Document generated on 06/05/2025 12:40 a.m.

L'Actualité économique

Les principales caractéristiques du cycle économique et de la croissance tendancielle au Liban

The Main Characteristics of Economic Cycles and Long Run Growth in Lebanon

Jean-François Verne

Volume 87, Number 2, June 2011

URI: https://id.erudit.org/iderudit/1007618ar
DOI: https://doi.org/10.7202/1007618ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Verne, J.-F. (2011). Les principales caractéristiques du cycle économique et de la croissance tendancielle au Liban. *L'Actualité économique*, *87*(2), 117–136. https://doi.org/10.7202/1007618ar

Article abstract

This article shows that the typologies of economic cycles and long run growth in Lebanon seem to be modified over the 1970-2009 period. Before 1990, the end of the conflict which began in 1975, expansion's phases record a longer duration than the phases of recession and the cyclic amplitudes are more important than what we can notice after the end of the war. Indeed, from 1996, the duration of the recession's phases is superior or equal to the duration of the expansion's phases and the GDP fluctuates softly around its long run trend. In addition, over the studied period, the long run growth shows a weakly positive rate and the GDP comes back towards its trend approximately 8 years after the end of conflict. It means that an exogenous shock has only a transitory effect on the Lebanese GDP. We notice, consequently, a persistence phenomenon of shock.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 2011

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 87, nº 2, juin 2011

LES PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES DU CYCLE ÉCONOMIQUE ET DE LA CROISSANCE TENDANCIELLE AU LIBAN

Jean-François VERNE
Université Saint-Esprit de Kaslik
Liban
jeanfrancoisverne@usek.edu.lb

Résumé – Cet article montre que les caractéristiques des cycles économiques et de la croissance tendancielle au Liban se sont modifiées sur la période 1970-2009. Avant 1990, date marquant la fin du conflit qui a débuté en 1975, les phases d'expansion enregistrent une durée plus longue que les phases de récession et les amplitudes cycliques sont très importantes par rapport à ce que l'on peut constater après la fin de la guerre. En effet, à partir de 1996, la durée des phases de récession est supérieure ou égale à celle des phases d'expansion et le PIB fluctue faiblement autour de sa tendance de long terme. En outre, sur la période étudiée, la croissance tendancielle affiche un taux faiblement positif et le PIB observé revient vers sa tendance de long terme environ huit ans après la fin du conflit. Cela signifie qu'un choc exogène n'a qu'un effet transitoire sur le PIB libanais. On constate, par conséquent, un phénomène de persistance du choc.

Abstract – *The Main Characteristics of Economic Cycles and Long Run Growth in Lebanon.* This article shows that the typologies of economic cycles and long run growth in Lebanon seem to be modified over the 1970-2009 period. Before 1990, the end of the conflict which began in 1975, expansion's phases record a longer duration than the phases of recession and the cyclic amplitudes are more important than what we can notice after the end of the war. Indeed, from 1996, the duration of the recession's phases is superior or equal to the duration of the expansion's phases and the GDP fluctuates softly around its long run trend. In addition, over the studied period, the long run growth shows a weakly positive rate and the GDP comes back towards its trend approximately 8 years after the end of conflict. It means that an exogenous shock has only a transitory effect on the Lebanese GDP. We notice, consequently, a persistence phenomenon of shock.

Introduction

L'étude empirique et économétrique des cycles économiques et de la croissance tendancielle constitue un domaine de recherche largement exploité depuis longtemps dans les pays développés. En effet, l'étude des fluctuations de l'activité économique commence dès le 19e siècle avec David Ricardo qui avait vécu la crise de 1815 consécutive à la fin des guerres napoléoniennes, et avec Clément

Juglar (1862) qui analysait le retour périodique des crises commerciales en France, en Angleterre et aux États-Unis, notamment (Aimar, Bismans, Diebolt, 2010). L'étude de la croissance tendancielle a été menée par Arthur Okun (1962) aux États-Unis sur la période 1920-1940 et a montré une relation linéaire simple entre l'écart du taux de chômage à son niveau naturel et l'écart de la production à son niveau potentiel. Okun définissait alors la production potentielle comme le niveau de production obtenu avec un niveau d'utilisation optimal des facteurs. Toutefois, cette notion de production potentielle est plus complexe que celle relative à la croissance tendancielle (Le Bihan, 2004). Alors que la première repose sur une théorie économique et utilise des méthodes structurelles de détermination du PIB potentiel comme la fonction de production de type Cobb-Douglas ou les modèles VAR, la seconde repose 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 une longue période, le PIB observé évolue autour du PIB tendanciel qui se définit comme la tendance de long terme du PIB observé. La tendance représente l'équilibre de long terme, donc la croissance tendancielle, et le cycle en constitue la dynamique de court terme.

À cause des différentes crises qui se sont succédées depuis la fin des années quatre-vingt-dix, il y eu un certain regain d'intérêt pour l'étude des cycles économiques ou plus exactement pour l'analyse des fluctuations conjoncturelles. Un cycle économique correspond alors à des fluctuations conjoncturelles irrégulières mais récurrentes autour de la croissance tendancielle du PIB réel.

De telles analyses sont moins courantes dans les pays en voie de développement. Certes, des études similaires ont été menées dans plusieurs pays du continent africain comme le Cameroun (Diop, 2000; Ndongo et Francis, 2006 et 2007), la Côte d'Ivoire (Doko et Sanou, 2004) et la Tunisie (Fathi, 2009). Très peu à ce jour ont étudié le Liban, si ce n'est Naïmy (2005). Pourtant, l'étude des cycles favorise la compréhension des facteurs de la dynamique économique (Cette, 1997) et peut, dans un pays comme le Liban, servir de support à la mise en œuvre de la politique économique. Aussi, dans ce pays, caractérisé par des instabilités politiques récurrentes, l'évolution du PIB est très erratique. Il devient alors intéressant d'analyser les caractéristiques des cycles économiques en termes de durée et d'amplitude tout en déterminant une tendance de long terme du PIB (la croissance tendancielle) autour de laquelle s'enroule le PIB observé. La littérature économique indique à ce propos que, dans la plupart des pays développés, les phases d'expansion du cycle sont plus longues que les phases de récession (Zarnowitz, 1991) et que la croissance tendancielle est positive (Bouthevillain, 1996). Les caractéristiques des cycles économiques et de la croissance tendancielle au Liban correspondent-elles à celles décrites par la littérature économique, sachant que, dans ce pays, la guerre de 1975 à 1990 a fortement déstabilisé les structures économiques et sociales?

