

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2007 / 04

**Quel impact des variations
du prix du pétrole
sur la croissance française ?**

Muriel BARLET et Laure CRUSSON

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2007 / 04

Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?

Muriel BARLET et Laure CRUSSON *

MARS 2007

Les auteurs remercient François Lescaroux pour sa discussion d'une version antérieure de cette étude lors du séminaire D3E du 11 septembre 2006, Stéphane Grégoir pour ses conseils méthodologiques, Hélène Erkel-Rousse et Didier Blanchet pour leurs relectures attentives et leurs commentaires utiles, les membres de la division Croissance et Politiques Macroéconomiques pour leurs remarques constructives et Franck Arnaud pour son aide précieuse sur les modèles de Markov-Switching

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques »
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?

Résumé

Depuis les deux chocs pétroliers des années 1970, les fortes hausses du prix du pétrole font craindre un ralentissement de l'activité économique. Nous estimons des modèles de type VAR et de type Markov-Switching pour mesurer l'impact des hausses du prix du pétrole sur la croissance française. Nos résultats mettent en avant un changement de régime au début des années 1980. Après cette date, nous trouvons un effet significatif direct des variations du prix du pétrole sur la croissance du PIB uniquement dans les périodes de croissance faible. Nos modèles mettent également en évidence un léger ralentissement de la demande étrangère adressée à la France consécutif à un choc pétrolier. Ce ralentissement pèse faiblement sur la croissance du PIB.

Mots-clés : Chocs pétroliers, croissance du PIB, changement de régime, modèles VAR, modèles de Markov-Switching

What is the impact of oil price changes on French growth?

Abstract

The two "oil shocks" of the 1970s reduced the GDP growth rate. Since that period, sudden oil price increases have been considered as a major source of economic slowdown. We estimate VAR models and Markov-Switching models to evaluate the impact of oil price increases on French growth. Our results indicate a breakdown in the relationship between oil prices and economic activity at the beginning of the 1980s. Over the period 1980-2006, our estimations show a slight negative effect of oil price increases only during low-growth phases. Our models also underlight a slowdown in the foreign demand following an oil price increase. The GDP growth rate is indirectly affected by this foreign demand decrease.

Keywords: Oil shocks, GDP growth rate, breakpoints, VAR models, Markov-Switching models

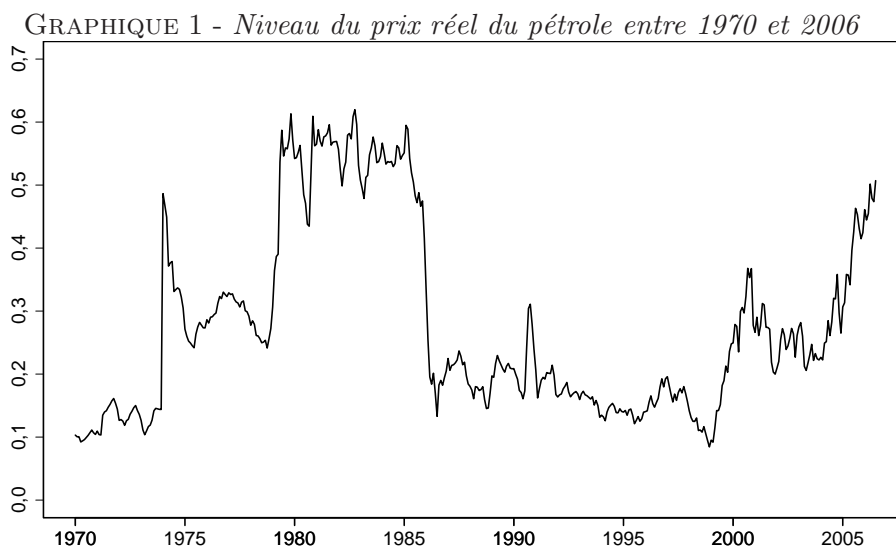
Classification JEL : C32, E32, Q43

Table des matières

Introduction	5
1 Revue de littérature	6
1.1 Mécanismes de transmission d'un choc pétrolier	6
1.2 Trois explications concurrentes à l'affaiblissement des effets du prix du pétrole . .	8
1.3 Quelques résultats sur données françaises	11
1.4 Les évolutions de la politique énergétique française depuis 1970	12
2 La relation entre la croissance du PIB et les variations du prix du pétrole : fort affaiblissement après 1980	14
2.1 Détermination de la date de rupture de la relation	15
2.2 Estimation sur les périodes 1970-1979 et 1980-2006	16
2.3 Utilisation de mesures asymétriques du prix du pétrole	18
2.4 Le contexte international : un canal de transmission à privilégier	21
2.5 Comparaison avec les résultats des modèles Mésange et Nigem	25
3 Effets des variations du prix du pétrole selon la phase du cycle conjoncturel	28
3.1 Le modèle de référence : datation des cycles conjoncturels	28
3.2 Introduction du prix du pétrole	31
Conclusion	35
Bibliographie	36
ANNEXE	38

Introduction

Les deux chocs pétroliers des années 1970 ont été suivis de baisses du taux de croissance du PIB français. Depuis, les fortes hausses du prix du pétrole font craindre un ralentissement de l'activité. Le 7 août 2006, le cours du Brent atteignait le record historique de 78,49 dollars le baril. En termes réels (graphique 1), ce record demeure inférieur au pic de 1981. Toutefois, entre le début 2004 et la mi 2006, la hausse du prix réel du baril a été soutenue, ce qui a ravivé le débat sur les effets macroéconomiques des fluctuations des cours pétroliers. Cette étude vise à apporter une contribution pour la France à ce débat à partir de techniques macroéconométriques.



Cours du Brent en euros déflaté par l'indice des prix à la consommation française.
Sources : Financial times et Comptes Nationaux (Insee).

D'un point de vue théorique, la question a été particulièrement étudiée et de nombreux canaux de transmission des variations du cours du baril à la croissance ont été identifiés. Il existe cependant un décalage entre l'effet observé des chocs pétroliers des années 1970 et l'effet prédit par les modèles théoriques, qui est plus faible.

D'un point de vue empirique, de nombreuses études ont constaté que la relation entre le taux de croissance du PIB et les variations des cours du pétrole s'est affaiblie après le contre-choc pétrolier du milieu des années 1980. Dans la littérature américaine, diverses théories ont été proposées pour expliquer cet affaiblissement, notamment par Hamilton et Hooker. Hamilton privilégie la thèse d'une relation asymétrique. D'après lui, seules les fortes hausses du prix du pétrole ont un impact sur l'économie. Dans un article célèbre (Hamilton (1983)), il montre que neuf des dix récessions américaines ont été précédées par une hausse majeure du prix des produits pétroliers. Par conséquent, si l'on observe un affaiblissement de l'effet des variations du prix du pétrole sur la croissance du PIB pendant le contre-choc pétrolier, c'est parce que les baisses des cours pétroliers ont peu d'impact sur l'économie. Pour tester cette théorie, il suffit d'estimer séparément les effets des hausses et des baisses du prix du pétrole (voir Hamilton (2005)). D'un autre côté, Hooker (1996) privilégie la piste de la rupture de la relation. Pour cet auteur, l'économie américaine a connu un changement de régime vers 1973; elle présente une sensibilité aux variations du prix du pétrole significativement différente avant et après cette date. Cette hypothèse de rupture est remise en question par Hamilton (1996). Enfin, une troisième

piste très peu étudiée est suggérée par Raymond et Rich (1997) et Lescaroux (2006), qui consiste à différencier les effets des hausses du prix du pétrole en haut et en bas de cycle économique. Ainsi, les hausses du baril, post contre-choc pétrolier, auraient eu des effets moindres car elles sont survenues en période de forte croissance économique.

