

Une analyse historiographique des causes du cycle économique en Tunisie

Elachhab Fathi

Volume 83, numéro 3, septembre 2007

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/018114ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/018114ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Fathi, E. (2007). Une analyse historiographique des causes du cycle économique en Tunisie. *L'Actualité économique*, 83(3), 359–397.
<https://doi.org/10.7202/018114ar>

Résumé de l'article

Cet article se propose d'établir une analyse historiographique des causes du cycle économique en Tunisie sur la période qui va du 1^{er} trimestre de 1970 au 2^e trimestre de 2002. Un examen rétrospectif de l'écart conjoncturel de l'indice de production industrielle permet, d'abord, de fournir un diagnostic économique des causes des mouvements cycliques. Une classification des cycles permet, ensuite, de séparer ces causes en chocs d'offre et de demande, internes et externes. Une modélisation VAR d'une petite économie ouverte permet, enfin, de déterminer le poids réel des différents chocs dans le retournement cyclique et d'isoler les phases actives de forte volatilité, des phases calmes de faible volatilité. On montre alors : (i) que l'économie tunisienne est vulnérable aux chocs domestiques, d'offre et de demande, ainsi qu'à l'évolution de la conjoncture internationale; (ii) qu'il existe une prépondérance des chocs d'offre interne dans l'explication du cycle économique, notamment que les chocs de demande interne exercent un effet transitoire favorable relativement faible par rapport aux chocs d'offre; (iii) que la contribution des chocs externes est relativement faible et se trouve être, fondamentalement, expliquée par les chocs d'offre et (iv) que les mouvements cycliques sont caractérisés par une période active de forte volatilité, soit les années 1980-1990, suivie par une période relativement calme, les années 1990-2002.

UNE ANALYSE HISTORIOGRAPHIQUE DES CAUSES DU CYCLE ÉCONOMIQUE EN TUNISIE*

Elachhab FATHI

*École Supérieure des Sciences Économiques
et Commerciales de Tunis*

RÉSUMÉ – Cet article se propose d'établir une analyse historiographique des causes du cycle économique en Tunisie sur la période qui va du 1^{er} trimestre de 1970 au 2^e trimestre de 2002. Un examen rétrospectif de l'écart conjoncturel de l'indice de production industrielle permet, d'abord, de fournir un diagnostic économique des causes des mouvements cycliques. Une classification des cycles permet, ensuite, de séparer ces causes en chocs d'offre et de demande, internes et externes. Une modélisation VAR d'une petite économie ouverte permet, enfin, de déterminer le poids réel des différents chocs dans le retournement cyclique et d'isoler les phases actives de forte volatilité, des phases calmes de faible volatilité. On montre alors : (i) que l'économie tunisienne est vulnérable aux chocs domestiques, d'offre et de demande, ainsi qu'à l'évolution de la conjoncture internationale; (ii) qu'il existe une prépondérance des chocs d'offre interne dans l'explication du cycle économique, notamment que les chocs de demande interne exercent un effet transitoire favorable relativement faible par rapport aux chocs d'offre; (iii) que la contribution des chocs externes est relativement faible et se trouve être, fondamentalement, expliquée par les chocs d'offre et (iv) que les mouvements cycliques sont caractérisés par une période active de forte volatilité, soit les années 1980-1990, suivie par une période relativement calme, les années 1990-2002.

ABSTRACT – This paper presents a historiographical analysis of the Tunisian business cycle sources between the 1st quarter of 1970 and the 2nd quarter of 2002. We begin, using the industrial production index, with a retrospective exam of the output gap which provides an economic diagnosis of the cyclical movement causes. Then, we classify the causes of the cycles between supply and demand shocks, internal and external. After that, a VAR model of a small open economy helps us determine the real weight of the different shocks in the cyclical movements. We also isolate the active phases of strong volatility from the quiet phases of weak volatility. We find that (i) the Tunisian economy is vulnerable to the

* L'auteur remercie vivement Fabrice Collard qui a lui fait part de ses suggestions à l'occasion d'une discussion sur une version antérieure de l'article. Il remercie également Mahmoud Ben Romdhane et Ghazi Boulila pour leurs fructueux commentaires, ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques très utiles. Il va sans dire qu'il garde l'entière responsabilité des imperfections et des erreurs qui pourraient subsister.

domestic shocks, supply and demand, as well as to the evolution of the international cycle; (ii) there is a preponderance of supply internal shocks in the explanation of the business cycle and we note that internal demand shocks exerce a relatively weak effect; (iii) the external shocks contribution is relatively weak and is fundamentally explained by supply shocks; (iv) the cyclical movements between 1980 and 1990 are characterized by an active period of strong volatility followed by a relatively quiet period (1990-2002).

INTRODUCTION

L'objet de cet article est de proposer une analyse rétrospective et une description historique des sources d'impulsion à l'origine des fluctuations en Tunisie. Il s'agit, pour l'essentiel, de déterminer une classification historique des cycles économiques en distinguant leurs causes et de saisir l'importance respective de chacune des perturbations dans le retournement cyclique. L'intérêt de l'analyse est de faire ressortir une historiographie économique des fluctuations d'un petit pays, vulnérable à la fois aux chocs internes et externes.

Dans les travaux empiriques sur le cycle économique, les études portant sur les sources d'impulsions à l'origine des fluctuations ont suscité un intérêt majeur. Quelles que soient les méthodes statistiques utilisées, ces études ont particulièrement tenté de montrer que la prise en compte des perturbations externes participe, au même titre que les chocs internes, à l'explication des fluctuations économiques. Sans doute faut-il voir, dans cet effet des chocs externes, la conséquence de l'intégration économique des pays développés, aussi bien qu'en voie de développement, qui a dû s'accroître sur les marchés des biens comme sur les marchés financiers.

Il n'est pas toujours facile de repérer les sources des fluctuations macroéconomiques dans les pays en voie de développement. On assiste, toutefois, à un foisonnement de travaux empiriques visant à identifier les divers chocs et à estimer leurs contributions respectives, en utilisant explicitement des modèles VAR structurels (Blanchard et Quah, 1989) ou encore en mettant en œuvre une approche en termes de calibration-simulation.

Dans la première perspective, il convient de citer les contributions de Hoffmaister et Roldos (1996, 1997) et de Kose et Reizman (2001), dans la seconde celles de Kouparitsas (1997), de Kydland et Zarazaga (1997) et de Rodriguez-Mata (1997).

En effet, sur la base d'un modèle VAR structurel pour 22 pays d'Amérique latine et d'Asie, Hoffmaister et Roldos (1997) fournissent des éléments d'évidence empirique qui soulignent le rôle des chocs d'offre domestiques en tant que déterminant important du cycle économique. Ces auteurs estiment que, même en supposant un effet séparé des chocs domestiques, d'offre et de demande, 20 % seulement de la variation de la production pourrait être attribuable aux chocs externes. Ils montrent, par ailleurs, que les chocs de demande domestiques et du taux d'intérêt mondial pourraient jouer un rôle plus important en Amérique latine

qu'en Asie. Dans une analyse similaire, Mendoza (1995) suggère que, dans les pays en voie de développement, 50 % de la volatilité du produit intérieur brut (*PIB*) pourrait être attribuable aux chocs sur les termes de l'échange.

Kose et Reizman (1999) analysent systématiquement la sensibilité des variables macroéconomiques dans les pays d'Afrique à des chocs commerciaux et financiers. Leur étude montre que lorsque la majorité des secteurs économiques utilisent les biens importés comme des biens intermédiaires, les chocs commerciaux exercent un effet plus large sur le cycle économique que les chocs financiers. Ceux-ci participeraient, en effet, pour plus de 50 % à la volatilité de la production.

À côté de cette approche en termes de VAR structurel, Kouparitzas (1997) propose une évaluation de la sensibilité de la conjoncture des pays du Sud aux fluctuations cycliques des pays du Nord, en mettant en œuvre une approche calibration-validation (Kydland et Zarazaga, 1997; Rodriguez-Mata, 1997). Il estime que 20 % de la volatilité de la production, 70 % de la volatilité de la consommation et 60 % de la volatilité de l'investissement de ces pays sont attribuables à la variation de la production dans les pays du Nord. De manière identique, l'étude établie par le Fonds monétaire international (FMI) (2001) montre qu'une augmentation de 1 % de la croissance du *PIB* du G7 aurait un effet sur le niveau du bien-être dans les pays émergents équivalent à une hausse de 0,4 % du niveau de la production. L'étude estime aussi qu'une augmentation de 3 % du taux de croissance de ces pays pourrait être attribuable à une baisse de 1 % du taux d'intérêt mondial.

Cet article se situe dans la lignée de ces travaux et vise à évaluer les contributions respectives des différents chocs aux fluctuations économiques en Tunisie. Le cadre méthodologique retenu repose sur un modèle VAR structurel de Blanchard et Quah (1989), étendu pour tenir compte des interactions dynamiques d'une petite économie ouverte sur le reste du monde (Shapiro et Watson, 1988; Ahmed *et alii*, 1993; Clarida et Gali, 1994 et Hoffmaister et Roldos, 1996). Le schéma d'identification des chocs adopté retient à la fois des restrictions de court terme et des restrictions de long terme. Comme Cushman et Zha (1997), Dungey et Pagan (2000), Buckle *et al.* (2002) et Franken *et al.* (2005), on suppose que le modèle VAR admet une structure récursive, de sorte que les variables externes introduites constituent un bloc exogène.

Nous établissons, dans une première section, une analyse rétrospective du cycle économique en Tunisie et distinguons les différentes causes des mouvements cycliques en les regroupant en chocs d'offre et de demande, internes et externes. Dans une deuxième section, nous étudions le poids réel des différentes perturbations dans le retournement cyclique à travers les exercices de la décomposition de la variance et les fonctions de réponses aux chocs. Enfin, dans la troisième section, nous proposons une décomposition historique du cycle économique entre les divers chocs et discutons la taille respective des innovations.

1. UNE ANALYSE RÉTROSPECTIVE DU CYCLE ÉCONOMIQUE

Le cycle économique considéré dans cet article porte sur le cycle de l'indice de production industrielle trimestriel (*IP*)¹ plutôt que celui du produit intérieur brut (*PIB*). Des raisons pratiques de disponibilité des données aux fréquences voulues (trimestres) peuvent expliquer ce choix, mais il peut être également justifié par des considérations économiques : les mouvements conjoncturels du *PIB* sont plus inertes parce qu'ils enregistrent l'impact de forces contracycliques, ceux de l'*IP* présentent une plus nette pureté.

Par ailleurs, pour un pays émergent comme la Tunisie, l'utilisation du *PIB* pour identifier le cycle est susceptible d'être contestée sur le plan empirique. On sait qu'en Tunisie, le secteur agricole contribue raisonnablement à la production nationale; sa part moyenne dans le *PIB* est de l'ordre de 16,5 % sur la période (1970-2000). On reconnaît également, qu'en même temps qu'elle connaissait une certaine amélioration dans ses conditions de production, l'agriculture est restée largement tributaire des facteurs climatiques plutôt que cycliques. Il n'en demeure pas moins que si on devait prendre en considération les faibles mesures du secteur des services et des activités informelles, l'utilisation du *PIB* pour définir le cycle pourrait induire des biais significatifs.

De plus, et peut-être indépendamment de ces considérations, dans la mesure où la production industrielle est généralement identifiée par les conjoncturistes à la production des biens échangeables, biens primaires exclus (Agénor, McDermott et Prasad, 1999), celle-ci réagit inconditionnellement aux chocs internes et externes qui affectent l'économie et peut, par conséquent, être raisonnablement utilisée pour mesurer le cycle économique.

