

## L'AMPLITUDE DU CYCLE ÉCONOMIQUE ET DE L'ÉCART DE PRODUCTION AU LIBAN

Jean-François VERNE\*

***Résumé** - Cet article montre que l'amplitude du cycle économique et l'écart de production ont fortement varié au Liban entre 1970 et 2008, les variations les plus importantes ayant lieu de 1975 à 1990 durant la période de la guerre civile. Pourtant, depuis le début des années 1990, ces deux indicateurs ont vu leur variation autour de la tendance de long terme se réduire. Ces réductions de l'amplitude cyclique et de l'écart de production ne résultent pas de la fin de la guerre en 1990 mais plutôt des dépenses publiques et du taux d'ouverture de l'économie. Ces deux variables expliquent ainsi un rapprochement du PIB observé et du PB potentiel et par conséquent une certaine stabilité économique.*

**Mots-clés** : ÉCART DE PRODUCTION, AMPLITUDE CYCLIQUE, CYCLE ÉCONOMIQUE, STABILITÉ ÉCONOMIQUE

**Classification JEL** : E01, E23, E32

*Je remercie vivement Maurice Catin et les deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs critiques constructives.*

---

\* Faculté de Gestion et des Sciences Commerciales, Université Saint-Esprit de Kaslik, BP 446-Jounieh- Liban - Mail : jeanfrancoisverne@usek.edu.lb

## 1. INTRODUCTION

Le Liban est un pays qui a connu une évolution assez chaotique de son PIB sur la période 1970-2008, et notamment pendant la guerre civile qui a duré 15 ans de 1975 à 1990. Par évolution chaotique, nous voulons dire que les fluctuations de l'activité économique ont été importantes et irrégulières. Avant 1975, date de l'éclatement du conflit, le taux de croissance du PIB libanais atteint 12,5% en 1972, chute à -58% en 1976 et remonte jusqu'à 83% l'année suivante, selon les données des Nations-Unies (2009). De telles irrégularités dans les amplitudes des taux de croissance se poursuivent jusque dans les années 1990, date marquant la fin de la guerre. Ainsi, le Liban n'échappe pas au principe selon lequel il existe un cycle économique « typique » représentant les mouvements des variables macroéconomiques de part et d'autre de leurs tendances de long terme (OCDE, 2002).

La tendance de long terme est une notion qui rejoint celle de la production potentielle développée par Okun (1962) lors de sa désormais célèbre loi montrant une relation linéaire inverse entre l'écart du taux de chômage à son niveau naturel et l'écart de la production à son niveau potentiel aux Etats-Unis sur la période 1920-1940. La production potentielle peut donc consister à déterminer un niveau de production obtenu avec un niveau d'utilisation optimal des facteurs ou bien à calculer une tendance de long terme du PIB.

Plusieurs études relatives aux mesures de l'amplitude du cycle économique, mesurant l'écart-type de l'écart de production par rapport à sa tendance de long terme (le PIB potentiel), et à l'écart de production, indiquant la différence entre PIB observé et PIB potentiel, ont été menées dans les pays de l'OCDE (Cette, 1997 ; OCDE, 2002 ; Ferrara, 2008 et 2009) et dans les pays en développement (Odia Ndongo, 2007 et Fathi, 2009) mais aucune, jusqu'à présent, au Liban. Pourtant, l'étude des cycles favorise la compréhension des facteurs de la dynamique économique et peut, dans un pays comme le Liban, servir de support à la mise en œuvre de la politique économique. Ainsi, dans ce pays, où l'évolution du PIB est très erratique, il est intéressant de mesurer l'amplitude du cycle économique et l'écart de production en déterminant une tendance de long terme du PIB autour de laquelle s'enroule le PIB observé. Toutefois, mesurer l'amplitude du cycle économique consiste à calculer l'écart-type de l'écart de production dans un pays, ce qui ne revient pas exactement à estimer la différence entre le PIB observé et sa tendance de long terme.

Au Liban, entre 1970 et 2008, l'amplitude du cycle a fortement varié ainsi que l'écart du PIB autour de sa tendance. En effet, après de très fortes fluctuations du PIB autour de sa tendance entre 1970 et 1990, on constate, depuis la fin de la guerre civile en 1990, une évolution plus régulière du PIB. Est-ce à dire que seule la guerre explique les fluctuations du PIB autour de sa tendance de long terme au Liban ou bien existe-t-il d'autres facteurs expliquant notamment la baisse de l'écart de production ?

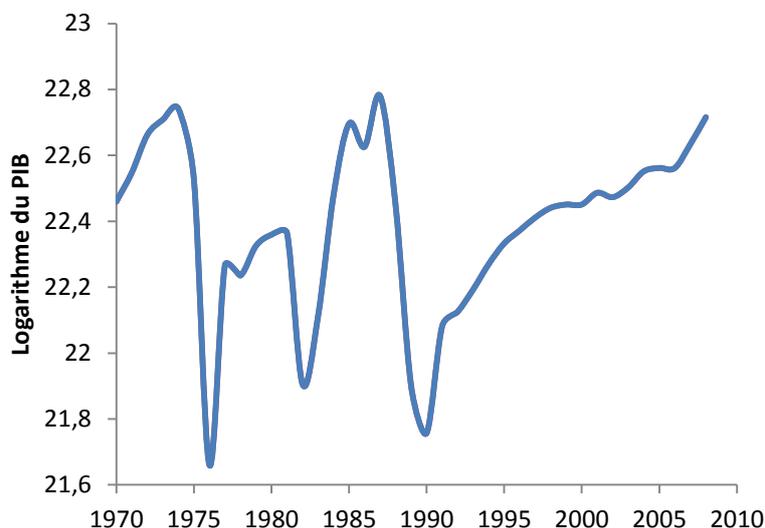
Afin de répondre à cette question, la deuxième section, après avoir présenté brièvement l'évolution du PIB au Liban, donne une description des méthodes de décomposition entre la tendance et le cycle. Dans la troisième section, la méthode de décomposition entre tendance et cycles d'Hodrick- Prescott est appliquée à l'évolution du PIB libanais afin de repérer les variations de l'amplitude cyclique et de l'écart de production. Nous estimons également l'évolution de la durée des cycles économiques. Dans la quatrième section, nous cherchons les facteurs expliquant les causes de la variation de l'écart entre PIB observé et PIB potentiel, via un modèle empirique tenant compte des différents chocs d'ordre macroéconomique. La cinquième section synthétise les résultats obtenus et conclut.

## **2. DESCRIPTION DES MÉTHODES DE DÉCOMPOSITION ENTRE LA TENDANCE ET LE CYCLE : LE CAS DU LIBAN**

Au Liban, le cycle économique présente de fortes amplitudes par rapport à sa tendance de long terme. Or, celle-ci rejoint la notion de PIB potentiel lequel peut être estimé par des méthodes structurelles ou des méthodes statistiques.