L'objectif de cette étude est de mettre en évidence et d'expliquer l'affaiblissement de la relation entre la croissance et les variations du prix du pétrole pour l'économie française. Pour cela, nous testerons successivement les hypothèses de rupture, d'effets asymétriques des variations du prix du pétrole et d'effets différenciés suivant la phase du cycle conjoncturel. Jusqu'à présent, ces théories ont été majoritairement appliquées aux États-Unis et assez peu sur données européennes. Notre travail sur données françaises suggère une rupture de la relation entre la croissance du PIB et les variations du prix du pétrole au début des années 1980. Avant cette date, les estimations montrent clairement un effet négatif du prix du pétrole, qui disparaît ensuite. Cette conclusion est robuste à l'utilisation des diverses mesures asymétriques du prix du pétrole que l'on trouve dans la littérature. Cependant, les modèles non linéaires qui permettent d'avoir un effet différencié selon la phase du cycle remettent en question cette conclusion, puisque l'on observe un effet négatif quand l'économie traverse une période de croissance modérée ou faible.

La première partie de cette étude présente une revue de la littérature théorique et empirique sur la question. Elle évoque également quelques spécificités de la politique énergétique française et de son évolution. La deuxième partie explore la relation entre les variations du prix du pétrole et le taux de croissance de l'activité. Le rôle du contexte international est souligné. La troisième partie applique la méthodologie développée par Raymond et Rich (1997), qui consiste à étudier l'effet des variations du prix du pétrole à l'aide de modèles à changements de régimes (Markov-Switching).

1 Revue de littérature

Nous nous intéressons tout d'abord aux principaux mécanismes de transmission d'un choc pétrolier que l'on trouve habituellement dans la littérature. Ensuite, nous présentons les différentes théories qui ont été développées pour expliquer l'affaiblissement de la relation entre les variations du prix du pétrole et le taux de croissance de l'activité économique après le contre-choc pétrolier. Enfin, nous donnons les résultats obtenus pour la France.

1.1 Mécanismes de transmission d'un choc pétrolier

Les principaux canaux de transmission des variations du prix du pétrole à l'économie réelle mis en avant dans la littérature sont les suivants. La hausse du prix du pétrole entraîne :

1. Une augmentation du coût des consommations intermédiaires suivie d'un ralentissement de la production et de la productivité ;
2. Un transfert de richesses entre les pays importateurs nets et les pays exportateurs nets de pétrole ;
3. Une hausse de l'inflation, suivie éventuellement d'effets de second tour liés à l'ajustement des salaires ;
4. Une baisse de la consommation de biens durables et de l'investissement, car l'environnement économique est incertain.

1.1.1 La hausse des prix des consommations intermédiaires ralentit la production

Le canal le plus immédiat de transmission du prix du pétrole au niveau de la production est l'augmentation du coût des consommations intermédiaires. Cependant, cet effet ne peut être qu'assez faible, étant donnée la part limitée que représente la valeur de la facture pétrolière dans la production. En France, la facture énergétique est évaluée à 2,3% du PIB en 2005 (en 1981, ce rapport avait atteint au maximum 5,0%)¹. Aux États-Unis ce ratio a atteint 3,8% du PIB en 2005 (Hamilton (2005)).

1.1.2 Transferts de richesse entre pays

Une hausse du prix du pétrole induit un transfert de revenu depuis les pays importateurs nets vers les pays exportateurs nets de pétrole. On estime ce transfert à plus de 0,4 point du PIB mondial pour chaque hausse de 10 dollars du cours du baril (Carnot et Hagege (2004)). Cette déformation du partage du revenu mondial a des conséquences sur la demande étrangère adressée à la France car les pays exportateurs nets ont une propension à consommer moindre que les importateurs nets de pétrole. Il est donc important de prendre en compte dans les modèles les variations de cette demande induites par un choc pétrolier.

1.1.3 La boucle prix-salaires accentue l'effet inflationniste d'un choc pétrolier

La hausse des produits pétroliers engendre systématiquement une inflation dite du premier tour, au sens où les prix des consommations finales des produits pétroliers et le prix des consommations intermédiaires augmentent.

¹Source : Observatoire de l'Énergie.

Les effets de second tour sur les prix sont liés au comportement des agents. Théoriquement, pour restaurer leurs marges, les producteurs peuvent contrebalancer l'élévation des coûts de production en augmentant les prix de vente. De même, les salariés peuvent demander des augmentations de salaires pour compenser, au moins en partie, leur perte de pouvoir d'achat. Ce mécanisme entraîne une nouvelle hausse des coûts de production puis des prix de consommation. Cet effet est d'autant plus marqué que l'indexation des salaires sur les prix est forte. Les effets de second tour sont atténués par l'évolution du chômage. Si le taux de chômage s'élève, les pressions sur les salaires sont amoindries.

La crédibilité de la politique monétaire peut également enrayer ces effets de second tour. En menant une politique de resserrement monétaire suite à un choc, les banques centrales tentent de limiter la propagation de l'inflation. A l'opposé, la baisse d'activité induite par le choc pétrolier devrait orienter les autorités vers une politique de relance monétaire.

Les travaux de Bernanke, Gertler et Waston (1997) tentent de montrer que la réaction des autorités monétaires à un choc pétrolier exogène est plus nuisible pour la croissance que le choc pétrolier lui-même. Dans ce cadre de lecture, la politique monétaire est un canal qui amplifie les effets des chocs pétroliers.

Le rôle de la politique monétaire et salariale est intéressant à plusieurs niveaux pour notre étude. Sur la période 1970-2006, des changements structurels notables se sont produits en France. A partir des années 1980, des mesures de désindexation des salaires ont été mises en place. En outre, la Banque de France est devenue indépendante et ses prérogatives en matière de politique monétaire ont été transférées à la BCE². Ces deux changements majeurs ont probablement influencé la manière dont l'économie française répond aux chocs pétroliers.

1.1.4 L'environnement incertain pèse sur la consommation et l'investissement

La consommation est affectée par les accroissements du prix du pétrole : la hausse de l'inflation pèse sur le pouvoir d'achat des ménages toutes choses égales par ailleurs (dont les salaires). En outre, la pression sur les prix créée par le choc laisse présager aux agents un environnement incertain. Les consommations de biens durables et les investissements en capital sont susceptibles d'être retardés.

A la fin des années 1980, des études empiriques sur données américaines (Hooker (1996), par exemple) ont montré que la relation entre les variations du prix du pétrole et la croissance étaient de plus en plus ténues. Les effets décrits ci-dessus ne peuvent qu'imparfaitement expliquer l'affaiblissement de la relation observée après le contre-choc pétrolier. Certes, les politiques monétaires actuelles garantissent une meilleure maîtrise de l'inflation que celles des années 1970, le canal monétaire est donc probablement moins primordial. A contrario, le rôle du transfert de richesse entre importateurs et exportateurs de pétrole s'est probablement intensifié dans la mesure où l'ouverture commerciale des pays et les consommations de pétrole se sont accrues.

D'autres hypothèses ont donc été testées pour expliquer l'affaiblissement de la relation entre les variations du prix du pétrole et la croissance. Nous proposons de les regrouper en trois catégories : l'hypothèse des effets asymétriques du prix du pétrole (Mork (1989) ou Hamilton (1996)), l'hypothèse d'une rupture dans la relation (Hooker (1996)) et l'hypothèse d'effets différenciés

²Banque Centrale Européenne.

selon le cycle conjoncturel (Raymond et Rich (1997)). La partie suivante revient en détail sur ces trois points.

1.2 Trois explications concurrentes à l'affaiblissement des effets du prix du pétrole

1.2.1 Les variations du prix du pétrole ont un effet asymétrique

Empiriquement, plusieurs articles (Mork (1989), Hamilton (1996), Hamilton (2005), Lee, Ni et Ratti (1995)) ont mis en évidence sur données américaines que seules les hausses du prix du pétrole ont un impact sur le taux de croissance du PIB. Pour ces auteurs, la baisse du prix du pétrole n'a aucun effet sur l'activité. La prise en compte de la période du contre-choc pétrolier dans les modèles réduit donc la précision des estimations.

D'un point de vue théorique, ces effets asymétriques ont été mis en évidence à trois niveaux. La transmission des variations du cours du brut aux prix de détail n'est pas linéaire. La réorganisation de la production crée des coûts d'ajustement quel que soit le sens des variations du prix du pétrole. La réaction des autorités monétaires est différente face à une hausse ou à une baisse des cours.

