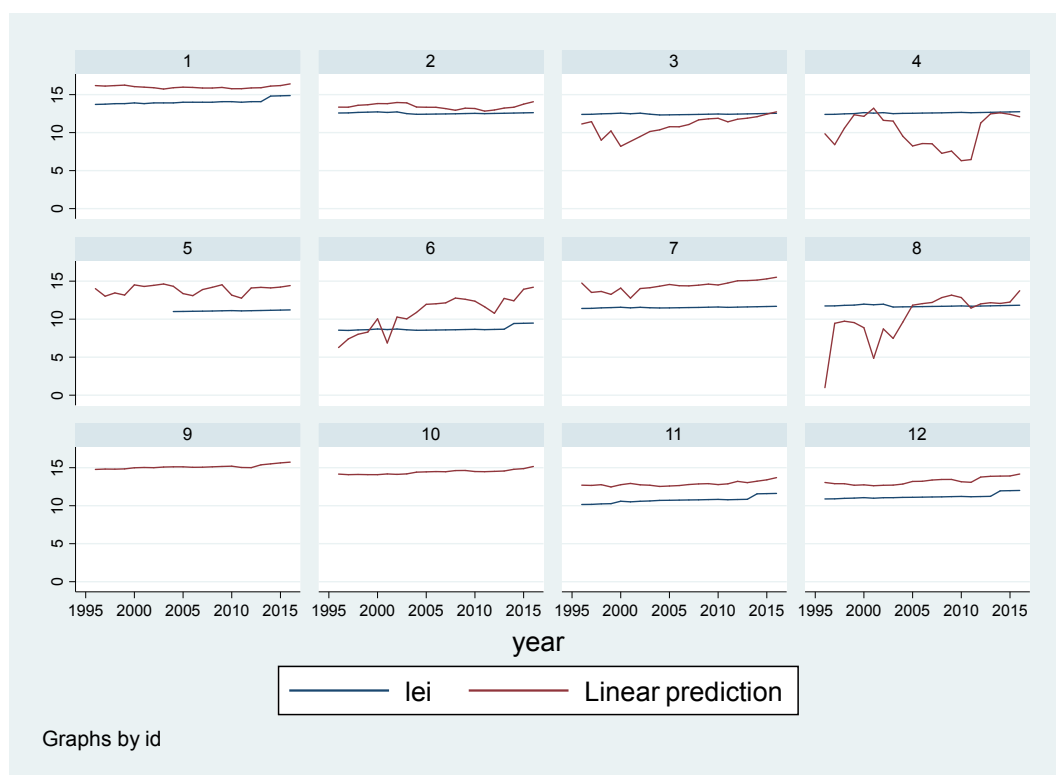
Graphique 19: Emploi Formel, valeur ajoutée et ouverture commerciale



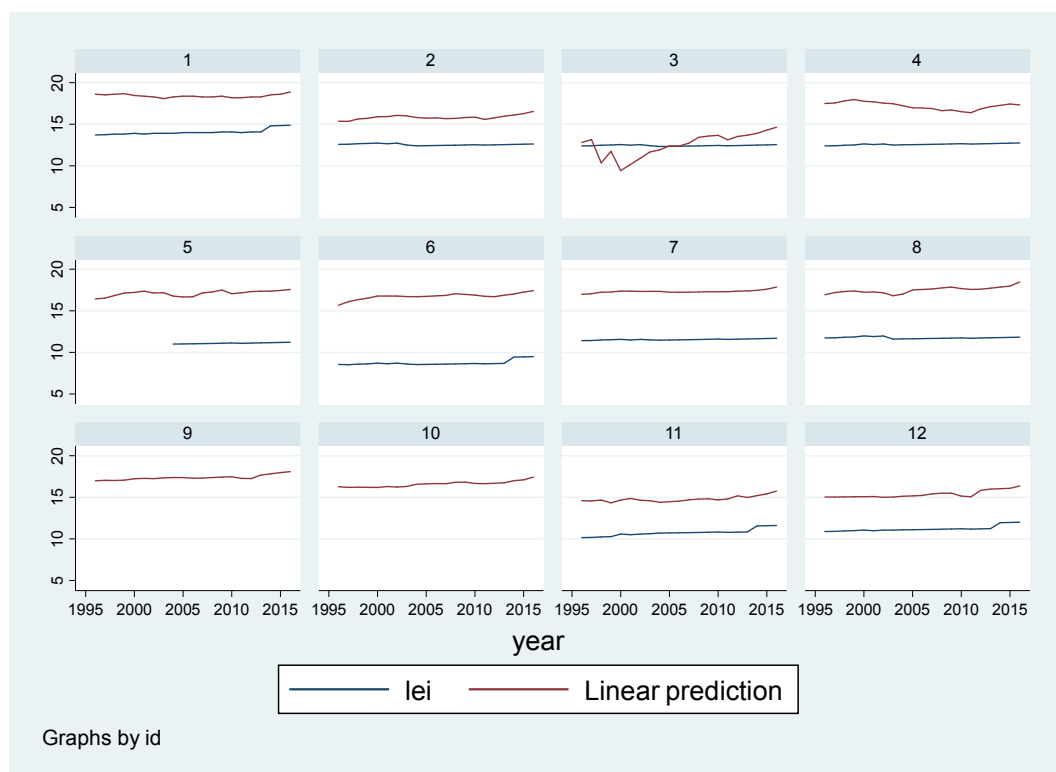
Graphique 20: Emploi Formel et valeur ajoutée



Graphique 21: Emploi Informel, valeur ajoutée et ouverture commerciale



Graphique 22: Emploi Informel et valeur ajoutée





Pour plus d'information, visitez notre site web:

www.ilo.org/strengthen

Bureau International du Travail
Service de Développement et Investissement
4 Route des Morillons
CH-1211 Genève 22
Suisse
Email: devinvest@ilo.org

Cette publication a été produite avec le soutien de l'Union Européenne. Le contenu de cette publication est sous la responsabilité du BIT et ne reflète en aucune manière les positions de l'Union Européenne.

ISSN 2519-4941