Pour observer, durant la période 1970-2008, l'évolution annuelle du PIB au Liban, nous utilisons le logarithme du PIB à prix constants (en dollars de 1990). Le graphique 1 montre une évolution cyclique du PIB, du moins jusqu'en 1990, au sens de Burns et Mitchell (1946), qui définissent le cycle économique comme des phases d'expansion et de récession qui affectent le PIB. Toutefois, afin de rendre compte des fluctuations cycliques de l'activité économique autour d'une tendance de long terme, plusieurs méthodes – structurelles ou statistiques – proposent une estimation de la tendance de long terme, via le calcul d'un PIB potentiel, en opérant une décomposition de la tendance et du cycle.

Les méthodes structurelles de détermination du PIB potentiel, qui reposent sur une théorie économique, se divisent en un modèle vectoriel autorégressif, dit modèle VAR, et en une estimation d'une fonction de production macroéconomique de type Cobb-Douglas. Le modèle VAR, défini par Granger (1969) et Sims (1980), remplace la modélisation économétrique classique à plusieurs équations structurelles où il y avait simultanément des variables endogènes et exogènes. Ainsi, dans le modèle VAR, chacune des variables, considérées comme stationnaire, est une fonction de ses propres valeurs passées et de celles des autres, ce qui permet de saisir les effets des variables les unes sur les autres et d'analyser, à travers les résidus des relations, l'impact d'un choc d'innovation sur chacune des variables (Bourbonnais, 2009). Quant à la méthode de la fonction de production, elle relie le PIB à la formation brute de capital fixe, au taux d'emploi et à la productivité globale des facteurs. Le PIB potentiel représente alors le niveau du PIB obtenu avec une utilisation efficiente du capital et un facteur travail compatible avec un taux de chômage d'équilibre qui désigne le taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation salariale (appelé encore NAWRU ou NAIRU dans la littérature).

**Graphique 1 : Evolution du PIB libanais (en dollars de 1990)**

Source : United Nations, *Statistic Division, National Account Main Aggregates Database*; <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnlList.asp>.

Malheureusement, comme dans la plupart des pays en développement (Diop, 2000), de telles méthodes ne peuvent être utilisées efficacement au Liban à cause d'un manque de données fiables dans certains secteurs, comme notamment le marché du travail où très peu de statistiques concernant les variations du taux de chômage sont disponibles. C'est la raison pour laquelle nous optons pour des méthodes statistiques qui reposent sur l'utilisation de l'information contenue dans l'historique de la série du PIB sans référence à un modèle économique particulier. Par conséquent, sur la longue période, le PIB observé évolue autour du PIB potentiel qui est défini par la tendance de long terme du PIB observé. La tendance représente donc l'équilibre de long terme et le cycle en constitue la dynamique de court terme.

Les méthodes statistiques de la détermination de la tendance de long terme du PIB observé, c'est-à-dire du PIB potentiel, peuvent être scindées en trois catégories : la méthode de la tendance segmentée, les méthodes de la tendance linéaire et le filtre d'Hodrick-Prescott.

La méthode de la tendance segmentée considère que le PIB potentiel connaît des phases d'accélération et de fléchissement comme c'est le cas au Liban. Cette méthode, mise au point par le National Bureau of Economic Research (NBER) américain et par l'OCDE dans les années 1980, permet de tenir compte des éventuelles dates de rupture indiquant le changement de l'évolution du PIB potentiel. Avec une telle méthode, on estime la relation suivante :

$$Y_t = \gamma + \mu t + \sum \mu_{tr} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Dans cette équation,  $Y_t$  représente le logarithme népérien du PIB. La variable  $t_r$  est une variable temporelle telle que  $t_r = 0$ , si  $t < r$  et  $t_r = t - r$  si  $t > r$ . L'indice  $r$  correspond à une éventuelle date de rupture dans la série. Cette équation reste, cependant, valable à condition que le PIB soit stationnaire. Dans le cas contraire, il existe un risque d'identifier des cycles de manière fallacieuse.

Cette méthode a l'avantage de rendre moins sensible la composante tendancielle aux valeurs anormales dans les différentes sous-périodes et de tester également la significativité statistique des coefficients de rupture. Néanmoins, l'inconvénient d'une telle méthode repose sur le choix arbitraire des dates de rupture du PIB.

Les méthodes de la tendance linéaire, d'où dérive celle de la tendance segmentée, englobent les modèles TS (*Trend Stationary*) et DS (*Differency Stationary*) estimés à partir d'un modèle linéaire simple de la forme (Le Bihan, 2004) :

$$Y_t = \alpha + \beta t + v_t \quad (2)$$

Avec  $Y_t$ , le logarithme népérien du PIB ;  $t$ , le temps qui correspond aux dates d'observations ( $t = 1, \dots, T$ ) ; le paramètre  $\beta$  s'interprète par le taux de croissance tendanciel ;  $v_t$ , le résidu, de moyenne nulle, est la composante cyclique ou l'écart de production. Si ce terme est stationnaire, le PIB est alors stationnaire autour d'une tendance et l'on retrouve le modèle TS. Toutefois, l'économétrie des variables non-stationnaires rejette la plupart du temps la stationnarité autour d'une tendance. Par conséquent, l'hypothèse alternative consiste en ce que le PIB soit stationnaire en différence. C'est le modèle DS qui s'écrit :

$$(1 - D)^d Y_t = b + \varepsilon_t \quad (3)$$

où  $\varepsilon_t$  est un processus stationnaire ;  $b$  est la composante déterministe du taux de croissance du PIB et peut s'interpréter comme le taux de croissance tendanciel. En outre,  $D$  représente l'opérateur de décalage et  $d$  l'ordre du filtre aux différences souvent égal à 1. Le processus est dit alors processus de premier ordre et s'écrit :

$$(1 - D) Y_t = b + \varepsilon_t \leftrightarrow Y_t = Y_{t-1} + b + \varepsilon_t \leftrightarrow \Delta Y_t = b + \varepsilon_t \quad (4)$$

Si  $b = 0$ , le processus est dit sans dérive et comme  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc, ce processus DS porte le nom de marche aléatoire (ou au hasard). Si  $b \neq 0$ , le processus DS est alors avec dérive. Il faut noter, qu'après l'impulsion d'un choc aléatoire, cette équation montre que le niveau du PIB tendanciel ne revient pas à un niveau prévisible (Le Bihan, 2004).

Cependant, la différence entre modèle TS et DS repose sur l'hypothèse relative aux résidus plutôt que le recours aux équations (2) et (4). En effet, l'écriture (4) s'obtient par différence première de l'équation (2) et en posant  $\varepsilon_t =$

$v_t - v_{t-1}$  et  $b = \beta$ . Inversement, le modèle (4) peut être réécrit sous la forme (2) en posant :  $\alpha = y_0$  et  $v'_t = c_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}$ .

Finalement, dans les deux modèles, l'évaluation de la composante déterministe de la croissance est similaire dans la mesure où l'estimation des paramètres  $b$  ou  $\beta$  par les moindres carrés ordinaires donne des résultats convergents et asymptotiquement équivalents. Par contre, les modèles TS et DS donnent des représentations très différentes en ce qui concerne le niveau du PIB tendanciel. On peut remarquer que l'hypothèse de stationnarité autour d'un trend, la plus conforme à la notion historique du PIB tendanciel, conduit, à travers le calcul du résidu de l'équation, à définir un écart de production de façon intuitive. On peut tout autant calculer le niveau du PIB potentiel en utilisant la décomposition de Beveridge et Nelson (1981), ce qui donne une estimation de l'écart entre PIB observé et PIB tendanciel très différente par rapport aux méthodes susmentionnées.

