

STABILITE-CROISSANCE

JEAN-FRANÇOIS VERNE, ROSETTE GHOSOUB SAYEGH

Université Saint-Joseph de Beyrouth, Faculté de Sciences Économiques, Centre de Documentation et de Recherche Économique (CEDREC)

Auteur correspondant : Jean-François Verne, jean-francois.verne@usj.edu.lb,
jean-francois.verne@laposte.net**ANALYSE EMPIRIQUE DE LA RELATION ENTRE
LA VOLATILITÉ DE L'ÉCART DE PRODUCTION ET
LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE : LE CAS DU LIBAN**

Résumé: Cet article analyse l'évolution du cycle de croissance et sa volatilité au Liban pendant la période 1970–2015. D'abord, l'évolution du PIB observé par rapport à son niveau tendanciel est déterminée en tenant compte des dates de rupture coïncidant avec les conflits et les instabilités politiques. Ensuite, une estimation de l'influence des conflits sur la volatilité de l'écart de production a lieu afin d'analyser la relation causale entre cette même volatilité et la croissance. Il s'est avéré que, contrairement à ce qui est suggéré par la littérature, c'est la croissance économique qui explique la volatilité des cycles économiques.

Mots-clés : cycle de croissance, taux de croissance, volatilité, production potentielle, production effective, instabilités économiques, conflits.

JEL Classification : E32, E37, O47, D74.

**ABSTRACT: EMPIRICAL ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN CYCLE
GROWTH VOLATILITY AND ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF LEBANON**

Summary : This paper analyses the evolution of the growth cycle and volatility in Lebanon during the period of 1970–2015. First, GDP growth observed over its potential level is determined by taking into account the break dates coinciding with conflict and political instability. Then, an estimation of the impact of conflict on the output gap volatility is held to analyze the causal relationship between this same volatility and growth. It turned out that contrary to what is suggested by the literature, it is economic growth that explains the volatility of economic cycles.

Keywords: growth cycle, growth rate, volatility, potential production, production effective, economic instability, conflicts.

Introduction

Le Liban a souffert depuis le milieu des années 1970 d'instabilités politiques et de périodes de tension et de guerre prolongées. Cette situation s'est répercutée négativement sur l'économie du pays, notamment sur l'évolution de son PIB qui a connu des épisodes de fortes perturbations. Pendant la période 1970–2015, pour laquelle on dispose de données macroéconomiques, le taux de croissance du PIB réel fluctue fortement et s'écarte considérablement de son niveau tendanciel, notamment durant la période de guerre civile entre 1975–1990. Si l'on retient l'ensemble de la période, en 1972, le taux de croissance du PIB réel atteint 11% environ pour devenir largement négatif et chuter à – 84% en 1976 puis remonter brutalement l'année suivante et atteindre 60% (United Nations Stat Extract 2017). Une telle volatilité perdure jusqu'en 1990 et, après cette date, les amplitudes cycliques sont beaucoup moins marquées. Quant à l'écart entre PIB observé et PIB tendanciel, celui-ci est, nous le verrons, particulièrement important en 1976, date marquant le début d'une guerre totale, et 1989, date marquée par des instabilités politiques et des conflits armés. Il semble alors qu'au Liban, l'évolution du PIB observé et de son écart par rapport à son niveau de long terme, définissant donc l'écart de production ou encore le cycle de croissance ou de déviation (Ferrara 2008, 2009), comportent une ou plusieurs dates de rupture et soient beaucoup plus volatiles durant les périodes de guerre que pendant les périodes de paix.

Connaître l'évolution du cycle de croissance et sa volatilité, tout en tenant compte de ces conflits et instabilités politiques, s'avère important, d'une part pour mesurer l'instabilité économique dans le pays et, d'autre part, pour estimer la relation causale entre la croissance économique et la volatilité de l'écart de production.

L'objectif de cet article est donc double puisqu'il cherche en premier lieu à analyser l'évolution du PIB observé par rapport à son niveau tendanciel durant la période 1970–2015, tout en tenant compte des dates de rupture éventuelle correspondant à des périodes de conflits importants. En second lieu, il s'intéresse à la relation causale entre la volatilité de l'écart de production et la croissance, tout en ayant, au préalable, mesuré l'impact des conflits sur cette volatilité.

L'article est ainsi divisé en trois parties. Après avoir décrit l'évolution du PIB libanais et de son taux de croissance, la première partie détermine de manière endogène deux dates de rupture dans cette évolution, via l'utilisation du modèle de Lumsdaine et Papell (1997). La deuxième partie propose un modèle économétrique visant à saisir les effets de la guerre civile et des instabilités politiques sur l'écart entre le PIB observé et le PIB tendanciel au Liban. Dans la troisième partie, l'impact des conflits sur la volatilité de l'écart de production est tout d'abord estimé puis la relation causale entre cette volatilité et la croissance est déterminée via le recours à un modèle VAR (*Vector Autoregressive*).

1. L'évolution du PIB libanais et la détermination endogène des dates de rupture

Le PIB libanais et son taux de croissance évoluent de façon erratique durant la période 1970–2015. À ce propos, le graphique 1 indique l'évolution du PIB (en logarithme) en dollars et à prix constants durant la période 1970–2015 ainsi que le taux de croissance de celui-ci (United Nations Stat Extract 2015).

