

L'ESTIMATION DE LA SYNCHRONISATION DU CYCLE ÉCONOMIQUE TUNISIEN AVEC LA CONJONCTURE EUROPÉENNE DANS LES ANNÉES 2000 : APPLICATION DU MODÈLE DYNAMIQUE À COMPOSANTE INOBSERVABLE

Maurice Catin et Houyem Sabta

Volume 94, numéro 2, juin 2018

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1067936ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1067936ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Catin, M. & Sabta, H. (2018). L'ESTIMATION DE LA SYNCHRONISATION DU CYCLE ÉCONOMIQUE TUNISIEN AVEC LA CONJONCTURE EUROPÉENNE DANS LES ANNÉES 2000 : APPLICATION DU MODÈLE DYNAMIQUE À COMPOSANTE INOBSERVABLE. *L'Actualité économique*, 94(2), 237–253.
<https://doi.org/10.7202/1067936ar>

Résumé de l'article

Le présent travail s'interroge sur la question suivante : existe-t-il une synchronisation des cycles économiques tunisiens avec les cycles des pays européens qui sont ses principaux partenaires commerciaux (la France, l'Italie, et l'Allemagne) et avec celui des États-Unis qui impriment largement leurs conjonctures ? La question, qui n'a pas fait l'objet de réponse franche dans la littérature, mérite d'être particulièrement considérée depuis les années 2000 avec l'entrée en vigueur de l'accord de libre-échange signé par la Tunisie avec l'Union européenne. En utilisant sur des séries trimestrielles de PIB le filtre de Hodrick et Prescott pour extraire les cycles de la tendance et la méthode de détection des points de retournement de Bry et Boschan développée par Harding et Pagan, il apparaît une transmission avec un décalage d'un à deux trimestres des fluctuations économiques américaines aux pays européens qui affectent alors de manière quasi immédiate la conjoncture tunisienne. La synchronisation des cycles économiques est confirmée par l'utilisation du modèle dynamique à composante inobservable de Stock et Watson. Toutefois, au-delà de l'existence d'un cycle commun, la Tunisie connaît des mouvements propres qui peuvent être aussi indirectement liés à ses relations privilégiées avec l'Europe.

L'ESTIMATION DE LA SYNCHRONISATION DU CYCLE ÉCONOMIQUE TUNISIEN AVEC LA CONJONCTURE EUROPÉENNE DANS LES ANNÉES 2000 : APPLICATION DU MODÈLE DYNAMIQUE À COMPOSANTE INOBSERVABLE

Maurice CATIN

Professeur émérite à l'Université de Toulon

Laboratoire d'Économie Appliquée au Développement (LEAD)

maurice.catin@univ-tln.fr

Houyem SABTA

Docteur en sciences économiques

*Université de Tunis El Manar, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
de Tunis*

Prospective, stratégies et développement durable (PS2D)

houyem.sabta@gmail.com

RÉSUMÉ – Le présent travail s'interroge sur la question suivante : existe-t-il une synchronisation des cycles économiques tunisiens avec les cycles des pays européens qui sont ses principaux partenaires commerciaux (la France, l'Italie, et l'Allemagne) et avec celui des États-Unis qui impriment largement leurs conjonctures ? La question, qui n'a pas fait l'objet de réponse franche dans la littérature, mérite d'être particulièrement considérée depuis les années 2000 avec l'entrée en vigueur de l'accord de libre-échange signé par la Tunisie avec l'Union européenne. En utilisant sur des séries trimestrielles de PIB le filtre de Hodrick et Prescott pour extraire les cycles de la tendance et la méthode de détection des points de retournement de Bry et Boschan développée par Harding et Pagan, il apparaît une transmission avec un décalage d'un à deux trimestres des fluctuations économiques américaines aux pays européens qui affectent alors de manière quasi immédiate la conjoncture tunisienne. La synchronisation des cycles économiques est confirmée par l'utilisation du modèle dynamique à composante inobservable de Stock et Watson. Toutefois, au-delà de l'existence d'un cycle commun, la Tunisie connaît des mouvements propres qui peuvent être aussi indirectement liés à ses relations privilégiées avec l'Europe.

ABSTRACT – The present paper tends to examine the following question : is there synchronization between Tunisian business cycles and those of its main trading partners (France, Italy, and Germany) and the USA which largely affect their conjunctures ? The question, which has not haven straightforwardly response in the literature, needs a special consideration since the 2000s with the entry into force of the Free Trade Agreement signed by Tunisia with the European Union. Applying the Hodrick and Prescott on quarterly GDP series to extract the cycles of the trend and using the method for detecting turning points Bry and Boschan developed by Harding and Pagan, it appears a transmission with a lag of one to two quarters of US economic fluctuations to European countries which then affect almost immediately Tunisian conjunctures. The synchronization of business cycles is confirmed by the use of the dynamic latent factor model initiated by Stock and Watson. However, beyond the existence of a common cycle, Tunisia faces specific movements that can also be indirectly related to its privileged relations with Europe.

INTRODUCTION

L'étude des cycles économiques et des transmissions internationales de conjoncture a pris une place grandissante dans la littérature économique. Cette question est devenue d'autant plus importante avec la mondialisation croissante des échanges et le développement des zones d'union monétaire. Des analyses sur les cycles économiques et leur synchronisation ont été menées pour différents pays ou groupes de pays, ou encore dans le cadre de la transmission des fluctuations des pays du Nord vers les pays du Sud (Backus et Kehoe, 1992; Backus *et al.*, 1993; Kouparitsas, 2001; Ambler *et al.*, 2002; Kose *et al.*, 2003, 2008; Chen *et al.*, 2009; Crucini *et al.*, 2011, etc.).

Les cycles économiques tunisiens ont été l'objet d'étude dans les travaux de Baccouche *et al.* (1997), Elachhab (2007b,a, 2009, 2010), Garfa (2013), Belhedi *et al.* (2015). Deux études ont particulièrement analysé, avec des méthodes et des problématiques différentes, les fluctuations trimestrielles du PIB réel tunisien depuis 1990, et en comparaison depuis 2000 suite à l'accord de libre-échange mis en place avec l'Union européenne. Elachhab (2010) en envisageant la période 2000-2006 montre surtout une plus grande synchronisation avec les cycles français. Belhedi *et al.* (2015) ont notamment montré la dépendance du cycle tunisien aux fluctuations des pays européens, particulièrement perceptible lors de la crise de 2008-2009. Les deux études suggèrent que les canaux par lesquels se transmettent les chocs externes sont principalement des canaux réels.

