

Loi d'Okun en République Démocratique du Congo: évidences empiriques

André Makutubu Balibwanabo¹

et

Oasis Kodila Tedika²

Résumé

Dans cet article, il s'agit de vérifier l'intuition d'Arthur Okun dans une économie en développement, précisément en République Démocratique du Congo (RDCongo). En effet, nous déterminons de quelle manière la production (PIB) réelle et le taux de chômage varient autour de leurs niveaux potentiel et naturel. Cette relation mesurée entre le PIB réel et le taux de chômage tient compte de la situation de guerres qu'a connue la RDCongo. A la lumière des résultats, cette intuition se vérifie également dans le cas de la RDCongo.

Mots-clés : croissance économique, production, production potentielle, loi d'Okun, République démocratique du Congo, taux de chômage

Okun's law in the Democratic Republic of the Congo: empirical evidence

Abstract

The purpose of this document is to try to determine how real GDP and the unemployment rate vary around their potential and natural levels and measure the relationship between real GDP and the unemployment rate in DR Congo; and propose possible solutions for reducing growth of chronic unemployment in the DR Congo.

¹ Economiste, andr_alice@yahoo.fr

² Université de Kinshasa, Atlas Foundation Research of Economic (UnMondeLibre), oasiskodila@yahoo.fr
Les auteurs remercient sincèrement Francis Clavé, Gabriel Mbuyi et Etienne Martin pour leurs commentaires. Ils restent cependant responsables de toute erreur pouvant exister dans ce papier.

O. INTRODUCTION

De manière générale, les fluctuations du produit, de l'emploi et des prix ont souvent pour origine une modification de la demande globale (Mankiw, 1989)³. Ces fluctuations du produit et de l'emploi entraînent un déséquilibre sur le marché du travail. C'est le cas de l'économie de la RDCongo. En effet, dans cette économie, ce non ajustement entre la demande et l'offre de l'emploi s'est traduit naturellement par une hausse de taux de chômage.

Cependant, la situation n'a pas toujours été ainsi. Ce n'est qu'après son indépendance, précisément dans la décennie 70, que l'économie congolaise est devenue fortement instable et caractérisée par une inflation galopante, allant quelques fois à l'hyperinflation doublée du sous-emploi permanent et aigu. Une situation de stagflation dont les caractéristiques principales sont une inflation accompagnée par le chômage, tous deux présentant de taux très élevés. L'exemple de l'année 1991, affichant un taux de chômage de 92.1% et un taux d'inflation de 9141.32%, prouve à suffisance ladite situation. Muteba et al (2005) ont stigmatisé cette stagflation et insisté sur son caractère relativement permanent en RDCongo.

De son côté, Kongolo (2002) a mis en évidence la tendance haussière du chômage en RDCongo. En 1990, le taux de chômage était de 89, 8% soit sur l'ensemble de la population congolaise, seuls 10, 2% de la population active étaient employés. En 1992, ce taux passe de 91,9% à 92,1% soit une légère augmentation de 0,2 point de la population en chômage et cela va crescendo. En comparant par exemple à la situation de 1990 et celle de 2000, il se dégage un accroissement des chômeurs de 6,9 points. Cette situation traduit non seulement l'exiguïté du marché de l'emploi congolais mais aussi la recrudescence du taux de chômage au fil des années.

Toutefois, la RDCongo n'est pas le premier ni le seul à connaître une situation de chômage. Il s'agit d'un phénomène que peut connaître toutes les économies, à un moment ou un autre. C'est dans ce cadre là que ce phénomène économique a intéressé plus d'un. Arthur Okun est l'un des économistes qui s'y est intéressé et dont les travaux ont connu un retentissement énorme. Dans ses études des années 1962 et 1970, il associa les fluctuations du PIB réel « Y » autour de son sentier de croissance tendanciel « Y_p » aux fluctuations en sens opposé du taux de chômage « U » autour de son taux d'équilibre « U_n », soit $(U - U_n) = -g(Y - Y_p)$; cette équation est équivalente à l'équation suivante : $(Y_p - Y)/Y_p = \beta(U - U_n)$ (Mankiw, 2003).

³ De gré, nous omettons le point de vue du courant de la théorie du cycle des affaires.

Aujourd'hui, ses analyses, qui relient la croissance au chômage, ont été vérifiées et validées par plusieurs travaux empiriques (Adachi, 2007 ; Prachowny, 1993 ; Lee, 2000 ; Blanchard et Cohen, 2006). Mais seulement, dans la plupart de cas, ces vérifications ont porté sur des pays développés (Durand et Huchet-Bourdon, 2003). Rares, voire peu nombreuses, à notre connaissance, sont les études qui ont voulu vérifier ce que les économistes appellent, couramment maintenant, « loi d'Okun » dans le contexte des pays en développement (Ngoo Tee Ting et Loi Siew Ling, 2010 ; Leobardo de Jesus et Eduardo Loria, 2007), surtout pour l'Afrique. Alors que ces pays présentent des spécificités évidentes, notoirement différentes de ceux de pays développés.

En RDCongo, le chômage reste un problème énorme ; et le gouvernement ne peut réduire la pauvreté qu'en augmentant la production qui devra s'accompagner par une hausse du niveau de l'emploi. Cet impératif incite à conduire des analyses sur la relation entre la production réelle (appréhendée par le produit intérieur brut – PIB en sigle) et le taux de chômage. Nous voilà confronté à la loi d'Okun.

En nous inspirant de cette loi, qui stipule que : « *chaque fois que le PIB chute d'un certain pourcentage, par rapport au produit potentiel, le taux de chômage augmente d'environ un point de pourcentage. Soit lorsque le PIB réel diminue, le taux de chômage augmente* » (Mankiw, 2003), nous postulons que l'économie de la RDCongo connaît une relation négative ou inverse entre la variation du PIB réel autour de son produit potentiel et le taux de chômage autour de son taux naturel.

Dans ce document, nous testons la validité de cette intuition et mettons à la disposition des universitaires une étude pragmatique qui adapte la théorie économique. Par ailleurs, cet article se consacre uniquement à la période qui s'étend de 1960 à 2000.

Tour à tour, nous présenterons en premier lieu le cadre théorique de cet article, ensuite viendra un petit détour aux indicateurs macroéconomiques qui sont utilisés dans ce papier et par après on laissera place à une analyse économétrique. Enfin, une conclusion va naturellement clore ce document.

1. CONSIDERATIONS THEORIQUES

Cette section présente le cadre théorique dans lequel il faut situer cet article. Il explique la loi d'Okun, en tenant compte des spécificités sur lesquelles se fondent notre étude. Ensuite, vient une explication relativement sommaire de la production potentielle telle qu'appréhendée dans cette étude.