Afin de répondre à cette question, la première section du présent article indique la méthodologie relative à la mesure de l'évolution cyclique du PIB au Liban. La seconde essaye de déterminer la fréquence d'apparition des cycles économiques libanais et propose une datation de ces derniers, via l'utilisation du périodogramme

de Fourier et l'algorithme Bry-Boschan (1971). Une troisième section calcule la croissance de long terme (tendancielle) en tenant compte de la guerre civile de 1975-1990 et montre si un choc exogène, comme la guerre, entraîne une déviation temporaire ou permanente du PIB réel de sa trajectoire de long terme.

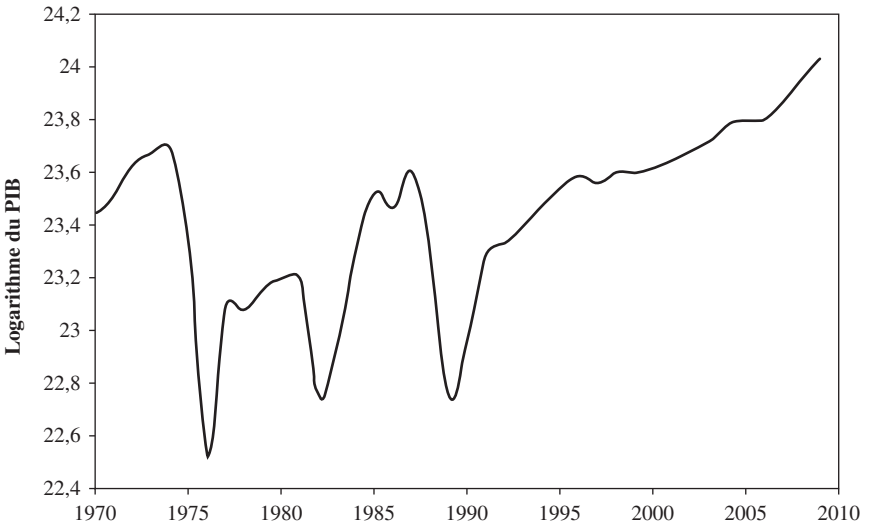
1. La méthodologie relative à la mesure de l'évolution cyclique au Liban

Un premier problème se pose si on veut analyser les cycles économiques libanais : celui de l'obtention des données statistiques. Aucune donnée n'est publiée de manière régulière par le gouvernement libanais que ce soit au niveau de la comptabilité nationale, du taux d'inflation ou encore du taux de chômage. Nous recourons alors aux données du PIB publiées par l'ONU avec une fréquence annuelle (United Nations, 2009). Afin d'analyser les caractéristiques du cycle économique, nous utiliserons le logarithme du PIB, en dollars constants de 2005, sur la période 1970-2009. Pendant la guerre de 1975-1990, la livre libanaise (LL) a fortement été dévaluée (2,5 LL pour un dollar US en 1973 contre 1507,5 LL pour un dollar US en 2009). Les autorités monétaires ont donc prôné la dollarisation de l'économie en 1993, ce qui explique l'adoption officielle au Liban, en 1998, d'un régime de change fixe avec des marges de fluctuations de plus ou moins 1 % autour d'un cours central du dollar (Desquilbet, 2007). Ces données relatives au PIB ont été calculées à partir des données à prix constants en monnaie nationale (en livres libanaises) en appliquant le taux de change annuel moyen (par rapport à l'année de base) pour toutes les années.

Nous obtenons le graphique 1 (dont les données figurent en annexe 1) qui indique l'évolution annuelle du logarithme du PIB en dollars constants de 2005.

GRAPHIQUE 1

Évolution du PIB libanais 1970-2009



Le PIB libanais semble afficher une évolution cyclique au sens de la définition de Burns et Mitchell (1946), le cycle économique étant défini par des phases d'expansion et de récession qui affectent le PIB et, plus généralement, la plupart des variables macroéconomiques. Selon ces auteurs, un cycle varie d'un an à plus de 10 ou 12 et les phases d'expansion sont plus longues que les phases de récession. Une telle définition, appliquée au PIB libanais, reste valable pour la période 1970-1990, mais devient quelque peu obsolète pour la période 1990-2009 puisque le PIB semble fluctuer différemment avec une durée des phases d'expansion relativement aux phases de récession plus difficile à évaluer.

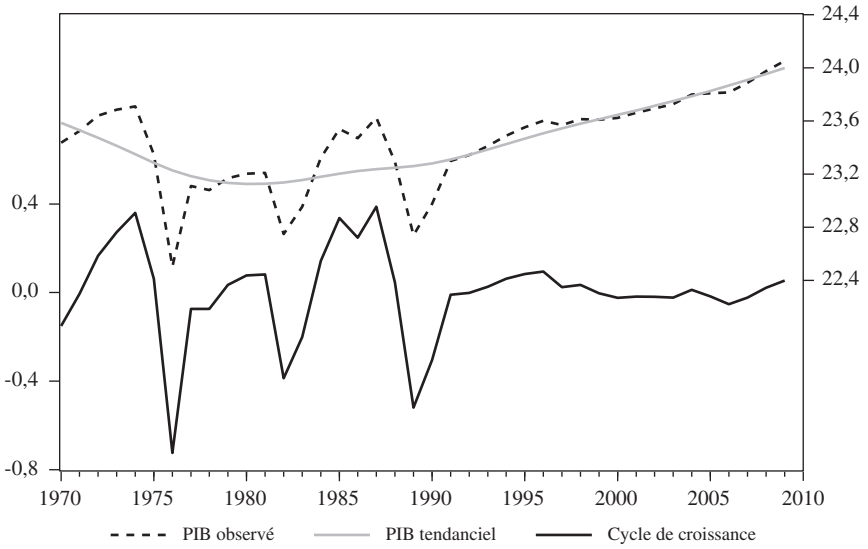
Il faut dire que la méthode d'analyse des cycles de Burns et Mitchell est empirique. Elle ne s'appuie pas sur des méthodes statistiques pour décomposer la tendance et le cycle comme, par exemple, la méthode Hodrick-Prescott (1997), la plus couramment utilisée, qui consiste à ôter la tendance de la série étudiée et à isoler le cycle[1].