Le but de l'article est de vérifier si statistiquement depuis les années 2000 il existe une certaine synchronisation des cycles économiques tunisiens avec les cycles des pays européens qui sont ses principaux partenaires commerciaux – la France, l'Italie et l'Allemagne – ainsi qu'avec celui des États-Unis qui imprime largement la conjoncture mondiale. L'apport de cet article par rapport aux travaux précédents réside particulièrement au niveau méthodologique. En parallèle de l'identification et de la comparaison des cycles sur données trimestrielles, un modèle dynamique à facteur inobservable est adopté ici pour estimer le degré de synchronisation des cycles du PIB tunisien avec la conjoncture des pays développés considérés (PDE).

Le présent article expose dans la section 1 les raisons pour lesquelles l'économie tunisienne est directement sensible à la conjoncture européenne. Une comparaison entre les cycles des PIB de la Tunisie et des principaux partenaires européens ainsi que des États-Unis dans les années 2000 est donnée dans la section 2, en utilisant le filtre de Hodrick et Prescott. La section 3 donne en correspondance la datation au niveau trimestriel des points de retournement caractéristiques selon la méthode de Bry et Boschan développée par Harding et Pagan. De là, la section 4 vérifie si les cycles du PIB tunisien forment un cycle commun avec ceux des principaux partenaires européens et des États-Unis à travers l'utilisation du modèle dynamique à composantes inobservables initié par Stock et Watson.

1. LA DÉPENDANCE DE L'ÉCONOMIE TUNISIENNE À LA CONJONCTURE EUROPÉENNE

La Tunisie, avec une population d'environ 11 millions d'habitants, est une économie de petite taille (1,6 % environ du PIB français). Son degré d'ouverture a nettement augmenté dans les années 2000 avec la signature de l'accord de libre-échange avec l'Union européenne en 1995 et véritablement entré en vigueur en 1998.

Ainsi, concernant les échanges de marchandises, le taux d'ouverture (exportations + importations rapportées au PIB) est passé de quelque 70 % au début des années 2000 à environ 90 % en 2010. Les exportations tunisiennes sont orientées à 80 % vers l'Union européenne. La France, l'Italie et l'Allemagne constituent les principaux partenaires commerciaux de la Tunisie. En moyenne, sur la période 2000-2010, les exportations tunisiennes vers la France représentent plus de 30 % des exportations totales de marchandises, vers l'Italie 22 %, vers l'Allemagne un peu plus de 9 %. Les échanges de la Tunisie avec les États-Unis sont relativement limités (1,2 % des exportations tunisiennes). Un tiers des produits manufacturés exportés relèvent du secteur textile-habillement, 25 % des industries mécaniques et électriques, particulièrement liées à des chaînes de valeur.

Les entrées d'investissements directs étrangers (IDE) représentent en moyenne près de 11 % de la formation brute de capital fixe sur la période 1995-2005 et plus de 20 % entre 2006 et 2010. Le stock d'IDE représente 77 % du PIB en 2009. Par ailleurs, il faut noter que le tourisme forme quelque 8 % du PIB tunisien, et les Européens forment la grande partie des recettes touristiques.

Enfin, on peut ajouter que les transferts de revenu des migrants tunisiens vivant à l'étranger représentent environ 5 % du PIB de la Tunisie en 2009. Les actifs migrants tunisiens sont localisés à 80 % en Europe et des études ont montré que le montant des *remittances* suit largement l'activité économique des pays d'accueil (Hamma, 2015).

En résumé, du fait de ces caractéristiques en termes d'échanges commerciaux, d'IDE, de tourisme et de transferts de revenu des migrants, les mouvements conjoncturels du PIB tunisien semblent particulièrement sensibles aux fluctuations

économiques des pays européens et en particulier à ses trois principaux partenaires commerciaux – la France, l'Italie et l'Allemagne – eux-mêmes très liés économiquement et inscrits dans la zone euro. La diffusion des chocs de demande de ces trois pays vers la Tunisie a pu se renforcer dans les années 2000 avec l'élargissement de leur intégration et des échanges.

L'étude de Elachhab (2010) menée sur ce plan tend à montrer une augmentation graduelle dans la période 2000-2006 de la synchronisation des cycles du PIB tunisien avec les cycles du PIB français, liés essentiellement à une plus grande intensité de leurs échanges bilatéraux et à la similitude des politiques économiques, mais qui n'est pas vérifiée avec les cycles italiens et allemands.

2. LA COMPARAISON DES CYCLES ÉCONOMIQUES TUNISIENS, DES PRINCIPAUX PARTENAIRES EUROPÉENS ET DES ÉTATS-UNIS

2.1 *Méthode d'identification des cycles économiques : le filtre de Hodrick et Prescott*

Pour comparer les fluctuations économiques de la Tunisie avec les pays développés considérés, il convient dans un premier temps d'identifier leurs cycles économiques.

Par définition, un cycle économique évalué de pic à pic peut se décomposer en plusieurs phases : retournement, récession, dépression, creux, reprise, expansion. La plupart des études macro-économiques depuis le début des années 1980, s'inspirant des travaux sur les cycles réels de Kydland et Prescott (1982, 1990), retiennent l'approche dite « des cycles de croissance » pour identifier les cycles économiques. Elle consiste à décomposer la série étudiée en une composante tendancielle et une composante cyclique, selon la définition présentée par Lucas (1977) selon laquelle le cycle économique s'envisage comme le mouvement du PIB par rapport à sa tendance.

Différentes techniques de décomposition « tendance-cycle » ont été proposées dans la littérature. Les plus utilisées sont la méthode de lissage par le filtre de Hodrick et Prescott (1997), dite H-P, et la méthode Passe Bande (BP) présentée par Baxter et King (1999) puis développée par Christiano et Fitzgerald (1999).