La réaction asymétrique des prix de production du pétrole

Balke, Brown et Yucel (1998) montrent que, pour les États-Unis, les prix des dérivés pétroliers répondent asymétriquement au prix du brut. Les prix de production s'élèvent plus rapidement en réponse aux augmentations du prix du brut qu'ils ne baissent lorsque le prix du brut diminue. De même, pour le Royaume-Uni, Bacon (1991) suggère que la vitesse d'ajustement des prix de vente au détail de l'essence est plus rapide à la hausse qu'à la baisse.

Les coûts d'ajustement

Lors des fluctuations du prix du pétrole, la production doit se réorganiser pour tenir compte de la nouvelle structure des prix des inputs. Que les prix croissent ou diminuent, cette réorganisation est nécessaire et entraîne des coûts d'ajustement. Dans le cas d'une hausse des prix, ces coûts viennent accentuer l'effet négatif de la hausse du prix du pétrole. Dans le cas d'une baisse, ces coûts contrebalancent partiellement ou totalement les effets positifs de la chute des cours du brut.

Davis et Haltiwanger (2001) étudient les créations et destructions d'emplois induites par les variations du prix du pétrole dans le secteur manufacturier des États-Unis. Les chocs sur le prix du pétrole conduisent à une réallocation lente des facteurs de production. La réponse de l'emploi est dix fois plus élevée dans le cas d'un choc positif sur le prix du pétrole que pour un choc négatif.

La politique monétaire

Bernanke, Gertler et Waston (1997) montrent que la politique monétaire est un vecteur d'asymétrie dans la transmission des chocs pétroliers. La politique monétaire réagirait plus à un choc positif sur le prix du pétrole qu'à un choc négatif. Dans le cas d'un choc positif sur le prix du pétrole, les autorités mènent une politique monétaire restrictive pour lutter contre l'inflation. Cette politique provoque un ralentissement de l'activité. Dans le cas d'un choc négatif sur le prix du pétrole, les autorités monétaires ne réagiraient pas. La réponse monétaire différente selon les

variations du prix du pétrole expliquerait l'asymétrie de la relation entre la croissance du PIB et les variations du prix du pétrole.

1.2.2 Rupture de la relation entre le PIB et le prix du pétrole

L'alternative proposée dans la littérature à cette hypothèse d'effets asymétriques est la présence d'une rupture dans la relation entre le PIB et le prix du pétrole. En particulier, pour Hooker (1999) cette hypothèse d'asymétrie n'est pas convaincante sur la période récente. Selon cet auteur, la relation entre les prix du pétrole et l'économie change qualitativement autour de 1980.

La présence d'une rupture a été testée, à notre connaissance, uniquement sur séries américaines, nous nous proposons donc de la tester sur données françaises. Cette hypothèse ne repose pas sur des modèles théoriques mais plutôt sur l'observation de faits économiques tels que la baisse relative de la facture pétrolière pour les pays occidentaux ou l'amélioration de l'efficacité des politiques monétaires pour la maîtrise de l'inflation.

1.2.3 Les effets des variations du prix du pétrole dépendent du cycle conjoncturel

Une autre théorie proposée dans la littérature pour expliquer la perte de significativité de la relation entre les variations du prix du pétrole et le taux de croissance du PIB est celle de Raymond et Rich (1997). Ces auteurs proposent d'étudier l'influence des variations du prix du pétrole en fonction du cycle économique. Pour cela ils utilisent des modèles à changements de régimes.

Dans ces modèles, le taux de croissance moyen du PIB diffère selon que l'on est dans l'état haut ou dans l'état bas. L'état est déterminé par une variable cachée qui suit un processus de Markov.

Raymond et Rich (1997) concluent sur données américaines que les probabilités de changements d'états ne sont pas affectées par les variations du prix du pétrole. En revanche, ces variations influencent le taux de croissance du PIB et par conséquent, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité³ de se trouver dans l'état haut. Les récessions de 1973, 1978 et, dans une moindre mesure, 1990 apparaissent comme des épisodes d'expansion lorsqu'on introduit le prix du pétrole dans le modèle. Ceci signifie que, s'il n'y avait pas eu de hausses majeures du prix du pétrole à ces dates, l'économie américaine ne serait pas entrée en récession. Ces résultats ont parfois été interprétés comme la preuve que l'effet du prix du pétrole est différent selon le cycle conjoncturel. Il nous semble que, pour aboutir à cette conclusion, il faut que les coefficients des variables du prix du pétrole dépendent de l'état de l'économie. Nous testerons cette modélisation sur données françaises.

L'étude de Raymond et Rich (1997) a été reproduite sur données britanniques par Holmes et Wang (2003) sur la période 1960-2000. Leur conclusion est légèrement différente. Selon Holmes et Wang (2003) les variations positives du prix du pétrole influencent les probabilités de transition (ce qui n'est pas le cas pour Raymond et Rich (1997)). Par conséquent, les variations du prix du pétrole ont un impact sur la longueur des cycles et pas seulement sur leur niveau.

Deux autres études utilisent des modèles de Markov-Switching. Il s'agit de celles de Krolzig et

³On parle ici des probabilités dites « lissées », i.e la probabilité d'être dans l'état haut à un instant t sachant la valeur de la croissance du PIB à toutes les dates entre 0 et T , où T est la dernière observation disponible.

Clements (2002) et Manera et Cologni (2006). Krolzig et Clements (2002) testent dans quelle mesure le prix du pétrole influence l'asymétrie des cycles⁴. Ils concluent que l'ajout des variations du prix du pétrole dans leur modèle ne change pas les mesures de l'asymétrie des cycles.

Manera et Cologni (2006) cherchent à déterminer le meilleur modèle de Markov-Switching en incluant une mesure des variations du prix du pétrole pour les pays du G7. Pour la France, la spécification retenue est un modèle à trois états. Ils trouvent un effet significatif du prix du pétrole sur la période 1970-2005.

Ces modèles sont particulièrement intéressants car ils permettent de tester l'existence d'un effet différencié du prix du pétrole en haut et en bas du cycle économique. A notre connaissance, peu d'études ont exploré cette voie⁵ et aucune ne propose d'interprétation de ces résultats. Notons que, si l'on montre que les variations du prix du pétrole n'ont un effet qu'en bas de cycle, alors on peut expliquer l'affaiblissement de la relation depuis le milieu des années 1980. Les hausses majeures récentes du prix du pétrole, en particulier celle des années 2000, ont en effet eu lieu lors de périodes d'expansion économique. Comme les défenseurs des effets asymétriques du prix du pétrole ne tiennent pas compte des périodes de baisse du prix dans leurs estimations, il serait logique de ne pas prendre en compte les périodes d'expansion économique si l'on croit à l'effet différencié du prix du pétrole selon la phase du cycle conjoncturel.

D'un point de vue théorique, peu d'articles donnent une justification à cet effet différencié. Citons tout de même Lescaroux (2006), qui propose la piste suivante fondée sur le partage de la valeur ajoutée. L'idée est qu'en période d'expansion, il y a différentes possibilités pour payer le surplus de la facture pétrolière, alors qu'en période de récession, seule la baisse des salaires réels et/ou la hausse du chômage permettent de compenser les effets de la hausse. *« ... en période d'accélération de la demande, les travailleurs sont en situation de force dans les négociations salariales et une réduction de leurs revenus est difficilement envisageable tandis que les entreprises, dont les ventes augmentent, accepteront plus facilement une diminution de la part de leurs profits dans la valeur ajoutée. En revanche, en phase de ralentissement de l'activité économique, les conditions évolueront de façon inverse, les entreprises ne pouvant supporter une contraction supplémentaire de leurs marges mais se trouvant en position favorable pour imposer un allègement des coûts associés à la main d'œuvre... »*⁶.

1.3 Quelques résultats sur données françaises

Les théories exposées précédemment ont été testées en grande majorité sur données américaines. Toutefois quelques études ont été réalisées à partir de données françaises.

Les études récentes menées sur données françaises ont été réalisées au début des années 2000 suite aux fortes hausses du cours du Brent. Les chiffreages ont été obtenus à l'aide de deux techniques économétriques : des modèles VAR (Vecteurs Auto-Régressifs) ou VECM (modèles Vectoriels à Correction d'Erreur) et des modèles macroéconométriques.