En ce qui concerne le PIB libanais celui-ci doit faire l'objet d'un test de racine unitaire afin d'éviter, on l'a vu, l'identification de cycles fallacieux. Les tests les plus couramment utilisés sont ceux de Dickey-Fuller augmentés (dits ADF) dans lesquels le résidu n'est pas un bruit blanc, contrairement aux tests de Dickey-Fuller simples. Toutefois, nous choisissons les tests de Phillips et Perron (1981) qui sont une adaptation des tests de Dickey-Fuller et qui tiennent compte de la présence d'erreurs hétéroscédastiques et/ou auto-corrélées. Il existe d'autres tests de racine unitaire comme ceux de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992), tests dits KPSS qui utilisent le multiplicateur de Lagrange (Bourbonnais, 2009).

Afin de savoir si le PIB libanais possède une racine unitaire, on élabore une stratégie de tests en construisant trois modèles qui sont estimés par les moindres carrés ordinaires. Aussi, si l'on applique ces tests à notre PIB libanais  $Y_t$ , on obtient :

$$\text{Modèle [1]} : \Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle [2]} : \Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle [3]} : \Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

La stratégie de tests consiste à estimer d'abord le modèle [3]. Si le coefficient  $b$  de la tendance  $t$  n'est pas significativement différent de 0 au seuil de 5%, on rejette l'hypothèse d'un processus TS et si la statistique  $t_\Phi$ , attachée au coefficient  $\Phi$ , est supérieure à la statistique tabulée figurant dans les tables de Dickey-Fuller (1976), on accepte l'hypothèse  $H_0$  de l'existence d'une racine unitaire (d'un processus non stationnaire) au seuil de 5%.

Si on trouve une racine unitaire dans le modèle [3], on estime le modèle [2] sans la droite de tendance. Si le terme constant n'est pas significativement différent de 0 au seuil de 5%, on rejette l'hypothèse d'un processus DS avec

dérive et si le coefficient  $\Phi$  n'est pas significativement différent de 0, le processus n'est pas stationnaire.

Dans ce cas, on estime le modèle [1] sans droite de tendance et sans constante. Si la statistique  $t_\Phi$ , attachée au coefficient  $\Phi$  n'est pas significativement différente de 0, alors le processus n'est pas stationnaire.

Le tableau 1 montre les résultats des tests de Phillips-Perron appliqués au PIB libanais en précisant les valeurs statistiques pour les coefficients estimés dans les trois modèles.

**Tableau 1 : Résultats des tests Phillips-Perron sur le PIB libanais**

Hypothèse H0 : le PIB $Y_t$ possède une racine unitaire Troncature $l = 3$		
Test de Phillips-Perron Augmentés	t Statistique ajusté	Probabilité critique
Modèle [3]	- 2.96	0.15
Modèle [2]	- 2.96	0.05
Modèle [1]	0.18	0.73

La troncature (de Newey-West)  $l = 3$ , consiste à définir un nombre de retards afin d'estimer un facteur correctif, appelé variance de long terme, établi à partir de la structure des covariances des résidus des différents modèles. Le nombre de retards, estimé en fonction du nombre d'observations  $n$ , se calcule de la manière suivante :  $l \approx 4(n / 100)^{2/9} \approx 3$ .

Les probabilités critiques des modèles [1] et [3] sont supérieures au seuil de 0.05. Par contre, le modèle [2] indique que le terme constant affiche une probabilité proche de la valeur de rejet de H0 au seuil de 5%. Il est possible que le PIB libanais suive alors un processus DS sans dérive. Pour le savoir, nous consultons le tableau 2 affichant le corrélogramme de la série du logarithme du PIB filtrée par les différences premières.

Les autres tests d'ADF et de KPSS (Annexe 1) indiquent également que le PIB n'est pas stationnaire.

Dans le tableau 2, la statistique Q de Ljung-Box, laquelle a une probabilité critique de 0,111, est largement supérieure au seuil de 0,05. Nous concluons à la nullité des coefficients du corrélogramme de la série filtrée par les différences premières, série qui est donc caractéristique d'une marche au hasard.

Au Liban, comme dans la plupart des pays, la croissance et le cycle sont liés et ne peuvent en conséquence être étudiés de façon séparée. Néanmoins, pour construire des indicateurs conjoncturels pouvant être comparés entre les pays, on suppose que la tendance et le cycle sont dissociables, à l'instar des méthodes de décomposition de la tendance et du cycle comme celle de Beveridge-Nelson (1981), évoquée ci-dessus, qui reste la référence dans ce domaine, et celle du filtre d'Hodrick-Prescott (1991) qui est la plus couramment utilisée. La première établit un lien étroit entre la composante prévisible d'une série temporelle et sa composante transitoire ou cyclique. Autrement dit, la tendance

de la série à la date  $t$  est totalement imprévisible alors que le cycle de la série englobe l'intégralité des mouvements possibles de la série à tous les horizons (Challe, 2004). Quant à la méthode d'Hodrick-Prescott, elle permet d'obtenir facilement la tendance d'une série chronologique (St Arnaud, 2004). Toutefois, son principal défaut est qu'elle génère une estimation de la tendance qui est biaisée en fin d'échantillon car les estimations du PIB potentiel en fin de période peuvent s'avérer instables et faire l'objet de révisions significatives lorsque de nouvelles données sur le PIB observé sont disponibles. Mais dans la mesure où nous disposons de données macroéconomiques limitées concernant le Liban, nous choisissons cette technique dont la lecture des résultats est aisée.

**Tableau 2 : corrélogramme du PIB libanais 1970-2008**

Retards	Autocorrélation simple	Autocorrélation partielle	Q-Stat.	Prob.
1	-0.053	-0.053	0.1163	0.733
2	-0.165	-0.168	1.2653	0.531
3	-0.152	-0.176	2.2631	0.520
4	-0.107	-0.170	2.7731	0.596
5	-0.314	-0.439	7.3238	0.198
6	0.266	0.094	10.682	0.099
7	0.209	0.059	12.820	0.077
8	-0.044	-0.113	12.918	0.115
9	-0.222	-0.278	15.508	0.078
10	0.029	-0.118	15.554	0.113
11	-0.127	-0.119	16.467	0.125
12	0.007	-0.130	16.470	0.171
13	0.219	-0.033	19.378	0.112
14	0.204	0.026	22.012	0.078
15	-0.108	0.006	22.789	0.089
16	-0.068	-0.017	23.112	0.111

### **3. DÉCOMPOSITION ENTRE CYCLES ET TENDANCE SELON LA MÉTHODE DU FILTRE D'HODRICK-PRESCOTT : UNE MESURE DE L'AMPLITUDE DES CYCLES ET DE L'ÉCART DE PRODUCTION**

Cette méthode met en évidence les profils du PIB tendanciel avec des fluctuations cycliques afin de mesurer les variations de l'amplitude des cycles économiques ainsi que celles ayant trait à la durée des cycles et aux écarts de production dont les causes, concernant ces derniers, peuvent être expliquées empiriquement.