Le filtre H-P considère que pour tout $t = 1 \dots T$, la série y_t est la somme d'une tendance stochastique g_t et d'une composante cyclique c_t . La composante tendancielle g_t est la solution du programme d'optimisation suivant :

$$\text{Min}_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

où le cycle de la série temporelle y_t n'est autre que sa déviation par rapport à la tendance g_t .

Hodrick et Prescott (1997) proposent que le paramètre λ soit égal à 100, 1600 ou 14400 si les données sont respectivement annuelles, trimestrielles ou mensuelles. Ce paramètre représente le degré de variation de la tendance. Il peut déterminer l'amplitude du cycle. Pour des auteurs, le choix arbitraire du paramètre de lissage peut créer des cycles fallacieux et conduire à des conclusions erronées sur la relation entre les mouvements des séries temporelles macro-économiques à court terme (Harvey et Jaeger, 1993; Agénor *et al.*, 2000; Pedersen, 2001; Guay et St-Amant, 2005). Agénor *et al.* (2000) et Schlicht (2004) ont proposé des méthodes d'estimation particulières de ce paramètre de lissage qui seraient propre à chaque série et qui peut dépendre de la fréquence des observations (Ravn et Uhlig, 2002).

Certaines études ont comparé les différentes méthodes (Frankel et Rose, 1998; Agénor *et al.*, 2000; Mojon et Agresti, 2001, etc.) d'où il ressort une grande similitude au niveau des résultats produits. De là l'idée, sauf hypothèses particulières, de retenir un seul filtre (Baxter et Kouparitsas, 2005). Dans tout ce qui suit, la composante cyclique des évolutions du PIB va être extraite du filtre H-P. À l'usage, il apparaît en effet que le filtre H-P reste la technique d'estimation la plus robuste et la plus répandue dans les travaux sur les cycles réels (Mendoza, 1995; Gregory *et al.*, 1997; Kouparitsas, 1997; Frankel et Rose, 1998; Kose et Riezman, 2001; Aguiar et Gopinath, 2004; Hairault et Sopraseduth, 2008; Ritschl et Uebele, 2008, etc.). D'ailleurs, pour Baxter et King (1999), le filtre H-P n'est autre qu'une approximation raisonnable de leur propre filtre BP, en particulier pour des données trimestrielles. Dans notre cas d'étude, Elachhab (2010) a montré que les écarts à la tendance du PIB trimestriel tunisien obtenus par les méthodes H-P et BP se révèlent très similaires.

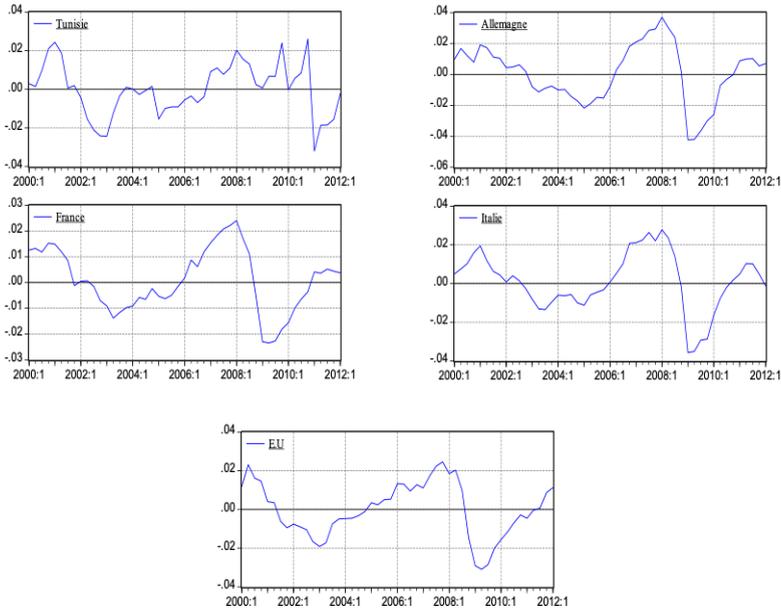
2.2 Application du filtre H-P sur les PIB tunisien, français, italien, allemand et américain sur la période 2000T1 à 2012T1

Les séries trimestrielles du PIB à prix constants de la Tunisie ont pour source l'Institut National de la Statistique Tunisien. Elles ont été corrigées des variations saisonnières en utilisant la méthode X11 Census. Le graphique 1 présente la composante cyclique du PIB réel de la Tunisie extraite par le filtre H-P. À vue d'œil, le cycle économique tunisien montre des pics importants en 2000T4-2001T1, 2008T1, 2009T4, et 2010T3 et des creux en 2003T1, 2005T1, 2009T1 et 2011T1. L'allure du cycle est fortement marquée par deux périodes de récession : entre 2001T2 et 2003T1 et la chute du PIB à partir de 2010T4.

D'après le graphique 1, les cycles du PIB réel des pays développés, obtenus aussi par le filtre H-P, présentent des similitudes, en particulier pour les pays européens. Les mouvements cycliques de la France, de l'Italie et de l'Allemagne sont tous caractérisés par deux grands pics, en 2001T1 et 2008T1, et un creux en 2009T1. Pour les États-Unis, les points de retournement sont plutôt observés avec un ou deux trimestres d'avance, mais l'allure du cycle est comparable à celle des pays européens.

GRAPHIQUE 1

LES CYCLES DES PIB DES PAYS CONSIDÉRÉS À PARTIR DU FILTRE H-P



Les cycles tunisiens semblent montrer une certaine concordance dans les mouvements avec ceux des pays développés considérés, même si certaines phases sont différemment marquées, jusqu'à 2010T4 où là une divergence d'allure s'observe nettement.

3. DATATION DES POINTS DE RETOURNEMENT SELON LA MÉTHODE DE BRY ET BOSCHAN

La détection d'un cycle économique se fait à travers l'extraction des mouvements par rapport à sa tendance, mais aussi par l'identification de ses points de retournement. Harding et Pagan (2002, 2006) proposent pour la datation des points de retournement l'utilisation de l'algorithme de Bry et Boschan (1971), dit BB, sur des données mensuelles, que les auteurs ont développé ensuite pour l'appliquer sur des données trimestrielles, noté BBQ.