Bouscharain et Ménard (2000) comparent ces deux techniques⁷ pour étudier les évolutions des

⁴L'asymétrie des cycles est le fait que les phases de récession n'ont pas les mêmes caractéristiques que les phases d'expansion, par exemple elles sont plus courtes.

⁵Seuls Manera et Cologni (2006) y font référence.

⁶Lescaroux (2006).

⁷D'après les auteurs, les deux méthodes donnent des résultats similaires.

prix et des salaires suite aux hausses des cours du brut. Selon ces auteurs, une hausse de 100% du prix du pétrole implique une augmentation des prix au bout de 2 ans de 2% entre 1985 et 1998, contre 7% entre 1974 et 1986. La désindexation des salaires est évoquée comme origine de l'affaiblissement de ce lien. En effet, un doublement du cours du pétrole entraîne après deux ans une augmentation des salaires de 1% entre 1985 et 1998, contre 6% entre 1974 et 1986.

Audenis, Bouscharain, Deroyon et Ménard (2000) présentent un chiffrage à partir de deux modèles macroéconométriques : un modèle France (futur Mésange⁸) proposé par la Direction de la Prévision et l'Insee couplé avec le modèle Nigem⁹, qui fournit l'évaluation de l'impact du choc sur l'environnement international. Les auteurs comparent les variations observées et anticipées du prix du Brent entre 1999 et 2001 par rapport à un scénario de base avec un prix du baril à 20 dollars. Cette simulation correspond à des chocs sur le prix du Brent négatifs en 1999 (-10 %) puis positifs en 2000 (+38%) et en 2001 (+25%). En France, par rapport au scénario de base, la modélisation indique une baisse de l'inflation en 1999 (-0,5%) puis une hausse en 2000 et 2001 (+0,8% et +0,9%). L'impact sur le taux de croissance du PIB est faible, de l'ordre de +0,1% pour l'année 1999 et de -0,1% pour les deux années 2000 et 2001.

Enfin, L'Angevin, Ouvrard, Serravalle et Sillard (2005) utilisent les modèles Mésange et MZE¹⁰ pour évaluer l'impact d'une hausse durable du prix du pétrole en France et en zone euro. Chacun des modèles est complété avec une équation de demande mondiale car cette variable est traitée comme exogène dans les deux modèles. La demande mondiale ainsi modélisée dépend de ses valeurs passées, du prix du pétrole et du taux de change effectif de l'euro passés. Les auteurs simulent une hausse de 100% du prix du Brent en dollars s'étalant linéairement sur six trimestres. Pour la France, les évaluations obtenues indiquent que le PIB en volume baisse de 0,4 point au bout d'un an et de 1,4 point au bout de 2 ans. L'impact inflationniste serait de l'ordre de +0,8% au bout d'un an. Concernant l'asymétrie, Audenis, Biscourp et Riedinger (2002) montrent, pour trois produits raffinés (supercarburant plombé, gazole et fioul domestique), que les prix sont plus sensibles à une hausse qu'à une baisse du brut.

D'autres résultats pour la France peuvent être trouvés dans des travaux effectuant des comparaisons internationales. Lardic et Mignon (2005) réalisent une analyse de l'effet asymétrique des variations d'un prix du pétrole sur le PIB réel pour les États-Unis, certains pays du G7, l'Europe et la zone euro à long terme entre le premier trimestre de 1970 et le troisième trimestre de 2004. L'approche est fondée sur la cointégration asymétrique : les auteurs cherchent une relation de cointégration entre le PIB et la somme des variations positives du prix du pétrole. Lardic et Mignon (2005) concluent à une réaction asymétrique sur la croissance du PIB des variations du prix du pétrole dans toutes les zones citées.

Jiménez-Rodriguez et Sanchez (2004) estiment un modèle VAR pour étudier les effets des chocs du prix du pétrole sur l'économie réelle dans les principaux pays industrialisés de l'OCDE sur la période 1972-2001. La variable de pétrole retenue est le prix du Brent réel en dollars. Les autres variables sont le PIB réel, l'inflation, les taux d'intérêt à court et long termes, le salaire réel et le taux de change. Les auteurs mettent en évidence un impact non linéaire du prix du pétrole

⁸Modèle Économétrique de Simulation et d'Analyse Générale de l'Économie : modèle trimestriel macroéconométrique de l'économie française développé en 2001 par la Direction de la prévision et l'Insee (Allard-Prigent, Audenis, Berger, Carnot, Duchene et Pesin (2002)).

⁹Nigem est un modèle macroéconométrique mondial du National Institute of Economic and Social Research.

¹⁰Modèle Zone Euro développé par l'Insee et la Direction de la Prévision, ce modèle est alimenté par les données fournies par Eurostat cf. Befly, Bonnet, Monfort et Darracq-Pariès (2004).

sur le PIB réel. Ils notent une perte de significativité de la relation entre le PIB et le prix du pétrole à partir du milieu des années 80, qu'ils expliquent par une relation asymétrique entre les variables expliquées et le prix du pétrole. Dans cet article, les principaux résultats trouvés pour l'économie française sur la période 1972-2001 donnent un impact négatif maximal après trois trimestres, le ralentissement de la croissance du PIB consécutif à un choc de 100% du prix du pétrole est compris entre 1 et 4% selon la spécification retenue.

Avant de présenter nos propres estimations sur données françaises, il paraît souhaitable d'évoquer les grandes lignes de la politique énergétique française. En effet, les grandes évolutions de celle-ci, notamment l'essor de l'énergie nucléaire, justifient que l'on recherche rigoureusement une rupture dans l'effet des hausses du prix du pétrole sur la période 1970-2006.

1.4 Les évolutions de la politique énergétique française depuis 1970

1.4.1 Une fiscalité régulatrice

Les produits pétroliers sont soumis principalement à deux taxes : la TVA (Taxe sur la Valeur Ajoutée) et la TIPP (Taxe Intérieure sur les Produits Pétroliers). La TIPP est payée directement par les raffineries. Ainsi, contrairement à la TVA, elle n'est pas déductible pour les entreprises. L'autre particularité de la TIPP est d'être une taxe en volume et non une taxe proportionnelle. Le prix du pétrole hors TVA est égal au prix de production augmenté de (et non multiplié par) la TIPP. Ceci a pour conséquence d'amortir les variations du prix du pétrole brut. Supposons que ce dernier augmente de 10% : si le taux de marge des raffineries est inchangé, le prix des produits pétroliers augmentera également de 10% ; cependant, pour le consommateur (entreprise ou ménage), le prix du super carburant augmentera de 4% car, pour ce carburant, la TIPP représente environ 60% du prix hors TVA. Sur la période de l'étude 1970-2006, les taux de taxes appliqués aux produits pétroliers ont augmenté, par exemple, le taux unitaire de la TIPP sur l'essence est passé de 60 francs par hectolitre en janvier 1973 à 398 francs par hectolitre en janvier 1999 ¹¹. Cependant, le rapport entre le montant total des taxes perçues et le prix à la consommation des produits pétroliers a fluctué, il baisse quand le cours du Brut augmente et inversement, mais il ne présente ni de tendance à la hausse ni de tendance à la baisse.