1.1 Loi d'Okun

La loi d'Okun relie la production au chômage dans le contexte de fluctuations conjoncturelles. Pour Samuelson et Nordhaus (2000), elle fournit le lien de toute première importance entre le marché des produits et le marché de travail. Pour lui-même, c'est-à-dire Arthur Okun, il s'agit d'une relation empirique entre l'output gap et la variation du chômage. Plus concrètement, cette loi mesure l'élasticité du taux de chômage aux variations de la croissance (Okun, 1970).

C'est en 1962 qu'Arthur Okun formule, dans un article pionnier, cette relation. Pour les [États-Unis](#), sa loi prend la forme : $\Delta U = -0,5 \times (\Delta Y/Y(\%) - 3)$ Pour chaque point de croissance au-dessus de 3%, le taux de chômage diminue de 0,5 point (« coefficient d'Okun »). Il s'agit là d'« une relation linéaire simple entre l'écart du taux de chômage à son niveau naturel et l'écart de la production par rapport à son niveau potentiel. Il existe donc une corrélation négative entre les changements du taux de chômage et les changements de croissance de la production. La relation entre le taux de chômage et écart de production est plus précisément considérée par Okun comme relatant les déviations de la production à son niveau potentiel et du taux de chômage à son niveau naturel.» (Destais et al., 2005 : 9).

En fait, on peut écrire mathématiquement la loi d'Okun de la manière suivante :

$$\frac{(Y_p - Y)}{Y_p} = \beta(U - U_n) \quad (1)$$

avec

Y_p : production potentielle ; Y : PIB réel ; U_n : taux de chômage naturel ; U : taux de chômage ; β : coefficient d'Okun mesurant la baisse du taux de chômage quand la production dépasse un certain seuil.

$$\text{Or, } U = \frac{\text{Nombre de chômeurs}}{\text{Population active totale}} \times 100 \quad (2).$$

Cette relation peut s'écrire, en tenant compte de la loi d'Okun, comme suit :

$$\frac{\Delta Y}{Y} = k - \beta \Delta U \quad (3)$$

Où

ΔY : variation du PIB réel ; ΔU : variation du taux de chômage ; k : variation du produit potentiel autour de son produit potentiel moyen sur la production potentielle moyenne multipliée par 100.

L'équation (3) est la variation en pourcentage du PIB réel. Il nous est important de démontrer la provenance de l'équation (3), à partir de l'équation (2) :

$$\frac{(Y_p - Y)}{Y_p} = \beta(U - U_n) = 1 - \frac{Y}{Y_p}$$

En multipliant les deux membres de cette équation par (-1), nous obtenons l'équation suivante :

$$\frac{Y}{Y_p} - 1 = \beta(U_n - U) \quad (4)$$

En calculant la différentielle de l'équation (4), nous obtenons :

$$\Delta\left(\frac{Y}{Y_p}\right) = \frac{(Y + \Delta Y)}{(Y_p + \Delta Y_p)} - \frac{Y}{Y_p} = \beta(\Delta U_n - \Delta U) \quad (5)$$

En cherchant le dénominateur commun du premier membre de l'équation (5), nous obtenons :

$$\frac{(Y_p \Delta Y - Y \Delta Y_p)}{Y_p(Y_p + \Delta Y_p)} = \beta(\Delta U_n - \Delta U) \quad (6)$$

Multiplions le premier membre de l'équation (6) par $\left[\frac{(Y_p + \Delta Y_p)}{Y}\right]$, pour trouver approximativement l'équation (1), nous aurons :

$$\frac{(Y_p \Delta Y - Y \Delta Y_p)}{Y_p Y} = \frac{\Delta Y}{Y} - \frac{\Delta Y_p}{Y_p} = \beta(\Delta U_n - \Delta U)$$

De cette équation nous déduisons l'équation suivante :

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta Y_p}{Y_p} + \beta \Delta U_n - \beta \Delta U \quad (7)$$

En posant $k = \frac{\Delta Y_p}{Y_p} + \beta \Delta U_n$,

L'équation (7) peut s'écrire comme suit :

$$\frac{\Delta Y}{Y} = k - \beta \Delta U \quad (8)$$

L'équation (8) nous montre que lorsque le taux de chômage diminue d'un point de pourcentage, la variation du PIB réel en pourcentage varie positivement d'un certain pourcentage. C'est cette équation qui fait l'objet de la présente étude.

Pour étudier cette relation, qui doit théoriquement être négative, entre le PIB réel autour de sa tendance et celle du taux de chômage autour de son taux naturel, nous posons l'hypothèse selon laquelle la variation du taux de chômage est la seule variable qui influence la variation du PIB réel autour de sa tendance et que les autres variables indépendantes sont isolées.

Alors la variable dépendante est la variation du PIB réel autour de sa tendance en pourcentage notée $\frac{(Y - Y_p)}{Y_p}$ et la variable indépendante, la variation du taux de chômage autour de son taux naturel notée $(U - U_n)$.

Cette fonction se présente de la façon ci-après :

$$\frac{(Y - Y_p)}{Y_p} = f(U - U_n) \quad (\text{Mankiw, 2003}).$$

(-)

Où $\frac{(Y - Y_p)}{Y_p}$: variation du PIB réel autour de son produit potentiel en pourcentage ; $(U - U_n)$: variation de taux de chômage autour de son taux naturel.

Le signe (-) présente en dessous de la variable explicative indique a priori l'impact attendu de la variable considérée sur la variable expliquée estimée.

Dans le cas de notre analyse, nous allons considérer que la variation du PIB réel autour de son produit potentiel en pourcentage n'est pas seulement fonction de la variation du taux de chômage autour de son taux naturel mais elle est aussi fonction de situation de guerre qu'a connue la RDCongo durant la période sous étude. Cette variable qui est qualitative sera présentée par une variable muette « dummy », représentant la situation de guerre. Elle prendra la valeur zéro (0) pour signifier l'époque de paix et un (1) pour symboliser la période de trouble et guerre. L'équation devient alors :

$$\frac{\Delta Y}{Y} = k - \beta * \Delta U - d * DG \quad (9)$$

DG : variable muette de guerres ou Dummy guerres

L'équation (9) montre que lorsque la RDCongo est dans la situation de guerre, la variation du PIB réel diminue de pourcentage «d». Et la variation du PIB réel autour de son produit potentiel en pourcentage peut s'écrire à nouveau comme suit :

$$\frac{(Y - Y_p)}{Y_p} = f[(U - U_n), DG]$$

(-) (-)

Cette fonction est celle présentée par Mankiw (2003) augmentée de la situation de guerre qu'a connue la RDCongo. Elle nous montre que la variation du taux de chômage se modifie autour de son taux naturel et de la situation de guerre en RDCongo, qui influence négativement la variation du PIB réel autour de son produit potentiel en pourcentage.