Dans le cas de données trimestrielles, selon Harding et Pagan (2002), un pic est détecté chaque fois que $\{\Delta_2 y_t > 0, \Delta y_t > 0, \Delta y_{t+1} < 0, \Delta_2 y_{t+2} < 0\}$ et un creux lorsque $\{\Delta_2 y_t < 0, \Delta y_t < 0, \Delta y_{t+1} > 0, \Delta_2 y_{t+2} > 0\}$, avec Δy_t la dérivée de y_t par rapport à t . Ces points de retournement permettent alors de mesurer :

- La durée du cycle et de ses phases : elle est calculée comme le nombre de trimestres d'un pic à un creux durant les phases de contraction et d'un creux à un pic pour la phase d'expansion;
- L'amplitude du cycle : elle est calculée comme la chute maximale de la série entre le pic (creux) et le creux (pic) pendant les épisodes de contraction (expansion);
- La perte cumulée lors des phases de récession ou les gains cumulés dans des phases d'expansion.

En adoptant le filtre H-P et en détectant les points de retournement par la méthode BBQ, le tableau 1 retrace les pics et les creux significatifs, la durée et l'amplitude des cycles et les pertes ou les gains approximatifs en pourcentage du PIB pour les cinq pays considérés sur la période 2000T1-2012T4.

Le cycle économique tunisien est caractérisé par trois pics significatifs en 2001T1, 2008T1 et 2009T4 et trois creux en 2003T1, 2009T1 et 2011T1. Trois phases de récession sont enregistrées dont deux avec des pertes en points de PIB importantes (2001T1-2003T1 et 2009T4-2011T1). Pour les périodes d'expansion, les résultats de la méthode BBQ font ressortir deux grandes phases : la première notamment allant de 2003T1 à 2008T1 dont l'amplitude et le gain approximatif en PIB sont beaucoup plus prononcés que lors de la phase d'expansion de 2009T1 à 2009T4.

Concernant les principaux partenaires commerciaux de la Tunisie, les résultats regroupés dans le tableau 1 sont conformes à la datation des points de retournement de ces pays établie par l'OCDE. Les pics sont observés en 2000T4, 2008T1 et 2011T2 pour la France, en 2001T1, 2008T1 et 2011T2 pour l'Italie, en 2001T1, 2008T1 et 2011T2 pour l'Allemagne. La durée de la crise de 2008-2009 est la même. La récession de 2001-2003 induite par la crise américaine des nouvelles technologies de l'information et de la communication est de dix trimestres en France et en Italie, suivie après d'une expansion jusqu'en 2008T1. La récession en Allemagne est plus longue (20 trimestres) : elle continue jusqu'au début 2005 du fait des politiques économiques mises en œuvre.

Pour le cycle économique américain, les points de retournement, correspondant largement à ceux présentés par le National Bureau of Economic Research, apparaissent avec un décalage avancé d'un trimestre par rapport à ceux des pays européens, comme le creux de 2003T1 et le pic de 2007T4, mais les quatre pays développés retenus enregistrent un même creux très marqué en 2009T2. L'amplitude la « Grande récession » de 2008-2009 va de 4,7 % en France à 7,3 % en Allemagne et les pertes de PIB les plus manifestes s'observent aux États-Unis et en Allemagne. Il existe donc une forte synchronisation des cycles entre les pays européens et les États-Unis durant cette période.

Il apparaît ainsi une certaine correspondance entre les dates des points de retournement des cycles tunisiens et ceux des pays partenaires et des États-Unis. Le décalage avancé entre les points de retournement du cycle des États-Unis et

ceux des pays européens montre bien la transmission rapide des fluctuations économiques américaines aux pays européens et qui par la suite devient quasi immédiate sur la conjoncture tunisienne. Toutefois, cette correspondance au niveau des dates des pics et des creux disparaît fin 2010. En effet, les quatre pays développés de l'échantillon ont plutôt connu une phase d'expansion entre 2009T2 et 2011T2. Par contre, la Tunisie, à partir de 2011, a connu une phase de récession sévère, liée à des événements internes : la « révolution du jasmin » et la chute du régime Ben Ali ont mené à une période d'instabilité économique et politique, amplifiée après par la forte baisse du tourisme et des investissements étrangers.

4. SYNCHRONISATION DU CYCLE TUNISIEN AVEC LES PRINCIPAUX PARTENAIRES COMMERCIAUX ET LES ÉTATS-UNIS : UNE APPLICATION DU MODÈLE À COMPOSANTE INOBSERVABLE

L'objectif ici est de vérifier statistiquement si le cycle économique tunisien forme un cycle commun avec ceux des principaux partenaires et des États-Unis. Pour ce faire, le travail adopte l'approche de Stock et Watson (1988, 1993) qui permet d'estimer simultanément un facteur dynamique commun aux séries de PIB des pays considérés et un facteur dynamique idiosyncrasique.

4.1 *Présentation du modèle*

Le modèle dynamique à composante inobservable est un modèle de séries temporelles multivariées initié par Stock et Watson. L'idée est que les covariations des variables macro-économiques ont un élément commun qui peut être capturé par une seule variable sous-jacente, non observée, qui représente l'activité globale de l'économie. Le modèle proposé est inspiré du modèle examiné par Sargent et Sims (1977) dans lequel l'indicateur composite inobservé est commun à plusieurs variables macro-économiques.

Le modèle prend la forme suivante :

$$X_{it} = \gamma_i C_t + u_{it} \quad (1)$$

$$\Phi(L)C_t = \eta_t \quad (2)$$

$$\Psi(L)u_t = \varepsilon_{it} \quad (3)$$

X_{it} est un vecteur de dimension $(N \times 1)$ des séries temporelles macroéconomiques considérées dont on veut estimer leur niveau de corrélation. Dans l'équation de mesure (1), X_{it} est constitué de deux composantes stochastiques : la variable commune inobservée des séries temporelles, notée C_t , et une composante à n dimensions (nombre des séries observées) qui représente les mouvements idiosyncrasiques des séries notée u_{it} .