1.4.2 Le pétrole : une énergie de moins en moins utilisée

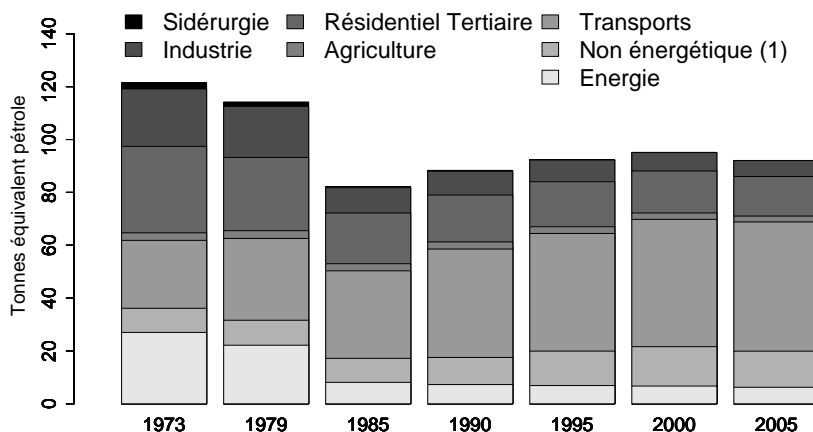
Suite aux deux premiers chocs pétroliers des années 1970, la France s'est engagée dans un programme nucléaire de grande ampleur, qui a permis de réduire la facture pétrolière. La consommation de pétrole par la branche énergie est passée de 27 millions de tonnes en 1973 à 6 millions en 2004. Sur la même période, la consommation totale de produits pétroliers bruts raffinés est passée de 123 millions de tonnes équivalent pétrole (Tep) à 92 millions. Les autres secteurs ayant fortement contribué à cette baisse sont la sidérurgie, l'industrie, le résidentiel et le tertiaire¹² (graphique 2). A l'inverse, le secteur des transports et les secteurs utilisant le pétrole à des fins non énergétiques (pétrochimie, bitume...) ont augmenté leur consommation de produits pétroliers sur la période 1973-2004. La consommation de produits pétroliers est passée de 26 à 49 millions de tonnes équivalent pétrole pour les transports et de 9 à 13 millions pour les consommations à des fins non énergétiques. En 2004, ces deux secteurs consommaient 67% du pétrole

¹¹Source : Comité Professionnel du Pétrole.

¹²Ces deux derniers secteurs sont regroupés dans le graphique car la DGEMP (Direction Générale de l'Énergie et des Matières Premières) ne fournit pas de données détaillées « en raison de l'absence de statistiques suffisamment fiables, relatives à chacun de ces secteurs ».

importé en France. Seul le secteur agricole a une consommation stable sur la période (entre 2 et 3 millions de tonnes équivalent pétrole).

GRAPHIQUE 2 - *Consommation de produits pétroliers par les différents secteurs*



(1) Usage en tant que matières premières dans le secteur de la chimie (pétrochimie)
 Source : DGEMP (Direction Générale de l'Énergie et des Matières Premières).

La baisse la plus importante de la consommation de pétrole en France a eu lieu entre 1979 et 1985, où la consommation de produits pétroliers a chuté de 59% à 41% de la consommation totale d'énergie (graphique 2). Il est donc intéressant de chercher si une baisse aussi forte a eu pour conséquence une rupture dans la relation entre la croissance du PIB et les variations du prix des produits pétroliers. La suite de cette étude met en évidence une telle rupture.

Ces évolutions rapides tant en matière de fiscalité que de consommation de produits pétroliers nous invitent à commencer notre étude empirique par la recherche d'une rupture dans la relation entre la croissance du PIB et celle du prix du pétrole. Cette rupture se situerait a priori au début des années 1980, lorsque l'engagement de la France dans l'énergie nucléaire a fait baisser fortement la consommation des produits pétroliers à des fins énergétiques.

2 La relation entre la croissance du PIB et les variations du prix du pétrole : fort affaiblissement après 1980

Les différentes études citées précédemment concluent à un effet négatif, souvent assez faible, de la hausse du prix du pétrole sur la sphère réelle de l'économie française. Ces travaux prennent en compte soit une rupture de la relation entre les variations du prix du pétrole et la croissance dans les années 1980, soit des effets asymétriques des variations du prix du pétrole. L'une des innovations de cette étude est de combiner ces deux approches. Dans cette première partie, nous commençons par mettre en évidence la présence d'une rupture dans la relation entre la différence du logarithme¹³ du PIB et la différence du logarithme du prix du pétrole et nous déterminons empiriquement la date de cette rupture.

Nous commençons par travailler sur l'équation suivante¹⁴:

$$\Delta \log(Y_t) = \sum_{i=1}^{pn} \alpha_i \Delta \log(Y_{t-i}) + \sum_{i=0}^{px} \beta_i \Delta \log(Ppe_{t-i}) + \epsilon_t \quad (1)$$

où Y est le PIB réel, Ppe le cours du Brent exprimé en euros, pn le nombre de retards pour les variations du PIB (variable endogène) et px le nombre de retards pour le prix du pétrole (variable exogène)¹⁵.

Les régressions présentées sont fondées sur l'hypothèse d'exogénéité du prix du pétrole. Cette hypothèse a été discutée pour les États-Unis (Barsky et Kilian (2004)). Cependant, l'économie française n'est pas productrice de pétrole et la France est un consommateur suffisamment modeste au regard du marché du pétrole pour ne pas peser sur les cours mondiaux. En 1973, en effet, la consommation de produits pétroliers en France était de 124 millions de tonnes, soit 4,3% de la production mondiale (2 859 millions de tonnes) et, en 2004, elle était de 93 millions de tonnes, soit environ 2,5% de la production mondiale (3 765 millions de tonnes)¹⁶. En outre, un test de Granger sur les deux sous-périodes identifiées ci-après conclut que les variations du PIB ne causent pas les variations du prix du pétrole.

Afin de justifier l'estimation d'une équation en différences, nous testons la présence d'une éventuelle relation de cointégration entre le prix du pétrole et le PIB. Les tests concluent qu'il n'y a pas de relation de cointégration (annexe 3). Lardic et Mignon (2005) aboutissent à la même conclusion sur données françaises.

2.1 Détermination de la date de rupture de la relation

Afin de tester la présence probable d'une rupture dans la relation entre les variations du PIB et les variations du prix du pétrole, nous utilisons le test d'Andrews (1993)¹⁷. Nous appliquons ce test à la régression (1), en imposant que $pn=px$ =nombre de retards. Afin d'obtenir un résultat

¹³Dans la suite, la différence du logarithme d'une variable sera assimilée à son taux de croissance, ce qui est généralement acceptable en première approximation sur des séries trimestrielles.

¹⁴Pour plus de détails sur la construction des variables et les tests de racine unité univariés voir l'annexe 1.

¹⁵Pour le test de rupture, les nombres de retards des exogènes et des endogènes sont égaux et varient entre 1 et 8. Pour les estimations, les nombres de retards des endogènes et des exogènes peuvent être différents, ils sont choisis suivant la procédure décrite en annexe 2.

¹⁶Source : Observatoire de l'Énergie et Comité Professionnel du Pétrole ; calculs des auteurs.

¹⁷Le test d'Andrews permet de déterminer l'existence d'une rupture à une date inconnue. Pour effectuer ce test, il faut calculer la statistique de Chow pour toutes les dates de rupture possibles. La statistique du test d'Andrews, définie comme le maximum de ces statistiques, suit une loi non standard.

robuste au choix du nombre de retards, nous effectuons le test pour tous les retards compris entre un et huit. Le tableau 1 donne les dates trouvées pour chaque nombre de retards retenu. La rupture semble s'établir autour de 1978T3¹⁸.

TABLEAU 1 - *Date de rupture estimée par le test d'Andrews*

Nombre de retards	1	2	3	4	5	6	7	8
Bases 1980 et 2000	-	-	1979T1	1978T3	1978T3	1978T3	1979T1	1979T1
Base 1980	-	-	-	1980T1	1980T1	1980T1	1980T1	-

Note de lecture : Une case vide signifie qu'aucune rupture n'est détectée. En utilisant les données de la base 2000 et de la base 1980 des comptes trimestriels, pour un nombre de retards égal à 3 pour le PIB et le cours du Brent, le test d'Andrews conclut qu'il y a une rupture en 1979T1.

Afin de s'assurer de la robustesse de la date de rupture pressentie, nous tentons de détecter la présence d'observations aberrantes et d'évaluer leur influence sur l'estimation de la relation entre les variations du PIB et les variations du prix du pétrole¹⁹. Ces tests mettent en évidence la présence de points influents en 1986. Les tests de rupture sont alors effectués en omettant ces points. Les conclusions restent inchangées : pour chaque retard compris entre un et huit, la date de rupture la plus souvent retenue est 1978T3.