1.2. Production potentielle

Le produit potentiel est « le niveau de production qu'une économie peut fournir sous condition d'emploi total avec un niveau de chômage naturel. Le produit potentiel s'insère donc dans un contexte d'équilibre stable de l'économie dans son ensemble, dite condition de « steady state » ou « état stationnaire ». » (Destais et al, 2005 : 7). Il en découle donc qu'il est possible d'avoir une différence entre le produit potentiel (indicateur de l'offre) et le produit effectif (indicateur de la demande). Lequel écart porte le nom de l'output gap. La prise en compte dans l'analyse de cet écart constitue dans une certaine mesure le point de départ de l'étude de l'analyse conjoncturelle.

A propos de cette analyse conjoncturelle, s'opposent actuellement deux écoles de pensée (Mankiw, 1989). La première, appelée théorie des cycles réels, portée notamment par les travaux pionniers de Fynn Keyland, Edward Prescott, Charles Plosser, etc., soutient que la production potentielle est tirée par des chocs exogènes de productivité, qui affectent l'offre globale et déterminent, à la fois, le sentier de croissance de long terme et les fluctuations à court terme de l'output. Dès lors, les fluctuations économiques ne sont pas causées par l'insuffisance ou l'excès de demande globale, mais les sont par le comportement naturel et efficient de l'économie aux changements technologiques.

Cette école de pensée est en réalité la continuation ou la réincarnation du monétarisme ou plus clairement de la nouvelle macroéconomie classique, où « l'économie est supposée être en permanence dans une position d'équilibre stable (« steady state ») et donc dans laquelle la production effective coïncide toujours avec la production potentielle. Seul des chocs peuvent faire éloigner l'économie de sa position d'équilibre. Des chocs à caractère permanent déterminent la position des « steady state » tandis que des chocs transitoires déterminent des fluctuations conjoncturelles. » (Destais et al, 2005 : 8).

La seconde approche, qui s'inscrit dans la tradition keynésienne, considère que les fluctuations économiques résultent principalement des variations de la demande globale, en relation avec un niveau d'offre globale dont l'évolution est relativement lente. Durant les phases de récession, il existe des facteurs de production qui ne sont pas pleinement utilisés du fait de l'insuffisance de la demande effective ; en particulier, le taux de chômage se situe au dessus de son niveau d'équilibre, ce qui exerce une pression à la baisse sur les prix. Dans ce cadre, l'évaluation de la production potentielle s'avère nécessaire pour la gestion de la demande.

Cette production potentielle est communément « assimilée à la composante permanente de l'économie qui n'est typiquement pas stationnaire. L'écart de production quant à lui est assimilée à la composante transitoire de l'économie, typiquement stationnaire mais pas nécessairement périodique. La composante transitoire peut être divisée en une composante cyclique et une composante irrégulière. » (Destais et *al.* 2005 : 8).

Destais et *al.* (2005) distinguent deux types de techniques d'analyse des fluctuations économiques : la déviation par rapport à la tendance, c'est-à-dire l'interprétation des changements sur la production et le « *gap closing* » qui nous permet d'analyser les phénomènes cycliques. Dans ce sens, si on se réfère à une approche de moyen terme, le produit potentiel est assimilée à la tendance et l'écart de production à la déviation par rapport à la tendance. Alternativement, si on se base sur le court terme, l'évolution de l'écart de production correspond aux fluctuations économiques principalement expliquées par la composante cyclique de l'économie.

D'un point de vue cyclique, l'analyse de l'output gap permet d'identifier les phases du cycle conjoncturel (accélération et décélération). Du point de vue de la tendance, l'écart de production identifie les déviations de la tendance et le lien entre le produit potentiel ; et l'écart de production nous permet de détecter les points de recouvrement ou récession.

Techniquement, la production potentielle est une entreprise laborieuse pour de multiples raisons. Dans le cadre de cet article, pour appréhender la production potentielle, nous tenons compte des conditions et réalités de l'économie congolaise où l'inflation est vive et dans laquelle il y a sous-emploi des capacités de production. Nous tenons aussi compte de son ouverture à d'autres économies du monde à travers ses termes d'échanges.

Formellement pour déterminer le produit potentiel, l'équation est celle-ci :

$$\text{Log } Y/L = f(\text{Infl}, \text{RInfl}, \text{TE}) \quad (10)$$

(+) (-) (+)

Où :

Log : logarithme naturel ; Y/L : PIB réel par habitant ; Infl : taux d'inflation ; RInfl : Ratio d'inflation au PIB réel ; TE : terme d'échanges total.

Les signes (+) ou (-) sous chaque variable explicative indiquent *a priori* l'impact attendu de la variable considérée sur le PIB réel par tête estimé. Naturellement, $\text{Log}(Y/L)$ est la variable dépendante et (Infl , RInfl et TE) sont les trois variables indépendantes.

Econométriquement, en supposant la linéarité, l'équation (10) devient :

$$\text{Log}(Y/L) = a + b * \text{Infl} + c * \text{TE} + d * \text{RInfl} + \mu \quad (11)$$

Où

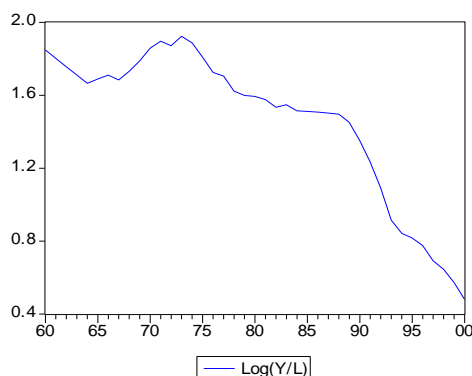
L : population totale par année ; μ : terme d'erreurs ; a, b, c, et d sont toutes des constantes ; Log : le logarithme naturel.

2. UN PETIT DETOUR PAR LA MACROECONOMIE CONGOLAISE

Cette section présente simplement en quelques lignes la tendance des différentes variables explicatives utilisées dans cette étude afin de donner une image de son évolution.