Afin de calculer la durée moyenne d'un cycle et de mettre en relief les phases d'expansion et de récession, nous estimons un cycle de croissance ou de déviation (Ferrara, 2008 et 2009). Pour estimer les cycles de croissance, nous utilisons la méthode de Hodrick-Prescott (1997) (voir les détails techniques figurant en annexe 2) même si celle de Beveridge-Nelson (1981) demeure la référence dans ce domaine.

Pour le Liban, nous obtenons le graphique 2 qui décompose le PIB en tendance et en cycles.

GRAPHIQUE 2

EXTRACTION DU CYCLE DE CROISSANCE DU PIB LIBANAIS PAR LA MÉTHODE DU FILTRE DE HODRICK-PRESCOTT 1970-2009



1. Il existe d'autres méthodes de filtre passe-bande, comme celles de Baxter-King (1999) ou de Christiano-Fitzgerald (2003), permettant de déterminer tous les cycles extérieurs à une bande de fréquence de 6 à 40 trimestres.

Ce graphique montre une forte variation du PIB effectif par rapport à sa tendance de long terme jusqu'en 1990 et une évolution non linéaire de la tendance de long terme sur la période 1970-2009. On note également qu'après 1990, les fluctuations du PIB autour de la tendance de long terme présentent une amplitude beaucoup plus faible. Il semble donc qu'une rupture de tendance apparaisse après 1990, date marquant la fin de la guerre civile.

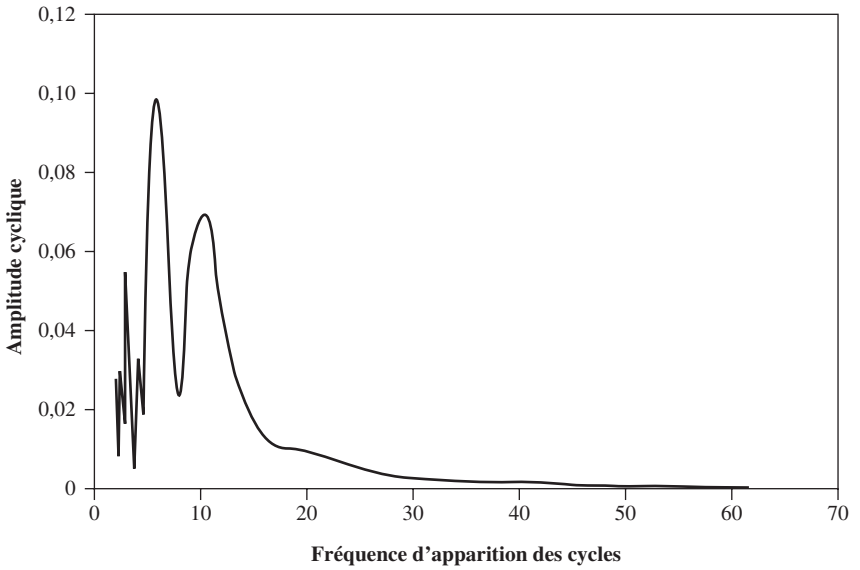
L'estimation des cycles de déviation permet non seulement de rendre le PIB libanais stationnaire mais également de recourir à l'analyse spectrale grâce au périodogramme de Fourier ainsi qu'à une estimation de la datation des cycles, via l'utilisation de l'algorithme de Bry-Boshan (1971).

2. La fréquence d'apparition des cycles au Liban et leur datation

Avec la méthode du périodogramme de Fourier (voir l'annexe 3, pour l'explication technique), nous pouvons estimer les fréquences annuelles d'apparition d'un pic du cycle (autrement dit d'une crise) et son amplitude moyenne par rapport à la tendance (Bentoglio, Fayole, Lemoine, 2002), comme le montre le graphique 3.

GRAPHIQUE 3

Périodogramme du PIB libanais (1970-2009)



On constate que le pic le plus élevé se situe à la fréquence 5,8 années. Autrement dit, on peut, sur la période étudiée, estimer que la durée moyenne d'un cycle complet (de pic à pic) est de 5 ans et 9 mois environ, ce qui est ainsi caractéristique

d'un cycle Juglar (1862). Cet auteur constate que les crises reviennent à tous les 5 à 10 ans. Il estime également que la durée des phases d'expansion s'étale entre 5 et 7 ans. De plus, les phases d'expansion sont suivies d'une crise durant quelques mois à quelques années laquelle précède une dépression qui perdure quelques années. Au Liban, l'amplitude d'un cycle par rapport à la tendance de long terme est, sur la période étudiée, de 9,8 %.

Toutefois, le périodogramme de Fourier ne permet pas de dater avec précisions les différentes phases des cycles. Le recours à l'algorithme de Bry-Boschan (1971) comblera cette lacune.

À partir des points de retournement des pics et des creux du cycle de croissance ou de déviation du PIB libanais, (graphique 2), nous utilisons la méthode de Bry-Boschan (1971) pour estimer une datation des cycles. Il est clair que la méthode des changements de régimes markoviens popularisée par Hamilton (1989) est plus sophistiquée puisqu'elle propose de fournir mensuellement une probabilité d'occurrence d'un point de retournement du cycle. Malheureusement, le manque de données statistiques au Liban rend difficile l'application d'une telle méthode.

La méthode de datation des cycles de Bry-Boshan s'effectue ainsi en prenant une période t de référence et en utilisant l'écart entre le PIB et sa tendance (notée gY_t), auparavant calculée par la méthode du filtre de Hodrick-Prescott (1997) :

Pic à t : $gY_t > gY_{t-K}$; $gY_t > gY_{t+K}$

Creux à t : $gY_t < gY_{t-K}$; $gY_t < gY_{t+K}$,

avec $K = 1$ pour les séries annuelles. $K = 2$ pour les séries trimestrielles et $K = 5$ pour les séries mensuelles.

Avec l'algorithme de Bry-Boschan (1971), les points de retournement se situant dans l'intervalle d'un an du début et de la fin de la série ne sont pas considérés. En outre, afin de s'assurer qu'il y ait alternance entre les pics et les creux, l'on doit respecter la règle qui suit :

– en présence de doubles creux, la plus petite valeur est choisie;

– en présence de doubles pics, la plus grande valeur est choisie.