Cette date de rupture soulève deux questions. Premièrement, elle est très proche du point auquel la base 1980 et la base 2000 ont été raccordées (1978T1). Ainsi, on ne peut exclure que cette rupture ne reflète que le changement de base suite au mode de rétropolation utilisé. Pour rejeter cette hypothèse nous testons la présence d'une rupture aux alentours de 1980 en nous servant, pour le PIB, uniquement des données de la base 1980 des comptes nationaux. Nous trouvons à nouveau une rupture, légèrement plus tard, en 1980T1 (tableau 1 troisième ligne). Deuxièmement, cette rupture peut être due à des changements dans la relation autorégressive du PIB²⁰. Il est possible que les variations du prix du pétrole aient toujours le même effet sur les variations du PIB mais que les variations du PIB aient un effet sur elles-mêmes qui change sur la période. Afin d'évaluer cette hypothèse, nous effectuons un test de rupture de Chow, en 1980T1, en maintenant les coefficients du PIB constants. Quel que soit le nombre de retards inclus dans l'équation, l'hypothèse nulle de stabilité des coefficients des variations du prix du pétrole est rejetée. A l'inverse, si l'on fixe les coefficients du prix du pétrole l'hypothèse de la stabilité des coefficients du PIB est toujours acceptée.

Nous testons également la présence d'une rupture dans la relation en utilisant le prix du pétrole en euros pondéré par la part des importations énergétiques dans le PIB²¹. Cette mesure permet de prendre en compte l'importance de la facture pétrolière française sur la période 1970-2000. Elle reflète ainsi les mesures de politique d'indépendance énergétique mises en place dans les années 1980. Lorsque c'est cette variable qui est introduite dans la régression, les tests de rupture indiquent 1979T1. Comme précédemment, lorsque le test est effectué sur la base 1980 et en contrôlant les effets du PIB sur lui-même, les conclusions restent inchangées.

¹⁸La notation 1978T3 correspond au troisième trimestre de 1978.

¹⁹Cette analyse est effectuée avec la PROC REG de SAS, qui donne une série de critères quantitatifs (Hat matrice, résidus studentisés, résidus studentisés externes, distance de Cook, Dfbetas, Dffits et Press) pour détecter la présence d'observations atypiques et influentes.

²⁰C'est ce que Hamilton (1996) montre dans sa réponse à Hooker (1996).

²¹Nous définissons ainsi $PpePond = \log(Ppe) \times (importations\ énergétiques)/PIB$.

Nous choisissons comme date de rupture le premier trimestre de 1980²². Cette date est plus précoce que celle généralement avancée par les études économétriques : 1985, date du contre-choc pétrolier (par exemple dans Bouscharain et Ménard (2000)). Cependant, ces auteurs choisissent cette date a priori et non par des méthodes empiriques, contrairement à ce que nous avons fait.

2.2 Estimation sur les périodes 1970-1979 et 1980-2006

Les coefficients estimés de l'équation (1) apparaissent dans le tableau 2²³ et les fonctions de réponse dans le graphique 3. Le choc imposé est un choc unitaire et temporaire sur la variable endogène (la différence du logarithme du cours du Brent pour la régression (1)). Ce choc s'interprète comme une hausse brusque de 100% du cours du Brent. La méthode de calcul des intervalles de confiance programmée par les auteurs est détaillée dans l'annexe 4.

TABLEAU 2 - Régression sur les deux périodes 1970-1979 et 1980-2006

	1970-1979	1980-2006
<i>Constante</i>	0,007*** (4,86)	0,003*** (3,81)
Δy_{t-1}	0,11 (0,77)	0,296*** (3,00)
Δy_{t-2}	0,27** (2,16)	0,205** (2,13)
Δppe_t	-0,005 (-1,46)	0,005* (1,82)
Δppe_{t-1}	-0,001 (-0,43)	-0,006* (-1,94)
Δppe_{t-2}	0,002 (0,77)	0,005* (1,77)
Δppe_{t-3}	-0,019*** (-5,76)	
Δppe_{t-4}	-0,016*** (-3,58)	
R^2	0,58	0,17
<i>DW</i>	1,78	2,02
Nombre d'observations	35	103

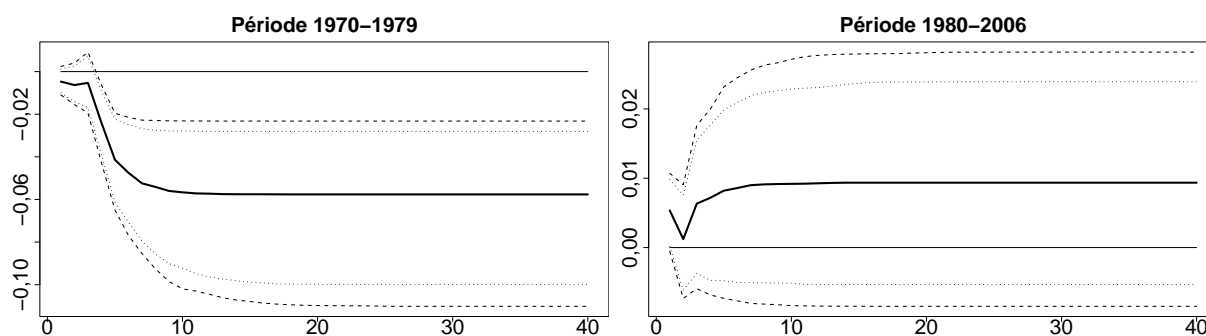
*Note de lecture : Les statistiques de Student sont entre parenthèses.
*** Significativité au seuil de 1 %, ** Significativité au seuil de 5 %, * Significativité au seuil de 10 %.*

La période 1970-1979 est trop courte pour satisfaire les hypothèses asymptotiques. Nous présentons essentiellement ces résultats pour comparaison avec la période 1980-2006. Le nombre de retards a été choisi suivant la procédure décrite en annexe 2. Suite à une augmentation de 100% du prix du pétrole, le niveau du PIB baisse significativement au bout de 4 trimestres. A long terme, l'effet sur le niveau du PIB est de -5%. D'après le modèle, sur la période 1980-2006, les variations du cours du Brent en euros ne paraissent plus avoir d'effet significatif sur la croissance. De plus, l'hypothèse de nullité jointe des coefficients du prix du pétrole est rejetée au seuil de 5% sur la période 1970-1979, alors qu'elle est acceptée sur la période 1980-2006. Enfin, les critères indiquent systématiquement un nombre de retards inférieur pour la seconde période, qui pourrait refléter la disparation des effets négatifs de second tour. La suite de cette section vise à tester la robustesse de ce résultat.

²²Nous prenons la date la plus tardive, nous sommes ainsi assurées qu'il n'y ait pas de rupture après cette date.

²³Les variables entièrement en minuscule doivent être entendues en logarithme.

GRAPHIQUE 3 - *Fonctions de réponse du logarithme du PIB suite à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance du prix du pétrole : rupture en 1980*



Note de lecture : le trait gras est la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc ponctuel de 100 points sur la variations du cours du Brent. C'est donc le taux de croissance cumulée en t à partir du choc intervenu en 0. Les traits en pointillés représentent les intervalles de confiance à 90 et 95% de cette fonction de réponse. L'abscisse donne le nombre de trimestres écoulés depuis le choc.

Nous avons tout d'abord essayé de remplacer le cours du Brent dans l'équation précédente par des indices de prix des produits pétroliers qui tiennent compte des différentes taxes. Nous utilisons tout d'abord l'indice des prix de production des produits pétroliers. Cette mesure inclut par construction la TIPP puisque celle-ci est récoltée par les raffineries. Nous utilisons ensuite l'indice des prix à la consommation des produits pétroliers, qui comprend la TIPP et la TVA. L'utilisation de ces indices ne modifie pas les conclusions. Les fonctions de réponses, non présentées ici, sont toujours non significatives sur la période 1980-2006. Nous tentons également de remplacer le cours du Brent en euros par le cours du Brent en dollars. Le cours du Brent en dollars étant celui publié par les media, il peut exister un effet d'annonce affectant le comportement des agents. L'utilisation de ce prix rend la fonction de réponse négative, mais elle reste non significative. Enfin, nous utilisons le prix du pétrole pondéré par la part des importations dans le PIB (voir 2.1). Les conclusions restent les mêmes. Sur la période 1970-1979 la réaction est significativement négative au bout de quatre trimestres, sur la période 1980-2006, les variations du prix du pétrole pondéré n'ont pas d'effet significatif sur les variations du PIB. Les résultats obtenus précédemment semblent donc robustes à la mesure choisie pour le prix du pétrole.