Formellement, la technique d'Hodrick-Prescott consiste en une minimisation d'une fonction quadratique et se présente de la manière suivante :

$$\text{Min } \Sigma(Y_t - Y_t^*)^2 + \lambda \Sigma[(Y_{t+1}^* - Y_t^*) - (Y_t^* - Y_{t-1}^*)]^2 \quad (5)$$

La relation (5) montre la décomposition de la série  $Y_t$  (représentant le logarithme népérien du PIB au Liban sur la période 1970-2008) en une composante tendancielle  $Y_t^*$  et une composante cyclique :

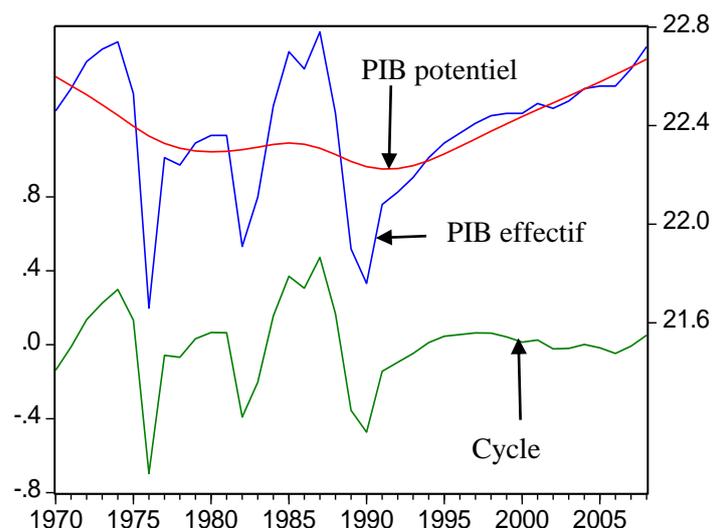
$$Y_t^c = Y_t - Y_t^*$$

L'on peut également définir le cycle comme l'écart entre le logarithme du PIB observé et le logarithme du PIB tendanciel exprimé en points de pourcentage du logarithme du PIB tendanciel soit :

$$(Y_t - Y_t^*) / Y_t^*$$

Le paramètre de lissage  $\lambda$  indique la régularité de la tendance : plus la valeur de ce paramètre est grande, plus la tendance est sensible aux fluctuations de court terme et inversement. Lorsque  $\lambda$  tend vers l'infini, cela implique un trend linéaire. Si  $\lambda = 0$ , cela signifie que le trend correspond à la série brute. Les auteurs ont fixé quatre valeurs de référence :  $\lambda = 14\ 400$  pour des données mensuelles,  $\lambda = 1\ 600$  pour des données trimestrielles,  $\lambda = 400$  pour des données semestrielles et  $\lambda = 100$  pour des données annuelles. Cependant, bien que Hodrick et Prescott justifient certaines valeurs de  $\lambda$  selon la fréquence des séries, leur choix concernant ces valeurs reste arbitraire. Il faut donc être conscient de cette limite quant à cette méthode de décomposition entre tendance et cycle.

**Graphique 2 : Evolution du PIB potentiel libanais par la méthode du Filtre d'Hodrick-Prescott (1970-2008)**

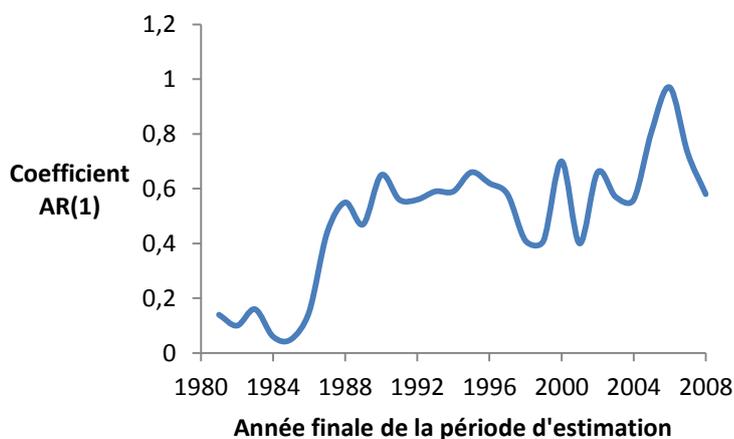


Néanmoins, pour le Liban, dans la mesure où nous disposons de données annuelles,  $\lambda = 100$ . Nous obtenons le graphique 2.

Ce graphique montre que le niveau du PIB potentiel diminue de 1970 jusqu'au début des années 1990 et augmente régulièrement par la suite. Au Liban, les phases d'expansion sont, comme dans la plupart des pays, et conformément aux constatations de Burns et Mitchell, plus longues que les phases de récession. En effet, on constate que le PIB augmente de 1970 à 1974 puis diminue de 1974 à 1976. On constate une hausse du PIB de 1976 jusqu'en 1981, puis une diminution en 1982. De 1982 à 1987, le PIB augmente sensiblement pour rechuter par la suite jusqu'en 1990, date marquant la fin du conflit. Dès lors, le PIB augmente régulièrement avec une moindre amplitude, par rapport au PIB potentiel, et l'on constate également des irrégularités dans la durée des cycles.

Aussi, afin de pouvoir estimer approximativement la durée des cycles au Liban, on peut calculer la persistance des écarts de production, mesurée par la variation dans le temps des autocorrélations de premier ordre de la série relative à l'écart entre le PIB observé et le PIB potentiel, via l'utilisation d'un modèle autorégressif d'ordre 1 de type AR(1).

**Graphique 3 : L'évolution de la durée des cycles**



On peut ainsi, en utilisant l'écart du PIB observé à sa tendance de long terme, estimer le modèle suivant :

$$\text{AR}(1) : \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Avec  $\Delta Y_t$ , l'écart entre le PIB observé et le PIB potentiel.  $\beta_0$  et  $\beta_1$  sont des paramètres à estimer et  $\varepsilon_t$  est un aléa gaussien.

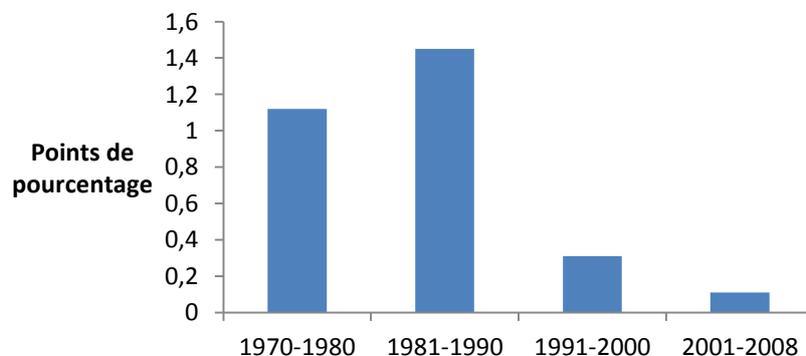
La relation (6) est estimée sur une période mobile de 10 ans. Cette méthode consiste à réaliser des estimations glissantes sur des observations de 10 ans composant la période 1971-2008. La première estimation correspond à la

période 1971-1981. La valeur du coefficient  $\beta_1$  de la relation (6) est reportée graphiquement pour la date 1981. La seconde estimation concerne la période 1972-1982 et le résultat est noté pour 1982 et ainsi de suite. Nous obtenons le graphique 3, qui montre l'évolution de la durée des cycles à travers les changements dans la persistance des cycles.