1.1 *Un repérage du cycle économique*

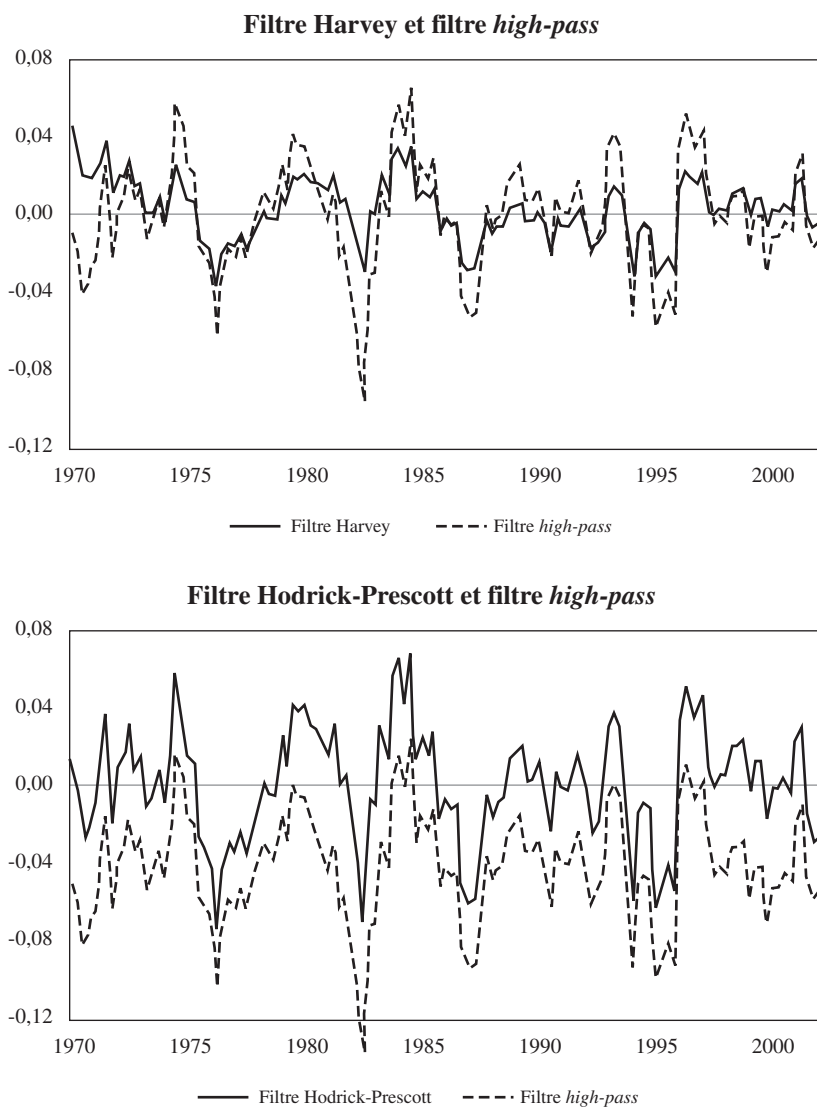
Le repérage du cycle économique peut, sur le plan statistique, relever d'une simple procédure de filtrage ou être associé à une modélisation explicite. Dans les deux cas, il s'agit d'opérer une décomposition de l'*IP* en une composante tendancielle et une composante cyclique résiduelle. Dans la pratique, il existe plusieurs méthodes de filtrage et le choix d'une méthode particulière se fait, généralement, soit en fonction d'un *a priori* théorique concernant la définition de la tendance et du cycle, soit en fonction des propriétés empiriques de la série. Nous retenons dans cet article trois méthodes de décomposition : deux méthodes de filtrage, à savoir la procédure de Hodrick-Prescott (HP) et celle du *pass-band* de Baxter et King (1995); la troisième suppose plutôt un modèle à composantes inobservables (Harvey, 1989) dont l'estimation nécessite l'utilisation d'une représentation espace-état².

1 Voir l'annexe 1 pour la description des séries utilisées.

2. Voir Lemoine et Pelgrin (2003) pour une présentation détaillée de ces modèles.

Les profils des écarts conjoncturels de l' IP^3 obtenus par les méthodes HP (1600), BP (2,32) et Harvey sont présentés sur le graphique 1.

GRAPHIQUE 1

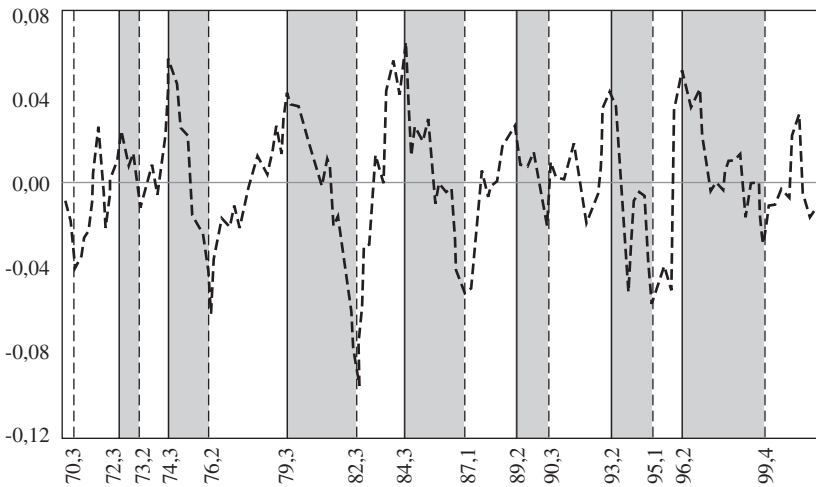
ÉCARTS CONJONCTURELS DE L' IP , 1970:1-2002:1

3. La série de l'indice de production industrielle utilisée est corrigée des variations saisonnières à l'aide de la méthode de désaisonnalisation X-11.

Il ressort de ce graphique que les composantes conjoncturelles estimées par les trois méthodes retracent la même évolution et conservent la même chronologie des épisodes cycliques. Il apparaît aussi que la distribution de la série filtrée par le filtre BP est similaire à celle obtenue par la méthode HP. À la différence de la composante conjoncturelle obtenue par la méthode Harvey, le profil de la série filtrée par la méthode BP présente un excès d'amplitude et une distribution moins lisse, ce qui facilite la détection des points de retournement.

GRAPHIQUE 2

CYCLES DE CROISSANCE, FILTRE *HIGH-PASS* (2,32)



Le graphique 2 reproduit le profil des écarts conjoncturels livrés par le filtre *high-pass* (2,32). Sur ce profil, apparaissent plusieurs points de retournement qui délimitent les phases de ralentissement conjoncturel et les phases de reprise conjoncturelle. Il est clair que certains épisodes sont trop courts pour être considérés comme des phases du cycle de croissance. Afin de repérer les différentes phases cycliques et établir un calendrier du cycle en déviation, le programme de Bry-Boschan sur données trimestrielles de Harding et Pagan (2002)⁴ a été appliqué. Ce programme, dont l'acronyme est BBQ, permet d'identifier les points de retournement avec soin et prudence en comparant successivement les résultats de plusieurs moyennes mobiles appliquées spécifiquement à une estimation du cycle (annexe 1). La règle empirique retenue pour dire s'il y a un pic (creux) d'un agrégat Y tient à ce qu'à une date t , $Y_t > Y_{t \pm k}$ ($Y_t < Y_{t \pm k}$), $k = 1, 2$, c'est-à-dire qu'un pic (creux) est la valeur la plus élevée (faible) de Y dans les intervalles de plus ou moins deux trimestres.

4. Pour une description et une expérimentation des diverses méthodes de détection des points de retournement, voir Giancarlo et Edoardo (2003).

La chronologie obtenue est, par la suite, analysée en retenant l'axiomatique de Dungey et Pagan (2000). Comme on le sait, celle-ci établit certaines particularités en ce qui concerne l'étendue et l'amplitude des phases. En accord avec cette axiomatique, on admet qu'un cycle de croissance dure au minimum six trimestres et que l'une de ses phases s'étend sur une durée minimale de trois trimestres. On admet aussi que l'amplitude minimale d'une phase cyclique est de 0,5 %.

Le découpage établi dans le tableau 1 met en exergue sept cycles facilement identifiables sur le graphique 2. De façon plus précise, il est possible de distinguer trois cycles mineurs (cycle 1, cycle 2 et cycle 5) et quatre cycles majeurs (cycle 3, cycle 4, cycle 6 et cycle 7), de durée inférieure à la durée moyenne du cycle observé

TABLEAU 1
LES CYCLES DE CROISSANCE

Cycle Kitchin	Creux	Pic	Durée du cycle (creux au creux)
Cycle 1	1970:3	1972:3	11
	1973:2		
Cycle 2	1976:2	1974:3	12
	1979:3		
Cycle 3	1982:3	1984:3	18
	1987:1		
Cycle 4	1989:2	1989:2	14
	1990:3		
Cycle 5	1993:2	1993:2	18
	1995:1		
Cycle 6	1999:4	1996:2	19
	2001:2		

dans les pays développés⁵. Cette durée relativement faible du cycle résulte sans doute d'une incapacité de l'économie à contrecarrer les effets des chocs exogènes et d'un effet relativement limité des stabilisateurs automatiques, ainsi que l'ont établi Rand et Tarp (2002) dans une étude portant sur 14 pays en voie de développement.

Une comparaison de la chronologie ci-dessus avec la chronologie de Baccouche, Bouaziz et Gouaied (BBG) (1997) établie sur le *PIB* annuel ne fait ressortir que des différences mineures. La chronologie BBG identifie, en effet, un même nombre de cycles sur la période 1970-1995. Cependant, ses points de retournement paraissent plutôt avancés ou retardés de deux ou trois trimestres par rapport à ceux obtenus dans la présente étude. Ceci est vraisemblablement le résultat de la fréquence annuelle des données utilisées qui, dans la majorité des cas, ne peut asseoir avec précision la détection des alternances de croissance et de repli. Sur le fond, la méthodologie en usage et la fréquence des données retenue dans la présente étude ont permis de fournir un regard descriptif plus riche et plus détaillé sur la succession des cycles conjoncturels.

TABLEAU 2

COMPARAISON DES CYCLES CONJONCTURELS DE L'ÉCONOMIE TUNISIENNE

	Présente étude	BBG
Creux	70:3	70
Pic	72:3	72
Creux	73:2	73
Pic	74:3	76
Creux	76:2	77
Pic	79:3	81
Creux	82:3	82
Pic	84:3	85
Creux	87:1	86
Pic	89:2	87
Creux	90:3	89
Pic	93:2	92
Creux	95:1	95
Pic	96:2	
Creux	99:4	
Pic	01:2	

Note : Le tableau présente les points de retournement du cycle de croissance tels qu'ils sont établis par cette présente étude et par Bouaziz, Baccouche et Gouaied (BBG) (1997).

5. Rand et Tarp (2002) montrent que dans les pays en voie de développement la durée moyenne du cycle varie entre 7,7 et 12 trimestres et est inférieure à celle observée dans les pays développés (entre 24 et 32 trimestres).

1.2 Une description des cycles

Les cycles mis en évidence dans le paragraphe précédent peuvent être rattachés, sous réserve de certains délais d'action, à des événements économiques précis repérables dans l'histoire du pays :

- Cycle 1 (1970:3-1973:2) – Ce cycle marque la fin de la période de planification centralisée de 1960-1970 et annonce la transition de l'économie tunisienne vers une économie de marché. La *priorité* a été accordée, à cette époque, aux industries de transformation et aux petites et moyennes entreprises (avantages fiscaux à l'exportation, subventions financières et accès préférentiel aux crédits) au détriment des industries lourdes provoquant, du même coup, une relance du secteur privé et une croissance rapide de la production.

- Cycle 2 (1973:2-1976:2) – En raison de la flambée des prix du pétrole, produit dont elle était exportatrice, suite à l'embargo sur les exportations de l'OPEP et à la montée des prix des matières premières, la Tunisie a connu une entrée massive de devises, la première depuis son indépendance selon les observateurs. L'augmentation consécutive de la demande interne a été compensée par une relance des industries manufacturières à vocation nationale.

- Cycle 3 (1976:2-1982:3) – Tout comme le cycle précédent, le retournement de la conjoncture de l'écart de l'*IP* jusqu'au troisième trimestre de 1979 est dû essentiellement à la montée des prix des hydrocarbures suite au deuxième choc pétrolier. L'*IP* a crû de façon sporadique durant les 13 premiers trimestres du cycle. Cette évolution sporadique s'explique, en partie, par les grèves consécutives aux revendications salariales et qui ont fait que le salaire minimum industriel garanti (SMIG) est passé de 30,2 D en 1976 à 44,5 D en 1978.