Notre deuxième série de tests de robustesse consiste à utiliser des mesures asymétriques du prix du pétrole. Dans la partie suivante, nous utiliserons successivement celles proposées par Mork (1989), Hamilton (1996) et Lee, Ni et Ratti (1995).

2.3 Utilisation de mesures asymétriques du prix du pétrole

D'après la littérature sur les mesures asymétriques, seules les variations positives du prix du pétrole ont un impact important sur l'économie et ceci expliquerait que l'effet des variations du prix du pétrole sur la croissance soit plus faible depuis le contre-choc pétrolier. Contrairement aux années 1970, les années 1980 et 1990 ont connu des baisses notables du prix du pétrole. Or, ces baisses n'ont pas été accompagnées de hausses majeures du PIB.

Différents prix asymétriques ont été utilisés dans la littérature. La solution la plus simple consiste à séparer les variations positives des variations négatives du prix du pétrole (Mork (1989)). Une seconde solution, proposée par Hamilton (1996), revient à ne retenir que les hausses les plus

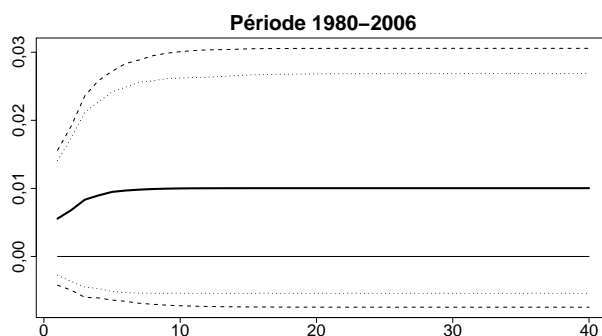
fortes sur une année glissante. Enfin, Lee, Ni et Ratti (1995) proposent de ne garder que les innovations positives du prix du pétrole et de les normaliser par la variance des innovations sur la période contemporaine. Nous considérerons ces trois approches successivement.

La séparation des variations positives et négatives du cours du Brent aboutit à la création de la série $Ppeplus$ représentant la chronique des sommes des variations positives du prix du Brent en euros²⁴. Plus précisément :

$$Ppeplus_T = Ppe_{1970T1} + \sum_{t=1970T2}^T \Delta Ppe_t * \mathbb{1}_{\Delta Ppe \geq 0}$$

Les résultats obtenus en ne gardant que les variations positives du prix du pétrole sont présentés dans le graphique 4. Pour la période 1980-2006, la réponse du PIB à un choc sur les variations positives du prix du pétrole est non significative et l'hypothèse de nullité jointe des coefficients devant $Ppeplus$ est acceptée au seuil de 5%.

GRAPHIQUE 4 - *Fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance de Ppeplus*



Note de lecture : le trait gras est la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc de 100 points sur le taux de croissance de Ppeplus. Les traits en pointillés représentent les intervalles de confiance à 90 et 95% de cette fonction de réponse. L'abscisse donne le nombre de trimestres écoulés depuis le choc.

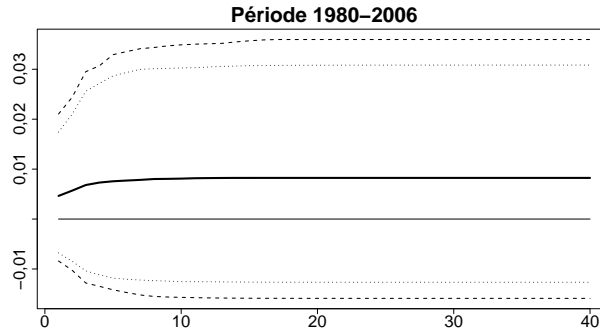
Cette décomposition a été utilisée par Hooker (1996) sur données américaines. Il trouve que l'asymétrie ainsi définie n'explique pas la perte de significativité dans les relations entre les variations du prix du pétrole et celles des diverses variables macroéconomiques qu'il étudie. En réponse à cet article, Hamilton (1996) propose d'utiliser une autre mesure de l'asymétrie en ne gardant que les fortes variations $FPpeplus$ du prix du pétrole. On parle de fortes variations lorsque le prix du pétrole en niveau dépasse son maximum des quatre trimestres précédents :

$$FPpeplus_t = \max(0, Ppe_t - \max(Ppe_{t-1}, Ppe_{t-2}, Ppe_{t-3}, Ppe_{t-4}))$$

Hamilton (1996) estime que seules ces variations sont pertinentes, les hausses du prix du pétrole ne faisant que compenser des baisses antérieures ayant probablement peu d'effets. Aux États-Unis, l'utilisation de cette mesure permet de mettre en évidence un effet significativement négatif des variations de $FPpeplus$ sur la croissance du PIB. Sur données françaises, l'effet des fortes variations positives ($FPpeplus$) n'est pas significatif sur la période 1980-2006 (cf. graphique 5) et l'hypothèse de nullité jointe des coefficients de $FPpeplus$ dans le modèle est acceptée au seuil de 5%.

²⁴Les graphiques présentant l'évolution des différents prix asymétriques du pétrole se trouvent en annexe 5 ainsi que les coefficients des différentes régressions.

GRAPHIQUE 5 - Fonction de réponse du PIB à un choc de 100% sur FPpeplus



Note de lecture : le trait gras est la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc de 100% sur FPpeplus. Les traits en pointillés représentent les intervalles de confiance à 90 et 95% de cette fonction de réponse. L'abscisse donne le nombre de trimestres écoulés depuis le choc.

La dernière mesure asymétrique du prix du pétrole ($IPpe$) est celle proposée par Lee, Ni et Ratti (1995). Seules les innovations sur le prix du pétrole qui ont une amplitude supérieure à la variance moyenne des innovations sur la période récente sont comptabilisées. En outre, leur poids est d'autant plus fort que la hausse est notable par rapport à la variance contemporaine des innovations du prix du pétrole. Pour identifier de telles hausses, les auteurs utilisent un modèle AR(4)²⁵-GARCH(1,1)²⁶. Dans nos estimations nous utiliserons un modèle AR(1)-GARCH(1,1) pour la première période et AR(5)-GARCH(1,1) pour la seconde période. La méthode de calcul de ces variations est la suivante :

$$\log(Ppe_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i \log(Ppe_{t-i}) + \epsilon_t$$

$$\text{où } \epsilon_t \rightsquigarrow N(0, h_t),$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 \epsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 h_{t-1}$$

$$\text{et } IPpe = \max(0, \epsilon_t / \sqrt{(h_t)})$$

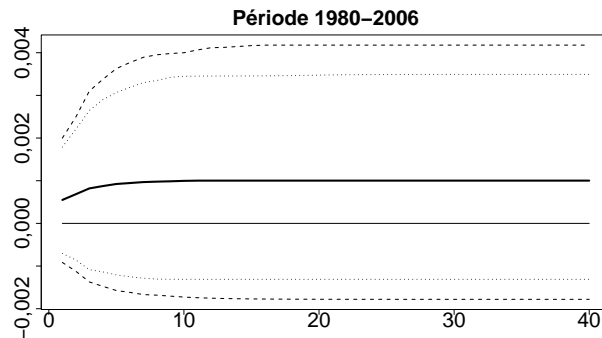
L'effet d'une innovation sur le prix du pétrole de l'ampleur d'un écart-type sur le logarithme du PIB est présenté dans le graphique 6. Cette mesure du cours du pétrole ne permet pas non plus de retrouver une relation significativement négative sur la période 1980-2006. La nullité jointe des coefficients portant sur la variable de prix du pétrole est toujours acceptée au seuil de 5%.

Les résultats mis en évidence dans la première partie de cette étude semblent assez robustes. Quelle que soit la variable utilisée pour le prix du pétrole, le PIB n'est pas modifié significativement par un choc affectant cette variable. Les mesures asymétriques qui ont fait leurs preuves sur données américaines ne modifient pas la conclusion de nos estimations. Ces mesures ne permettent pas de restaurer une relation négative entre les variations du prix du pétrole et le taux de croissance du PIB français sur la période récente.

²⁵La notation AR(4) signifie : modèle autorégressif d'ordre 4.