Cette méthode nous donne le tableau 1.

La durée moyenne d'un cycle au Liban est de 6 années, chiffre très proche de celui obtenu avec le périodogramme du PIB effectué avec la technique de la transformation rapide de Fourier qui indiquait un pic du PIB environ toutes les 5,8 années.

TABLEAU 1

DATATION DES POINTS DE RETOURNEMENT DES CYCLES DE CROISSANCE
DURÉE DES CYCLES ET DES PHASES

Pics	**Creux**	**Durée des cycles (pic à pic)**	**Durée des phases d'expansion**	**Durée des phases de récession**
1974	1976	Cycle 1 : 1974-1981 : 7 ans	5 ans	2 ans
1981	1982	Cycle 2 : 1981-1987 : 6 ans	5 ans	1 an
1987	1989	Cycle 3 : 1987-1996 : 9 ans	7 ans	2 ans
1996	1999	Cycle 4 : 1996-1998 : 2 ans	1 an	1 an
1998	2003	Cycle 5 : 1998-2004 : 6 ans	1 an	5 ans
2004	2006			
Durée moyenne		6 ans	3,8 ans	2,2 ans

De plus, à l'instar de ce que Juglar (1862), Burns et Mitchell (1946), et Zarnowitz (1991) affirmaient, au Liban, les phases de croissance sont en moyenne plus longues que les phases de récession jusqu'en 1996. En effet, à partir de cette date, la durée des phases d'expansion, relativement à celle des phases de récession, se modifie. Durant le cycle 4 (1996-1998), la phase de récession affiche une durée aussi longue que la phase d'expansion ainsi qu'une durée beaucoup plus longue que la phase d'expansion pour le cycle 5 (1998-2004). Ceci contredit ainsi les théories précitées.

On note, par conséquent, qu'à partir de 1998, le Liban entre dans une longue phase de récession, même si celle-ci est peu marquée dans la mesure où le PIB effectif est très proche de sa tendance de long terme, ce qui signifie que les amplitudes cycliques diminuent fortement par rapport à la période de guerre.

Depuis la fin de la guerre civile, au début des années quatre-vingt-dix, les cycles économiques ont donc changé de caractéristiques que ce soit en termes de durée ou d'amplitude. Il semble qu'après la fin de la guerre civile, il y ait une rupture de tendance, une baisse de l'amplitude des cycles et qu'il existe un phénomène de persistance du choc résultant de la guerre.

3. L'évolution de la croissance tendancielle et des fluctuations conjoncturelles au Liban

Nous observons qu'après la guerre de 1990, les fluctuations de l'activité économique au Liban changent de caractéristiques puisque la durée des cycles ainsi que celles des phases d'expansion, par rapport aux phases de récession, se modifient et aussi parce que les fluctuations autour de la tendance de long terme sont de moindre ampleur. De tels changements doivent être associés avec l'évolution de la croissance tendancielle qui est susceptible d'être différente en période de guerre et en période de paix. Cela signifie donc que la croissance tendancielle comprend une date de rupture (Le Bihan, 2004). Ainsi, 1990 est cette date de rupture qui marque la fin de la guerre civile. Il est probable que, durant ces 15 années de conflit, la croissance tendancielle ait changé de rythme par rapport aux périodes de paix (1970-1974 et 1990-2009). Également, il ne faut pas oublier, entre 1990 et 2009, la 1re guerre avec Israël en 1996, le retrait du Sud-Liban des forces israéliennes en 2000, l'assassinat du premier ministre Hariri en 2005, la seconde guerre avec Israël en 2006, le conflit entre l'armée libanaise et un camps palestinien dans le nord du pays en 2007 ainsi que les instabilités politiques de 2008. Ces différents événements, résumés dans le tableau 2, sont sans doute à l'origine des fluctuations du PIB autour de la tendance de long terme.

Afin de montrer l'évolution de la croissance tendancielle, tenant compte de la date de rupture (1990) et des instabilités politiques, nous analysons, tout d'abord, les propriétés stochastiques du PIB libanais sur la période 1970-2009, à travers l'étude de son corrélogramme (annexe 4) et estimons ensuite deux tendances linéaires. Puisque la date de rupture est 1990, nous divisons notre échantillon en deux sous-périodes : 1970-1990 et 1991-2009.

En utilisant la typologie et la terminologie de Perron (1989), (Le Bihan, 2004), nous obtenons :

$$Y_t = \mu_1 + \beta_1 t + v_t \text{ avec } t = 1,\ldots T_1 \text{ (où } T_1 = 1990) \quad (1)$$

$$Y_t = \mu_2 + \beta_2 t + v_t \text{ avec } t = T_1+1,\ldots T_2 \text{ (où } T_1+1 = 1991;\ T_2 = 2009). \quad (2)$$

L'estimation des relations [1] et [2] par les MCO nous donne les résultats suivants :

$$Y_{1970\text{-}1990} = 2290 - 1{,}7t + v_t \text{ avec } t = 1,\ldots T_1, \quad (3)$$
$$(93{,}43)^{**} \ (-1{,}45),$$

$N = 21$

et

$$Y_{1991\text{-}2009} = 2365{,}89 + 3{,}48t + v_t \text{ avec } t = T_1+1,\ldots T_2, \quad (4)$$
$$(2319{,}52)^{**} \ (18{,}72)^{**},$$