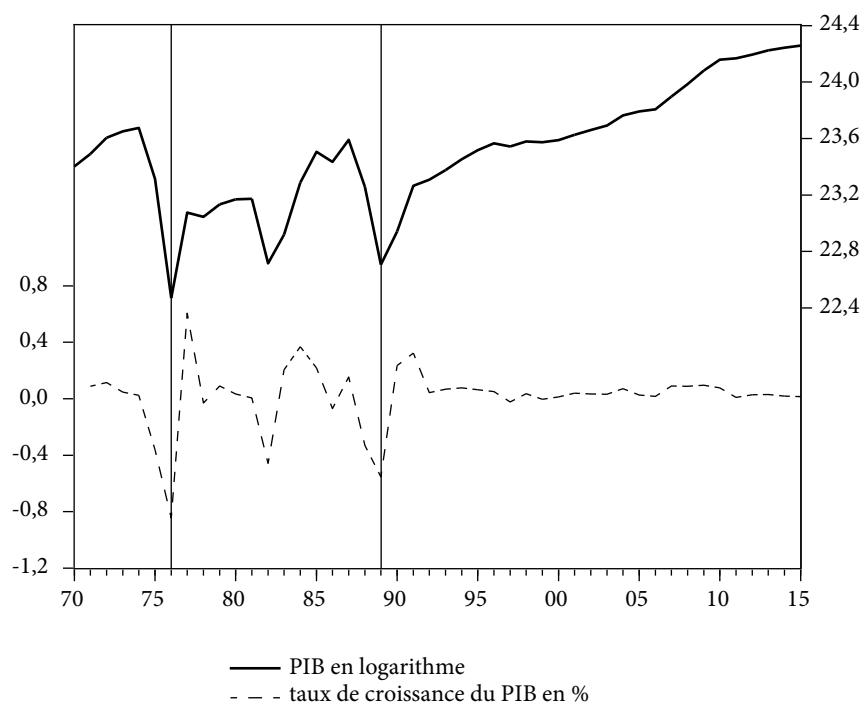


Figure 1 : Evolution du PIB et de son taux de croissance (période 1970–2015)

Sur ce graphique, l'échelle de gauche indique le taux de croissance du PIB en pourcentage et l'échelle de droite, le niveau du PIB en logarithme. On remarque ainsi qu'en 1976, un an après le début de la guerre, le PIB enregistre son niveau le plus bas de toute la période 1970–2015 et son taux de croissance est largement négatif et atteint, on l'a vu – 84%. En 1989, un an avant la fin du conflit, le niveau du PIB est encore faible et son taux de croissance est aussi fortement négatif (– 55%).

La figure 1 semble donc indiquer deux dates de rupture dans l'évolution du PIB et de son taux de croissance : 1976 et 1989. Toutefois, même s'il est possible de ne pas imposer un nombre fini de breaks structurels, comme le propose la méthode de Bai et Perron (2003), ce graphique est susceptible d'apporter une information

importante concernant l'identification de ces deux dates de rupture. Par conséquent, la méthode de Lumsdaine et Pappel (1997) de détermination endogène de deux breaks structurels est particulièrement bien adaptée pour confirmer ainsi les dates de 1976 et 1989 comme point de rupture dans l'évolution du PIB libanais. Cette méthode s'appuie sur la procédure de détermination exogène de Perron (1989) et sur le modèle de Zivot et Andrews (1992), ce dernier permettant le repérage endogène d'un seul break structurel (le plus statistiquement significatif). Aussi, pour repérer de façon endogène les deux dates de rupture, concernant aussi bien la constante que le coefficient attaché au trend, nous estimons la relation [1] basée sur l'équation Dickey-Fuller (1979) relative au test de non-stationnarité d'une chronique.

$$\Delta y_t = \mu + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \alpha y_{t-1} + \quad (1)$$

Δy_t désigne le taux de croissance du PIB ; $DU1_t$ et $DU2_t$ sont les variables indicatrices attachées à la constante et $DU1_t = 1$ si t (la période) $> TB1$ (la première date de rupture) et zéro sinon ; $DU2_t = 1$ si $t > TB2$ (la deuxième date de rupture) et zéro sinon.

Les autres variables indicatrices $DT1_t$ et $DT2_t$ repèrent les changements relatifs à la tendance respectivement au temps $TB1$ et $TB2$. Par conséquent, $DT1 = (t - TB1)$ si $t > TB1$ et zéro sinon ; $DT2 = (t - TB2)$ si $t > TB2$ et zéro sinon.

En utilisant la méthode de Perron (1997), nous avons sélectionné un nombre de retard optimal d'une période ($k = 1$) de la variable dépendante.

Afin de déterminer de façon endogène les dates de rupture sur la période 1970–2015, chaque date représentant une rupture possible, nous estimons séquentiellement l'équation (1) pour chaque break structurel avec une réduction de 15% des observations au début et à la fin de l'échantillon de façon à éviter les problèmes de multi-colinéarité. Les dates de rupture $TB1$ et $TB2$ seront choisies lorsque la statistique de Student relative au rejet de l'hypothèse $\alpha = 0$ est la plus significative en valeur absolue.

L'estimation de la relation (1) nous donne :

$$\Delta y_t = 28,83 - 0,87DU1_t - 0,44DU2_t + 0,05DT1_t + 0,00DT2_t - 1,22y_{t-1} + 0,33\Delta y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

(8,11)** (- 5,60)** (- 3,95)** (4,22)** (0,30) (- 8,12)** (2,91)**
[- 6.65]

$N = 44$, $R^2 = 0,65$; $Q(18, 19, 20) = 24,74[0,13]$; $24,75[0,16]$; $24,85[0,20]$
 $ARCH(1) = 1,49[0,23]$; $ARCH(2) = 0,72[0,49]$

Où N est le nombre d'observations ; R^2 , le coefficient de détermination ; $(.)$, les statistiques de Student et $[.]$, indique les valeurs critiques calculées par Lumsdaine et Papell pour un t -statistique à 5%. ** = seuil de significativité au seuil de 5%.

Q indique la statistique de Ljung Box avec les 18^{ème}, 19^{ème} et 20^{ème} retards entre parenthèses et les valeurs des probabilités sont présentées entre crochets.

La statistique mesurant l'hétéroscédasticité des résidus de la relation (2), notée $ARCH(q)$ avec $q = 1, 2$, se réfère au test de multiplicateur de Lagrange avec comme hypothèse nulle l'absence d'effet $ARCH$ d'ordre q et les probabilités concernant ces statistiques sont notées entre crochets.

Les statistiques $ARCH(q)$ et $Q(18,19,20)$ et leur probabilité supérieures au seuil de 5% montrent que les résidus e_t de la relation (2) suivent un processus de bruit blanc ($e_t \rightarrow BB(0, \sigma^2)$) et sont homoscedastiques.