TABLEAU 1

IDENTIFICATION DES CARACTÉRISTIQUES ET DATATION DES CYCLES ÉCONOMIQUES DE LA TUNISIE ET DES PDE

| | Pics | Phase de récession (pics-creux) | | | Creux | Phase d'expansion (creux-pics) | | |
|------------|---------------------|----------------------------------|-----------|---------|--------|----------------------------------|-----------|-------|
| | | Période et durée | Amplitude | Perte | | Période et durée | Amplitude | Gain |
| Tunisie | 2001T1 | 2001T1-2003T1 (8 trimestres) | -0,048 | -0,19 | 2003T1 | 2003T1-2008T1 (20 trimestres) | 0,044 | 0,442 |
| | 2008T1 | 2008T1-2009T1 (4 trimestres) | -0,019 | -0,039 | 2009T1 | 2009T1-2009T4 (3 trimestres) | 0,022 | 0,03 |
| | 2009T4 | 2009T4-2011T1 (4 trimestres) | -0,055 | -0,11 | 2011T1 | | | |
| France | 2000T4 | 2000T4-2003T2 (10 trimestres) | -0,029 | -0,146 | 2003T2 | 2003T2-2008T1 (19 trimestres) | 0,037 | 0,7 |
| | 2008T1 et 2011T2 | 2008T1-2009T2 (4 trimestres) | -0,047 | -0,094 | 2009T2 | 2009T2-2011T2 (8 trimestres) | 0,026 | 0,106 |
| Allemagne | 2001T1 | 2000T1-2005T1 (20 trimestres) | -0,041 | -0,412 | 2005T1 | 2005T1-2008T1 (12 trimestres) | 0,056 | 0,35 |
| | 2008T1 et 2011T2 | 2008T1-2009T1 (4 trimestres) | -0,073 | -0,146 | 2009T1 | 2009T1-2011T2 (8 trimestres) | 0,052 | 0,21 |
| Italie | 2001T1 | 2001T1-2003T2 (10 trimestres) | -0,032 | -0,165 | 2003T3 | 2003T3-2004T3 (4 trimestres) | 0,007 | 0,016 |
| | 2004T3 | 2004T3-2005T1 (2 trimestres) | -0,005 | -0,005 | 2005T1 | 2005T1-2008T1 (12 trimestres) | 0,04 | 0,234 |
| | 2008T1 | 2008T1-2009T1 (4 trimestres) | -0,06 | -0,127 | 2009T2 | 2009T2-2011T2 (9 trimestres) | 0,046 | 0,207 |
| | 2011T2 | | | | | | | |
| États-Unis | 2000T1 | 2000T1-2003T1 (12 trimestres) | -0,031 | 0,377 | 2003T1 | 2003T1-2007T4 (19 trimestres) | 0,043 | 0,41 |
| | 2007T4 | 2007T4-2009T2 (6 trimestres) | -0,051 | -0,1527 | 2009T2 | 2009T2-2010T4 (6 trimestres) | 0,035 | 0,215 |

NOTE : Les gains et les pertes cumulés sont mesurés par la méthode de l'aire des triangles. Une présentation détaillée de la méthode de Harding et Pagan (2002) est donnée par Elachhab (2007a). Résultats obtenus en utilisant le programme écrit par Inklaar *et al.* (2003) sur MATLAB.

Les deux équations d'état (2) et (3) représentent respectivement les composantes communes et idiosyncrasiques sous la forme d'une régression autorégressive AR d'ordre à définir où $\Phi(L)$ et $\Psi(L)$ sont les polynômes de retard.

En résumé, les hypothèses qui identifient les restrictions pour estimer les paramètres du modèle et extraire le facteur commun C_t sont les suivantes :

- H_1 : les séries temporelles ont un niveau de corrélation significatif.
- H_2 : $E(\eta_t, \varepsilon_{it}) = 0 \Rightarrow$ matrice variance-covariance notée $\Sigma = \text{diag}(\sigma_\eta^2, \sigma_{\varepsilon_1}^2, \dots, \sigma_{\varepsilon_n}^2)$.
- H_3 : $\eta_t \sim N(0, 1) \Rightarrow \eta_t$ est indépendant et identiquement distribué, à partir de l'hypothèse que tout mouvement du modèle est le produit du facteur commun.

Le modèle est estimé en deux étapes. Dans un premier temps, par la méthode du filtre de Kalman (Harvey, 1981; Hamilton, 1989; Bodart et Candelon, 2000), ensuite par la méthode des vraisemblances.

4.2 Vérification de l'hypothèse de corrélation des séries

Il convient de vérifier le degré de corrélation entre le cycle de référence tunisien et ceux des pays développés retenus. Les corrélations croisées ont été estimées par la méthode GMM, méthode habituellement utilisée pour sa robustesse (Aguilar et Gopinath, 2004; Ambler *et al.*, 2004; Backus et Kehoe, 1992; Neumeyer et Perri, 2005, etc.). Les résultats sont donnés dans le tableau 2.

De manière générale, deux séries sont fortement corrélées si le coefficient de corrélation, en valeur absolue, est compris entre 0,26 et 1; elles sont faiblement corrélées si le coefficient de corrélation est compris entre 0,13 et 0,26; il y a absence de corrélation des cycles lorsque le coefficient de corrélation est situé entre 0 et 0,13 (Agénor *et al.*, 2000).

En examinant les niveaux de corrélation entre les cycles des différents pays partenaires et les États-Unis, nous déduisons une forte corrélation entre eux, en particulier entre les pays européens (coefficient de corrélation supérieur à 0,91). Avec les États-Unis, le niveau de corrélation des trois pays européens est relativement élevé (entre 0,74 et 0,87) même s'il est plus faible qu'entre eux.

Les coefficients de corrélations croisées montrent une corrélation significative entre le cycle tunisien et ceux des trois pays partenaires commerciaux et des États-Unis. La corrélation la plus prononcée est avec la France (0,62).

4.3 Résultat des estimations

Le vecteur des séries observées X_{it} de l'équation (1) est composé des cycles des cinq pays considérés. Le facteur commun C_t est écrit sous la forme d'une régression d'ordre 2. Il en va de même pour le facteur spécifique u_{it} .