- Cycle 4 (1982:2-1987:1) – Malgré l'effondrement du prix du pétrole, l'État a continué son effort d'investissement, avec comme conséquence un endettement extérieur insupportable. Cet effort a contribué à relancer la production industrielle jusqu'au troisième trimestre de 1984. À partir de cette date, l'écart conjoncturel de l'*IP* a connu un déclin relativement marqué.

L'une des raisons pour lesquelles l'écart conjoncturel de l'*IP* a décliné, au moment même où le niveau de la production industrielle fléchissait, a été la virulente chute des dépenses internes. Les consommateurs ont, certes, continué d'augmenter leurs dépenses (au taux de 1,7 % en moyenne par année entre la période 1984:3-1987:1) mais les investissements des entreprises ont diminué (de 32,2 % de 1984 à 1987). La demande interne a baissé de 4,6 % durant cette période. Par ailleurs, l'effondrement des prix de l'énergie et les difficultés d'accès aux crédits étrangers ont entraîné un fléchissement des importations provoquant, du même coup, un ralentissement du secteur public. On note que la valeur ajoutée des entreprises publiques a diminué de 0,7 % en moyenne par année entre 1984 et 1987. La période 1984:3-1987:1 a été vraiment particulière en ce sens que le fléchissement de l'*IP* est attribuable, non seulement à la baisse des dépenses, mais aussi à l'incapacité structurelle du système de maintenir le niveau de l'offre.

• Cycle 5 (1987:1-1990:3) – Ce cycle dénote les mesures de correction qui ont été apportées par le programme d'ajustement structurel que la Tunisie a adopté en juillet 1986 pour relancer l'économie en général et l'industrie en particulier. Ces mesures consistent essentiellement en la libéralisation des prix, la réforme des entreprises publiques et la privatisation de certaines d'entre elles, la libéralisation du secteur financier et la libéralisation des importations (Morisson et Talbi, 1995). En rétrospective, la reprise conjoncturelle de 1987:1-1989:2 est attribuable à la relance de la demande, notamment externe, doublement impulsée par la dévaluation de la monnaie nationale (30 % entre 1987 et 1991) et par la reprise de la demande mondiale. Au cours de la période 1987-1990, les exportations ont progressé au taux de 10,1 % contre 4,3 % pour la demande interne.

• Cycle 6 (1990:3-1995:1) – Le rythme accidenté de l'*IP* engendré par les retombées positives des politiques entreprises à l'occasion du programme d'ajustement structurel (relative maîtrise du déficit budgétaire, ralentissement de l'inflation, reprise de l'investissement privé) s'est interrompu au deuxième trimestre de 1993. En raison de la récession de l'économie mondiale et de la difficulté de pénétration des produits manufacturiers dans les marchés externes, l'écart conjoncturel de l'*IP* a connu une chute brutale qui s'est poursuivie jusqu'au premier trimestre de 1995.

• Cycle 7 (1995:1-1999:4) – Les exigences de la libéralisation et d'ouverture de l'économie ont amené les pouvoirs publics à prendre plusieurs mesures pour développer les capacités concurrentielles de l'industrie, notamment la poursuite du plan national de la qualité (1992-1996). Ces mesures ont été renforcées par l'accélération du programme de privatisation des entreprises publiques lancé dès 1987 et l'extension du programme de mise à niveau aux petites et moyennes entreprises. Durant cette période, 15 opérations, en moyenne, de privatisation par année ont été entreprises, contre 6 entre 1987 et 1994. L'ensemble de ces mesures a permis à l'*IP* de réaliser des progrès constants jusqu'au deuxième trimestre de 1996. À partir de cette date, l'écart conjoncturel de l'*IP* a reculé de façon irrégulière jusqu'au quatrième trimestre de 1998, puis à un rythme accéléré jusqu'à la fin du cycle. Le graphique 2 montre que, durant le déclin de l'écart conjoncturel, il y a eu une légère reprise à partir du troisième trimestre de 1997 suivie d'un ralentissement renouvelé. Comme cette timide reprise ne représente qu'une partie insignifiante du terrain perdu au cours des trimestres précédents, le ralentissement de la fin de 1998 peut être considéré comme la suite d'un fléchissement ininterrompu.

1.3 Une typologie des cycles économiques

Une classification possible des cycles économiques peut consister à séparer leurs causes suivant qu'elles sont domestiques ou externes, d'offre ou de demande.

Dans leurs travaux empiriques sur le cycle économique, les praticiens de la conjoncture mobilisent, sans qu'elle soit toujours clairement explicite, une série de conventions et d'hypothèses de base. Ils retiennent une définition du cycle

conjoncturel très influencée par la définition de Burns et Mitchell (1946) et conçoit les fluctuations comme résultant de l'interaction entre la dynamique d'un système économique et des perturbations exogènes. Ils distinguent les chocs d'offre et de demande, les chocs réels et les chocs monétaires, les chocs de grande taille et les chocs de taille modérée. La capacité à définir la bonne séparation entre ces chocs repose le plus souvent sur l'usage d'un cadre théorique et d'une modélisation explicite.

Nous retenons, pour séparer les causes du cycle économique en Tunisie, un modèle élémentaire d'offre globale et de demande globale en économie ouverte. Dans ce modèle, nous pouvons, aisément, isoler les chocs d'offre internes des chocs d'offre externes et les chocs de demande internes des chocs de demande externes. Un choc d'offre est un choc qui agit sur l'offre globale et fait déplacer l'économie vers une nouvel équilibre. De manière similaire, un choc de demande est un choc qui agit sur la demande globale et fait converger l'économie vers une nouvelle position d'équilibre.

Le tableau 3 définit les chocs d'offre et de demande qui ont façonné les phases de reprise conjoncturelle, telles qu'elles sont formulées dans l'examen rétrospectif établi au paragraphe précédent.

Ce tableau montre que les cinq épisodes de reprise, 1970:2-1972:3, 1982:3-1984:3, 1987:1-1989:2, 1990:3-1993:2, 1995:1-1996:2, ont pour origine des chocs d'offre internes, résultats des changements structurels et des réformes institutionnelles. Dans le cas de la reprise de 1987:1-1989:2, il serait possible d'ajouter la relative pénétration des produit nationaux dans les marchés extérieurs, qui à l'occasion constitue une cause de demande externe.

TABLEAU 3

LES CAUSES DES REPRISSES CONJONCTURELLES

Reprises conjoncturelles	Offre interne	Offre externe	Demande interne	Demande externe
1970:3-1972:3	•			
1973:2-1974:3		•	•	
1976:2-1979:3		•	•	
1982:3-1984:3	•		•	
1987:1-1989:2	•			•
1990:3-1993:2	•			
1995:1-1996:2	•			

Les deux chocs pétroliers ont produit des crises d'offre externes, d'ailleurs les seules de ce type dans l'histoire du pays. Ces chocs ont, cependant, engendré de manière jointe des chocs de demande internes. En effet, bien que les chocs pétroliers ont dû augmenter les coûts de production des industries manufacturières, l'entrée massive de devises consécutive aux exportations de pétrole a stimulé la demande globale et engendré une reprise conjoncturelle du cycle industriel.

Au total, il semble que, depuis 1970, la Tunisie a connu quatre cas de reprises ayant pour causes des perturbations d'offre interne, un cas d'offre externe, un cas et demi de demande interne et un demi cas de demande externe (tableau 4).

Cette classification est importante puisque l'origine de chaque cycle a une influence directe sur sa durée. Le nombre de trimestres de « production gagnée » est d'un peu plus de 32 lorsque les causes sont d'offre interne, mais seulement de 9 lorsqu'elles sont d'offre externe. Il se situe à 13 pour une origine à la fois de demande et domestique, mais se limite à 4,5 pour des causes de demande externe.

TABLEAU 4
CLASSIFICATION DES REPRIS CONJONCTURELLES

	Offre interne	Offre externe	Demande interne	Demande externe
Nombre de reprises	4	1	1,5	0,5
Trimestres de gain production	32,5	9	13	4,5

Note : Chaque cycle est considéré comme une seule observation. Un cycle causé conjointement par deux types de perturbation est identifié à une demie observation.

Pour importante qu'elle soit, cette classification des causes du cycle économique reste incomplète⁶ et rudimentaire du fait de l'effet de rétroaction des différents chocs. Certains chocs domestiques, d'offre ou de demande, peuvent être limités par les effets de perturbations externes défavorables. De manière identique, certains chocs externes peuvent être atténués par des perturbations domestiques. À titre d'exemple, on pourrait invoquer l'impact négatif de l'augmentation du taux d'intérêt mondial durant la phase de reprise 1982:3-1984:3, qui a été contrebalancé par une stimulation de la demande domestique.

6. Dans cette classification des causes du cycle économique, l'accent a été mis sur celles qui ont contribué à façonner les phases de reprise conjoncturelle. Celles responsables du ralentissement conjoncturel n'ont pas été mises en exergue. Dans l'analyse rétrospective, on a attribué ces phases aux chocs domestiques négatifs, d'offre et de demande, et à l'effet négatif des prix mondiaux à l'importation et aux mouvements des taux d'intérêt mondiaux.

Pour compléter l'analyse, il serait intéressant d'établir les liens qui peuvent exister entre l'écart conjoncturel de l'*IP* et les facteurs externes capables de façonner positivement ou négativement le cycle économique. Trois facteurs sont saisis : les flux des transactions commerciales et financières, les mouvements des taux d'intérêt mondiaux et les fluctuations des prix à l'importation.

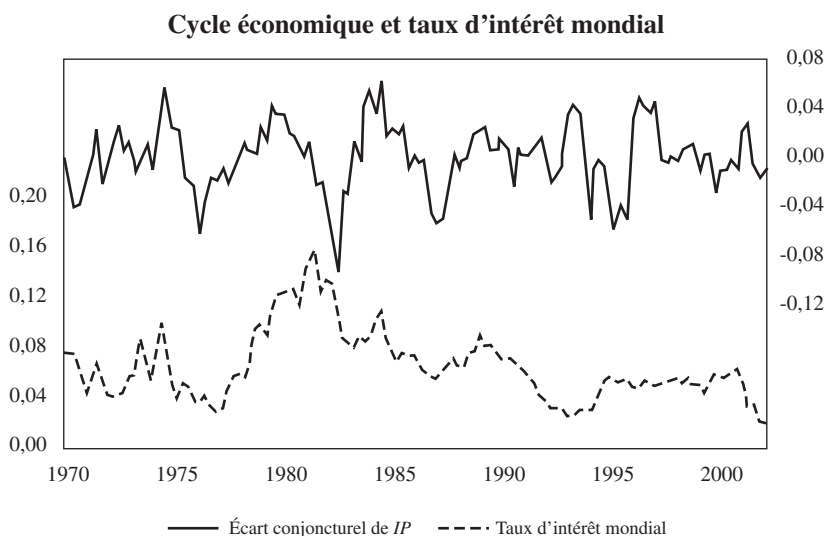
Les graphiques qui suivent retracent l'évolution conjointe des mouvements conjoncturels de l'*IP* avec ceux du taux d'intérêt mondial, de l'indice des prix à l'importation mondial et du *PIB* des principaux partenaires commerciaux de la Tunisie que sont l'Allemagne, la France et l'Italie⁷.

À considérer ces graphiques, il semble que les chocs mondiaux du taux d'intérêt ont des effets relativement marqués durant les épisodes cycliques de 1979:3-1987:1. La phase de ralentissement de 1979:3-1982:3 coïncide, en effet, avec une forte expansion du taux d'intérêt. Durant le fléchissement de 1984:3-1987:1, le taux d'intérêt baisse, mais reste au-dessus de sa moyenne historique (6,4 % sur la période d'analyse).