Excepté le coefficient de la variable $DT2_p$, tous les coefficients, y compris le terme constant, sont statistiquement significatifs au seuil de 5%. En outre, la statistique de Student concernant le coefficient α ($= -8,12$) est plus grande en valeur absolue que la valeur critique $[-6,65]$ calculée par Lumsdaine et Papell. Elle est également la plus significative pour les dates de rupture $TB1=1976$ et $TB2=1989$.

Par conséquent, les deux dates de rupture sont 1976 et 1989 et correspondent bien aux périodes où le PIB est le plus bas en niveau comme en taux de croissance.

Ces dates coïncident également avec l'avènement de conflits et d'instabilités politiques majeurs. En 1976, la guerre au Liban atteint son paroxysme avec des conflits majeurs provoquant des milliers de morts. En 1989, on observe encore des instabilités politiques et des conflits armés. Ces deux dates de ruptures sont ainsi prises en compte dans l'estimation du PIB tendanciel et du cycle de déviation.

2. L'estimation du PIB tendanciel et du cycle de déviation avec breaks structurels et périodes de guerre

Pour estimer l'évolution du PIB tendanciel sur la période 1970–2015, nous devons intégrer les deux dates de rupture ainsi que les périodes de conflits. Nous choisissons, pour cela, la méthode de la tendance coudée dans la mesure où celle-ci semble plus adaptée au cas libanais que les autres méthodes de décomposition tendance-cycle, les plus couramment utilisées dans la littérature, telles que le filtre d'Hodrick-Prescott (1997) ou celui de Baxter-King (1999) puisqu'elle permet d'inclure ces dates de rupture. Nous posons alors que la première date de rupture notée $TB_{1976} = 1$ si la période $t \geq 1976$ et $TB_{1976} = 0$ si $t < 1976$. La même procédure est utilisée pour la deuxième date de rupture : $TB_{1989} = 1$ si la période $t \geq 1989$ et $TB_{1989} = 0$ si $t < 1989$.

Nous incluons également une variable indicatrice, notée « *CONF* », en nous référant à la base de données UCDP/PRIO (Uppsala Conflict Data Program/Peace Research Institute in Oslo 2016). Cette dernière définit deux niveaux d'intensité dans un conflit : les conflits armés mineurs, où le nombre de morts varie entre 25 et 999 par an ; les guerres ou les conflits armés majeurs, entraînant au moins 1000 morts

dans une année donnée. Aussi, la variable « *CONF* », mesurant ainsi l'intensité des conflits, prend la valeur 1 lorsque le nombre de morts liés au conflit est supérieur ou égal à 1000 et 0 si, au cours du temps, le nombre de morts est inférieur à 1000. Nous considérons que cette variable indicatrice prendra la valeur 0 lorsque l'on ne dénombre aucun conflit mineur ou majeur et 1 lorsqu'il existe des conflits provoquant des pertes humaines. Pour le Liban, si l'on se réfère à la période 1970–2015, selon cette base de données, la variable indicatrice prend la valeur 1 pour les années 1975 à 1976, 1981 à 1985 et 1989 à 1990.

L'équation suivante, intégrant les dates de rupture et l'intensité des conflits, est estimée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires.

$$Y_t = 23.47 + 0.045t - 0.77TB_{1976} - 0.42TB_{1989} - 0.22CONF_t + e_t \quad (3)$$

(324.3)** (13.0)** (-8.7)** (-4.9)** (-3.6)**

$N = 44$; $R^2 = 0,93$; ** = seuils de significativité au seuil de 5%.

Avec Y_t , le niveau du PIB en logarithme ; N , le nombre d'observations ; R^2 , le coefficient de détermination ; $(.)$, les statistiques de Student.

Les résidus e_t constituent la partie cyclique de la série Y_t et suivent un processus autorégressif d'ordre 2 selon les critères d'information d'Akaike et de Schwarz. L'estimation d'un modèle AR(2) nous donne donc :

$$e_t = 0,51e_{t-1} - 0,34e_{t-2} + v_t \quad (4)$$

(3,2)** (-2,2)**

$Q(18, 19, 20) = 15,08 [0.51] ; 15,85[0.55] ; 16,554[0.55]$
 $ARCH(1) = 1,99[0.16] ; ARCH(2) = 1,99[0.37]$

e_t désigne aussi le cycle de déviation ou l'écart de production c'est-à-dire la différence entre le PIB observé et sa tendance de long terme incluant les dates ruptures et les conflits ; les ratios de Student sont présentés entre parenthèses sous les coefficients de la régression (4) ; Q indique, comme dans la régression (3), la statistique de Ljung Box avec les 18^{ème}, 19^{ème} et 20^{ème} retards entre parenthèses et les valeurs des probabilités entre crochets.

À l'instar de la régression (3), $ARCH(q)$ avec $q = 1,2$, désigne la statistique mesurant l'hétéroscédasticité des résidus et se réfère au test de multiplicateur de Lagrange avec comme hypothèse nulle l'absence d'effet $ARCH$ d'ordre q et les probabilités concernant ces statistiques sont notées entre crochets.

Les statistiques $ARCH(q)$ et $Q(18, 19, 20)$ montrent que les résidus v_t de la relations (4) suivent un processus de bruit blanc ($v_t \rightarrow BB(0, \sigma^2)$) et sont homoscédastiques.

De plus, tous les coefficients des relations (3) et (4) sont statistiquement significatifs au seuil de 5%. Le PIB observé et la tendance de long terme sont représentés dans la figure 2.