TABLEAU 2

LES COEFFICIENTS DE CORRÉLATION ENTRE LES CYCLES ÉCONOMIQUES

| | France | Allemagne | Italie | É.-U. | Tunisie |
|-----------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------|
| France | 1 | | | | |
| Allemagne | 0,91 (0,02) | 1 | | | |
| Italie | 0,94 (0,01) | 0,95 (0,01) | 1 | | |
| É.-U. | 0,87 (0,03) | 0,74 (0,06) | 0,81 (0,04) | 1 | |
| Tunisie | 0,62 (0,08) | 0,5 (0,09) | 0,53 (0,1) | 0,52 (0,09) | 1 |

NOTE : Les corrélations croisées sont estimées par la méthode GMM, en utilisant le programme écrit par Hevia (2008) sur MATLAB. Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts-types.

Les paramètres à estimer sont γ_i , $\Psi(L)u$, σ_{ε_i} . Le paramètre γ_i appelé *loading factor* mesure la sensibilité de chaque variable observée par rapport au facteur commun (Kose *et al.*, 2008; Kishor et Ssozi, 2011; Otrok et Whiteman, 1998; Wang *et al.*, 2009). Les estimations sont réalisées (avec le logiciel STATA) sur la période 2000T1-2010T4, c'est-à-dire avant les événements internes de la « révolution du jasmin » qui ont perturbé l'économie tunisienne.

Le tableau 3 présente les paramètres estimés du modèle dynamique à composantes inobservables. Sur la période 2000T1-2010T4 les résultats exhibent pour la Tunisie un coefficient positif et significatif associé au terme autorégressif d'ordre 2 du facteur commun C_t . Ce coefficient est d'amplitude égale à 0,78.

TABLEAU 3

ESTIMATION DES PARAMÈTRES DU MODÈLE DYNAMIQUE À COMPOSANTE INOBSERVABLE (2000T1-2010T4)

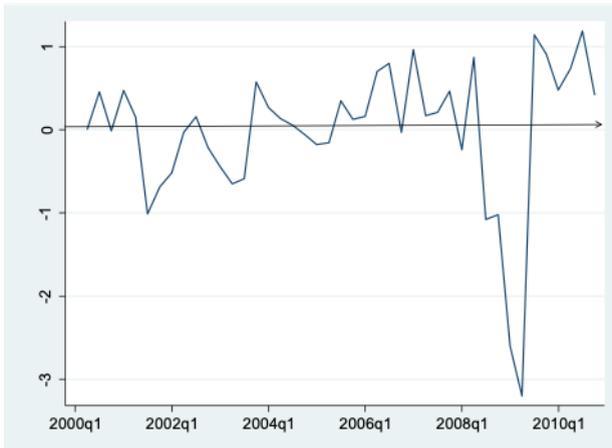
| Pays i | γ_i | $\Psi_i(L)u$ | σ_{ε_i} | Φ |
|------------|-----------------|------------------|--------------------------|------------------|
| Tunisie | 0,002 (2,21) | -0,103 (0,67) | 0 (4,61) | 0,7834 (4,21) |
| France | 0,003 (6,73) | -0,417 (2,36) | 4,76e-06 (3,01) | |
| Italie | 0,004 (6,79) | -0,002 (0,01) | 4,97E-06 (2,2) | |
| Allemagne | 0,005 (6,02) | -0,025 (0,13) | 0 (3,47) | |
| États-Unis | 0,003 (4,97) | -0,089 (0,48) | 0,00 (4,08) | |

NOTE : Les valeurs entre parenthèses représentent les t de Student. Φ représente les termes autorégressifs du facteur commun $C_t(AR(2))$.

Les résultats montrent aussi une significativité des coefficients γ_i pour tous les pays même si les tests de Student sont bien plus significatifs (au seuil de 1 %) pour la France, l'Italie, l'Allemagne et les États-Unis que pour la Tunisie (au seuil de 5 %). Ce qui permet de déduire l'existence d'une forte synchronisation entre les cycles des cinq pays. Ils tendent donc à former un cycle commun.

Le graphique 2 représente l'allure du cycle commun aux cinq pays sur la période 2000T1-2010T4. D'après le graphique, le cycle commun fait nettement apparaître deux grandes périodes de crise qu'a connues la conjoncture mondiale au cours de la période, particulièrement traduites par les creux en 2001, 2003, et 2009. Ceci correspond bien aux faits stylisés dégagés précédemment par l'algorithme BBQ.