Il semble aussi qu'il y ait un rapport entre les mouvements des prix à l'importation et ceux du cycle industriel. Les phases descendantes de 1979:3-1982:3, 1984:3-1987:1, 1989:2-1990:3 et 1993:2-1995:1 coïncident, en partie, avec des

GRAPHIQUE 3

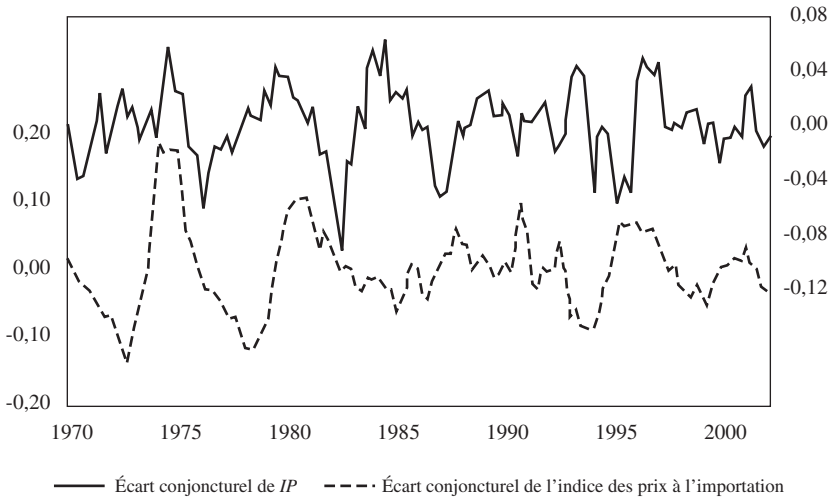
MOUVEMENTS CONJONCTURELS DE L'*IP*, DU TAUX D'INTÉRÊT MONDIAL,
DE L'INDICE DES PRIX À L'IMPORTATION ET DU *PIB* EUROPÉEN



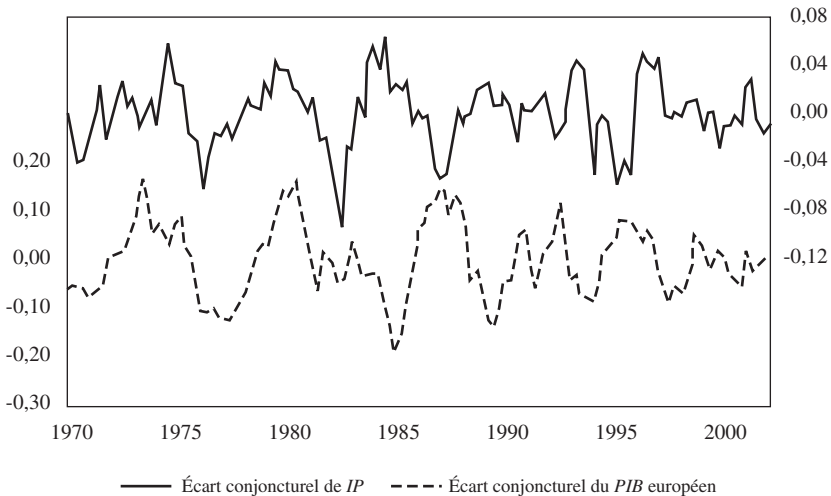
7. Voir l'annexe 1 pour une description détaillée des séries utilisées.

GRAPHIQUE 3 (suite)

Cycle de *IP* et de l'indice mondial des prix à l'importation (*IPM*) (filtre *pass-band*)



Cycle de *IP* et du *PIB* européen (filtre *pass-band*)



épisodes ascendants de l'écart conjoncturel de l'indice des prix à l'importation mondial, tandis que les phases ascendantes de 1970:3-1972:3, de 1982:3-1984:3 et de 1990:3-1993:2 correspondent, en partie, avec des épisodes de ralentissement de l'écart conjoncturel des prix à l'importation. Ceci renforce la perception selon laquelle les mouvements des prix à l'importation devraient produire des chocs d'offre positifs et négatifs sur la productivité du secteur industriel.

Il apparaît, finalement, qu'il y a peu de relations entre le *PIB* des principaux partenaires commerciaux et le cycle de l'*IP*. Seules les périodes de ralentissement de 1974:3-1976:2 et de 1979:3-1982:3 et les périodes d'expansion de 1970:3-1972:3, de 1976:2-1979:3 et de 1990:3-1993:2 sont associées, en partie, à des phases de même type du cycle européen.

Au total, il ressort que les perturbations d'offre et de demande, internes et externes, participent de manière conjointe à façonner, positivement ou négativement, le cycle économique. On se propose maintenant de quantifier l'importance du poids réel de chacune des perturbations dans le retournement cyclique.

2. UNE MODÉLISATION DE L'ARTICULATION : CHOCs CONJONCTURELS - RETOURNEMENT CYCLIQUE

Le diagnostic conjoncturel du cycle économique établi dans la section précédente nécessite, pour être complété, de déterminer la contribution relative de chacune des perturbations dans le retournement cyclique. À ce titre, il serait utile de décomposer la variance de l'erreur de prévision de l'*IP* entre chocs, d'offre et de demande, internes et externes, et de spécifier, ensuite, la nature de ses réactions aux différents chocs. On utilise, pour ceci, une représentation vectorielle autorégressive structurelle dans laquelle on modélise, de manière jointe, des variables domestiques avec des variables externes et où on impose certaines restrictions sur les variables externes pour rendre compte de l'hypothèse de petite économie ouverte. Comme Cushman et Zha (1997), Dungey et Pagan (2000), Hoffmaster et Roldos (1997) et Buckle *et al.* (2002), on suppose que les variables externes constituent un bloc exogène, ce qui implique que les variables domestiques n'affectent pas les variables étrangères.

2.1 La spécification du modèle

La spécification retenue repose sur la méthodologie VAR structurel (SVAR) de Blanchard et Quah (1989) étendue pour tenir compte des interactions dynamiques d'une petite économie ouverte, soumise à des chocs internes et externes. On définit pour cela deux blocs de variables : un premier pour les variables externes et un deuxième pour les variables domestiques. L'hypothèse de petite économie ouverte suppose que les chocs domestiques n'affectent pas les variables externes, ce qui impose, dans la modélisation SVAR, que le bloc de variables externes soit un bloc exogène.

Les variables domestiques retenues sont données par l'indice de production industriel (*IP*) et l'indice des prix à la consommation (*IPC*). L'*IP* permet de générer, dans l'équation caractéristique du modèle SVAR, un choc structurel d'offre interne. Ce choc peut refléter tout ce qui peut modifier l'offre globale : chocs sur la productivité, chocs climatiques, réformes institutionnelles... L'équation relative à l'*IPC* permet de produire un choc de demande lié à la variation de la politique économique, monétaire ou budgétaire. Dans les modèles macroéconomiques,

l'évolution des prix est, généralement, liée à la gestion à moyen terme des finances publiques et la conduite de la politique monétaire.

Les variables externes retenues sont, quant à elles, données par l'indice des prix mondial à l'importation (*IPM*) et le *PIB* des principaux partenaires commerciaux de la Tunisie (Allemagne, Italie et France) (Y^*). L'*IPM* définit l'évolution des prix des biens importés qui sont déterminés sur le marché international. Y^* reflète la demande étrangère adressée aux produits domestiques. La concentration du commerce extérieur vers l'Allemagne, la France et l'Italie fait que le niveau des exportations est affecté par la croissance des pays partenaires. Les deux variables *IPM* et Y^* génèrent, à travers les résidus des équations correspondantes dans le modèle SVAR, les chocs externes qui affectent l'économie nationale. L'introduction du taux d'intérêt mondial est paru inutile du fait de la mobilité imparfaite des capitaux et de l'effet partiellement faible de cette variable sur le cycle industriel durant la période d'analyse.

La forme structurelle déduite du modèle SVAR peut s'écrire sous la forme matricielle suivante :

$$\Delta X = A(L) \varepsilon$$

où $\Delta X_t = [\Delta IPM_t, \Delta Y_t^*, \Delta IP_t, \Delta IPC_t]'$ est le vecteur contenant les différences premières des logarithmes du prix mondial à l'importation, du *PIB* des partenaires commerciaux, de l'indice de production industriel et de l'indice des prix à la consommation.

$A(L)$ est une matrice de polynômes de retard qui définit la dynamique du système et ε le vecteur d'innovations structurelles, de sorte que $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{IPM}, \varepsilon_t^{Y^*}, \varepsilon_t^S, \varepsilon_t^D]'$, avec $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$ la matrice identité. $[\varepsilon_t^{IPM}, \varepsilon_t^{Y^*}]$ sont des aléas indépendants interprétables comme des chocs externes sur les prix à l'importation et sur la demande des pays partenaires. $[\varepsilon_t^S, \varepsilon_t^D]$, définissent les chocs domestiques sur l'offre et sur la demande.

L'annexe 3 présente la méthodologie retenue pour identifier ces aléas structurels.

L'estimation de la forme réduite conduit à retenir, sur la base des critères (AIC, HQ et SC) et de normalité des résidus, quatre retards. Les résultats obtenus figurent dans l'annexe 4.

2.2 Décomposition de la variance

La décomposition de la variance procure la proportion de l'erreur de prévision imputable aux différentes impulsions. En principe, plus l'horizon est lointain, plus faible sera le rôle de l'innovation propre à la variable elle-même et plus forte sera la contribution des autres variables.

Le tableau 5 décompose la variance du taux de croissance de l'*IP* entre les contributions des différentes innovations structurelles. Selon ce tableau, il apparaît une prédominance des chocs d'offre internes, quel que soit l'horizon consi-

déré. Ces chocs expliquent à peu près 60 % de la variance de ΔIP à un horizon d'un an et 54 % à un horizon de quatre ans, durée moyenne du cycle de croissance. L'impact de ces chocs, on l'a vu, s'est exercé, en partie par les dotations en ressources, en partie par les réformes institutionnelles entreprises depuis 1970.

TABLEAU 5

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L' IP (EN %)

Horizon (trimestre)	Variance	Chocs sur les prix à l'importation	Chocs sur le PIB européen	Chocs d'offre interne	Chocs de demande interne
1	0,024688	1,042052	4,070185	61,64926	33,23850
4	0,025936	1,475166	6,917352	59,99992	31,60756
8	0,027245	7,490199	7,673975	55,88080	28,95502
12	0,027676	9,542464	7,583496	54,60235	28,27169
16	0,027904	10,52658	7,484355	53,99627	27,99279
20	0,028046	11,15938	7,413589	53,61997	27,80706

Concernant les chocs de demande internes, leur contribution est relativement limitée et ne dépasse guère les 35 %. Cette faible contribution peut s'expliquer, en partie par la structure des dépenses publiques, en partie par le caractère passif de la politique monétaire.

Depuis 1970, en effet, les dépenses publiques ont été caractérisées par une prédominance des dépenses de fonctionnement et du service de la dette. Leur effet sur la production industrielle est très limité. En fait, c'est l'investissement public, censé promouvoir le secteur privé, qui est le plus susceptible de stimuler le niveau de l'activité. Sa part dans les dépenses totales est restée relativement faible durant la période d'analyse.

Plus encore, durant la période 1970-1987, la politique monétaire est demeurée fondamentalement passive. On sait que les chocs monétaires se transmettaient sur le niveau de l'activité, essentiellement, à travers les taux d'intérêt, en stimulant l'investissement et en drainant plus d'épargne. Avant 1987, ces taux ne réagissaient pas aux variations de la masse monétaire puisqu'ils étaient fixés par les autorités monétaires. Conséquemment, la conduite de la politique monétaire ne pouvait avoir qu'un impact limité.

En définitive, ce sont les chocs domestiques d'offre et de demande qui expliquent l'essentiel du cycle économique en Tunisie. Les chocs externes ne participent qu'à 8 % aux fluctuations à un horizon d'un an et 18 % à un horizon de

quatre ans. Les chocs de demande externes contribuent dans une moindre mesure à l'explication de la variation du taux de croissance de l'*IP* (6 % à un horizon d'un an et 7 % à un horizon de quatre ans), plutôt consécutive à l'effet des chocs d'offre externes sur les prix à l'importation (1 % à un horizon d'un an et 11 % à un horizon de quatre ans).