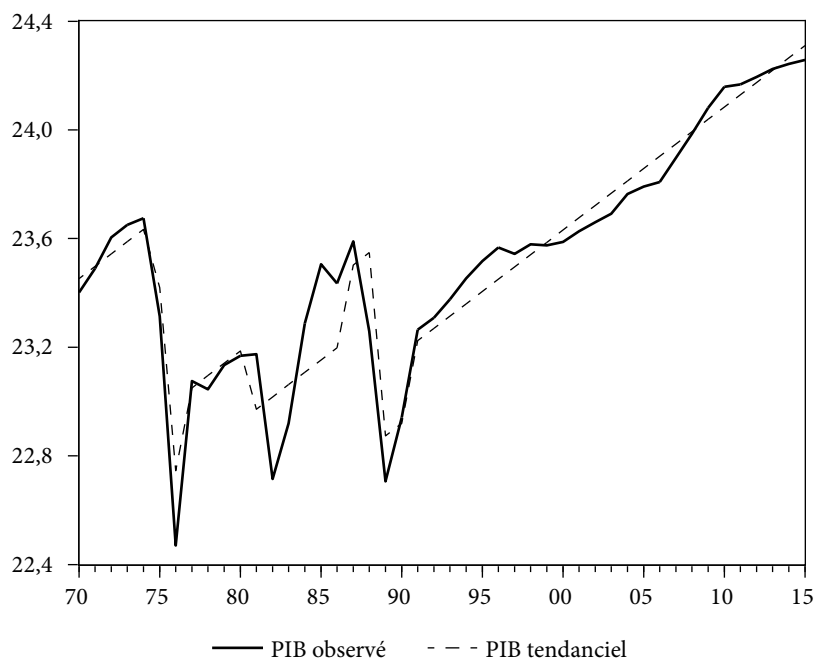


Figure 2 : Le PIB observé et le PIB tendanciel (période 1970–2015)

La tendance de long terme connaît deux ruptures majeures en 1976 et 1989 et plusieurs périodes de hausse et de baisse. L'équation (3) montre, en effet, qu'en 1976 et 1989, le niveau du PIB observé est respectivement 53,7%¹ et 34,3%² inférieur au PIB tendanciel lequel augmente de 4,5% par an sur la période 1970–2015. En outre, en période de conflits, le PIB observé enregistre, en moyenne, une diminution de 19,7%³ environ par rapport à son niveau tendanciel. L'on constate ainsi une forte volatilité du cycle de croissance (ou de déviation) sur la période 1970–1990, comme le montre la figure 3 indiquant la différence entre le PIB observé et le PIB tendanciel.

¹ Soit, $\exp[(-0,77)-1] \cdot 100 = -53,7\%$ puisque TB1976 est, comme on l'a précédemment mentionné, une variable indicatrice et que le PIB (Y_t) est écrit en logarithme.

² Soit, pour les mêmes raisons que la première date de rupture, $\exp[(-0,42)-1] \cdot 100 = -34,3\%$.

³ C'est-à-dire, comme précédemment : $\exp[(-0,22)-1] \cdot 100 = -19,7\%$.

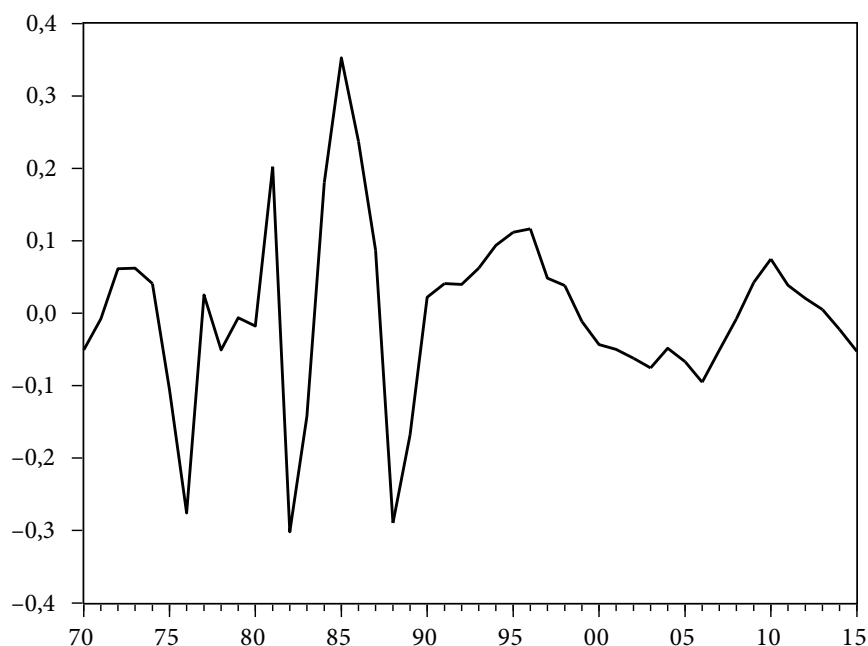


Figure 3 : Evolution du cycle de croissance au Liban durant la période 1970-2015

Ce graphique montre une forte volatilité du cycle de croissance, donc une forte instabilité économique de 1970 à 1990. Cependant, dès la fin de la guerre civile en 1990, l'écart entre le niveau du PIB observé et sa tendance de long terme diminue sensiblement. Ainsi, une volatilité réduite du cycle de croissance signifie également que l'économie retrouve une certaine stabilité. Or, une telle stabilité explique-t-elle l'amélioration de la croissance ou est-ce la hausse de la croissance qui permet le retour à la stabilité économique ?

3. La relation causale entre la volatilité de l'écart de production et le taux de croissance au Liban

La plupart des études relatives à la relation entre la croissance et la volatilité des cycles économiques estime que la volatilité explique la croissance (3.1). Au Liban, cette volatilité est, on l'a vu, influencée par les conflits et les instabilités politiques et la relation causale entre cycle de déviation et taux de croissance économique semble contraire à ce que nous dévoile la littérature (3.2).

3.1. Une revue de littérature concernant l'impact de la volatilité des cycles sur la croissance

Ce n'est qu'à partir des années 1980 que l'accent a été mis sur la relation entre cycles et croissance économique. Certains auteurs mettent en évidence une corrélation positive entre cycle économique et croissance. À l'inverse, d'autres estiment que la corrélation entre les deux variables est négative.