2.1 PIB réel par habitant (Y/L)

Figure 1 : Evolution du PIB réel par habitant



Source : FMI

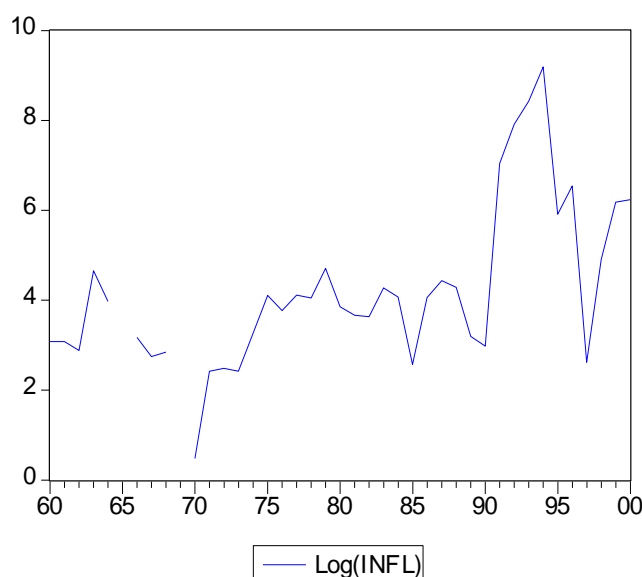
La Figure 1 nous montre l'évolution du PIB réel par tête au fil du temps, en million de Zaïres. La courbe du Y/L décroît entre 1960-1964, c'est-à-dire le Y/L congolais ne cesse de décroître depuis le lendemain de l'indépendance jusqu'à l'année 1964. Il passe de 5.28 à 5.52 Zaïres entre 1964 et 1966, soit une légère augmentation de 0.24 Zaïres entre ces années. Entre 1966 et 1967, il y a une chute de 0.14 Zaïre du PIB réel par habitant.

Ce même produit par tête passe de 5.64 à 6.65 Zaïres entre 1968 et 1971, soit une hausse de 1,01 point. Cette courbe décline entre 1971 et 1972. Elle subit un léger accroissement entre 1972 et 1973, soit de 0.35 Zaïres puis elle décroît encore jusqu'au début de 1983, soit elle passe de 6.60 en 1974 à 4.63 Zaïres en 1983. Elle augmente légèrement de 0.07 Zaïre en 1984 et enfin elle connaît une baisse importante entre 1988 et 2000. C'est la période de la dépression congolaise.

2.2 Taux d'inflation (Infl.)

L'économie congolaise est une des économies où la présence d'une inflation persistante existe depuis de longtemps. Dans cette section, nous présentons l'évolution du taux d'inflation depuis les années 1960-2000.

Figure 2 : Evolution du taux d'inflation



Source : FMI

De cette figure ressort que le taux d'inflation est stable entre 1960 et 1961, soit de 21.77%. Il passe à 17.88% en 1962, puis devient de 105.18% en 1963. En 1964, le taux d'inflation décroît, soit passe de 105.18 à 53.18%. Vers

les années 1965, il devient négatif, soit de -1.31%. Il y avait absence totale d'inflation.

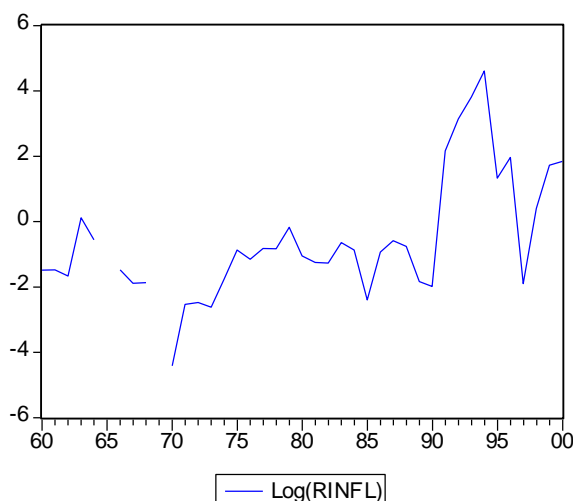
Une année après, ce taux redevient positif en croissant sensiblement par rapport à l'année passée, pour se situer à 23.85%. En 1969, il tombe sous la barre négative, soit -0.50%. Il devient de 1.61% en 1970. Il passe de 11.27 à 57.38% entre 1971 et 1978. En 1979, ce taux passe à 111.13%, puis de 47.19 à 19.64% entre les années 1980 et 1990.

A partir des années 90, la politique monétaire est fortement relâchée. Le pouvoir en place monétise régulièrement le déficit budgétaire et s'intéresse au seignuriage, surtout abusivement. Cette politique monétaire laxiste se transforme rapidement à une inflation galopante, voire en hyperinflation, en prenant de l'ampleur entre 1991 et 1994, soit de 1141.32 à 9796.9% (le pic historique !). C'est cette période de l'économie congolaise que Tshiunza Mbiye (2003) qualifie de « triangle maléfique de l'hyper-inflation, de l'hyper-dépréciation et de l'hyper-récession ».

Enfin, cette inflation passe de 370.27 à 511.20% entre les années 1995 et 2000. L'année 97 est une exception en ce sens qu'elle fut celle où ce taux est à deux chiffres, soit de 13,75%. Pour les années sous étude, le taux d'inflation moyen est de 528,20%, confirmant que l'économie congolaise souffre d'une hyperinflation.

2.3 Ratio d'inflation (RInfl.)

Figure 3 : Evolution de ratio d'inflation

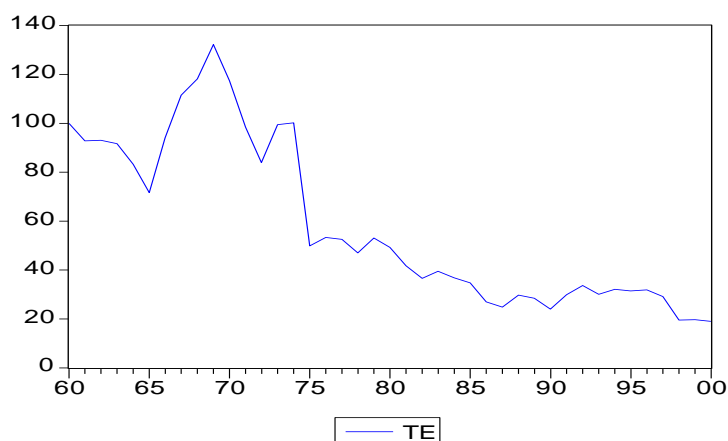


Source : Calcul des auteurs basé sur les données du FMI

D'une manière générale, de ce graphique ressort une évolution sinusoïdale du ratio de l'inflation au PIB réel au fil de temps. Cette courbe suit la même allure que celle du taux d'inflation. On a donc là des acrobaties singulières.