On note, sur l'ensemble de la période 1971-2008, une tendance à l'allongement des cycles économiques avec, toutefois, des évolutions irrégulières de la durée des cycles entre les sous-périodes. Par exemple, pour la sous-période 1974-1984, les cycles ont une durée beaucoup plus courte par rapport à la sous-période 1978-1988, où l'on constate une hausse de la persistance des cycles. A partir de la sous-période 1980-1990 jusqu'à la sous-période 1985-1995, on remarque que la persistance du cycle économique reste globalement inchangée. Les évolutions de la durée des cycles sont beaucoup plus discontinues à partir de la sous-période 1989-1999. En effet, les sous-périodes qui suivent sont marquées par des hausses et des baisses importantes de la durée des cycles mais, on l'a vu, avec une amplitude de l'écart entre PIB observé et PIB potentiel beaucoup plus faible. En effet, depuis 1990, le PIB augmente régulièrement et devient proche de sa tendance de long terme à partir de 1992. On voit d'ailleurs, sur le graphique 2, que la composante cyclique voit son amplitude fléchir dès le début des années 1990.

Certaines études menées au niveau des pays de l'OCDE (OCDE, 2002), à propos de l'amplitude cyclique et de l'écart entre PIB observé et PIB potentiel, expliquent la baisse de ces deux indices par l'existence de chocs d'offre négatifs dans les années 1970 et au début des années 1980 alors que le début des années 1990 est caractérisé par des évolutions plus faibles du côté de l'offre. La réduction de l'amplitude cyclique et de l'écart entre PIB observé et PIB potentiel, qui signifie qu'une économie retrouve une certaine stabilité (Giulani, 2005), peut également provenir de l'augmentation de la part des services dans l'économie, de l'ouverture croissante des économies au commerce international et de l'évolution de certains agrégats macroéconomiques.

**Graphique 4 : L'écart-type du différentiel absolu entre le PIB observé et PIB potentiel**



S'agissant spécialement de l'amplitude cyclique au Liban, on constate une baisse de celle-ci par rapport à sa tendance de long terme comme le montre le graphique 4, qui indique l'écart-type de l'écart absolu entre le PIB observé et sa tendance de long terme en pourcentage.

On voit que, durant les années de guerre, l'écart-type du différentiel absolu entre le PIB observé et sa tendance de long terme est beaucoup plus important qu'entre 1991 et 2000 et surtout qu'entre 2001 et 2008, période durant laquelle le PIB observé est très proche de sa tendance de long terme.

Après le conflit qui a sévi au Liban de 1975 à 1990, il semble que, même si l'évolution de la durée des cycles est quelque peu irrégulière, l'amplitude du cycle économique décroît fortement, ce qui signifie que le Liban renoue avec une certaine stabilité économique à partir du début des années 1990. Il est toutefois possible que la guerre n'explique pas à elle seule les plus ou moins fortes variations du PIB observé autour de son trend.

#### **4. ANALYSE EMPIRIQUE DE LA VARIATION DE LA DIFFÉRENCE ENTRE PIB OBSERVÉ ET SA TENDANCE DE LONG TERME**

Afin de savoir quelles sont les variables qui expliquent les variations de l'écart du PIB autour de sa tendance de long terme entre 1970 et 2008, il nous faut tout d'abord estimer un simple modèle VAR en tenant compte, en plus de la variable « guerre », d'autres variables macroéconomiques, comme les dépenses de consommation, la formation brute de capital fixe, les dépenses publiques et le taux d'ouverture de l'économie qui donne le pourcentage de l'activité économique expliqué par les échanges extérieurs. Puis, à travers ce modèle, nous pouvons estimer l'impact d'un choc sur chaque variable pour analyser les réponses de la variation de l'écart de production suite à ces chocs.

Les variables utilisées pour estimer le modèle VAR sont toutes écrites en logarithme mise à part la variable « Guerre » qui est une variable binaire (ou dummy) prenant la valeur 0 si l'on ne constate pas de conflit majeur et la valeur 1 lorsqu'il y a conflit ou instabilité politique comme de 1975 à 1990 puis en 1996, avec la guerre contre Israël, puis encore de 2005 à 2007 (en 2005, le premier Ministre Rafic Hariri a été assassiné, en 2006, il y a eu la seconde guerre avec Israël et en 2007, le conflit entre l'armée libanaise et un camp palestinien dans le nord du pays). Les données statistiques concernant ces variables sont toutes issues de la division statistique des Nations-Unies\*.

Toutes les variables étudiées ne sont pas stationnaires, comme les séries relatives aux dépenses publiques et au taux d'ouverture qui ont été rendues stationnaires au moyen d'un filtre aux différences premières (l'annexe 1B indique les résultats des tests de racine unitaire avant que les dépenses publiques et le taux d'ouverture ne soient rendues stationnaires). Ces deux séries

---

\* United Nations, Statistic Division, National Account Main Aggregates Database; <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnlList.asp>

sont donc intégrées d'ordre 1 et il existe alors un risque de cointégration entre ces dernières. Le test de cointégration d'Engle et Granger (1987) appliqué à ces deux séries ainsi que son interprétation figurent dans l'annexe 2.

Soit le modèle VAR avec les variables suivantes :

$\Delta Y_t$  : écart du PIB observé à sa tendance de long terme ;

C : dépenses de consommation des ménages ;

I : formation brute de capital fixe (l'investissement) ;

G : dépenses publiques ;

TO : taux d'ouverture de l'économie donné par le rapport (Exportations + Importations) / 2\*PIB ;

Guerre : variable muette purement exogène.

Chaque variable, sauf la Guerre, dépend de ses propres valeurs passées et de celles de l'autre, ce qui nous permet de repérer les sens de causalités entre les différentes variables. Nous estimons ainsi le modèle suivant dans lequel le nombre de retard (défini par les critères d'Akaike et de Schwarz) est d'une période.

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m a_2 C_{t-i} + \sum_{i=1}^m a_3 I_{t-i} + \sum_{i=1}^m a_4 TO_{t-i} + Guerre + e_t \quad (7)$$

$$C_t = b_0 + \sum_{i=1}^m b_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_2 C_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_3 I_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_4 TO_{t-i} + Guerre + \mu_t \quad (8)$$

$$I_t = c_0 + \sum_{i=1}^m c_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m c_2 C_{t-i} + \sum_{i=1}^m c_3 I_{t-i} + \sum_{i=1}^m c_4 TO_{t-i} + Guerre + v_t \quad (9)$$

$$G_t = d_0 + \sum_{i=1}^m d_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_2 C_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_3 I_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_4 TO_{t-i} + Guerre + \theta_t \quad (10)$$

$$TO_t = e_0 + \sum_{i=1}^m e_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m e_2 C_{t-i} + \sum_{i=1}^m e_3 I_{t-i} + \sum_{i=1}^m e_4 TO_{t-i} + Guerre + \delta_t \quad (11)$$

Dans ce modèle les erreurs  $e_t$ ,  $\mu_t$ ,  $v_t$ ,  $\theta_t$  et  $\delta_t$  représentent des fonctions qui permettent d'étudier l'impact d'un choc sur la variation de chaque variable.