Une corrélation positive a été établie à partir du milieu des années 1980 entre une croissance élevée et une forte volatilité des cycles. Nous citons à titre d'exemple plusieurs auteurs appuyant cette théorie. Kormendi et Meguire (1985) mènent une analyse en coupe transversale sur 47 pays sur la période 1950–1977. Ils trouvent un effet positif de la variabilité des cycles (mesurée par l'écart-type de la croissance de la production réelle) sur le taux de croissance annuel moyen. Grier et Tullock (1989) effectuent également une étude en données de panel sur 24 pays de l'OCDE sur la période 1951–1980 et de 1961 à 1980 portant sur 89 pays du reste du monde. Ils aboutissent aux mêmes résultats que Kormendi et Meguire à savoir une relation positive entre croissance et volatilité du cycle. Caporale et McKiernan (1996, 1998) appliquent le modèle GARCH-M de 1948 à 1991, en fréquences mensuelles, au Royaume-Uni et, avec des données annuelles, aux États-Unis de 1871 à 1993. Ils confirment, dans les deux cas, l'existence d'une relation positive assez significative entre la croissance et la variabilité de l'output.

En résumé, toutes ces analyses se sont inspirées des approches traditionnelles selon lesquelles plus l'univers est incertain, plus l'épargne est prononcée et plus il y a accumulation du capital, moteur principal de la croissance.

Toutefois, à partir des années 90, certains auteurs affirment que la relation entre la croissance et la volatilité des cycles est négative dans la mesure où une meilleure croissance exige un environnement stable. À ce propos, Aizenman et Marion (1993), suite à une étude réalisée sur 46 pays en développement sur la période 1970–1985, montrent que l'incertitude politique est corrélée négativement à la fois à l'investissement et à la croissance. Ramey et Ramey (1995) étudient la relation entre ces deux variables pour 92 pays développés et en développement sur la période 1965–1985 et pour 24 pays de l'OCDE sur la période 1950 à 1985. Leur résultat indique qu'une forte volatilité à l'échelle macroéconomique induit des taux de croissance faibles, ce qui a aussi un impact négatif sur l'accumulation du capital et la répartition des revenus. En se basant sur des données annuelles de 1962 à 1995, relatives à l'Espagne, Sanchez Robeles (1998) a montré que la stabilité macroéconomique et la libéralisation du marché sont des conditions préalables à la croissance économique de ce pays. De même, à partir d'une étude effectuée sur 138 pays en développement et développés au cours des années 1970–1995, Aghion et Saint-Paul (1998) considèrent qu'un choc du côté de la demande a un impact négatif sur la production. Beaudry, Cagalayan et Schiantarelli (2001), en exploitant

un ensemble de données de panel comprenant un grand nombre d'entreprises britanniques au cours de la période 1970–1990, affirment également que l'instabilité monétaire affecte négativement la répartition des investissements et, in fine, la croissance. Ismihan, Metin-Ozcan et Transel (2003) examinent la relation empirique entre l'instabilité macroéconomique, l'accumulation du capital et la croissance en Turquie au cours de la période 1963–1999. Selon eux, l'instabilité macroéconomique affecte négativement la formation du capital et donc la croissance économique. Stiroh (2006) estime qu'aux Etats-Unis, de 1948 à 2000, une augmentation de la stabilité de la production est la conséquence d'une baisse de la volatilité aussi bien de la croissance, de la productivité du travail, que des heures de travail. La flexibilité et l'évolution du marché du travail sont, pour cet auteur, des éléments importants pour assurer la stabilité de la production.

Toutes ces études montrent que le lien entre volatilité du cycle économique et croissance n'est pas aisé à établir puisque, selon les périodes et les pays, la relation entre les deux variables est tantôt positive, tantôt négative. De plus, l'ensemble de ces études insistent sur le fait que la volatilité des cycles économiques explique la croissance économique. Or, dans un pays comme le Liban, il semble que cette relation causale soit inversée.

3.2. La relation causale entre volatilité de l'écart de production et taux de croissance économique au Liban : la prise en compte des conflits

Au Liban, les conflits et les instabilités politiques ont accru l'amplitude des fluctuations de l'écart de production. Aussi, pour montrer un tel impact, nous mesurons, dans un premier temps, la volatilité de l'écart de production en calculant l'écart absolu entre PIB observé et PIB tendanciel puis estimons l'impact des conflits sur la volatilité. Dans un second temps, nous utilisons un modèle VAR (*Vector Autoregressive*) de manière à analyser le sens de la relation causale entre la volatilité de l'écart de production et le taux de croissance économique au Liban durant la période 1970–2015.

3.2.1. Estimation de la volatilité de l'écart de production et impact des conflits

Nous calculons la volatilité comme la différence absolue entre le PIB observé et le PIB tendanciel. Cette volatilité de l'écart de production, appelée Vol_t , est régressée par rapport aux conflits, $CONF_t$. Nous obtenons, en utilisant la méthode des estimateurs robustes de Newey-West, les résultats suivants :

$$Vol_t = 0,05 + 0,14CONF_t + e_t \quad (5)$$

(5,40)^{***} (6,41)^{***}

$N = 46$; $R^2 = 0,47$; $Q(18, 19, 20) = 17,29[0,44]$; $18,44[0,49]$; $18,68[0,54]$; ^{***} = seuils de significativité au seuil de 1%.

$ARCH(1) = 0,29[0,59]$; $ARCH(2) = 2,27[0,11]$.

Les t de Student sont présentés entre parenthèses sous les coefficients de la régression (5) ; Q indique la statistique de Ljung Box $Q(18, 19, 20)$ avec les 18^{ème}, 19^{ème} et 20^{ème} retards entre parenthèses et les valeurs des probabilités sont présentées entre crochets.

Les coefficients de la relation (5) sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. De plus, la statistique de Ljung-Box $Q(18, 19, 20)$ indique que les résidus e_t suivent un processus de bruit blanc ($e_t \rightarrow BB(0, \sigma^2)$) et sont homoscédastiques comme les probabilités relatives aux statistiques $ARCH(q)$ le montrent.

On note ainsi que les conflits contribuent à accroître la volatilité de l'écart de production puisqu'à chaque conflit la volatilité augmente de 15% environ⁴.

Aussi, si l'on s'en tient à la littérature précédemment évoquée, la hausse de cette volatilité entraîne une baisse de la croissance économique. Or, dans cette littérature, il n'est fait allusion à aucun moment au sens de la relation causale entre volatilité et croissance. En fait, si l'on s'intéresse au cas libanais, c'est la variation du PIB qui influence la volatilité du cycle de déviation.