2.4 Terme d'échange total (TE)

Figure 4 : Evolution du terme d'échange total

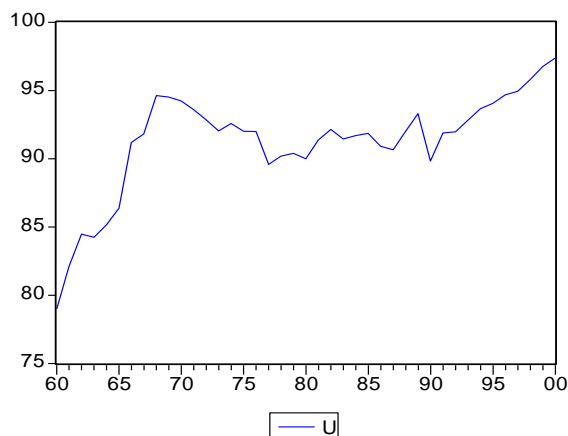


Source : FMI

L'évolution du terme d'échanges décroît entre 1960-1965, puis augmente de 1966-1970. Il décline entre 1971-1972, puis augmente encore de 1973-1974. Enfin, d'une manière générale, il connaît une chute de 1975 jusqu'à 2000. Grosso modo, on assiste là à une tendance à la baisse.

2.5 Taux de chômage

Figure 5 : Evolution du taux de chômage



Source : Calcul des auteurs à partir des données de FMI

A voir ce graphique, on lit un déséquilibre permanent sur le marché de l'emploi congolais, avec une demande de travail supérieure à l'offre de travail. D'où, d'un côté, la main d'œuvre congolaise qui coûte moins cher sur le marché avec un faible pouvoir de négociation ; et, de l'autre, les employeurs ou entreprises offreurs d'emploi avec une tendance à fixer le niveau de prix ou de salaire. L'évolution de cette courbe montre en plus que le taux de chômage croît en moyenne de 0.46% par an en RDCongo.

A partir de ces données, nous avons estimé le taux de chômage naturel.

3. ANALYSE ECONOMETRIQUE

3.1 Test de stationnarité (Unit root test)

Une variable est dite stationnaire si tous ces moments sont indépendants de temps.

Avant d'appliquer le test de Dickey-Fuller, nous devons d'abord déterminer le nombre de retard (p) pour chaque variable et cela à l'aide du correlogram de la série.

Tableau n°1. Résultats de test de stationnarité en niveau

Variables	Modèle retenu	Lag (P)	Stat. ADF	CV (5%)	Conclusion
Log(Y/L)	1	1	-1.25	-1.95	NS
INFL	1	1	-2.76	-1.95	I (0)
Log(RINFL)	1	6	-0.98	-1.95	NS
TE	1	8	-2.79	-1.95	I(0)

Source : Calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 3.1

NS : non stationnaire

I (0) : stationnaire en niveau

Les variables termes d'échange et taux d'inflation sont stationnaires en niveau tandis que les log de PIB/HAB et log de ratio de taux d'inflation par rapport au PIB sont non stationnaires en niveau.

Tableau n°2. Résultats de test de stationnarité en différence première

Variables	Modèle retenu	Lag (P)	Stat. ADF	CV (5%)	Conclusion
Log(Y/L)	1	5	-1.01	-1.95	NS
INFL	1	1	-5.35	-1.95	I (1)
Log(RINFL)	1	1	-3.91	-3.57	NS
TE	1	2	-3.36	-1.95	I(1)

Source : Calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 3.1

NS : non stationnaire

I (1) : stationnaire en différence première

Ce tableau montre que les séries Infl et TE sont stationnaires en différence première mais le log(Y/L) et log(Rinfl) ne les sont pas. Il convient de tester toutes ces variables en différence seconde.

D'après les résultats du tableau ci-dessous, les variables différenciées secondement sont stationnaires. Ainsi, toutes les séries sont intégrées d'ordre 2.

Tableau n°3. Résultats de test de stationnarité en différence seconde

Variables	Modèle retenu	Log (P)	Stat. ADF	CV (5%)	Conclusion
Log(Y/L)	1	1	-5.44	-1.95	I(2)
INFL	1	1	-7.75	-1.95	I (2)
Log(RINFL)	1	1	-6.04	-1.95	I(2)
TE	1	2	-5.67	-1.95	I(2)

Source : Calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 3.1

I (2) : stationnaire en différence seconde

Le test de co-intégration des variables devrait permettre de déterminer quel modèle choisir. Mais avant, il convient de déterminer le retard optimal.

Tableau n°4. Résultats de test de stationnarité en niveau

Variables	Modèle retenu	Log (P)	Stat. ADF	CV (5%)	Conclusion
VarY	1	12	-1.17	-1.95	NS
VarU	1	13	-1.82	-1.95	NS

Sources : Calculs des auteurs à partir de logiciel Eviews 3.1

De ce tableau ressort d'une manière simple et claire qu'au de 5%, les statistiques des tests ADF sont supérieures aux valeurs critiques pour toutes les variables. Ces variables ne sont donc pas stationnaires en niveau au seuil de 5%.

D'après le tableau 5 ci-dessous, les variables différenciées sont stationnaires. Ainsi, toutes les variables sont intégrées d'ordre 1.

Tableau n°5. Résultats de test de stationnarité en différence première

Variabiles	Modèle retenu	Lag (P)	Stat. ADF	CV (5%)	Conclusion
VarY	1	1	-3.53	-1.9498	I(1)
VarU	1	1	-3.75	-1.9498	I(1)

Sources : Calculs des auteurs à partir de logiciel Eviews 3.1

Le test de co-intégration des variables devrait permettre de déterminer quel modèle choisir.

3.2 Test de co-intégration

Le test de co-intégration des variables devrait permettre de déterminer quel modèle choisir. Mais avant, il convient de déterminer le retard optimal et ce dernier serait déterminé à partir de critère d'information de Akaike (AIS) et critère de Schwarz (SC).

Tableau n°6. Détermination du retard optimal

Lag	AIS	SC
0	-	-
1	24.81035	25.71732
2	25.68795	27.36939
3	23.84370	26.31779
4	22.54262	25.83303
5	17.85764*	21.95306*

(*) indique le niveau de retard optimal retenu par le test.

De l'analyse de ce tableau, il ressort que le retard optimal pour l'estimation du modèle dans le cadre de cette étude est 5.