L'estimation des coefficients des relations (7) à (11) nous donne :

$$\Delta Y_t = 3.36 + 0.74\Delta Y_{t-1} - 0.08C_{t-1} + 0.07I_{t-1} + 0.23G_{t-1} - 0.46TO_{t-1} - 0.07Guerre + e_t \quad (12)$$

(0.49) (1.99)\*\* (-0.32) (0.59) (2.06)\*\* (-2.72)\*\* (-1)

$$N = 38 ; R^2_{adj} = 0.38$$

$$C_t = 7.52 + 0.01\Delta Y_{t-1} + 0.7C_{t-1} - 0.03I_{t-1} + 0.22G_{t-1} - 0.35TO_{t-1} - 0.09Guerre + \mu_t \quad (13)$$

(1.02) (0.04) (2.47)\*\* (-0.3) (1.89)\* (-2.99)\*\* (-1.1)

$$N = 38 ; R^2_{adj} = 0.49$$

$$I_t = 5.79 - 0.33\Delta Y_{t-1} + 0.035C_{t-1} + 0.68I_{t-1} + 0.16G_{t-1} - 0.35TO_{t-1} - 0.07Guerre + v_t \quad (14)$$

(0.43) (-0.45) (0.07) (3.02)\*\* (0.73) (-1.05) (-0.48)

$$N = 38 ; R^2_{adj} = 0.37$$

$$G_t = 16.7 + 0.52\Delta Y_{t-1} - 0.29C_{t-1} - 0.50I_{t-1} + 0.07G_{t-1} - 0.48TO_{t-1} - 0.02Guerre + \theta_t \quad (15)$$

(1.66) (0.95) (-0.74) (-2.98)\*\* (-0.47) (-1.93)\* (-0.16)

$$N = 38 ; R^2_{adj} = 0.43$$

$$TO_t = 17.29 + 1.22\Delta Y_t - 0.59C_{t-1} - 0.19I_{t-1} + 0.15G_{t-1} - 0.44TO_{t-1} - 0.06\text{Guerre} + \delta_t \quad (16)$$

(2.11)\*\* (2.73)\*\* (-1.87)\* (-1.43) (1.17) (-2.21)\*\* (-0.68)

$$N = 38 ; R^2_{\text{adj}} = 0.29$$

avec  $N$ , le nombre d'observations ; ( $\cdot$ ), les statistiques de Student où \* et \*\* indiquent respectivement les seuils de significativité des coefficients à 10% et 5% ;  $R^2_{\text{ajusté}}$ , le coefficient de détermination corrigé des degrés de liberté.

Les coefficients des relations (12) à (16) montrent que les causalités vont du taux d'ouverture de l'économie vers la variation de l'écart du PIB à sa tendance ainsi que des dépenses de publiques vers la variation de la différence du PIB à sa tendance (les statistiques de Student concernant les coefficients attachés aux variables  $TO_{t-1}$  et  $G_{t-1}$  montrent que ces derniers sont significativement différents de 0 aux seuils de 5%). Ainsi, une augmentation des dépenses publiques entraîne un accroissement de l'écart entre PIB observé et PIB tendanciel. Une hausse du taux d'ouverture de l'économie favorise la réduction de l'écart de production.

En outre, la variation de l'écart de production n'a pas d'impact sur les autres variables comme la consommation, la formation brute de capital fixe et les dépenses publiques mais elle influence positivement le taux d'ouverture de l'économie (dans la relation (16), la statistique de Student relative au coefficient attaché à la variable « taux d'ouverture » indique que celui-ci est significativement différent de 0 au seuil de 5%). Il existe donc une causalité de type feed back entre écart de production et taux d'ouverture. En effet, un taux d'ouverture plus important réduit la différence entre PIB observé et PIB potentiel mais l'augmentation de l'écart entre PIB observé et PIB potentiel cause également une hausse du taux d'ouverture qui montre la dépendance économique d'un Etat vis-à-vis de l'extérieur. Au Liban, c'est cette dépendance économique envers l'extérieur qui favorise la stabilité économique. On note également, un certain impact négatif de la consommation sur le taux d'ouverture dans la relation (16) puisque la statistique concernant le coefficient attaché à la variable  $C_{t-1}$  est significativement différent de 0 au seuil de 10%.

On remarque aussi, dans la relation (13), une causalité qui va du taux d'ouverture vers la consommation et, dans une moindre mesure, des dépenses publiques vers la consommation. Ainsi, l'augmentation du taux d'ouverture influe négativement sur les dépenses de consommation car la statistique de Student concernant le coefficient attaché au taux d'ouverture indique que celui-ci est significativement différent de 0 au seuil de 5%. De plus, la hausse des dépenses publiques permet une augmentation de la consommation (le test de Student concernant le coefficient attaché aux dépenses publiques indique que ce dernier est significativement différent de 0 au seuil de 10%). Le Liban, n'étant pas un pays industriel, voit son économie dépendre fortement de l'extérieur car il importe la plupart des biens manufacturés, ce qui explique un impact négatif du taux d'ouverture sur la consommation des biens locaux. Il faut dire que dans ce pays le solde de la balance commerciale est toujours négatif sur la période

1970-2008. Par contre, une hausse des dépenses publiques favorise l'accroissement de la consommation des biens domestiques.

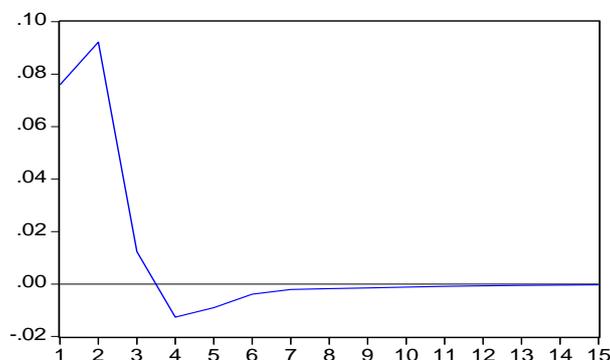
De plus, la relation (15) indique une certaine causalité entre le taux d'ouverture  $TO_{t-1}$  et les dépenses publiques  $G_{t-1}$  puisque le coefficient attaché au taux d'ouverture est significativement différent de 0 au seuil de 10%. Ainsi, un taux d'ouverture plus important est la cause d'une baisse des dépenses publiques. Toutefois, le test de cointégration de Granger et Engle (Annexe 2) indique que ces deux séries sont cointégrées et ont par conséquent des évolutions parallèles.

Quant à la variable « Guerre » nous ne disposons pas d'éléments suffisants pour affirmer que celle-ci influe de manière importante sur la variation de l'écart entre PIB observé et PIB potentiel et, plus généralement, sur l'ensemble des agrégats macroéconomiques exposés dans notre modèle, même si le signe attaché à ses coefficients dans les relations (12) à (16) est chaque fois négatif.