L'effet faible des chocs d'offre sur les prix à l'importation est évident. La Tunisie a adopté jusqu'en 1987 une politique de protection élevée et de contrôle sévère sur les importations, allant des restrictions quantitatives aux complexités des procédures administratives. Ainsi, par exemple, en 1986, 93 % des importations étaient soumises à l'octroi de licences et le taux de protection effective sur les biens manufacturiers était de 124 %. Ce n'est qu'avec le programme d'ajustement structurel, mis en oeuvre en 1986, que le commerce extérieur s'est partiellement libéralisé. Le taux de protection effective a été réduit de 124 à 84 % et la part des importations soumises aux licences a chuté de 93 à 35 %.

La contribution des chocs de demande externes aux fluctuations économiques indique que la Tunisie n'a pas pu tirer profit de la croissance de ses partenaires. Ceci est dû essentiellement au système de protection sur les échanges externes (instauration de licence et de taxe sur les exportations, complexité des procédures administratives...) et à la surévaluation du dinar tunisien par rapport aux monnaies étrangères avant 1987.

2.3 Fonctions de réaction aux chocs

Les résultats des fonctions de réaction de l'*IP* aux chocs corroborent en grande partie ceux de la décomposition de la variance. Au regard du graphique 4, il est possible de voir un effet significatif substantiel des chocs d'offre internes sur l'*IP* dès le premier trimestre, impact qui s'estompe relativement, pour s'annuler vers le dixième trimestre. Quant aux chocs de demande, leur impact est peu significatif et se trouve au voisinage de zéro quel que soit l'horizon choisi. À ce faible impact des chocs de demande s'ajoute une instabilité de la nature de leurs effets : l'effet cumulé est, en effet, minime et n'admet pas de signe constant.

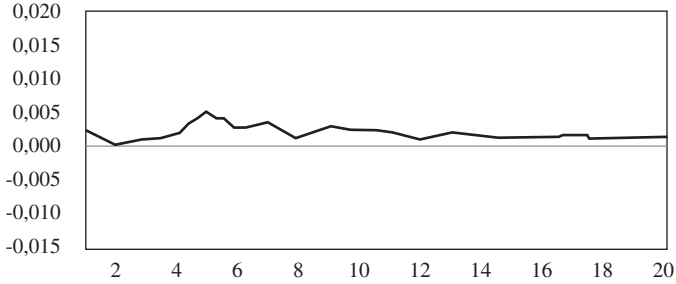
Pour les chocs externes, les résultats montrent que les changements favorables de l'environnement externe conduisent à une amélioration de l'activité industrielle. Ainsi, une réduction des prix à l'importation ou une augmentation de la demande étrangère se solde par un effet positif sur le niveau de l'activité. Une augmentation de 1 % de la demande étrangère entraîne une augmentation de l'*IP* avec un effet cumulé maximum d'environ 0,29 % à un horizon de cinq trimestres. La réaction de l'*IP* aux chocs d'offre externes sur les prix à l'importation est plus significative et atteint un maximum de 0,51 % au bout de cinq trimestres.

En définitive, la décomposition de la variance et les fonctions de réponse aux chocs mettent en exergue un effet prépondérant des chocs d'offre internes sur le cycle industriel, un impact des chocs de demande relativement significatif et une contribution des chocs externes limitée.

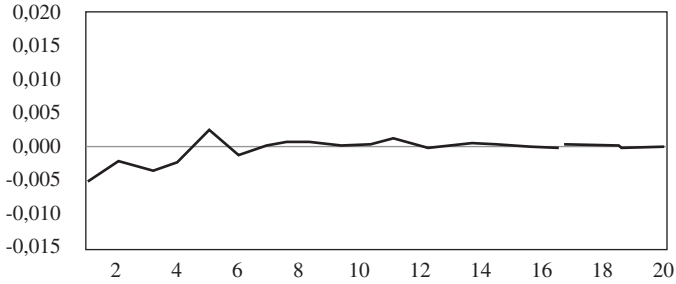
GRAPHIQUE 4

FONCTIONS DE RÉACTION AUX CHOCS DE L'IP

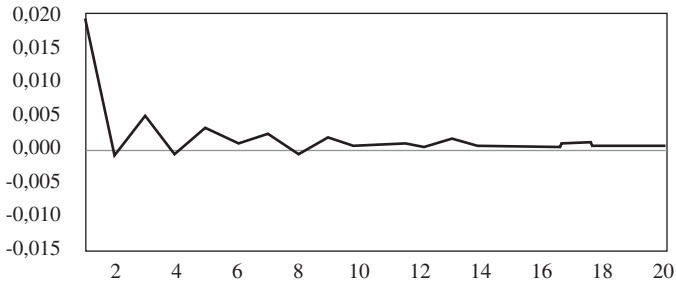
Choc sur les prix à l'importation



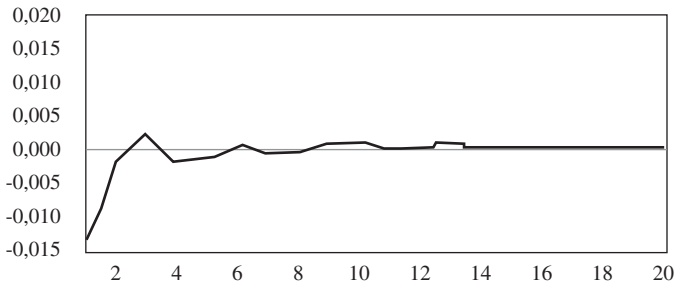
Choc de demande externe



Choc d'offre interne



Choc de demande interne



3. CHOCS CONJONCTURELS ET RETOURNEMENT CYCLIQUE : UNE MODÉLISATION HISTORIQUE

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'*IP* associée au VAR structurel et aux schémas d'identification des chocs constitue une explication exhaustive de l'histoire conjoncturelle du cycle de l'*IP*. Une approche alternative consiste à établir une décomposition historique de l'*IP* entre les composantes domestiques et les composantes externes. En premier lieu, on s'attachera à reconstruire les évolutions de ΔIP à partir des réalisations estimées des chocs structurels et on rapprochera les résultats obtenus de la description fournie par l'évolution de *IP*. En second lieu, on examinera la structure de la taille des innovations afin d'analyser l'impact des perturbations relativement violentes.

3.1 Une analyse historique des évolutions macroéconomiques

La reconstitution des données historiques du cycle économique à partir des perturbations estimées d'offre et de demande, domestiques et externes permet de mieux comprendre les mouvements cycliques et de saisir, rigoureusement, l'importance respective de chacune des perturbations dans les retournements conjoncturels.

Le graphique 5 décompose le taux de croissance de l'*IP* en composantes domestiques et en composantes externes⁸. Les composantes domestiques retracent l'évolution historique du ΔIP due aux chocs internes d'offre et de demande. Les composantes externes définissent, quant à elles, les variations de ΔIP dues aux chocs sur les prix à l'importation et aux chocs sur la demande étrangère.

Selon ces graphiques, il apparaît une forte similitude entre le profil de la composante d'offre et l'évolution historique de *IP*. Cette similitude n'est pas étonnante puisque les résultats de la décomposition de la variance nous ont montré que les chocs conjoncturels d'offre internes expliquent l'essentiel des variations de l'activité économique.

La composante de demande interne de *IP* attribue aux chocs de demande un rôle essentiel dans l'explication de certains épisodes : le profil cyclique montre,

8. Il s'agit de décomposer les valeurs historiques du taux de croissance de l'*IP* entre une projection dans le temps de ΔIP et les effets cumulés des innovations structurelles passées et présentes. Cette décomposition permet de saisir l'importance respective de chacune des innovations dans le retournement cyclique. La décomposition historique est basée sur la représentation moyenne mobile suivante :

$$\Delta IP_{t+j} = \sum_{s=0}^{j-1} \psi_s \varepsilon_{t+j-s} + \left[X_{t+j} \beta + \sum_{s=j}^{\infty} \psi_s \varepsilon_{t+j-s} \right]$$

où le premier terme représente la partie de ΔIP_{t+j} due aux innovations sur la période $[t+1, t+j]$. Le second terme définit la prévision de ΔIP_{t+j} basée sur l'information disponible à la date t . Puisque ε admet quatre composantes, ΔIP_{t+j} sera répartie en cinq composantes : sa prévision (le terme entre crochet) et, pour chacune des quatre perturbations structurelles, la partie du premier terme due à l'innovation considérée.

en effet, de brusques ruptures à la hausse de son amplitude observables en 1976:1-1982:1, pour recouvrir par la suite des mouvements assez stables.

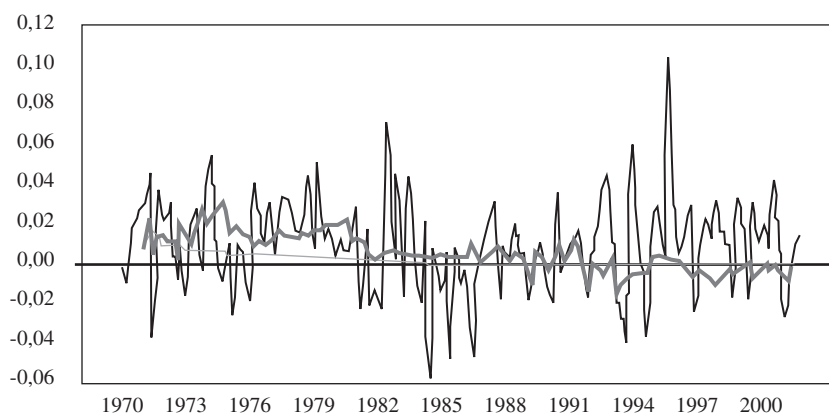
Les conditions internationales d'offre et de demande semblent avoir des contributions similaires aux fluctuations de ΔIP et l'effet total ne montre pas de changements importants dans l'amplitude de leur profil. Ceci n'est pas le cas des composantes domestiques, essentiellement d'offre, qui apparaissent dominer le cycle durant toute la période d'observation.

Pour évaluer la structure de la volatilité cyclique due à chacune des perturbations, on a suivi l'évolution des écarts-types des différentes composantes de ΔIP .

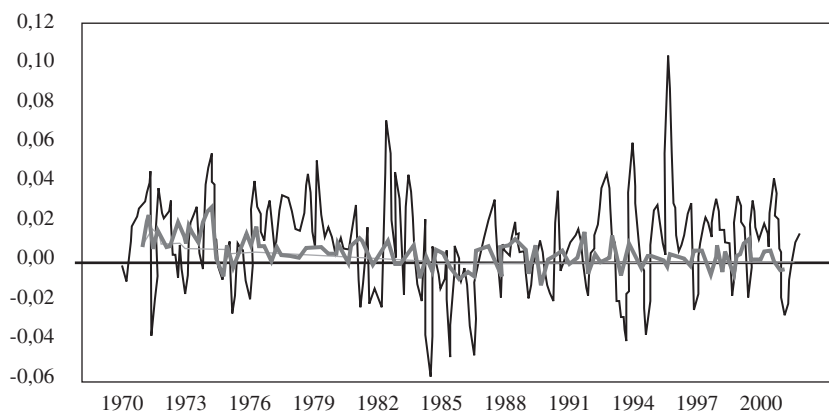
GRAPHIQUE 5

DÉCOMPOSITION HISTORIQUE DE ΔIP

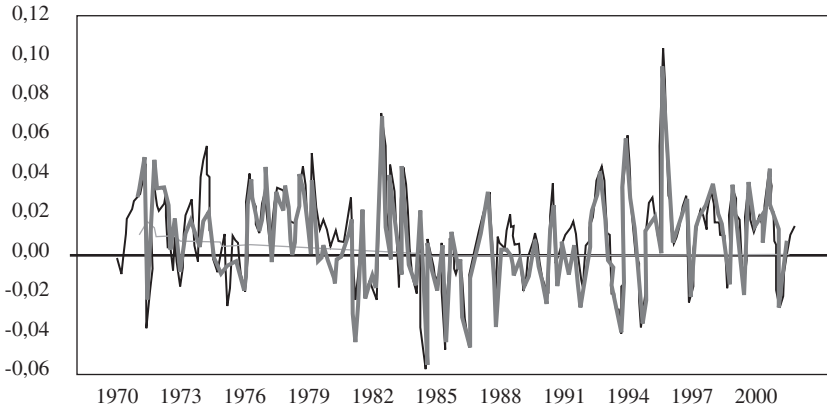
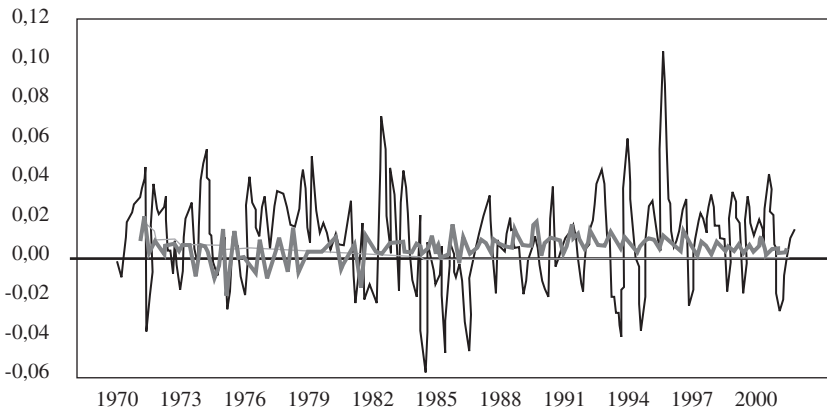
Contribution des prix à l'importation