3.2.2. La causalité entre la volatilité du cycle et la croissance économique

Pour analyser la relation causale entre la volatilité de l'écart de production et la croissance du PIB, nous commençons par estimer un modèle VAR causal développé par Granger (1969 pp. 426–431), selon lequel la prédiction de la valeur d'une variable est expliquée d'une part par ses valeurs passées et d'autre part, une variable Y cause une variable X , si le passé de Y peut améliorer la prévision de la valeur de X , étant donné le passé de X . Formellement, on obtient alors la relation suivante :

$$X_t = \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p c_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

Où les erreurs ε_t et μ_t sont non corrélées entre elles.

On peut conclure que Y_t cause X_t au sens de Granger si l'on est amené à rejeter l'hypothèse nulle des coefficients b_j (soit $H_0 : b_1 = b_2 = \dots b_i = 0$). De même, X_t cause Y_t si l'on rejette l'hypothèse nulle des coefficients c_j , (soit $c_1 = c_2 = \dots c_i = 0$). De plus, si l'on rejette les deux hypothèses nulles, alors une causalité bidirectionnelle (appelée encore boucle rétroactive) existe entre les deux séries.

⁴ Soit $\exp(0,14) - 1 \cdot 100$.

Si l'on souhaite estimer la relation à court terme entre les deux variables, celles-ci doivent être stationnaires. Par conséquent, la volatilité de l'écart de production et le PIB ont fait l'objet de tests de non-stationnarité usuels, tels que ceux de Dickey-Fuller Augmenté (dits DFA), de Phillips-Perron (1988) et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (dits KPSS 1992). Cependant, l'écart de production (Vol_t) et le PIB (Y_t) ne sont pas stationnaires et doivent être différenciés une fois pour qu'ils le deviennent. Les annexes 1A et 1B indiquent que les deux séries différenciées sont bien stationnaires. L'estimation du modèle VAR appliquée à l'écart de production et au PIB, écrits en différences premières, avec les critères d'Akaike et de Schwarz indiquant un nombre de retard $p = 1$, nous donne :

$$dVol_t = -0,00dVol_{t-1} + 0,2dY_{t-1} + e_t \quad (8)$$

(- 0,05) (3,60)***

$$dY_t = -0,83dVol_{t-1} - 0,15dY_{t-1} + v_t \quad (9)$$

(- 1,92) (- 0,94)

Avec N , le nombre d'observations = 44 ; $Qstat = 9,56$ (Prob = 0,048) ; $LM Stat(1) = 7,17$ (Prob=0,13) ; $LM Stat(2) = 7,12$ (Prob = 0,049) ; *** et ** désignant respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 1% et 5%.

On note que le coefficient attaché à la variable dY_{t-1} dans l'équation (8) est significativement différent de 0 au seuil de 1%. Par contre, le coefficient de la variation de la volatilité de l'écart de production $dVol_{t-1}$, dans la relation (9), n'est pas statistiquement significatif. Par conséquent, la causalité va du taux de croissance du PIB (dY_t) vers la variation de la volatilité ($dVol_t$), ce qui est contraire à ce qu'affirme la littérature dans son ensemble.

Toutefois, dans ce modèle VAR causal, la statistique $Qstat$ du test de portemanteau d'autocorrélation des résidus et la probabilité correspondante, légèrement inférieure au seuil de 5%, indiquent que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle de non-corrélation entre les *résidus des relations* (8) et (9) (c'est-à-dire e_t et v_t). Par ailleurs, la statistique $LMstat$ pour le retard 2, elle aussi légèrement inférieure au 5%, indique l'existence d'une corrélation sérielle d'ordre 2.

De tels résultats nous conduisent à effectuer une *orthogonalisation* des chocs d'innovation en utilisant la décomposition de Cholesky qui consiste à classer les variables selon un ordre allant de la variable la plus exogène vers la moins exogène. Par conséquent, puisque la causalité va du taux de croissance dY_t vers la volatilité $dVol_t$, le choc d'innovation sera appliqué sur le taux de croissance. Ce choc fera varier sur plusieurs périodes la volatilité du cycle de croissance, comme le montre la figure 4.

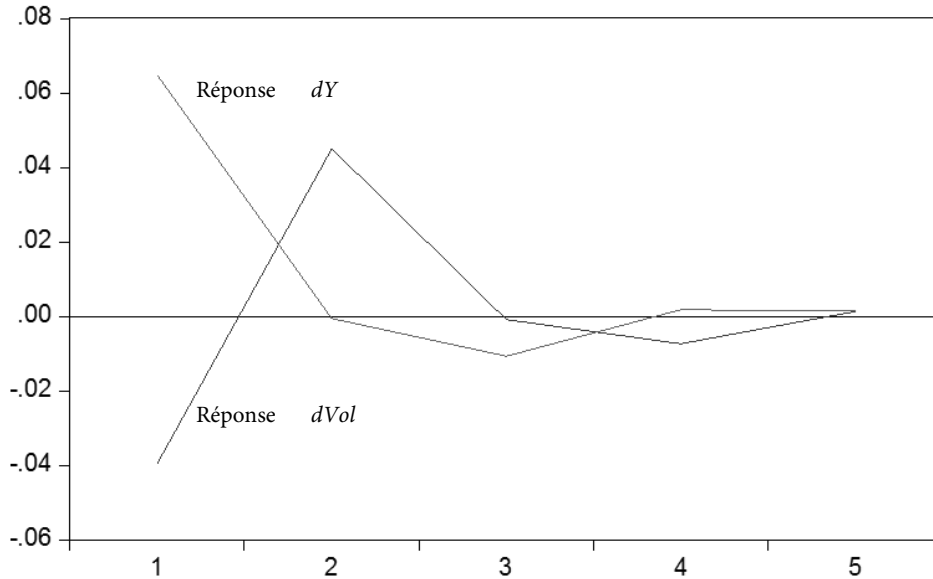


Figure 4 : Réponse de la volatilité du cycle de croissance suite à un choc sur le taux de croissance.