Tableau n°7. Test de co-intégration

Eigen value	LR	CV (5%)	CV (1%)	Hypothèse NO of CE(S)
0.509840	52.48203	53.12	60.16	Aucun
0.479241	31.0934	34.91	41.07	Au moins 1
0.178457	11.51728	19.96	24.60	Au moins 2
0.170837	5.620157	9.24	12.97	Au moins 3

Source: Calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 3.1

LR : ratio de Likelihood

CV : valeur critique

*(**) signifie qu'au seuil de 1% et 5% nous rejetons l'hypothèse de l'existence de plusieurs vecteurs de co-intégration.

Nous rejetons l'hypothèse H_0 , c'est-à-dire il existe plusieurs vecteurs de co-intégration aux seuils de 1% et 5%.

Soit l'hypothèse H_1 d'une co-intégration est acceptée pour le PIB réel et ses variables indépendantes.

La méthode d'analyse économétrique que nous suggèrent les tests préalables au choix entre modèle VAR et VECM (test de stationnarité et co-intégration des variables) dans le cadre de cette étude, est le modèle VAR(5) en différence.

Tableau n°8. Résultats de modèle VAR(5)

	D(LPIBH)	INFL	TE	D(LRINFL)
D(LPIBH(-1))	0.461308 (0.57037) (0.80879)	-11888.77 (15016.3) (-0.79172)	-76.20508 (37.7104) (-2.02080)	-11.21069 (5.97675) (-1.87572)
D(LPIBH(-2))	0.558847 (0.76396) (0.73151)	-17795.85 (20113.3) (-0.88478)	57.59558 (50.5103) (1.14027)	-31.80885 (8.00542) (-3.97342)
D(LPIBH(-3))	0.064421 (0.63221) (0.10190)	-18036.30 (16644.6) (-1.08361)	41.68679 (41.7994) (0.99731)	-18.49518 (6.62483) (-2.79180)
D(LPIBH(-4))	-0.445185 (0.48095) (-0.92564)	-12125.77 (12662.2) (-0.95764)	-21.41438 (31.7984) (-0.67344)	0.390552 (5.03975) (0.07749)
D(LPIBH(-5))	-0.753548 (0.52957) (-1.42294)	-7558.194 (13942.3) (-0.54211)	-53.99337 (35.0132) (-1.54209)	-1.581992 (5.54927) (-0.28508)
INFL(-1)	8.18E-06 (2.2E-05) (0.37159)	-0.565333 (0.57982) (-0.97502)	0.000829 (0.00146) (0.56934)	-0.000424 (0.00023) (-1.83931)
INFL(-2)	1.23E-06 (2.1E-05) (0.05953)	-0.423150 (0.54406) (-0.77777)	0.000662 (0.00137) (0.48444)	-0.000548 (0.00022) (-2.53051)
INFL(-3)	-1.72E-05 (1.1E-05) (-1.52107)	-0.401661 (0.29751) (-1.35008)	-0.000157 (0.00075) (-0.21065)	-0.000478 (0.00012) (-4.03500)
INFL(-4)	-3.85E-06 (1.4E-05) (-0.27782)	0.344602 (0.36444) (0.94557)	-0.001836 (0.00092) (-2.00661)	-0.000190 (0.00015) (-1.31312)
INFL(-5)	-4.09E-06 (1.8E-05) (-0.23209)	-0.433212 (0.46351) (-0.93462)	-0.000412 (0.00116) (-0.35372)	-0.000538 (0.00018) (-2.91581)

TE(-1)	-0.001844 (0.00405) (-0.45560)	-165.7103 (106.570) (-1.55494)	0.657977 (0.26763) (2.45854)	-0.156376 (0.04242) (-3.68666)
TE(-2)	-0.001456 (0.00175) (-0.83089)	55.63607 (46.1258) (1.20618)	-0.142372 (0.11584) (-1.22909)	0.038075 (0.01836) (2.07391)
TE(-3)	0.001421 (0.00192) (0.74162)	2.459145 (50.4394) (0.04875)	-0.036029 (0.12667) (-0.28444)	0.007303 (0.02008) (0.36377)
TE(-4)	0.000805 (0.00211) (0.38107)	9.443463 (55.6501) (0.16969)	0.121894 (0.13975) (0.87220)	-0.000198 (0.02215) (-0.00896)
TE(-5)	0.000539 (0.00155) (0.34729)	-20.55004 (40.8431) (-0.50315)	0.159428 (0.10257) (1.55434)	-0.002477 (0.01626) (-0.15238)
D(LRINFL(-1))	0.002341 (0.02018) (0.11602)	312.2865 (531.171) (0.58792)	0.918496 (1.33393) (0.68857)	-0.969343 (0.21141) (-4.58503)
D(LRINFL(-2))	-0.000207 (0.02835) (-0.00731)	419.1939 (746.453) (0.56158)	-0.009088 (1.87456) (-0.00485)	-0.724887 (0.29710) (-2.43987)
D(LRINFL(-3))	0.009335 (0.02744) (0.34014)	1150.499 (722.536) (1.59231)	-0.615229 (1.81450) (-0.33906)	-0.381602 (0.28758) (-1.32694)
D(LRINFL(-4))	0.000359 (0.03607) (0.00995)	-160.4486 (949.605) (-0.16896)	-0.080379 (2.38474) (-0.03371)	-0.373618 (0.37796) (-0.98852)
D(LRINFL(-5))	0.001280 (0.01773) (0.07222)	-12.29367 (466.717) (-0.02634)	1.999589 (1.17206) (1.70604)	0.550761 (0.18576) (2.96489)
C	-0.035543 (0.08693) (-0.40889)	2878.748 (2288.55) (1.25789)	2.924063 (5.74722) (0.50878)	2.792614 (0.91088) (3.06584)
R-squared	0.846034	0.945694	0.985555	0.984349

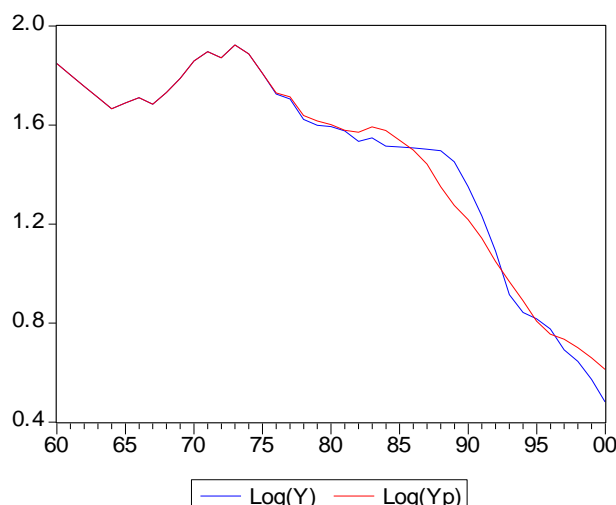
(*) Les valeurs () représentent respectivement les valeurs des écarts types et celles de statistiques de Student.