Contribution de la demande externe



GRAPHIQUE 5 (suite)

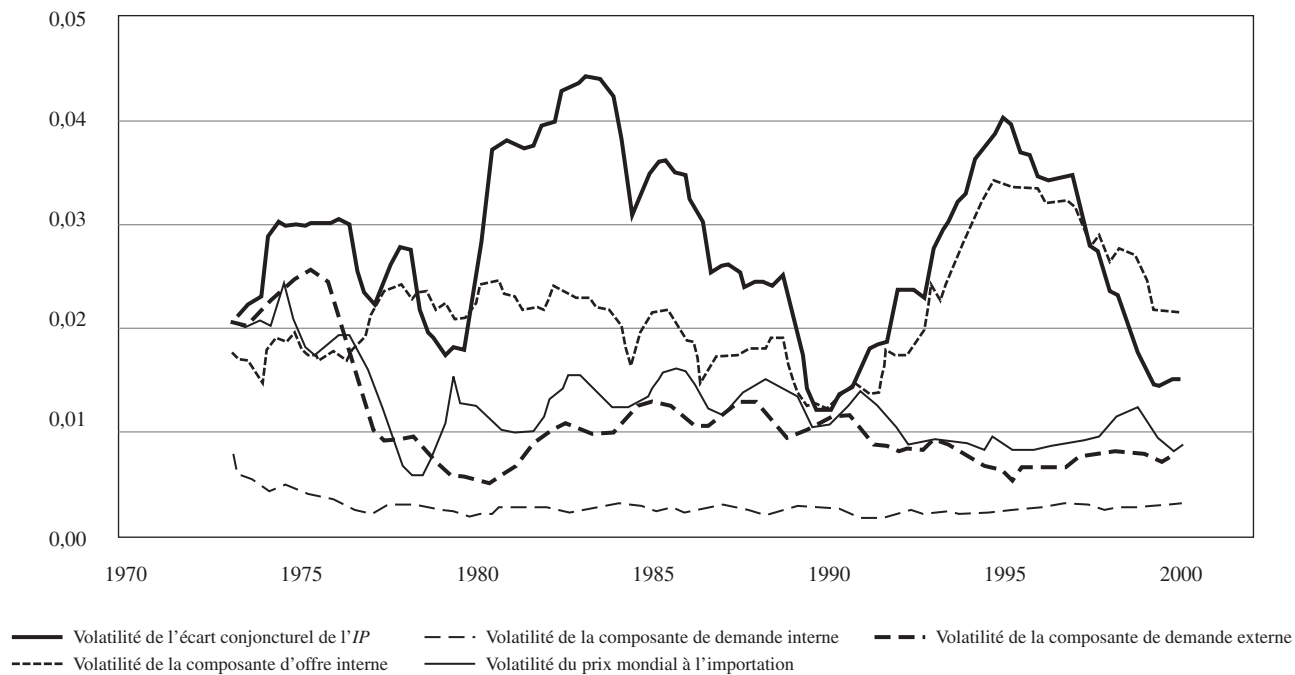
Contribution de l'offre externe**Contribution de la demande interne**

Le graphique 6 fait apparaître la structure de ces écarts-types calculés sur une fenêtre de 4 ans (16 trimestres). Les dates sur l'axe des abscisses définissent les centres des fenêtres : la première date, par exemple, définit l'écart-type calculé sur la période 1971:2-1975:2.

Selon ce graphique, il semble que la volatilité cyclique de l'écart conjoncturel de l'*IP* (*eIP*) atteint ses pics au début des années 1980 et au milieu des années 1990. Durant ces années, en effet, la volatilité est de l'ordre de trois fois celle des années calmes, c'est-à-dire la fin des années 1980 et le début des années 1990. La volatilité de la composante d'offre interne atteint, elle aussi, ses pics durant les mêmes périodes. Pour les chocs de demande domestiques, la volatilité est faible

GRAPHIQUE 6

VOLATILITÉ DES DIFFÉRENTES COMPOSANTES DU CYCLE ÉCONOMIQUE



et relativement stable durant toute la période. Les écarts-types des composantes étrangères, celles liées à l'indice des prix à l'importation et à la demande étrangère, atteignent leur pic au début des années 1970.

Il semble aussi que le pic des années 1980 de la volatilité de l'écart conjoncturel, eIP , n'est pas associé à un seul choc. Durant cette période, les volatilités de la composante d'offre interne et des deux composantes étrangères augmentent puis déclinent conjointement. Conséquemment, la reprise de la volatilité de eIP et le déclin subséquent sont fortement plus marqués que ceux des autres composantes prises individuellement.

Enfin, le pic du milieu des années 1990 est fondamentalement associé au choc d'offre interne. Durant cette période, en effet, on note une similitude entre l'évolution de la volatilité de eIP et celle de la composante d'offre.

Au total, la structure de la volatilité du cycle de l' IP et des différentes composantes, domestiques et externes, montre que les mouvements cycliques semblent plus associés aux chocs d'offre internes et confirme, une fois de plus, le diagnostic conjoncturel établi précédemment.

3.2 Impulsions violentes et cycle économique

Dans la représentation vectorielle autorégressive, la dynamique de l' IP est définie par l'accumulation d'innovations structurelles domestiques et externes. Certaines de ces innovations sont ponctuelles, violentes et particulièrement prononcées d'autres sont plutôt ordinaires, de taille modérée. Généralement, les impulsions violentes présentent une certaine persistance et ont un impact non réductible aux innovations habituelles d'un bruit blanc. Aussi pensons-nous intéressant de compléter l'approche statistique en analysant de plus près leurs effets.

Le tableau 6 reproduit les valeurs et les datations des réalisations estimées des chocs structurels, ε_t^{IPM} , $\varepsilon_t^{Y^*}$, ε_t^S , ε_t^D , une fois et demi supérieures à leurs écarts-types respectifs. L'identification de cette datation avec la chronologie cyclique permet de saisir si des événements significatifs de l'histoire du pays et de la conjoncture internationale se retrouvent dans la chronique des innovations prononcées.

Le tableau 6 montre que les deux premières reprises conjoncturelles du cycle de l' IP sont expliquées essentiellement par des chocs violents de demande suscités par les effets positifs des deux chocs pétroliers. Durant les années 1970, on retrouve trois chocs violents sur les prix à l'importation : celui de 1973:1, de 1973:4 et de 1979:1.

Les fluctuations des années 1980 sont suscitées par des chocs violents domestiques et externes. Le ralentissement de 1984:3-1987:1, par exemple, est dominé par des chocs négatifs d'offre et de demande interne. On y retrouve aussi l'effet du contrecoup du choc pétrolier associé aux effets violents sur les prix à l'importation de 1985:1 et 1985:2.

TABLEAU 6
 CHOCS VIOLENTS DOMESTIQUES ET EXTERNES

	ε_t^{IPM}	$\varepsilon_t^{y^*}$	ε_t^S	ε_t^D
73:1	2,07			
73:4	1,58			
74:1		-1,70		2,02
75:1				2,08
75:2				2,12
75:3	-2,14			
76:1				2,31
77:1				2,09
79:1	1,82			1,85
80:1				-1,98
80:2				-1,91
81:1		-2,14	-2,06	1,69
81:2		-1,69		
82:1		-1,79	2,30	
84:1			-2,41	2,11
85:1	-1,72	-1,60		
85:2	-2,02	2,02		
85:3		1,51		
86:1			-1,89	-1,64
87:1		1,52		
88:1	-2,01		-1,63	
90:1	1,73			
91:1	-3,16	-2,80		
91:2	-2,13			
92:1		1,85		
92:2		-3,16		
92:4	-2,70			
93:1	-2,41		1,76	
93:3	-1,52			
94:1			-1,82	
94:2			2,43	
95:1			-1,57	
96:1			4,05	
97:1		-1,58		
01:1		1,97		

Durant les années 1990, les impulsions de demande sont totalement absentes. Seules quelques impulsions d'offre internes et externes sont circonscrites. Les chocs violents d'offre internes sont associés aux mesures prises par les autorités pour développer les capacités concurrentielles du pays.

Dans l'ensemble, il semble que la chronique des impulsions conjoncturelles en Tunisie est largement dominée par des effets de taille modérée, les impulsions fortes étant dans l'ensemble relativement peu fréquentes. L'analyse de la datation montre que les impulsions violentes sont généralement suivies par des impulsions de même ampleur. Ceci renforce la perception selon laquelle les chocs violents sont relativement persistants. Il semble aussi que, durant les années 1980, il y a une certaine tendance à ce que les impulsions violentes d'offre et de demande se produisent conjointement. Ces deux résultats impliquent que, durant ces années, le cycle économique en Tunisie est caractérisé par des mouvements actifs ayant une forte volatilité.

De façon plus générale, il semble que la chronique des innovations cycliques en Tunisie est constituée par une mixture d'impulsions de grande taille et de taille modérée. Si les innovations étaient toutes de taille modérée, les cycles conjoncturels auraient toutes les chances d'être identiques (Blanchard et Watson, 1987). En Tunisie, chaque cycle économique est particulier.

CONCLUSION

En utilisant un modèle VAR structurel adapté à une petite économie ouverte, on a pu évaluer les contributions des différents chocs, internes et externes, au cycle économique en Tunisie. Les résultats associés aux schémas d'identification, en termes de restriction de long terme et d'exogénéité des variables externes, tendent à conférer une robustesse certaine à la distinction de ces deux types d'impulsion.

Les résultats empiriques sont, en règle générale, peu favorables à l'hypothèse centrale des monétaristes et des keynésiens, celle des fluctuations engendrées uniquement par des chocs de demande. Les chocs d'offre contribuent, en effet, à la volatilité conjoncturelle : leur part dans l'explication du cycle économique est de 54 % à un horizon de quatre ans, durée moyenne du cycle en Tunisie. Parmi ces chocs d'offre, les réformes institutionnelles occupent une place importante.

Les chocs de demande internes exercent un effet transitoire favorable relativement faible par rapport aux chocs d'offre. Leur contribution ne dépasse guère les 35 % de la variabilité de l'écart conjoncturel. Quant aux chocs externes, ils ne participent que pour 18 % à l'explication du cycle économique. Les chocs de demande externes contribuent dans une moindre mesure à l'explication de la volatilité cyclique, plutôt expliquée par les chocs sur les prix à l'importation.

La décomposition du cycle économique entre les différentes composantes domestiques et externes confirme l'évaluation du poids réel des différents types de perturbation. En particulier, il existe une similitude entre le profil de la com-

posante d'offre interne avec les points de retournement du cycle économique. La composante de demande interne attribue, quant à elle, aux chocs de demande un rôle essentiel dans l'explication de certains épisodes. Le profil de la composante de demande montre, en effet, de brusques ruptures à la hausse de son amplitude observables durant le milieu des années 1970 et le début des années 1980, pour recouvrir par la suite, des mouvements assez stables. Les composantes internationales semblent avoir des contributions similaires et l'effet total ne montre pas de changement important dans l'amplitude de leurs profils.