GRAPHIQUE 2
L'ÉVOLUTION DU FACTEUR COMMUN C_t

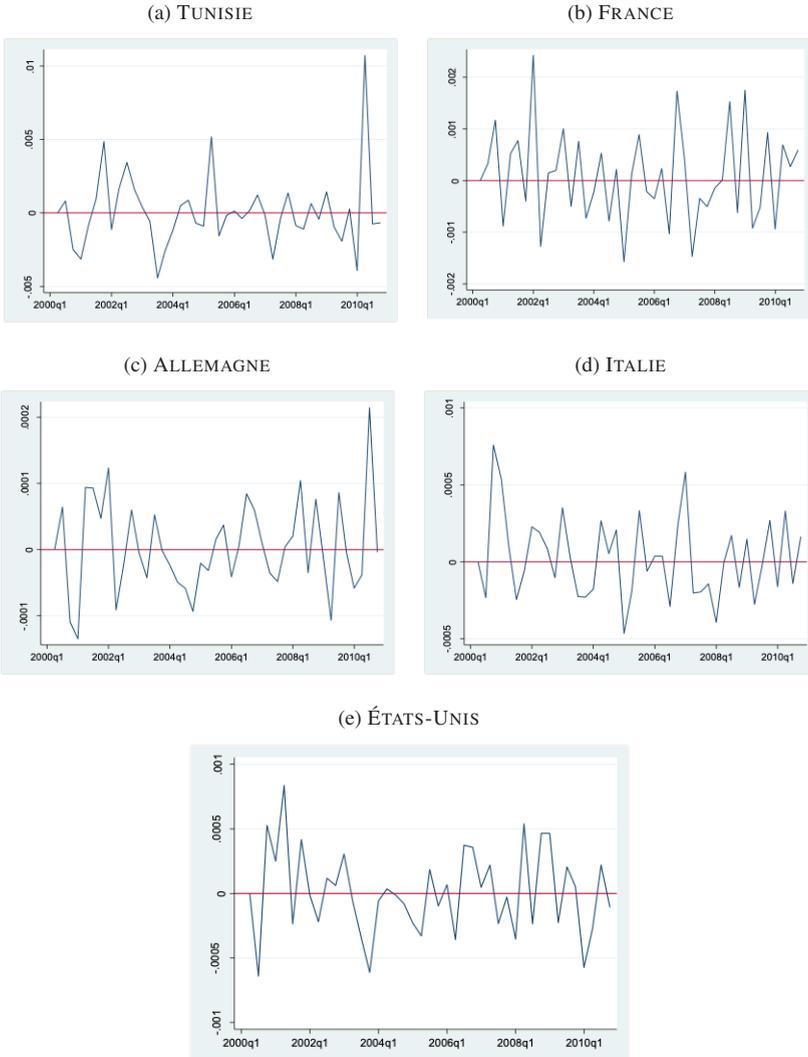


Dans ce cadre, il existe bien sûr des évolutions propres à la Tunisie et aux pays développés considérés (u_{it}). À côté des chocs communs, des chocs spécifiques nationaux jouent un rôle important en conjoncture. Le graphique 3 représente l'évolution des composantes spécifiques des cinq pays étudiés au cours de la décennie 2000. Pour la Tunisie, sans même considérer le choc de la révolution à partir de 2011 qui produit un découplage de ses mouvements cycliques, il apparaît entre 2000 et 2010 que la composante spécifique est plus volatile que celle des pays européens : en particulier, les niveaux d'amplitude varient entre $-0,005$ et $0,010$ pour la Tunisie et seulement entre $-0,002$ et $0,003$ pour la France et l'Allemagne.

Une autre différence est constatée concernant la durée des phases de conjoncture propres. La composante spécifique à la Tunisie se présente avec des durées un peu plus longues par rapport aux PDE, où les fluctuations sont plus saccadées.

GRAPHIQUE 3

L'ÉVOLUTION DES COMPOSANTES SPÉCIFIQUES



CONCLUSION

L'objectif de ce travail est d'estimer s'il existe dans les années 2000 une synchronisation des cycles du PIB tunisien avec ceux de ses principaux partenaires commerciaux (la France, l'Italie, l'Allemagne) et des États-Unis.

Pour ce faire, le travail a commencé par l'identification sur des séries trimestrielles des cycles des cinq pays étudiés à l'aide du filtre de Hodrick et Prescott, ainsi que la datation de leurs points de retournement en utilisant la méthode de Bry et Boscan développée par Harding et Pagan. Ensuite, et dans le but d'une validation économétrique, le travail s'est appuyé sur le modèle dynamique à composante inobservable de Stock et Watson pour mesurer la sensibilité de la conjoncture économique tunisienne à un choc commun avec les pays développés de l'échantillon.

Les résultats ont permis de montrer la synchronisation entre le cycle tunisien et ceux des pays partenaires commerciaux et les États-Unis durant la période 2000T1-2010T4. Cette synchronisation des cycles de l'économie tunisienne s'est avérée très prononcée avec les cycles des pays européens. Le décalage avancé d'un trimestre entre les points de retournement du cycle des États-Unis et ceux des pays européens montre bien la transmission rapide des fluctuations économiques américaines aux pays européens, et qui par la suite devient quasi immédiate sur la conjoncture tunisienne. Les estimations du modèle à facteur inobservable permettent de conclure qu'il existe de manière significative une synchronisation des cycles des cinq pays.

Toutefois, il est évident qu'au-delà du cycle commun qui caractérise ces pays, il existe des mouvements spécifiques, des chocs plus ou moins importants de politique économique ou autres, qui peuvent mener à une certaine désynchronisation des conjonctures. Ainsi, s'il existe une dépendance directe de la Tunisie à la conjoncture européenne, depuis 2000 il a pu se manifester selon les périodes une amplitude particulière des mouvements du PIB, sinon un découplage des cycles. Le plus significatif et le plus prononcé est l'évolution particulière de l'économie tunisienne depuis la « révolution du jasmin » en 2011. On peut observer là, sur un autre registre que les chocs économiques et de politique interne proprement dits, que les questions d'insécurité ayant pu se poser ont fait sombrer les revenus susceptibles d'entrer en Tunisie (tourisme, IDE...). La conjoncture tunisienne a été ainsi affectée indirectement par le comportement des touristes et des investissements provenant des pays européens, et qui ne relève pas de la conjoncture de ces pays. L'analyse des relations Tunisie-Europe et de la synchronisation des conjonctures mérite donc d'être complétée par l'analyse d'effets indirects sur les cycles tunisiens, ou pour le dire autrement en considérant la réaction des Européens à des chocs internes frappant la Tunisie.

BIBLIOGRAPHIE

- AGUIAR, M. et G. GOPINATH (2004) : « Emerging market business cycles : The cycle is the trend », Document de Travail, NBER.
- AGÉNOR, P. R., C. J. MCDERMOTT et E. S. PRASAD (2000) : « Macroeconomic fluctuations in developing countries : some stylized facts », *The World Bank Economic Review*, 14(2), 251-285.