Les résultats représentés dans le tableau 8 montrent que les variables explicatives expliquent la variable dépendante à 84.60%.

Graphiquement, nous pouvons présenter l'évolution du PIB réel global et le produit potentiel global comme suit :

Figure 5. Evolution du PIB réel global et le produit potentiel global

(En million de Zaïre)



De ce graphique, nous constatons de quelle façon le PIB observé et le produit potentiel se sont comporté au fil du temps. Si nous retenons la définition selon laquelle le cycle correspond à une période comprise entre deux creux successifs, l'étude de l'évolution du PIB réel congolais permet de distinguer plusieurs cycles asymétriques.

Nous avons obtenu la relation de long terme ci-dessous présentée à partir de logiciel Eviews 3.1. Cette dernière est la suivante :

$$\left(\frac{y - \bar{y}}{y}\right) = -0.419 - 0.425 * (U - U_n)$$

(-4757) (-1.809512)

$$R^2 = 0.077454 \quad F - \text{Stat} = 3.2743 \quad \text{Prob} (F - \text{Stat}) = 0.078084 \quad DW = 0.34977$$

Les valeurs entre parenthèses présentent les « t » de Student calculés ou la significativité de variables. La statistique de Durbin-Watson (0.349772) tend vers zéro et cela signifie que les résidus sont corrélés. Le coefficient de détermination et celui ajusté sont successivement de 7.75%. La variable indépendante à un faible pouvoir explicatif sur la variable dépendante soit elle explique à 7.75% le comportement de la variation du PIB réel autour de son produit potentiel en pourcentage.

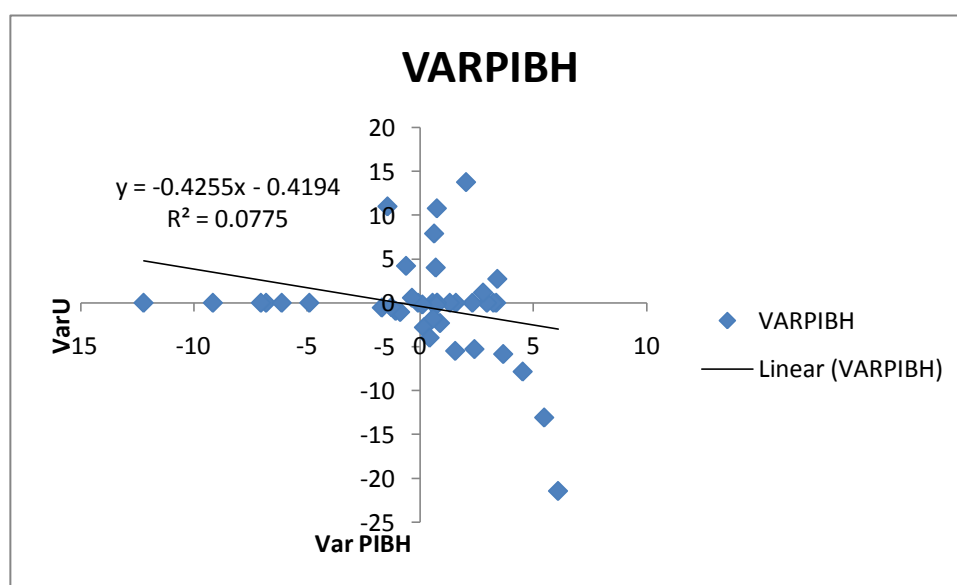
Les valeurs « t » de Student nous montrent que la variation du taux de chômage autour de son taux naturel influence significativement la variation du PIB autour de sa tendance en pourcentage en RDCongo. La probabilité

F de Fisher (0.078084) montre clairement que notre modèle n'est pas à ce point significatif, soit $7.81\% > 5\%$ (seuil utilisé). La statistique F de Fisher (3.27) traduit que le modèle est significatif. La variable dépendante est expliquée par la variable indépendante à raison de 7.75% , soit ce coefficient est non significatif.

Le signe attendu (-) pour la variable « variation de taux de chômage autour de son taux naturel » est confirmé. Comme $R^2 = 7.75\%$, cela veut dire que la variation du taux de chômage n'explique pas significativement la variation du PIB autour de son produit potentiel en RDCongo.

Elles sont représentées graphiquement comme suit :

Figure 6 : Evolution de ΔY et ΔU



La relation qui existe entre la variation du PIB réel autour de son produit potentiel et celle de taux de chômage autour de son taux naturel est négative comme l'a démontré Arthur Okun. Les points présentés sur ce graphique représentent l'évolution d'une année à une autre. Cette droite de régression présentée sur ce graphique explique combien de fois, lorsque le PIB réel augmente autour de son produit potentiel, la variation du taux de chômage diminue ; et vice-versa. Cela prouve en suffisance qu'il existe une relation négative entre ces deux variables. La loi d'Okun est donc d'application, même en RDCongo.

En considérant l'hypothèse de la guerre dans notre relation de long terme, nous obtenons l'équation suivante :

$$\left(\frac{y - \bar{y}}{y}\right) = 1.708826 - 0.720685 * (U - U_n) - 6.71161 * DG$$

$$(1.824254) \quad (-3.337252) \quad (-3.857621)$$

$$R^2 = 0.337067 \quad F - \text{Stat} = 9.660499 \quad R^2_{\text{ajusté}} = 0.302175$$

$$\text{Prob}(F - \text{Stat}) = 0.000405 \quad DW = 0.628121$$

Les valeurs entre parenthèses présentent les « t » de Student calculés ou la significativité de variables. La statistique de Durbin – Watson est de 0.628121 et cela signifie que les résidus sont non corrélés. Le coefficient de détermination et celui ajusté sont successivement de 33.71% et 30.22%. Les variables indépendantes ont un faible pouvoir explicatif sur la variable dépendante, soit elles expliquent à 33.71% et 30.22% le comportement de la variation de PIB réel autour de son niveau potentiel en pourcentage.