L'examen de la structure des innovations affectant le cycle économique éclaire l'analyse de leurs tailles respectives. Bien que peu fréquents, les chocs ponctuels violents présentent une certaine persistance et ne se produisent conjointement, en termes de chocs d'offre internes et de chocs de demande internes, que durant les années 1980. Durant les années 1990, les impulsions violentes sont relativement rares. En l'occurrence il n'y a pas d'impulsions de demande internes. Seules quelques impulsions d'offre sont circonscrites. Ceci renforce la perception selon laquelle les mouvements cycliques sont fortement volatils durant les années 1980 et relativement calmes durant les années 1990.

Il convient, pour finir, de remarquer le caractère limité de la présente étude. On peut en rapprocher les résultats de méthodes plus sophistiquées d'identification, comme les modèles VAR à multiéquations (Dungey et Pagan, 2000 et Buckle *et al.*, 2002), ou des modélisations plus explicites en termes de calibration-simulation. Il reste cependant utile, dans une première analyse du cycle économique, de jeter un regard empirique sur l'effet des chocs globaux sur les évolutions conjoncturelles, et c'est ce en quoi consistait notre propos.

ANNEXE 1

SOURCE ET DÉFINITION DES DONNÉES

À part l'indice des prix à la consommation, qui est obtenu à partir de la publication de la Banque centrale de Tunisie *Statistiques financières*, toutes les autres données utilisées sont tirées de l'*International Financial Statistics* du FMI. Ces données sont définies par :

– *IP* : l'indice de production industrielle (série 74466..zf). Cette série a été corrigée des variations saisonnières en utilisant la méthode X11.

– *IPM* : l'indice mondial des prix à l'importation (série00175..dzf).

– *Y** : le *PIB* des principaux partenaires commerciaux (Allemagne, Italie et France), approximé par la somme des différents *PIB* évalués en \$ US (ligne 99b. czf / 99birzf évaluée en \$ US en utilisant la ligne rf.zf...h).

– *r** : le taux d'intérêt mondial approximé par la différence entre le taux nominal eurodollars à Londres (série 11260d..zf) et le taux d'inflation calculé à partir de l'indice des prix à la consommation des pays industrialisés (série 11064 zf).

ANNEXE 2

LE PROGRAMME DE BRY-BOSCHAN D'IDENTIFICATION DES POINTS DE RETOURNEMENT

- 1- Identification et correction des points extrêmes.
- 2- Identification des points de retournement à partir d'une moyenne mobile sur 12 mois (valeurs extrêmes corrigées) :
 - A) Identification des points les plus hauts (plus bas) que tout autre parmi les cinq mois précédents ou suivants.
 - B) Application de l'alternance des pics et creux par la sélection du plus haut (bas) des pics (creux) multiples.
- 3- Identification des « points de retournement correspondants » (*corresponding turning points*) à partir de la courbe de Spencer (valeurs extrêmes corrigées) :
 - A) Identification des plus hauts (plus bas) points dans les intervalles de plus ou moins 5 mois autour des pics (creux) associés à la moyenne mobile sur 12 mois.
 - B) Application de la durée minimale du cycle par l'élimination des points de retournement créant des cycles inférieurs à 15 mois.
- 4- Identification des « points de retournement correspondants » à partir d'une moyenne mobile de court terme de trois à six mois dépendant du MCD (*Month Cyclical Dominance*) :
 - A) Identification des plus hautes (plus basses) valeurs dans les intervalles de plus ou moins cinq mois autour des points de retournement de la courbe de Spencer.
- 5- Identification des points de retournement sur la série originale :
 - A) Identification des plus hautes (plus basses) valeurs à l'intérieur des intervalles de plus ou moins quatre mois, où l'indicateur MCD à chaque fois qu'il est supérieur, autour des pics (creux) de la moyenne arithmétique de court terme.
 - B) Élimination des points de retournement intervenant durant les six mois initiaux ou terminaux.
 - C) Élimination du pic (creux) terminal ou initial si ce pic (creux) est plus bas (plus haut) que des points encore plus terminaux ou initiaux.
 - D) Élimination des cycles dont la durée est inférieure à 15 mois.
 - E) Élimination des phases dont la durée est inférieure à cinq mois.
- 6- Formulation des points de retournement finaux.

ANNEXE 3

L'IDENTIFICATION DES CHOCS ET L'EXOGENÉITÉ DES VARIABLES EXTERNES

On considère un VAR structurel dans lequel les quatre séries sont stationnaires [ΔIPM_t , ΔY_t^* , ΔIP_t , ΔIPC_t] et mues par quatre chocs exogènes que l'on cherche à distinguer : deux chocs externes [ε_t^{PM} , ε_t^{YS}] et deux chocs domestiques [ε_t^S , ε_t^D]. Ces chocs sont de moyenne nulle et mutuellement et temporellement non corrélés à tous les rangs et retards.

Le comportement dynamique des quatre variables est décrit par le modèle suivant :

$$\Delta X_t = B_1 \Delta X_{t-1} + \dots + B_p \Delta X_{t-p} + v_t = \sum_{j=0}^p B_j X_{t-p} + v_t \quad (1)$$

où v_t est le vecteur des résidus de matrice variance-covariance instantanée quelconque. Ce modèle correspond à un VAR que l'on supposera d'ordre p

Si les racines de $B(L)$ sont à l'extérieur du cercle unité, la représentation (1) peut s'écrire sous la forme d'une moyenne mobile d'ordre infini (théorème de représentation de Wold).

$$\Delta X_t = v_t + C_1 v_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C_j v_{t-j} = C(L) v_t \quad (2)$$

Cette représentation admet une multitude de solutions, on va lui imposer des contraintes pour obtenir une forme unique de type

$$\Delta X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} = A(L) \varepsilon_t \quad (3)$$

où $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{PM}, \varepsilon_t^{YS}, \varepsilon_t^S, \varepsilon_t^D]$ sont les impulsions structurelles en termes desquelles peuvent s'exprimer les innovations v_t

$$A(0) \varepsilon_t = v_t \quad (4)$$

$$\text{et } A(L) = C(L) A(0). \quad (5)$$

$A(0)$, la matrice de court terme, décrit l'effet instantané des différents types de chocs sur les variables de ΔX . Le modèle (3) sera correctement identifié, si $A(0)$ est déterminée de façon unique. On impose alors des restrictions sur la matrice de réponses de long terme des variables aux chocs structurels $A(1)$.

ANNEXE 3 (suite)

L'identification de $A(0)$

Trois types de restrictions permettent d'identifier les 16 éléments de $A(0)$:

– Les premières catégories de restrictions : celles-ci ont trait à la condition d'orthogonalité des chocs structurels, $E[\varepsilon_t, \varepsilon_t] = I$. En effet, puisque $A(0) \varepsilon_t = v_t$,

$$A(0) A(0) = \Sigma \quad (6)$$

et puisque Σ est symétrique, la condition (6) procure 10 (= 4 x 5/2) restrictions indépendantes. Les six autres restrictions sont déterminées à partir de la matrice de réponses aux chocs de long terme, $A(1)$, et sa relation avec la forme réduite par la condition $A(1) = C(1) A(0)$.

– Les deuxièmes catégories de restrictions : la matrice de réponses aux chocs de long terme, $A(1)$, peut s'écrire comme

$$A(1) = \begin{pmatrix} A(1)_{11} & A(1)_{12} \\ A(1)_{21} & A(1)_{22} \end{pmatrix}$$

où $[A(1)_{11}$ et $A(1)_{21}]$ et $[A(1)_{12}$ et $A(1)_{22}]$ désignent respectivement les effets de long terme des chocs mondiaux et des chocs domestiques sur les variables externes et domestiques.

On suppose ici que la production des pays partenaires n'affectent pas à long terme les prix à l'importation (input intermédiaires), ce qui conduit à poser à zéro l'élément au-dessus de la diagonale de $A(1)_{11}$. Cette restriction est motivée par le fait qu'il n'y a, *a priori*, aucune raison pour qu'une variation de la production des partenaires commerciaux puisse modifier les prix des inputs intermédiaires à long terme. On suppose aussi que les chocs de demande n'affectent pas, à long terme, la production industrielle (celle-ci est affectée seulement par des chocs d'offre), ce qui conduit à annuler l'élément au-dessus de la diagonale de $A(1)_{22}$.

– Les troisièmes types de restrictions : ces restrictions ont trait à ce que les chocs domestiques, d'offre et de demande, n'affectent pas, à long terme, les variables externes; une hypothèse qu'on retient généralement dans les modélisations des interdépendances mondiales des petites économies avec le reste du monde. On impose alors que $A(1)_{12} = 0$: à long terme les variables $[PM_t^*, \Delta Y_t^*]$ ne sont pas affectées par les chocs $[\varepsilon_t^S, \varepsilon_t^D]$, elles sont affectées seulement par les chocs externes $[\varepsilon_t^{PM}, \varepsilon_t^{Y^*}]$.

Dans la modélisation des petites économies ouvertes, on suppose, généralement, que les variables domestiques n'affectent pas les variables externes, à la fois, dans le court et dans le long terme. En retenant cette hypothèse, on pourrait définir formellement, de la relation $A(L) = C(L) A(0)$, où de manière équivalente

ANNEXE 3 (suite)

$$\begin{pmatrix} A(L)_{11} & A(L)_{12} \\ A(L)_{21} & A(L)_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C(L)_{11} & C(L)_{12} \\ C(L)_{21} & L(1)_{22} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} A(0)_{11} & A(0)_{12} \\ A(0)_{21} & A(0)_{22} \end{pmatrix}$$

l'impact des chocs domestiques sur les variables externes $A(L)_{12}$ comme

$$A(L)_{12} = C(L)_{11} A(0)_{12} + C(L)_{12} A(0)_{22} \text{ pour tout } L = 1, 2, 3 \dots$$

L'hypothèse de petite économie ouverte ($A(1)_{12} = 0$) implique alors que $A(1)_{12}$ et $C(L)_{12}$ sont égaux à zéro pour tout L ($C(L)_{11}$ et $A(0)_{22}$) et, définissent respectivement l'impact des chocs mondiaux sur les variables externes et l'effet instantané des chocs domestiques sur les variables domestiques dans la forme réduite, sont généralement, différents de zéro. L'hypothèse $A(0)_{12} = 0$ procure alors quatre restrictions supplémentaires, nécessaires pour que la matrice $A(0)$ soit juste identifiée, et impose, dans la forme réduite (1), que les prix à l'importation et la production des pays partenaires constituent un bloc exogène.

ANNEXE 4

ESTIMATION DU VAR STRUCTUREL

1. TESTS DE STATIONNARITÉ

Pour étudier la présence de racine unitaire dans les séries utilisées, les tests d'« *Augment Dickey Fuller* » (ADF) et de Phillips-Perron (PP) ont été mis en œuvre. Les tests effectués procèdent par élimination et débutent par un modèle à tendance plus une constante. Chaque fois qu'un coefficient n'est pas significatif, il est éliminé à l'étape suivante (Perron, 1988).

Les statistiques pour les variables en niveau et en différence première sont reportées dans le tableau qui suit. L'ordre de la structure du retards a été sélectionné sur la base de la statistique *AIC* et d'absence d'autocorrélation des résidus.

TESTS DE STATIONNARITÉ

	ADF	PP
<i>IMP</i>	1,96	-1,34
ΔIMP	-4,98	-7,11
<i>Y*</i>	0,43	0,45
ΔY^*	-8,05	-8,21
<i>IP</i>	4,83	4,60
ΔIP	-11,66	-11,63
<i>IPC</i>	-2,11	-11,55
ΔIPC	-2,12	-12,12

Les tests ADF et PP sur les séries en niveau des logarithmes de l'*IMP*, de *Y**, de l'*IP* et de l'*IPC* ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de racine unitaire. Plus encore, les tests menés sur les différences premières indiquent que les séries considérées sont stationnaires en variation.