$N = 19.$

TABLEAU 2

PRINCIPAUX CONFLITS ET INSTABILITÉS POLITIQUES AU LIBAN DEPUIS 1975

Année	Événement
1975	Début de la guerre civile dans la banlieue ouest de Beyrouth suite à des coups de feu lors d'une inauguration d'une église par Pierre Gemayel, un leader politique important à l'époque.
1990	Fin de la guerre civile avec la signature des accords de Taëf en Arabie Saoudite par les principaux belligérants qui ont aussi lancé la deuxième République, après celle de 1943 (Corm, 2005).
1996	Opération militaire appelée « raisins de la colère » ou « *Grapes of Wrath* » lancée par Israël contre le sud du Liban et détruisant une bonne partie de l'infrastructure du pays.
2000	Retrait de l'armée israélienne du sud du Liban.
2005	Assassinat de l'ex-premier ministre Rafic Hariri, suivi d'une longue période d'insécurité (attentats aux voitures piégées et manifestations diverses) ainsi que du retrait de l'armée syrienne qui occupait une bonne partie du Liban et appuyait les pouvoirs qu'elle avait contribué à mettre en place.
2006	Deuxième guerre du Liban (selon la terminologie israélienne) ou guerre de juillet, selon la terminologie libanaise, qui a paralysé le pays (aéroports et ports fermés) pendant deux mois et détruit de nouveau son infrastructure (ponts et axes routiers, télécommunication, usines... jusqu'aux ambulances de la Croix-Rouge).
2007	Guerre très médiatisée, opposant l'armée libanaise aux factions terroristes de Fateh El-Islam dans le camp palestinien de Naher El-Bared au nord du Liban.
2008	Instabilité politique entre la majorité parlementaire et l'opposition; blocage des institutions (gouvernement, parlement et présidence de la République) et instabilité sécuritaire caractérisée par l'invasion de Beyrouth par le Hezbollah le 7 mai 2008. Accords politiques, appelés accords de Doha, à l'issue desquels un nouveau président de la République a été élu; stabilité politique retrouvée.

Les chiffres entre parenthèses indiquent les statistiques de Student et *N*, le nombre d'observations. Le logarithme du PIB est multiplié par 100 afin d'avoir le pourcentage de variation annuelle du PIB (Le Bihan, 2004).

On constate que le coefficient de la relation (4), qui désigne le taux de croissance tendancielle, et les constantes des relations (3) et (4), indiquant le niveau moyen du PIB sur la période, sont significativement différents de 0 au seuil de 5 %. Par contre, le coefficient attaché à la tendance dans la relation (3) n'est pas significativement différent de 0 au seuil de 5 %.

Ainsi, durant la première période, de 1970 à 1990 (relation 3), le taux de croissance tendanciel au Liban est négatif mais non significativement différent de 0 au seuil de 5 %. Pendant la période d'après-guerre, de 1991 à 2009 (relation 4), celui-ci, statistiquement différent de 0 au seuil de 5 %, augmente et atteint 3,48 % par an. Quant au niveau moyen du PIB, on constate une légère augmentation d'une période à l'autre.

Pour la période d'après-guerre, on note un taux de croissance tendanciel assez élevé et un PIB observé qui tend à se rapprocher du PIB tendanciel vers le milieu des années quatre-vingt-dix (voir graphique 1). Ceci peut signifier que les conséquences de la guerre sur les fluctuations du PIB durent un certain temps.

Pour montrer les effets de persistance de la guerre, il faut estimer le modèle de croissance tendanciel en ayant recours à la méthode de la tendance segmentée et en intégrant le fait que le PIB libanais suit un processus autorégressif d'ordre 2, ce qui permet de tenir compte de l'autocorrélation des erreurs. Cela revient donc à estimer un modèle autorégressif (annexe 4) en ayant des variables indicatrices des différentes dates de conflits ou d'instabilités politiques. Le modèle autorégressif, avec un nombre de retards de deux périodes, s'écrit :

$$Y_t = \mu + \beta t + \gamma_1 (\beta_2 - \beta_1) tr + \sum_{i=1}^{2} c_i Y_{t-i} + \varepsilon_t. \tag{5}$$

βt indique la croissance tendancielle et le terme $(\beta_2 - \beta_1)$ montre le pas tendanciel entre les coefficients des relations (3) et (4). *tr* est la variable indicatrice qui prend la valeur 1 entre 1975 et 1990 ainsi que pour les années de guerre et d'instabilité politique les plus importantes à savoir 1996, 2000, 2005, 2006, 2007 et 2008. Elle prend la valeur 0 pour les autres années.

En tenant compte de ces principaux évènements politiques, nous estimons les paramètres de la relation (5). Nous obtenons :

$$Y_t = 1227{,}04 + 0{,}88t - 2{,}84(\beta_2 - \beta_1)tr + 0{,}63Y_{t-1} - 0{,}16Y_{t-2} + \varepsilon_t \tag{6}$$

(3,63)** (2,23)** (–1,85)* (3,79)** (– 1)**

$N = 40$, $R^2adj = 0{,}62$; $F = 16$.

N désigne le nombre d'observations; R^2adj, le coefficient de détermination ajusté; *F*, la statistique de Fisher; (.), les *t* de Student et **, * respectivement les seuils de significativité des coefficients à 5 % et 10 %.

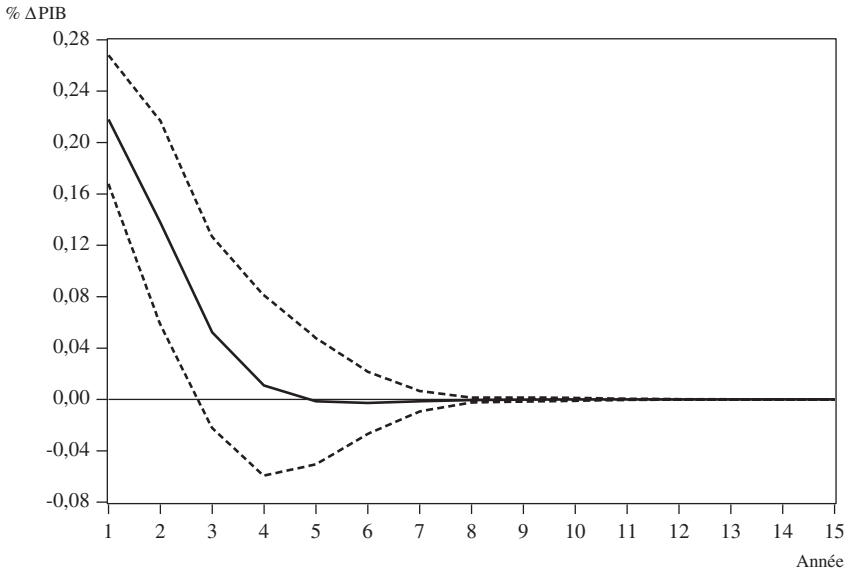
Nous constatons que la relation (6) affiche une qualité globale satisfaisante (la valeur du coefficient de détermination atteignant 0,62) et une bonne significativité globale (la valeur de la statistique de Fisher est relativement élevée). Nous remarquons également que le coefficient attaché à la variable *t*, mesurant la croissance tendancielle, est significativement différent de 0 au seuil de 5 %. Le coefficient attaché à la variable indicatrice *tr* est significativement différent de 0 au seuil de 10 %. Mis à part le coefficient attaché à la variable Y_{t-2}, tous les autres coefficients sont significativement différents de 0 au seuil de 5 %.