Les valeurs « t » de Student montrent que la variation de taux de chômage autour de son taux naturel et la variable muette de guerre influencent significativement la variation de PIB autour de sa tendance en pourcentage en RDCongo. La probabilité F de Fisher (0.000405) affirme clairement que notre modèle est à ce point significatif, soit 0.0405% < 5% (seuil utilisé). La statistique F de Fisher (9.66) traduit que le modèle est significatif. La variable dépendante est expliquée par les variables indépendantes à raison de 30.22%, soit ce coefficient est non significatif.

Les signes attendus (-) pour la variable « variation de taux de chômage autour de son taux naturel » et variable muette de guerre sont confirmés dans notre modèle. Comme $R^2_{\text{ajusté}} = 30.22\%$, cela veut dire que la variation du taux de chômage et variable muette de guerre n'expliquent pas significativement la variation du PIB autour de son produit potentiel en RDCongo.

4. CONCLUSION

Cet article confirme la loi d'Okun dans un pays en développement, singulièrement en RDCongo. A chaque fois que le PIB réel chute d'un certain pourcentage autour de son produit potentiel, le taux de chômage augmente d'un certain point de pourcentage. Soit il y a une relation négative entre la variation de PIB réel et la variation de taux de chômage⁴.

Tout en tenant compte de la réalité de la guerre qu'a traversée la RDCongo durant la période sous étude, cette loi se vérifie aussi en RDC : lorsque le taux de chômage est inchangé autour de son taux naturel, la variation de PIB réel diminue de 0.419% autour de son produit potentiel et chaque hausse d'un point de pourcentage du taux de chômage ralentit de 0.425% la variation de PIB réel autour de sa tendance (soit le produit potentiel croît plus vite que le PIB réel).

En somme, cette loi est vraie aussi pour la RD Congo. Ainsi, ce papier va donc à l'encontre, mieux relativise l'enthousiasme qui caractérise certains économistes qui prétendent qu'il y aurait strictement deux macroéconomies (l'une pour les pays développés et l'autre pour les pays en développement)⁵. Et donc, il faut construire d'autres théories propres pour la République démocratique du Congo.

⁵ Nous considérons que chaque économie a ses spécificités. Il est donc naturel de trouver des résultats de fois contradictoires. Mais cela n'enlève en rien la force des intuitions théoriques développées.

BIBLIOGRAPHIE

- Adachi, H. (2007), «*Economic Growth and Unemployment: Theoretical Foundations of Okun's Law* », mimeo.
- Blanchard, O. et Cohen, D. (2006), *Macroéconomie*, Pearson éducation, Paris.
- Blanchard, O. et Fitoussi, J.-P. (1998), *Croissance et chômage*, Rapport du Conseil d'Analyse économique, n°4, La Documentation Française.
- Bourbonnais, R. (1998), *Econométries*, 2^{ème} éd, Dunod, Paris.
- Destais, G., Lecuyer, C., Savio, G. et Luigi Mazzi, G. (2005), «*L'estimation du produit potentiel et de l'écart de production de la zone euro basée sur un modèle VAR structurel* », Rennes, SESAME, 26 et 27 septembre.
- Dor, E. (2004), *Econométrie*, Pearson éducation, Paris.
- Dossou, A. (2000), *Guide pratique de l'économétrie des séries temporelles*, BCEAO, Juin.
- Durand, J.-J. et Huchet-Bourdon, M. (2003), «*La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures?* », 20^{ème} *Symposium on Banking an Monetary Economics*, Birmingham, UK, Journée de l'AFSE, Lille.
- Greene, W., Schlachter, D., Azomahou, T., Couderc, N., Monjon, S. et Nguyen Van, P. (2005), *Econométries*, 5^{ème} éd., Pearson éducation, Paris.
- Kongolo, W.D. (2002), *Essai de l'appréhension d'une approche intégrées des l'économie de la R.D Congo dans l'optique d'une analyse de l'efficacité des instruments de politique monétaire*, Mémoire de Licence, U.E.A., Inédit.
- Lamine, P.D. (2005), *Estimation de la production potentielle de l'UEMOA*, BCEAO, Inédit.
- Layard, R., Nickell, S. et Jackman, R. (1991), *Unemployment: macroeconomic performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- Lee, J. (2000), «*The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD countries* », *Journal of Macroeconomic*, Vol.22, n°2, 331-356.
- Leobardt de Jesus et Loria, E. (2007), «*The Robustness of Okun's Law : Evidence from Mexico. A Quarterly Validation 1985.1-2006.4*», *Theory and Evidence of Growth, Trade and Economic Development: with Special Reference to Latin America*, Ed. Routledge.
- Mankiw, N. G. (1989), «*Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective*», *Journal of Economic Perspective*,

Vol.3, 79-90.

Mankiw, N. G. (2003), *Macroéconomie*, 5^{ème} éd. De Boeck, Bruxelles.

Maton, J. et Solignac Lecomte, H-B. (2001), « Congo 1965-1999 : Les espoirs déçus du « Brésil Africain », *Document de travail n° 178*, Centre de développement de l'OCDE, Septembre.

Muteba, F.T., Yamba-Yamba, Eley, J.M., Kibangula, J., Langana Leteta, J.-P et Tshiyombo, J. (2005), « *Stopper les déficits budgétaires chroniques pratiqués durant 46 années de mauvaise gouvernance financière de l'Etat (Gat/Ocap)* », Inédit, Kinshasa.

Ngoo Yee Ting et Loi Siew Long (2010), « Okun's Law in Malaysia: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach with Hodrick-Prescott (HP) Filter », *Presentation Schedule International Conference on Business and Economics Research*.

Okun M. A. (1970), *The Political Economy of Prosperity*, New York, Norton, 1970.

Okun, M. A. (1962), « Potential GNP: Its Measurement and Significance », *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, 98-103

Prachowny, M.F.J. (1993), « Okun's Law: Theoretical Foundations and Revisited Estimates », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, 331-336.

Samuelson, A. P. et Nordhaus, W. (2000), *Economie*, 16^{ème} éd, Economica, Paris.

Tshianza Mbiye, (2003), « Vers la fin du triangle maléfique de l'hyper-inflation, de l'hyper-dépréciation et de l'hyper-récession », *Journal Le Potentiel n°2965*, 4 novembre.

Viviane Y. Naïmy (2005), Unemployment In Lebanon: Application Of Okun's Law, *Journal of Business & Economics Research*, 2, 10, pp.25-32

Imad A. Moosa, Economic Growth and Unemployment In Arab Countries: Is Okun's Law Valid?, *International Conference on "The Unemployment Crisis in the Arab Countries"* (17-18 March 2008, Cairo- Egypt)

MOOSA, I. A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 1997, Vol. 24, No. 3, pp. 335-356. ISSN 0147-5967.