2. ESTIMATION DE LA FORME RÉDUITE

Les variables retenues dans la représentation « *near VAR* » sont données par les différences premières, de l'indice des prix à l'importation (ΔIMP), du *PIB* des partenaires commerciaux (ΔY^*), de l'indice de production industrielle (ΔIP) et de l'indice des prix à la consommation (ΔIPC). Toutes ces variables sont stationnaires, ce qui conduit à retenir un VAR en niveau.

ANNEXE 4 (suite)

L'estimation du VAR nécessite, au préalable, de déterminer l'ordre du retard. L'utilisation des critères AIC, SC et HQ conduit à des retards différents. Selon le critère AIC l'ordre du retard est $p = 4$, pour les deux autres critères l'ordre est, respectivement, $p = 1$ et $p = 3$. Pour les retards $p = 1$ et $p = 3$, les résidus du VAR estimé sont non normalement distribués, aussi il nous a paru plus judicieux de considérer quatre retards comme l'ordre le plus convenable, rejoignant ainsi la majorité des travaux sur données trimestrielles. La représentation « *near VAR* » [ΔIMP , ΔY^* , ΔIP et ΔIPC], estimée par la méthode *Seemingly Unrelated Regression* (SUR), pour un retard $p = 4$, prend la forme suivante (voir tableau à la prochaine page)

ANNEXE 4 (suite)

ESTIMATION DES QUATRE ÉQUATIONS DU « *NEAR VAR* »

	ΔIMP	ΔY^*	ΔIP	ΔIPC
ΔIMP_{-1}	0,698 (0,115)	0,061 (0,0192)	0,095 (0,113)	0,036 (0,063)
ΔIMP_{-2}	-0,218 (0,136)	-0,144 (0,227)	-0,035 (0,138)	-0,072 (0,077)
ΔIMP_{-3}	0,182 (0,136)	-0,271 (0,226)	0,115 (0,131)	0,131 (0,073)
ΔIMP_{-4}	0,045 (0,113)	0,247 (0,190)	-0,044 (0,107)	-0,004 (0,060)
ΔY^*_{-1}	-0,197 (0,068)	0,276 (0,114)	-0,064 (0,064)	0,019 (0,036)
ΔY^*_{-2}	0,145 (0,076)	0,064 (0,128)	-0,028 (0,073)	0,026 (0,041)
ΔY^*_{-3}	0,019 (0,078)	0,191 (0,130)	-0,042 (0,072)	-0,103 (0,040)
ΔY^*_{-4}	0,042 (0,069)	-0,041 (0,116)	0,149 (0,065)	0,060 (0,036)
ΔIP_{-1}			0,003 (0,087)	-0,056 (0,048)
ΔIP_{-2}			0,144 (0,087)	-0,020 (0,049)
ΔIP_{-3}			0,033 (0,085)	0,047 (0,048)
ΔIP_{-4}			0,084 (0,085)	0,144 (0,047)
ΔIPC_{-1}			-0,107 (0,139)	0,042 (0,078)
ΔIPC_{-2}			0,377 (0,120)	-0,067 (0,067)
ΔIPC_{-3}			-0,083 (0,132)	0,431 (0,074)
ΔIPC_{-4}			0,127 (0,146)	0,337 (0,082)
R²	0,371	0,244	0,226	0,318
SEE	0,026	0,044	0,024	0,013
DW	1,984	1,956	2,049	2,068

Note : Les statistiques entre parenthèses désignent les écarts-types.

ANNEXE 4 (suite)

Des tests de diagnostic sur les résidus des quatre équations du *near VAR*, basés sur les tests de normalité et de corrélation sérielle, montrent qu'on ne peut rejeter l'hypothèse que les résidus sont indépendants et normalement distribués.

TESTS DE DIAGNOSTIC

Variables	$Q(10)$	$N(2)$
ΔIPM	12,654	0,340
ΔY^*	12,731	0,475
ΔIIP	11,619	0,542
$\Delta IIPC$	20,941	0,558

Note : $Q(10)$: statistique de Ljung-Box allant jusqu'à la corrélation sérielle d'ordre 10
 $N(2)$: test de normalité de Jarque Bera, statistiquement distribué selon une loi $\chi^2(2)$

Plus encore, les conditions de stabilité du VAR sont satisfaites. Les inverses des racines du déterminant du polynôme autoregressif caractéristique (Lutkepohl, 1991) ont des modules inférieurs à l'unité et se trouvent tous à l'intérieur du cercle unité.

RACINES DU POLYNÔME CARACTÉRISTIQUE

Racine	Module
0,962425	0,962425
-0,070301 + 0,785242i	0,788382
-0,070301 - 0,785242i	0,788382
-0,771738	0,771738
-0,228241 + 0,735958i	0,770537
-0,228241 - 0,735958i	0,770537
0,742515 + 0,187049i	0,765712
0,742515 - 0,187049i	0,765712
0,645489	0,645489
0,243260 + 0,547871i	0,599448
0,243260 - 0,547871i	0,599448
-0,342817 + 0,484079i	0,593175
-0,342817 - 0,484079i	0,593175
-0,444607 + 0,063540i	0,449124
-0,444607 - 0,063540i	0,449124
0,421201	0,421201

ANNEXE 4 (suite)

3. MATRICE DES MOMENTS DES INNOVATIONS DU VAR

La matrice variance-covariance des résidus est donnée par

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 0,000657 & 0,000691 & 4,63E-05 & 1,71E-05 \\ 0,000691 & 0,001841 & 6,44E-05 & -2,81E-05 \\ 4,63E-05 & 6,44E-05 & 0,000528 & -1,60E-05 \\ 1,71E-05 & -2,81E-05 & -1,60E-05 & 0,000166 \end{pmatrix}$$

4. IDENTIFICATION DES MATRICES CARACTÉRISTIQUES DES EFFETS DE COURT TERME ET DE LONG TERME DES CHOCS STRUCTURELS

La matrice des effets de long terme des chocs structurels est donnée par

$$A(1) = \begin{pmatrix} 0,117576 & 0 & 0 & 0 \\ 0,045165 & 0,065843 & 0 & 0 \\ -0,065157 & 0,008796 & 0,047284 & 0 \\ 0,090967 & -0,007737 & 0,047996 & 0,043804 \end{pmatrix}$$

Un choc sur les prix à l'importation admet un effet positif à long terme sur le taux de croissance de l'*IP* et sur celui de l'inflation. Un choc sur la demande étrangère admet un effet positif sur ΔIP et un effet négatif sur ΔIPC . Un choc d'offre interne admet des effets positifs sur ΔIP et ΔIPC . Un choc de demande interne n'a pas d'effet à long terme sur la production industrielle mais se répercute positivement sur les prix.

La matrice des effets de court terme est, quant à elle, donnée par

$$A(0) = \begin{pmatrix} 0,024541 & -0,000459 & 0 & 0 \\ 0,028748 & 0,032956 & 0 & 0 \\ 0,002520 & 0,004961 & 0,019384 & 0,014233 \\ 0,004622 & -0,001121 & -0,006545 & 0,011266 \end{pmatrix}$$

Un choc sur les prix à l'importation a un effet instantané positif sur ΔIP et ΔIPC . Un choc de demande étrangère admet quant à lui un effet instantané positif sur ΔIP et négatif sur ΔIPC . Un choc d'offre interne admet un effet instantané positif sur ΔIP et négatif sur ΔIPC . Un choc de demande interne se répercute positivement sur ΔIP et ΔIPC .

BIBLIOGRAPHIE

- AGÉNOR, R., J. McDERMOTT et E. PRASAD (1999), « Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts », IMF Working Paper, 99/35.
- AHMED, S., B. ICKES, P. WANG et B. S. YOO (1993), « International Business Cycles », *American Economic Review*, 83(2) : 335-359.
- ANDO, A. et F. MODIGLIANI (1965), « The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier », *American Economic Review*, 55(4) : 693-728.
- BACCOUCHE, R., M. GOUAIED et R. BOUAZIZ (1997), « Croissance potentielle et fluctuations conjoncturelles en Tunisie », *Économie Internationale*, 6.
- BAXTER, M. et R. G. KING (1995), « Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series », NBER, Working Paper, 5022.
- BLANCHARD, O. J. et D. QUAH (1989), « The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, 79 : 655-673.
- BLANCHARD, O. J. et M. W. WATSON (1987), « Are Business Cycle All Alike », NBER, Working Paper, 1392.
- BOHEM, E. A. et W. T. LIEW (1994), « A Review of Australia's Recent Business Cycle Experiences and a Forecast Length of the Current Expansion », *Australian Economic Review*, 107 : 419.
- BRY, G. et C. BOSCHAN (1971), « Cyclical Analysis of the Time Series : Selected Procedures and Computer Programs », NBER Technical Paper, 20, Columbia University Press.
- BUCKLE, R., K. KINN, H. KIRKHAM, N. McLELLAN et J. SHARMA (2002), « A Structural VAR Model of the New Zealand Business Cycle », New Zealand Treasury, Working Paper, 02/26
- BURNS, A. F. et W. C. MITCHELL (1946), « Measuring Business Cycles », NBER, *Studies in Business Cycles*, 2
- CUSHMAN, D. et T. ZHA (1997), « Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rate », *Journal of Monetary Economics*, 39 : 433-448.
- CLARIDA, R. et J. GALI (1994), « Sources of Real Exchange Rate Fluctuations : How Important are Nominal Shocks », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies*, 4 : 1-56.
- DUNGEY, M. et A. PAGAN (2000), « A Structural VAR Model of the Australian Economy », *Economic Record*, 76 : 321-342.
- FILARDO, A. (1994), « Business-Cycle Phases and their Transitional Dynamics », *Journal of Business and Economic Statistics*, juillet.
- FRANKEN, H., G. LEFORT et E. PARRADO (2005), « Business Cycle Dynamics and Shock Resilience in Chile », Central Bank of Chile, Working Paper, 331.

- GIANCARLO, B. et O. EDOARDO (2003), «Dating the Italian Business Cycle : A Comparison of Procedure», Economics Working Paper Archive at WUSTZ.
- HARDING, D. et A. PAGAN (2002), « Dissecting the Cycle : A Methodological Investigation », *Journal of Monetary Economics*, 49 : 365-381.
- HARVEY, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- HOFFMAISTER, A. W. et J. E. ROLDOS (1996), « The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries : Brazil and Korea », IMF Working Paper 96/20.
- HOFFMAISTER, A. W. et J. E. ROLDOS (1997), « Are Business Cycles Different in Asia and Latin America », IMF Working Paper, 97/9.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (2001), « How do Fluctuations in the G-7 Countries Affects Developing Countries? », *World Economic Outlook*.
- KOSE, M. A. et R. REIZMAN (2001), « Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa », *Journal of Development Economics*, 65 : 55-80.
- KOUPARITSAS, M. A. (1997), « North-South Business Cycle » Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper, 96/9
- KYDLAND, F. E. et C. E. J. M. ZARAZAGA (1997), « Is the Business Cycle of Argentina Different ? », *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, QIV : 21-36.
- LEMOINE, M. et F. PELGRIN (2003), « Introduction aux modèles espaces-état et aux filtres de Kalman », *Revue de l'OFCE*, 86 : 203-229.
- LUTKEPOHL, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin, Springer-Verlag.
- MENDOZA, E. (1995), « The Term of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations », *International Economic Review*, 36.
- MORRISSON, C. et B. TALBI (1995), « La croissance de l'économie tunisienne en longue période », Centre du Développement de l'OCDE, Série croissance à long terme.
- PERRON, P. (1988), « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Further Evidence from a New Approach », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- RAND, J. et F. TARP (2002), « Business Cycle in Developing Countries : Are they Different ? », *World Development*, 30(12) : 2071-2088.
- RODRIGUEZ-MATA, M. (1997), « Cyclical Patterns of the Costa Rican Economy », Central Bank of Costa Rica.
- SHAPIRO, M. et M. WATSON (1988), « Sources of Business Cycle Fluctuations », in S. FISHER (éd.), *NBER Macroeconomic Annual*, p. 111-148, Cambridge, Massachusett, MIT Press.