Au Liban, la croissance tendancielle sur la période 1970-2009 affiche un taux annuel de 0,88 % environ. À l'instar des autres pays développés et des pays du continent africain, il existe une hausse du taux de croissance de long terme, hausse restant cependant limitée. De plus, la variable indicatrice *tr* montre que la guerre a eu une influence négative sur le PIB. Toutefois, les fluctuations conjoncturelles se réduisent après 1990. Cela peut signifier qu'après un choc, le PIB retourne sur sa trajectoire de long terme. Ceci indique, par conséquent, le retour à une certaine stabilité économique.

Pour montrer ce phénomène de persistance, nous utilisons la méthode de Cholesky qui permet de déterminer graphiquement l'impact d'un choc, tel qu'une guerre, sur l'évolution du PIB observé par rapport à sa tendance de long terme.[2]

GRAPHIQUE 4

RÉPONSE DU PIB À UN CHOC EXOGÈNE



2. 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). Également, 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, la seule variable d'étude reste le PIB, ce qui facilite la mise en œuvre de cette méthode qui permet, en outre, une lecture aisée des résultats.

Ce graphique montre que les fluctuations tendent à s'atténuer avec le temps. Après un choc, le PIB revient complètement vers sa tendance de long terme au bout de sept ou huit ans. Ceci semble être confirmé par le graphique 2 qui montre un retour du PIB vers son niveau tendanciel vers 1997-1998, soit sept ou huit ans environ après la fin de la guerre en 1990.

Il semble, par conséquent, que les fluctuations soient transitoires et non permanentes car, après un choc, le PIB revient au bout de huit années environ vers sa tendance de long terme. Nous constatons alors un phénomène de persistance du choc même si le test de non-stationnarité de Phillips-Perron (1988), qui est une correction non paramétrique des tests de Dickey-Fuller augmentés (1981) et qui tient compte des erreurs hétéroscédastiques, indique que le PIB libanais n'est pas stationnaire et suit un processus DS, processus qui montre que la variable étudiée s'éloigne de l'état initial au fur et à mesure que le temps s'écoule (voir l'annexe 5). Nous aurions, dans ce cas, un phénomène d'hystérèse. Ce résultat quelque peu paradoxal s'explique par le fait que nous avons intégré une tendance à laquelle s'ajoute une date de rupture dans la relation (6).

Conclusion

Même si le Liban enregistre des cycles économiques de type Juglar d'une durée variant entre 5 et 10 ans (soit, environ 6 ans), les caractéristiques de ses fluctuations conjoncturelles et de sa croissance tendancielle ne correspondent pas toujours à celles décrites par la littérature en ce qui concerne les pays développés et les pays en développement. Dans ces derniers, on constate que les phases d'expansion sont plus longues que les phases de récession et que la croissance tendancielle affiche un taux positif. L'une de ces deux caractéristiques ne se retrouve pas au Liban, notamment après la fin de la guerre civile, c'est-à-dire à partir du milieu des années quatre-vingt-dix. Certes, dans ce pays, le taux de croissance tendanciel de long terme est positif mais limité puisqu'il atteint environ 0,88 % par an entre 1970 et 2009. Toutefois, après la fin de la guerre et dès 1996, les phases d'expansion diminuent puis deviennent plus courtes que les phases de récession et le PIB fluctue faiblement autour de sa tendance de long terme, notamment pour la période 1998-2004. Par contre, pendant la guerre, entre 1975 et 1990, on constate le phénomène inverse : la durée des phases d'expansion est plus longue que la durée des phases de récession et le PIB fluctue fortement autour de sa tendance de long terme. Il semble ainsi que les effets de la guerre sur les caractéristiques des cycles économiques perdurent un certain moment en période de paix. On constate, en effet, que de 1998 à 2004, le Liban connaît une longue période de récession mais présente, néanmoins, un PIB qui oscille très faiblement autour de sa tendance de long terme, à partir des années 1997-1998. Quant à la croissance tendancielle de court terme, après avoir atteint un taux négatif mais non significatif de 1,7 % par an sur la période 1970-1990, elle augmente pour afficher un taux de 3,48 % par an pendant la période d'après-guerre de 1991-2009.

Enfin, on constate qu'après un choc exogène, le PIB observé revient au niveau de la croissance tendancielle au bout d'un certain temps. Au Liban, le PIB observé tend à rejoindre la tendance de long terme au bout de huit ans environ. Finalement, après la fin de la guerre en 1990, le PIB libanais atteint le niveau tendanciel vers 1998. Autrement dit, dans ce pays, il existe un phénomène de persistance du choc puisque, tôt ou tard, le PIB retourne vers la croissance de long terme, ce qui marque le retour à une certaine stabilité économique.

ANNEXE 1

Évolution du PIB libanais de 1970 à 2009

Année	PIB en dollars constants de 2005	Année	PIB en dollars constants de 2005
1970	15070083592	1990	9509416732
1971	16460643482	1991	13142081355
1972	18461314884	1992	13733466731
1973	19331576787	1993	14694530080
1974	19796128061	1994	15870555077
1975	13797210585	1995	16907687222
1976	5933673756	1996	17776151232
1977	10875191024	1997	17196310327
1978	10543506095	1998	17993678195
1979	11535662583	1999	17912153470
1980	11934178915	2000	18152904730
1981	11999776801	2001	18870582745
1982	7585199903	2002	19507252911
1983	9307783918	2003	20138778840
1984	13447816601	2004	21644918299
1985	16715623757	2005	21860696517
1986	15583432042	2006	21990129609
1987	18190388592	2007	23636387331
1988	13059081616	2008	25834571353
1989	7515355441	2009	27901337062

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

ANNEXE 2

La méthode du filtre de Hodrick-Prescott

La méthode du filtre de Hodrick-Prescott 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 car les estimations du PIB potentiel en fin d'échantillon peuvent s'avérer instables et faire l'objet de révisions significatives lorsque de nouvelles données 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. 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 certaines causes, peuvent être expliquées empiriquement.