- AMBLER, S., E. CARDIA et C. ZIMMERMANN (2002) : « International transmission of the business cycle in a multi-sector model », *European Economic Review*, 46(2), 273–300.
- (2004) : « International business cycles : What are the facts ? », *Journal of Monetary Economics*, 51(2), 257–276.
- BACCOUCHE, R., R. BOUAZIZET et M. GOAÏED (1997) : « Croissance potentielle et fluctuations conjoncturelles en Tunisie », *Économie internationale*, 69, 209–221.
- BACKUS, D., P. J. KEHOE et F. E. KYDLAND (1993) : « International business cycles : theory and evidence », Document de Travail, NBER.
- BACKUS, D. K. et P. J. KEHOE (1992) : « International evidence on the historical properties of business cycles », *American Economic Review*, 82(4), 864–888.
- BAXTER, M. et R. G. KING (1999) : « Measuring Business Cycles : Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series », *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575–593.
- BAXTER, M. et M. A. KOUPARITSAS (2005) : « Determinants of business cycle comovement : a robust analysis », *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 113–157.
- BELHEDI, M., I. SLAMA et A. LAHIANI (2015) : « Transmission of international shocks to an emerging small open economy - Evidence from Tunisia », *Région et Développement*, 42, 231–258.
- BODART, V. et B. CANDELON (2000) : « Appréhender la conjoncture à l'aide de la méthode de Stock-Watson : une application à l'économie belge », *Économie & prévision*, 146(5), 141–153.
- BRY, G. et C. BOSCHAN (1971) : « Cyclical Analysis of Time Series : Selected Procedures and Computer Programs », Document de Travail, NBER.
- CHEN, X., T. C. MILLS et M. FLASAQUIER (2009) : « Evaluation de la synchronisation des cycles économiques dans la zone euro », *Revue française d'économie*, 24(4), 165–187.
- CHRISTIANO, L. J. et T. J. FITZGERALD (1999) : « The band pass filter », Document de Travail, NBER.
- CRUCINI, M. J., M. A. KOSE et C. OTROK (2011) : « What are the driving forces of international business cycles ? », *Review of Economic Dynamics*, 14(1), 156–175.
- ELACHHAB, F. (2007a) : « Les cycles économiques en Tunisie : identification, caractérisation et comparaison internationale », *Économie internationale*, 110(2), 31–61.
- (2007b) : « Une analyse historiographique des causes du cycle économique en Tunisie », *L'Actualité économique*, 83(3), 359–397.
- (2009) : « Décrire le cycle économique en Tunisie », *Économie & prévision*, 189(3), 75–92.

- (2010) : « Les déterminants de la synchronisation cyclique Tunisie-zone Euro », *Revue de l'OFCE*, 115, 33–62.
- FRANKEL, J. A. et A. K. ROSE (1998) : « The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria », *The Economic Journal*, 108(449), 1009–1025.
- GARFA, K. (2013) : « Couplage ou découplage des cycles économiques des MENA : une approche en termes de modèle à facteurs dynamiques », *Région et Développement*, 38, 225–247.
- GREGORY, A. W., A. C. HEAD et J. RAYNAULD (1997) : « Measuring world business cycles », *International Economic Review*, 38, 677–701.
- GUAY, A. et P. ST-AMANT (2005) : « Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King filters provide a good approximation of business cycles ? », *Annales d'Économie et de Statistique*, 77, 133–155.
- HAIRAULT, J. O. et T. SOPRASEUTH (2008) : « Fluctuations internationales et dynamique du taux de change », *Économie & prévision*, 2, 65–91.
- HAMILTON, J. D. (1989) : « A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle », *Econometrica*, 27(2), 357–384.
- HAMMA, I. E. (2015) : « Transferts de fonds dans les pays du Sud de la Méditerranée : une approche macro-économique de leurs déterminants et de leurs effets (thèse de doctorat) », Document de Travail, Université de Nice Sophia Antipolis.
- HARDING, D. et A. PAGAN (2002) : « Dissecting the cycle : a methodological investigation », *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365–381.
- (2006) : « Synchronization of cycles », *Journal of Econometrics*, 132(1), 59–79.
- HARVEY, A. C. (1981) : *The Econometric Analysis of Time Series*. Oxford : Philip Allan.
- HARVEY, A. C. et A. JAEGER (1993) : « Detrending, stylized facts and the business cycle », *Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231–247.
- HEVIA, C. (2008) : « Standard errors using the delta method and GMM », Document de Travail, mimeo.
- HODRICK, R. J. et E. C. PRESCOTT (1997) : « Postwar US business cycles : an empirical investigation », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1–16.
- INKLAAR, R., J. JACOBS et W. ROMP (2003) : « Business cycle indexes : does a heap of data help ? », CCSO Working Papers 200312, University of Groningen, CCSO Centre for Economic Research.
- KISHOR, N. K. et J. SSOZI (2011) : « Business Cycle Synchronization in the Proposed East African Monetary Union : An Unobserved Component Approach », *Review of Development Economics*, 15(4), 664–675.
- KOSE, M. A., C. OTROK et E. PRASAD (2008) : « Cycles économiques : découplage ou convergence ? », *Finances & Développement*.

- KOSE, M. A., C. OTROK et C. H. WHITEMAN (2003) : « International Business Cycles : World, Region, and Country-Specific Factors », *American Economic Review*, 93, 1216–1239.
- KOSE, M. A. et R. RIEZMAN (2001) : « Trade shocks and macroeconomic fluctuations in Africa », *Journal of Development Economics*, 65(1), 55–80.
- KOUPARITSAS, M. A. (1997) : « North-South terms of trade : an empirical investigation », Document de Travail, Federal Reserve Bank of Chicago.
- (2001) : « Evidence of the north-south business cycle », *Economic Perspectives-Federal Reserve Bank of Chicago*, 25(1), 46–59.
- LUCAS, R. E. (1977) : « Understanding business cycles », Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.
- MENDOZA, E. G. (1995) : « The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations », *International Economic Review*, 36(1), 101–137.
- MOJON, B. et A. M. AGRESTI (2001) : « Some Stylized Facts About the Euro Area Business Cycle », Document de Travail, European Central Bank.
- NEUMEYER, P. A. et F. PERRI (2005) : « Business cycles in emerging economies : the role of interest rates », *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 345–380.
- OTROK, C. et C. H. WHITEMAN (1998) : « Bayesian leading indicators : measuring and predicting economic conditions in Iowa », *International Economic Review*, 39(4), 997–1014.
- PEDERSEN, T. M. (2001) : « The Hodrick–Prescott filter, the Slutsky effect, and the distortionary effect of filters », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(8), 1081–1101.
- RAVN, M. O. et H. UHLIG (2002) : « On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations », *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–376.
- RITSCHL, A. S. et M. UEBELE (2008) : « The US business cycle, 1867-1995 : dynamic factor analysis vs. reconstructed national accounts », Document de Travail, SFB.
- SARGENT, T. J. et C. A. SIMS (1977) : « Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory », Document de Travail, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- SCHLICHT, E. (2004) : « Estimating the smoothing parameter in the so-called Hodrick-Prescott filter », Document de Travail, IZA.
- WANG, J., T. GAO et R. MCNOWN (2009) : « Measuring Chinese business cycles with dynamic factor models », *Journal of Asian Economics*, 20(2), 89–97.