Ce figure indique qu'un choc d'un écart-type du taux de croissance la première année entraîne une baisse de la volatilité du cycle de 4%. Cette dernière augmente de 4,5% environ la deuxième année comme l'indique la courbe intitulée « Réponse de $dVol$ » (la courbe notée « Réponse de dY » montre l'effet d'un choc du taux de croissance sur lui-même dont les effets s'estompent vers la cinquième année).

Un choc d'un écart-type d'innovation du taux de croissance a donc un impact relativement important sur la volatilité du cycle économique, notamment durant les deux premières années. L'influence de ce choc cesse au bout de cinq ans environ, ce qui montre que, dans ce pays, le taux de croissance a un impact également persistant sur la volatilité du cycle de déviation.

En outre, pour mesurer l'importance de l'impact de ce choc sur la variabilité de la volatilité du cycle économique, le tableau 1 montre la variance de décomposition de l'erreur de prévision de la volatilité du cycle économique et du taux de croissance du PIB sur une période de cinq ans.

La partie supérieure du tableau indique la variabilité de la volatilité du cycle de croissance suite à un choc sur elle-même et sur le taux de croissance. On remarque alors que, pendant la première année, 72,93% de la variation de la volatilité sont expliqués par elle-même et 27% environ par le taux de croissance. Durant les périodes suivantes, le taux de croissance explique à peu près 45% de la variation de la volatilité du cycle économique et 54% de cette même volatilité sont expliqués par elle-même.

Tableau 1. Variabilité du cycle économique et du taux de croissance suite à un choc

Variabilité de la volatilité $dVol$		
Périodes	$dVol$	dY
1	72,93	27,07
2	53,87	46,13
3	54,53	45,47
4	54,18	45,82
5	54,18	45,82
Variabilité du taux de croissance dY		
Périodes	$dVol$	dY
1	0	100
2	5,37	94,63
3	5,37	94,63
4	5,46	94,54
5	5,47	94,53
Ordre des variables (Cholesky) dY cause $dVol$		

La partie inférieure du tableau montre la variabilité du taux de croissance suite à un choc sur la volatilité de l'écart de production et à un choc sur lui-même. On constate qu'un choc sur la volatilité du cycle économique a un faible impact sur le taux de croissance. En effet, seulement 5,37% de la variation de celui-ci sont expliqués par la volatilité du cycle contre 94,5% par un choc sur lui-même. Ceci confirme que la relation causale va du taux de croissance vers la volatilité du cycle économique et qu'un pourcentage important de la variation de celle-ci est expliqué par le taux de croissance.

Conclusion

Cette étude a analysé empiriquement le lien entre la volatilité de l'écart de production et la croissance économique au Liban, durant la période 1970–2015, en insistant sur le sens de la causalité entre les deux variables.

Dans un premier temps, une estimation du PIB tendanciel a été effectuée. La détermination des dates de rupture a été nécessaire pour étudier son évolution. L'application du modèle de Lumsdaine et Papell a confirmé l'existence de deux dates de rupture : l'une en 1976 et l'autre en 1989. Ces deux dates de rupture, ainsi que les conflits armés, représentés par une variable indicatrice, ont été intégrés dans l'estimation du PIB tendanciel par la méthode de la tendance coudée. Les calculs ont abouti à une croissance moyenne du PIB tendanciel de 4,5% par an sur la période étudiée. Ce taux est nécessaire pour garantir la stabilité économique au Liban. Malheureusement, celle-ci a été entravée par les différents conflits qui

ont engendré une forte hausse de la volatilité de l'écart de production, notamment durant la guerre civile entre 1975 et 1990.

Dans un deuxième temps, une corrélation a été établie entre l'instabilité économique, mesurée par l'écart absolu entre PIB observé et PIB tendanciel, et la croissance économique. En premier lieu, cette volatilité de l'écart de production a été régressée par rapport aux conflits. Ces derniers contribuent à accroître l'instabilité économique de 15% environ. Dans un second temps, l'estimation d'un modèle VAR causal a montré que, s'agissant du Liban, la variation du taux de croissance du PIB affecte la volatilité du cycle de déviation dans des proportions relativement importantes. En effet, le taux de croissance explique environ 45% de la variation de la volatilité du cycle économique. On a estimé, ainsi, qu'un choc d'un écart-type d'innovation sur le taux de croissance la première année diminue la volatilité de l'écart de production de 4% environ, laquelle augmente la deuxième année de 4,5% pour se stabiliser ensuite vers la cinquième année après le choc. Autrement dit, lorsque le taux de croissance du PIB est supérieur à son niveau tendanciel, celui-ci peut avoir un effet relativement persistant sur les fluctuations de la volatilité de l'écart de production, donc sur l'instabilité économique du pays.

ANNEXES

Annexe 1A : tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmentés, de Phillips Perron et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin sur la variation de la volatilité de l'écart de production ($dVol_t$)

Test de Dickey-Fuller Augmentés sur la variation de la volatilité de l'écart de production

Hypothèse H0 : $dVol_t$ possède une racine unitaire		
Tests de Dickey-Fuller Augmentés	t Statistique	valeur critique au seuil de 5% (DF)
Modèle [3] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = -0,09$	2,79
Modèle [2] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_c = -0,58$	2,54
Modèle [1] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + \varepsilon_t$	$t_\Phi = -4,17$	-1,95

Test de Phillips-Perron sur la variation de la volatilité de l'écart de production

Hypothèse H0 : $dVol_t$ possède une racine unitaire Troncature $l = 3$		
Tests de Phillips-Perron	t Statistique	valeur critique au seuil de 5% (DF)
Modèle [3] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = -0,53$	2,79
Modèle [2] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_c = 0,01$	2,54
Modèle [1] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + \varepsilon_t$	$t_\Phi = -9,41$	-1,95

La probabilité critique, relative au coefficient Φ du modèle (1) dans les deux tests, est largement inférieure au seuil de 0,05, ce qui montre que la variation de la volatilité de l'écart de production est stationnaire.