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

$$\text{Min } \Sigma(Y_t - Y^*_t)^2 + \lambda\Sigma[(Y^*_{t+1} - Y^*_t) - (Y^*_t - Y^*_{t-1})]^2 \qquad \text{(A1)}$$

La relation (A1) montre la décomposition de la série Y_t (représentant le logarithme népérien du PIB au Liban sur la période 1970-2009) en une composante tendancielle Y^*_t et une composante cyclique qui est donnée par :

$$Y^c_t = Y_t - Y^*_t.$$

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 λ 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 λ tend vers l'infini, cela implique une tendance linéaire. Si $\lambda = 0$, cela signifie que la tendance correspond à la série brute. Les auteurs ont fixé à quatre les valeurs auxquelles l'on doit se référer : $\lambda = 14\,400$ 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 λ selon la fréquence des séries, leur choix concernant ces valeurs est arbitraire. Il faut donc être conscient de cette limite quant à cette méthode de décomposition entre tendance et cycle.

ANNEXE 3

L'analyse spectrale de Fourier

Le périodogramme est issu de l'analyse spectrale. Celle-ci consiste à étudier un phénomène temporel de manière fréquentielle. L'étude d'une série temporelle dans le domaine des fréquences permet d'identifier des phénomènes cycliques et de rechercher des composantes périodiques (et leur importance relative) d'un processus évoluant dans le temps. Le grand mathématicien Fourier a montré qu'une fonction temporelle pouvait être décomposée en une somme de termes périodiques exprimés par des fonctions sinusoïdales et cosinusoïdales à différentes fréquences, chacune ayant une certaine amplitude et une phase initiale (Bouthevillain, 1996). À la base de l'analyse harmonique de Fourier se trouve une opération appelée transformée de Fourier. Appliquée à la fonction d'autocovariance d'un processus, cette opération permet de fonder le spectre de la série. Chaque fréquence correspond à une périodicité, c'est-à-dire à la durée d'un cycle. Il s'agit donc d'une décomposition harmonique de la variance d'une série selon les différentes fréquences. Cette information est comparable à celle de la fonction d'autocorrélation obtenue dans le domaine temporel. Dès lors, si la densité spectrale représente un pic aux alentours d'une fréquence particulière, on peut soupçonner l'existence d'un cycle d'une périodicité correspondant à cette fréquence.

Si la densité spectrale est parallèle à l'axe des abscisses, il n'existe aucun pic et donc aucun cycle. C'est le cas du bruit blanc. Si on observe un pic proche des basses fréquences, il peut exister un cycle de périodicité longue et inversement un cycle de court terme pour un pic proche des fréquences élevées.

Toutefois l'analyse spectrale n'est opérante que sur des séries stationnaires. On travaille donc sur des séries corrigées dont on a extrait la tendance, comme nous l'avons effectué avec la méthode du filtre de Hodrick-Prescott.

Avec l'analyse spectrale, on procède à un découpage d'une catégorie particulière de chroniques en un ensemble d'oscillations de périodes différentes. On décompose en fait une série temporelle quelconque en une somme de fonctions périodiques (Diebolt et Pellier, 2008). À partir de là, on obtient le périodogramme ou spectre de la série permettant de mesurer la durée et l'amplitude d'un cycle économique.

Formellement, la décomposition en série de Fourier indique que toute fonction périodique $f(t)$ de période T (de pulsation $\omega = 2\Pi/T$) et de fréquence $F = 1/T$, et satisfaisant certaines conditions de continuité et de dérivabilité, peut se décomposer en une somme sinusoïdale appliquée au logarithme du PIB appelé y :

$$\hat{y}(t) = a_0 + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos \omega nt + b_n \sin \omega nt), \tag{A2}$$

avec $a_0 \frac{1}{T}\int_0^t y(t)dt \qquad a_n = \frac{2}{T}\int_0^T y(t)\cos(\omega nt)dt \qquad b_n = \frac{2}{T}\int_0^T y(t)\sin(\omega nt)dt.$

De là, on tire la transformée de Fourier $y(t)$ qui est la covariance de y et d'une exponentielle complexe de fréquence f. soit :

$$\hat{y}(f) = \int_t y(t) e^{-2\pi i f t} dt, \tag{A3}$$

$\hat{y}(f)$ est maximal à la fréquence f_0 lorsque $y(t)$ est périodique de période $1/f_0$.

Nous utilisons par la suite le spectre de puissance qui est la transformée de Fourier de l'autocorrélation soit :

$$P_y(f) = \left|\hat{y}(f)\right|^2 = \int_t C_y(t) e^{-i2\pi f t} dt, \tag{A4}$$

avec $c_y(t) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} \left(y(t_i) + \tau - \bar{y}\right)\left(y(t_i) - \bar{y}\right)$, la fonction d'autocovariance. On peut dès lors estimer le périodogramme de Fourier :

$$\tilde{p}_y^{-1}(f) = \left| \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} y(t) e^{-i2\pi f t} \right|^2. \tag{A5}$$

ANNEXE 4

Corrélogramme du PIB libanais 1970-2009

Autocorrélation	Corrélation partielle		Auto-corrélation (AC)	Auto-corrélation partielle (PAC)	Q-Stat	Prob
. |***** |	. |***** |	1	0.638	0.638	17.542	0.000
. |*** |	.*| . |	2	0.338	-0.116	22.606	0.000
. |*. |	. | . |	3	0.179	0.021	24.067	0.000
. |*. |	. | . |	4	0.100	0.005	24.535	0.000
. |*. |	. | . |	5	0.090	0.055	24.922	0.000
. |** |	. |** |	6	0.214	0.232	27.185	0.000
. |*. |	.*| . |	7	0.186	-0.116	28.955	0.000
. | . |	.*| . |	8	0.035	-0.153	29.018	0.000
. | . |	. | . |	9	-0.051	0.000	29.159	0.001
. | . |	. |*. |	10	-0.004	0.132	29.160	0.001
. | . |	. | . |	11	0.046	0.043	29.282	0.002
. |*. |	. | . |	12	0.106	0.005	29.957	0.003
. |*. |	. |*. |	13	0.180	0.082	31.969	0.002
. |*. |	. | . |	14	0.127	-0.038	33.010	0.003
. | . |	. | . |	15	0.007	-0.054	33.013	0.005

Ce tableau montre que les termes de la fonction d'autocorrélation simple affichent une décroissance géométrique et que les deux premiers termes de la fonction d'autocorrélation partielle sont significativement différents de 0 au seuil de 5 % puisqu'ils sortent de l'intervalle de confiance stylisée par les traits pointillés horizontaux. Nous avons donc un processus autorégressif d'ordre 2, dit AR(2), qui s'écrit :

$$\text{AR(3)} : Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t, \qquad \text{(A6)}$$

Y_t, désigne le logarithme du PIB, β_0, β_1 et β_2 sont des paramètres à estimer et ε_t est un aléa gaussien.