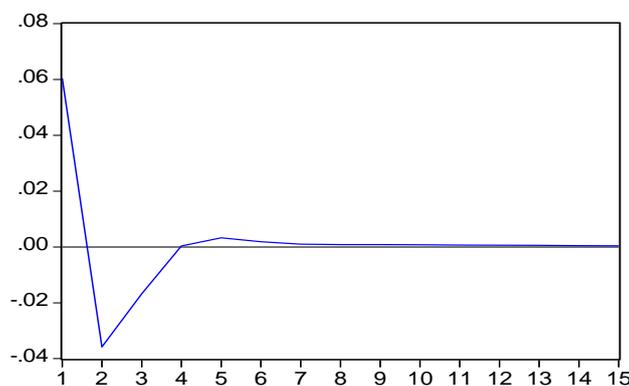
Pour analyser précisément les sources des fluctuations du PIB autour de sa tendance de long terme au Liban, il faut observer les différentes fonctions de réaction, via la simulation d'un choc aléatoire sur chaque variable. L'analyse des chocs consiste, pour notre propos, à mesurer l'impact de la variation d'un choc d'une innovation sur l'écart de production.

Ainsi, puisque les causalités vont des dépenses publiques et du taux d'ouverture vers l'écart de production (relation (12)), nous cherchons alors l'influence d'un choc des dépenses publiques et du taux d'ouverture sur la variation de la différence entre le PIB observé et le PIB potentiel. En outre, il est vrai que le taux d'ouverture exerce une influence sur l'écart de production et que les dépenses de consommation ont une incidence négative sur le taux d'ouverture (relation (16)). Toutefois, notre propos est d'analyser les réactions de l'écart de production au Liban en simulant un choc aléatoire sur le taux d'ouverture de l'économie et sur les dépenses publiques, comme l'indiquent les graphiques 5 et 6.

**Graphique 5 : Réponse de l'écart de production à un choc sur les dépenses publiques**



**Graphique 6 : Réponse de l'écart de production à un choc sur le taux d'ouverture**



Le graphique 5 montre qu'un choc aléatoire sur les dépenses publiques entraîne une augmentation de l'écart de production durant les deux premières périodes, puis un différentiel entre PIB observé et PIB tendanciel qui revient vers sa tendance de long terme environ au bout de la 10<sup>ème</sup> période après le choc.

Le graphique 6 indique qu'un choc aléatoire sur le taux d'ouverture de l'économie provoque une baisse brutale de l'écart de production durant les deux premières périodes et un retour complet du PIB observé vers sa tendance de long terme au bout de la 7<sup>ème</sup> période.

Les graphiques 5 et 6 représentent ainsi l'impact d'un choc des dépenses publiques et du taux d'ouverture de l'économie sur le différentiel entre PIB observé et PIB tendanciel en utilisant la méthode de Cholesky. Pour effectuer cette analyse impulsionnelle, les chocs ont été orthogonalisés. L'analyse de Cholesky a toutefois un certain côté arbitraire car elle repose sur une procédure mathématique automatique qui ne tient pas compte du raisonnement économique dans la construction du modèle VAR (Bernanke, 1984, et Sims, 1980) et aussi parce que les résultats des fonctions des réponses impulsionnelles dépendent du choix de l'ordre des variables pour analyser l'impact d'un choc d'innovation. Néanmoins, cette méthode a la particularité d'être facilement mise en œuvre et permet une lecture aisée des résultats.

## 5. RÉSULTATS ET CONCLUSION

Depuis la fin de la guerre en 1990, guerre qui a fortement déstabilisé l'économie du Liban, on remarque une concordance dans les évolutions du PIB observé et du PIB potentiel. Avant 1990, pendant la période de guerre civile, le PIB libanais connaît des hausses et des baisses sans précédent et, par conséquent, de très fortes amplitudes par rapport à son niveau tendanciel. Pourtant de telles variations et plus spécialement celles qui ont trait à l'écart de production, ne semblent pas résulter de la guerre seulement. Elles s'expliquent par d'autres

facteurs macroéconomiques comme les dépenses publiques et le taux d'ouverture de l'économie. En effet, les dépenses publiques augmentent l'écart (positif) entre PIB observé et PIB potentiel et sont susceptibles de provoquer des pressions inflationnistes, comme cela a été vérifié dans les pays développés de l'OCDE (Baghli et Fraisse, 2002).

Cependant, le taux d'ouverture de l'économie influe sur la variation de l'écart de production lequel agit en retour sur le taux d'ouverture de l'économie car il existe une causalité de type feed back entre les deux variables. Même si le Liban affiche un solde de la balance commerciale toujours négatif depuis 1970, l'ouverture de l'économie aux échanges extérieurs permet une réduction de l'écart du PIB observé à sa tendance de long terme et finalement une baisse des pressions inflationnistes et déflationnistes. Or, la stabilité de l'inflation est un gage de stabilité économique laquelle entraîne un taux d'ouverture plus important et favorise, aussi, les dépenses de consommation des ménages.

Enfin, lors de la simulation d'un choc aléatoire sur le taux d'ouverture et les dépenses publiques, on note une variation de grande ampleur de l'écart de production mais un retour plus lent de celui-ci vers sa tendance de long terme après un choc d'innovation sur les dépenses publiques qu'après un choc d'innovation sur le taux d'ouverture.

### ANNEXE 1A Tests de racine unitaire du PIB de Dickey-Fuller augmentés et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

#### *Test de Dickey-Fuller augmentés*

Hypothèse H0 : le PIB $Y_t$ possède une racine unitaire		
Tests de Dickey-Fuller Augmentés	t Statistique	Probabilité critique
Modèle [3]	- 1.35	0.85
Modèle [2]	- 1.09	0.70
Modèle [1]	0.92	0.90

Les probabilités critiques toutes supérieures au seuil de 0,05 montrent que le PIB n'est pas stationnaire.

#### *Test de KPSS*

Hypothèse H0 : le PIB $Y_t$ possède une racine unitaire (Troncature $l = 3$ )		
Test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin	LM Statistique	Probabilité critique
Modèle [3]	0.12	0.14
Modèle [2]	0.15	0.46

Ce test utilise le multiplicateur de Lagrange (LM) fondé sur l'hypothèse nulle de stationnarité. Après estimations des modèles [3] et [2], Kwiatkowski et al. calculent la somme partielle des résidus et estiment la variance de long terme comme pour le test de Phillips et Perron.

**ANNEXE 1B**  
**Tests de racine unitaire de Phillips-Perron**  
**sur les variables du modèle VAR**

*Test de Phillips-Perron sur les dépenses de consommation  $C_t$*

Hypothèse H0 : $C_t$ possède une racine unitaire		
Tests de Phillips-Perron Troncature $l = 3$	t Statistique	Probabilité critique au seuil de 5%
Modèle [3]	- 3.55	0.04
Modèle [2]	- 3.18	0.03
Modèle [1]	0.21	0.74

On rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire et de présence d'auto-corrélation des résidus et on accepte l'hypothèse selon laquelle les dépenses de consommation sont stationnaires.