Test de KPSS sur la variation de la volatilité de l'écart de production

Hypothèse H_0 : $dVol_t$ est stationnaire Troncature $l = 3$		
Tests de KPSS	t Statistique	Valeurs critiques (au seuil de 5%)
Modèle [3] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = 0,04$	0,15
Modèle [2] : $dVol_t = \Phi dVol_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_\Phi = 0,06$	0,46

Ce test utilise le multiplicateur de Lagrange fondé sur l'hypothèse nulle de stationnarité. Après estimations des modèles (3) et (2), Kwiatkowski et al. (1992) calculent la somme partielle des résidus et estiment la variance de long terme comme pour le test de Phillips et Perron, 1988, les statistiques t étant toutes inférieures aux valeurs critiques, la variation de la volatilité de l'écart de production est donc bien stationnaire.

Annexe 1B : tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmentés, de Phillips Perron et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin sur la variation du PIB (dY_t)

Test de Dickey-Fuller Augmentés sur la variation du PIB

Hypothèse H_0 : dY_t possède une racine unitaire		
Tests de Dickey-Fuller Augmentés	t Statistique	valeur critique au seuil de 5% (DF)
Modèle [3] : $dY_{t,t} = \Phi dY_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = 1,36$	2,79
Modèle [2] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t = 0,52$	2,54
Modèle [1] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + \varepsilon_t$	$t_\Phi = -4,74$	-1,95

Test Phillips-Perron sur la variation du PIB

Hypothèse H_0 : dY_t possède une racine unitaire Troncature $l = 3$		
Tests de Phillips-Perron	t Statistique	valeur critique au seuil de 5% (DF)
Modèle [3] : $dY_{t,t} = \Phi dY_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = 0,73$	2,79
Modèle [2] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_c = 0,43$	2,54
Modèle [1] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + \varepsilon_t$	$t_\Phi = -6,73$	-1,95

La probabilité critique, relative au coefficient Φ du modèle [1] dans les deux tests, est largement inférieure au seuil de 0,05, ce qui montre montrent que la variation du PIB, donc le taux de croissance, est stationnaire.

Test de KPSS sur la variation du PIB

Hypothèse H0 : $dY_{t,t}$ est stationnaire Troncature $l = 3$		
Tests de KPSS	t Statistique	Valeurs critiques (au seuil de 5%)
Modèle [3] : $dY_{t,t} = \Phi dY_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$	$t_b = 0,04$	0,15
Modèle [2] : $dY_t = \Phi dY_{t-1} + c + \varepsilon_t$	$t_c = 0,10$	0,46

Les statistiques t étant toutes inférieures aux valeurs critiques, le taux de croissance du PIB est stationnaire.

Bibliographie

- Aghion P., Saint-Paul, G. 1998, *On the Virtue of Bad Times: An Analysis of the Interaction between Productivity Growth and Economic Fluctuations*, *Macroeconomic Dynamics*, vol. 2, no. 3, pp. 322–344.
- Aizenman, J., Marion, N., 1993, *Policy Uncertainty, Persistence and Growth*, *Review of International Economics*, vol. 1, no. 2, pp. 145–163.
- Bai, J., Perron, P., 2003, *Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models*, *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp. 1–22.
- Beaudry, P., Cagalayan, M., Schiantarelli, F., 2001, *Monetary Instability, the Predictability of Prices, and the Allocation of Investment: An Empirical Investigation Using U.K Panel data*, *The American Economic Review*, vol. 91, no 3, pp. 648–662.
- Caporale, T., Mckiernan, B., 1996, *The Relationship between Output Variability and Growth: Evidence from Post War UK Data*, *Scottish Journal of Political Economy*, *Scottish Economic Society*, no 43, pp. 229–36.
- Caporale, T., Mckiernan, B., 1998, *The Fisher Black Hypothesis. Some Times Series Evidence*, *Southern Economic Journal* 64, pp. 765–771.
- Dickey, D., Fuller, W., 1979, *Distribution for the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root*, *Journal for the American Statistical Association*, 74, no. 366, pp. 427–431.
- Ferrara, L., 2008, *L'apport des indicateurs de retournement cyclique à l'analyse conjoncturelle*, *Bulletin de la Banque de France*, 171(mars).
- Ferrara, L., 2009, *Caractérisation et datation des cycles économiques en zone euro*, *Revue Économique*, 60(3), pp. 703–712.
- GranSanchezger, C.W.J., 1969, *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, *Econometrica*, 37(3), pp. 424-438.
- Grier, K.B., Tullock, G., 1989, *An Empirical Analysis of Cross-national Economic Growth 1951–80*, *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, no. 2, pp. 259–276.
- Ismihan, B., Metin-Ozcan, K., Transel, A., 2003, *Macroeconomic Instability, Capital Accumulation and Growth: the Case of Turkey 1963–1999*, METU working paper, no. 2.

- Kormendi, R.C., Meguire, P., 1985, *Macroeconomic Determinants of Growth: Cross Country Evidence*, Journal of Monetary Economics, vol. 16, no. 2, pp. 141–164.
- Lumsdaine, R.L., Papell, D., 1997, *Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis*, Review of Economics and Statistics, 79, pp. 212–218.
- Perron, P., 1989, *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, Econometrica, vol. 57, no. 6, pp. 1361-1401.
- Ramey, G., Ramey, V.A., 1995, *Cross-country Evidence on the Link between Volatility and Growth*, American Economic Review, vol. 85, no 5, pp. 1138–1151.
- Sanchez-Robles, B., 1998, *Macroeconomic Stability and Economic Growth; the Case of Spain*, Applied Economic Letters, vol. 5, pp. 587–591.
- Stiroh, K.J., 2006, *Volatility Accounting: A Production Perspective on Increased Economic Instability*, FRBNW staff reports, no. 25.
- UCDP/PRIO (Armed Conflict Dataset Codebook/ Peace Research Institute in Oslo), (2014). Disponible sur le site : http://www.ucdp.uu.se/gpdatabase/gpcountry.php?id=92®ionSelect=10-Middle_East.
- United Nations, Statistic Division, National Account Main Aggregates Database, (2015), <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnIList.asp>