Nous tiendrons compte de ce nombre de retards dans l'estimation de la croissance tendancielle avec dates de rupture.

ANNEXE 5

Test de racine unitaire du PIB libanais (1970-2009)

Le PIB libanais doit faire l'objet d'un test de racine unitaire afin d'éviter 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 autocorrélées (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 :

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

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

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

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_Φ, attaché au coefficient Φ, est supérieure à la statistique tabulée figurant dans les tables de Dickey-Fuller (1976), on accepte l'hypothèse H0 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 Φ n'est pas significativement inférieur à 1, 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_Φ, attachée au coefficient Φ n'est pas significativement inférieur à 1, alors le processus n'est pas stationnaire.

Le tableau A5 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 A5

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 augmenté	***t* Statistique ajusté**	**Probabilité critique**
Modèle [3]	– 2,79	0,2
Modèle [2]	– 1,95	0,3
Modèle [1]	0,47	0,81

La troncature (de Newey-West) = 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], [2] et [3] sont supérieures au seuil de 0,05. Par conséquent, le PIB libanais possède une racine unitaire et n'est donc pas stationnaire.

BIBLIOGRAPHIE

Aimar, T., F. Bismans et C. Diebolt (2010), « Le cycle économique : une synthèse », Association Française de Cliométrie, Working Paper, no 4.

Baxter, M. et R.G. King (1999), « Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filter For Economic Time Series », *The Review of Economics and Statistics,* 83(4) : 575-593.

Bentoglio, G., J. Fayolle et M. Lemoine (2002), « La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période », *Économie et Statistique*, 359-360 : 83-100.

Bernanke, B.S. (2004), « The Great Moderation » Remarks at the Meetings of the Eastern Economic Association, Washington, DC, February 20, 2004.

Beveridge, S. et C. R. Nelson (1981), « A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components », *Journal of Monetary Economics,* 7(2) : 151-174.

Bourbonnais, R. (2009), *Économétrie*, Dunod, 7e édition.

Bouthevillain, C. (1996), « Les cycles des grands pays industrialisés. Des croissances plus proches mais des zones déphasées », *Économie et Statistique*, 298(août) : 71-91.

Bry, G. et C. Boshan (1971), *Cyclical Analysis of Times Series: Selected Procedure and Computer Programs*, Cambridge MA: NBER.

Burns, A. F. et W. C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycle*, New York, NBER.

Cette, G. (1997), « Écart de positionnement dans le cycle économique : quelques évaluations pour l'économie française », *Bulletin de la Banque de France*, 38(février) : 91-104.

Christiano, L.J. et T. J. Fitzgerald (2003), « The Pass Band Filter », *International Economic Review*, 44(2) : 435-465.

Corm, G. (2005), *Le Liban contemporain, histoire et société*, éditions La Découverte, Paris.

Desquilbet, J.B. (2007), « Les contraintes de la politique monétaire libanaise (1993-2004) », *L'Actualité économique*, 83(2) : 163-199.

DIEBOLT, C. et K. PELLIER (2008), « Analyse spectrale de l'évolution de longue période des brevets en France, en Allemagne, en Grande-Bretagne, aux États-Unis et au Japon (17e-20e siècle) », Association Française de Cliométrie, Working Paper, no 9.

DIOP, P.L. (2000), « Estimation de la production potentielle de l'UEOMA », *Notes d'Information et Statistiques*, Études et Recherche, Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest », no 506, août/septembre.

DOKO, F. et S. SANOU (2004), *Modèles MS-VAR et analyse du cycle des prix des matières premières : cas du cacao*, Mémoire de groupe de travail, République de Côte d'Ivoire. En ligne : http ://www.freewebs.com/dokof/GT %20Sali %20 doko.pdf

FATHI, E. (2009), « Décrire le cycle économique en Tunisie », *Économie et Prévision*, 189(3) : 75-92.

FERRARA, L. (2009), « Caractérisation et datation des cycles économiques en zone euro », *Revue Économique*, 60(3) : 703-712.

FERRARA, L. (2008), « L'apport des indicateurs de retournement cyclique à l'analyse conjoncturelle », *Bulletin de la Banque de France*, 171(mars).

HAMILTON, J.D. (1989), « A New Approach to the Economic Analysis of Non Stationary Times Series and the Business Cycle », *Econometrica*, 57(2) : 357-384.

HODRICK, R. et E.C. PRESCOTT (1997), « Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26 : 1-16.

JUGLAR, C. (1862), *Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux États-Unis*, Guillaumin et Cie, Paris.

LE BIHAN, H. (2004), « Test de rupture : une application au PIB tendanciel français », *Économie et Prévision*, 2(163) : 133-134.

NAÏMY, Y.V. (2005), « Unemployment in Lebanon: Application of Okun's Law », *Journal of Business and Economic Research*, 3(10) : 25-32.

NDONGO, O. et Y. FRANCIS (2006), « Datation du cycle du PIB camerounais entre 1960 et 2003 », *MPRA, Munich Personal RePc Archive*, no 1308. Disponible en ligne : http ://mpra.ub.uni-muenchen.de/1308/

NDONGO, O. et Y. FRANCIS (2007), « Les sources des fluctuations macroéconomiques au Cameroun », *MPRA, Munich Personal RePc Archive*, no 1308. Disponible en ligne : http ://mpra.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*, p. 89-104.

SIMS, C.A. (1980), « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, 48(1) : 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.

UNITED NATIONS (2009), Statistic Division, *National Account Main Aggregates Database*.

ZARNOWITZ, V. (1991), « What is the Business Cycle », Working Paper, NBER.