*Test Phillips-Perron sur la formation brute de capital fixe  $I_t$*

Hypothèse H0 : $I_t$ possède une racine unitaire		
Tests de Phillips-Perron Troncature $l = 3$	t Statistique	Probabilité critique au seuil de 5%
Modèle [3]	- 3.15	0.110
Modèle [2]	- 3.19	0.028
Modèle [1]	- 0.04	0.660

Le modèle [2] indique que l'on rejette l'hypothèse H0 de racine unitaire et de présence d'autocorrélation des résidus.

*Test Phillips-Perron sur les dépenses publiques  $G_t$*

Hypothèse H0 : $G_t$ possède une racine unitaire		
Tests de Phillips-Perron Troncature $l = 3$	t Statistique	Probabilité critique au seuil de 5%
Modèle [3]	- 1.94	0.61
Modèle [2]	- 1.53	0.50
Modèle [1]	- 0.07	0.65

On accepte l'hypothèse H0 de racine unitaire. Les dépenses publiques ne sont pas stationnaires. Il faut donc utiliser les différences premières afin de les rendre stationnaires.

Test Phillips-Perron sur le taux d'ouverture  $TO_t$ 

Hypothèse H0 : $TO_t$ possède une racine unitaire		
Tests de Phillips-Perron Troncature l = 3	t Statistique	Probabilité critique au seuil de 5%
Modèle [3]	- 2.50	0.32
Modèle [2]	- 1.56	0.49
Modèle [1]	- 0.33	0.55

Nous acceptons également l'hypothèse H0 de racine unitaire. Le taux d'ouverture n'est pas stationnaire et les différences premières doivent être utilisées afin de le rendre stationnaire.

## ANNEXE 2

## Test de cointégration d'Engle et Granger entre le taux d'ouverture TO et les dépenses publiques G

La relation linéaire entre les variables G (dépenses publiques) et TO (taux d'ouverture), qui sont intégrées d'ordre 1, s'écrit :

$$G_t = 0.68TO_t + 0.002 + e_t$$

(3.46)    (0.06)

$N = 38$  ;  $R^2 = 0.25$  ;  $(.) = t$  de Student.

Nous testons alors la stationnarité du résidu,  $e_t$ , via le test de Phillips-Perron (avec la troncature  $l = 3$ ) et obtenons les résultats suivants :

Test de Phillips-Perron (Troncature l = 3)	
Modèle [3]	Modèle [2]
- 5.88	- 5.97

Le résidu est bien stationnaire et il existe donc un risque de cointégration entre les deux variables. Nous procédons alors à l'estimation du modèle à correction d'erreur. Pour cela nous calculons le résidu décalé d'une période soit :

$$e_{t-1} = G_{t-1} - 0.68TO_{t-1}$$

Puis nous estimons par les moindres carrés ordinaires le modèle suivant :

$$\Delta G_t = a_1 \Delta TO_t + a_2 e_{t-1} + u_t$$

Nous obtenons ainsi :

$$\Delta G_t = 0.84 \Delta TO_t - 1.03 e_{t-1} + u_t$$

(6.52)    (- 6.15)

$N = 37$  ;  $R^2 = 0.66$  ;  $(.) = t$  de Student.

Le coefficient attaché à la variable  $e_{t-1}$  est bien négatif et significativement différent de 0 au seuil de 5%. La représentation à correction d'erreur est validée.

Il existe ainsi une relation d'équilibre de long terme entre le taux d'ouverture et les dépenses publiques. Ceci implique que les dépenses publiques et le taux d'ouverture suivent des évolutions parallèles sur la période 1971-2008.

### REFERENCES

- Baghli M. et H. Fraisse, 2002, « Ecart de production et inflation en France », *Bulletin de la Banque de France*, 103, Juillet, pp. 69-77.
- Bernanke B. S., 2004, "The Great Moderation", Remarks at the meetings of the Eastern Economic Association, Washington, DC, February 20, 2004.
- Beveridge S., Nelson, C.R., 1981, "A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components", *Journal of Monetary Economics*, 7, pp. 151-174.
- Bourbonnais R., 2009, *Econométrie*, 7ème édition, Dunod.
- Burns C., W. Mitchell, 1946, Measuring Business Cycle, *National Bureau of Economic Research*.
- Cette G., 1997, « Ecart de positionnement dans le cycle économique : quelques évaluations pour l'économie française », *Bulletin de la Banque de France*, 38, Février, pp. 91-104.
- Challe E., 2004, « Une décomposition du cycle boursier », *Revue Economique*, Vol. 55, 3, pp. 395-406.
- Diop P.L., 2000, « Estimation de la production potentielle de l'UEOMA », Notes d'Information et Statistiques, Etudes et Recherche, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, n° 506, août/septembre, 24 pages.
- Engle R.F., Granger C.W.J., 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 2, pp. 251-276.
- Fathi E., 2009, « Décrire le cycle économique en Tunisie », *Economie et Prévision*, 189.
- Ferrara L., 2009, « Caractérisation et datation des cycles économiques en zone euro », *Revue Economique*, Vol. 60, 3, pp. 703-712.
- Ferrara L., 2008, « L'apport de indicateurs de retournement cyclique à l'analyse conjoncturelle », *Bulletin de la Banque de France*, n° 171, mars.
- Giuliani C-A., 2005, « L'activité aux Etats-Unis est désormais aussi stable que dans la zone euro », *Economie et Prévision*, 167.
- Granger C.W.J., 1969, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, 3, p. 424-438.

- Granger C.W.J., 2003, "Some Aspects of Causal Relationships", *Journal of Econometrics*, 112, p. 69-71.
- Hodrick R. J., E. C. Prescott, 1997, "Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 26, pp. 1-16.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y., 1992, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- Le Bihan H., 2004, « Test de rupture : une application au PIB tendanciel français », *Economie et Prévision*, 2, 163, pp. 133-134.
- OCDE, 2002, « Les changements en cours du cycle économique », in *Perspectives économiques de l'OCDE*, 71, pp. 173-190.
- Odia Ndongo Y-F., 2007, « Les sources des fluctuations macroéconomiques au Cameroun », *MPRA, Munich PersonalRePc Archive*, Paper n° 1308, Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/1308/>
- Okun A.M., 1962, "Potential GNP: Its Measurement and Significance", in *Proceedings Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, pp. 89-104.
- Sims C.A., 1980, "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, 1, pp. 1-48.
- St-Arnaud C., 2004., « Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel pour le Royaume-Uni », Document de travail 2004-46, Banque du Canada, 38 pages.
- United Nations, Statistic Division, National Account Main Aggregates Database; <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnlList.asp>

### **BUSINESS CYCLE MAGNITUDE AND OUTPUT GAP IN LEBANON**

**Abstract** - *This article shows that the business cycle magnitude and the output gap strongly varied in the Lebanon between 1970 and 2008, the most important variations taking place from 1975 to 1990 corresponding to the period of the civil war. Nevertheless, a decrease in the discrepancy between these two indicators around the long-run trend can be observed since the beginning of 1990s. These reductions of the cyclic amplitude and output gap do not result from the end of the war in 1990 but rather from the general government final consumption expenditure and economic dependence rate. These two variables explain a mismatch between the observed GDP and the potential GP and consequently the occurrence of economic stability.*

**Key-words:** OUTPUT GAP, CYCLICAL MAGNITUDE, BUSINESS CYCLE, ECONOMIC STABILITY