²⁶La notation GARCH(1,1) signifie : modèle autorégressif conditionnellement hétéroscédastique généralisé. Le premier paramètre correspond au nombre de retards de la volatilité (variance de ϵ_t conditionnellement à son passé) et le second paramètre correspond au nombre de retards des données observées (ϵ_t) au carré dans l'équation qui modélise la volatilité.

GRAPHIQUE 6 - *Fonctions de réponse du logarithme du PIB à une innovation d'un écart-type sur le prix du pétrole en euros*



Note de lecture : le trait gras est la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc temporaire de 1 sur la variable *IPpe*. Les traits en pointillés représentent les intervalles de confiance à 90 et 95% de cette fonction de réponse. L'abscisse donne le nombre de trimestres écoulés depuis le choc.

Afin de s'assurer de la robustesse de la démarche retenue pour l'estimation sur données françaises, nous l'avons reproduite pour les principaux partenaires commerciaux de la France. Nous pouvons ainsi comparer nos résultats avec ceux obtenus dans les études sur les États-Unis, le Royaume-Uni, l'Italie et l'Allemagne. Les graphiques et commentaires associés sont en annexe 6.

Pour une meilleure appréhension de la relation entre les variations du prix du pétrole et le taux de croissance du PIB, il est cependant nécessaire de se placer dans un cadre plus complexe. Un premier raffinement consiste à ajouter des variables exogènes qui sont fortement influencées par le prix du pétrole et qui ont un effet non négligeable sur le PIB. Nous nous intéresserons en particulier aux variables de conjoncture internationale. Un second raffinement consiste à modéliser certains aspects de l'économie française, notamment en incluant des variables monétaires. En effet, de nombreux auteurs, dont Bernanke, Gertler et Waston (1997) ont mis en évidence le rôle de telles variables dans la réaction d'une économie à un choc pétrolier.

2.4 Le contexte international : un canal de transmission à privilégier

2.4.1 Le rôle de l'environnement international

Nous utilisons comme indicateur de l'environnement international²⁷ la demande étrangère²⁸. Le modèle économétrique utilisé est un VAR en log-différence à trois variables : le PIB Y , le cours du Brent en euros Ppe et la demande étrangère Det .

Comme précédemment, le prix du pétrole est une variable exogène pour l'équation de PIB, c'est-à-dire que le PIB n'apparaît pas dans l'équation du prix du pétrole. Les tests de Granger bivariés effectués sur ces trois variables avec un nombre de retards variant entre 1 et 5 nous montrent que :

- les variations du prix du pétrole causent les variations de la demande étrangère ;

²⁷Nous avons également testé le taux de croissance du PIB mondial et la demande mondiale adressée à la France mais ces indicateurs n'avaient pas d'effets significatifs sur le PIB dans notre modèle. La demande mondiale est la moyenne des importations des marchés extérieurs pondérées par la structure géographique des exportations françaises.

²⁸La demande étrangère est la moyenne des demandes intérieures finales exprimées sur les marchés extérieurs pondérées par la structure géographique des exportations françaises.

- les variations de la demande étrangère ne causent pas les variations du prix du pétrole ;
- les variations de la demande étrangère causent les variations du PIB ;
- les variations du PIB ne semblent pas causer les variations de la demande étrangère (cette causalité n’apparaît que pour un nombre de retards égal à 1 ou 5).

On peut se poser la question de l’exogénéité de la demande étrangère dans l’équation du PIB puisque cette causalité apparaît pour certains nombres de retards. Cependant, cette causalité apparente peut être due au fait que ces deux variables (la demande étrangère et le PIB) sont toutes deux très corrélées à une variable omise ici : la conjoncture internationale. Enfin, le poids de l’économie française nous semble suffisamment faible au regard du reste du monde pour que l’hypothèse d’exogénéité de la demande étrangère au PIB français soit plausible. Nous choisissons donc de modéliser la demande étrangère comme une variable exogène pour le PIB. En revanche, nous faisons dépendre le prix du pétrole de la demande étrangère (contrairement à ce que préconisent les tests de Granger) car le but de ce modèle trivarié est d’avoir un effet de la conjoncture internationale sur le prix du pétrole.

Nous testons également la présence d’une relation de cointégration entre le PIB, la demande étrangère et le prix du pétrole. Le test de la trace de Johansen conduit toujours à rejeter l’hypothèse de la présence d’une relation de cointégration quel que soit le nombre de retards retenu.

Finalement, le modèle s’écrit ainsi :

$$\Delta \log(Y_t) = \sum_{i=1}^{pn} \alpha_i^1 \Delta \log(Y_{t-i}) + \sum_{i=0}^{px} [\beta_i^1 \Delta \log(Ppe_{t-i}) + \gamma_i^1 \Delta \log(Det_{t-i})] + \epsilon_t^1$$

$$\Delta \log(Ppe_t) = \sum_{i=1}^{pa} [\beta_i^2 \Delta \log(Ppe_{t-i}) + \gamma_i^2 \Delta \log(Det_{t-i})] + \epsilon_t^2$$

$$\Delta \log(Det_t) = \sum_{i=1}^{pa} [\beta_i^3 \Delta \log(Ppe_{t-i}) + \gamma_i^3 \Delta \log(Det_{t-i})] + \epsilon_t^3$$

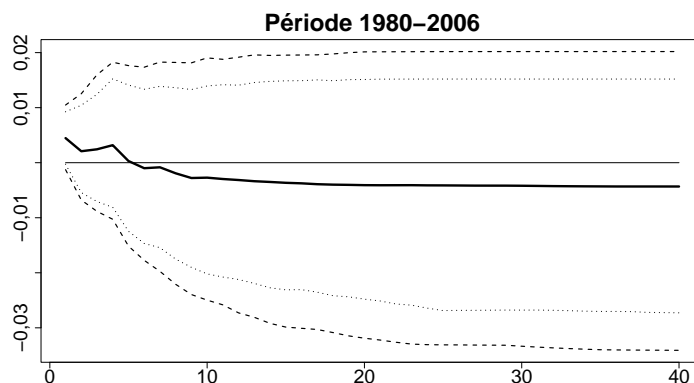
où *Det* est la demande étrangère adressée à la France et *pa* est le nombre de retards des variables explicatives dans les équations de la demande étrangère et du prix du pétrole. Notons que *pa* peut être différent de *px* et *pn* définis précédemment.

En pratique, nous estimons dans un premier temps un VAR en log-différence à deux variables : un indicateur du prix du pétrole (*Ppe*) et un indicateur de l’environnement international (*Det*). Ce VAR permet d’obtenir une fonction de réponse de l’indicateur de demande étrangère et du prix du pétrole à un choc ponctuel de 100 points sur le prix du pétrole. Dans un second temps, nous estimons un modèle autorégressif en log-différence où le PIB est la variable endogène et le prix du pétrole et l’indicateur de demande étrangère constituent les variables exogènes. Le nombre de retards est toujours choisi selon la méthode décrite dans l’annexe 2. Nous utilisons la fonction de réponse obtenue à partir du premier VAR pour modéliser le choc subi par les exogènes de la seconde équation. Ainsi, la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc ponctuel sur le taux de croissance du prix du pétrole tient compte du fait que ce choc s’est répercuté sur le logarithme de la demande étrangère et sur le logarithme du prix du pétrole lui-même.

L’introduction de la demande étrangère ne donne pas des résultats significativement différents (graphique 7) de ceux obtenus jusqu’à présent. La fonction de réponse n’est toujours pas signifi-

cative, même si elle devient négative²⁹. L'hypothèse de nullité jointe des coefficients du prix du pétrole est toujours acceptée au seuil de 5%.

GRAPHIQUE 7 - *Fonction de réponse du PIB à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance du prix du pétrole affectant également la demande étrangère*



Note de lecture : le trait gras est la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance du cours du Brent en euros, ce choc se répercute également sur la demande étrangère et sur le cours du Brent. Les traits en pointillés représentent les intervalles de confiance à 90 et 95% de cette fonction de réponse. L'abscisse donne le nombre de trimestres écoulés depuis le choc.

L'utilisation d'un indicateur de l'environnement international paraît néanmoins une voie intéressante pour mettre en évidence un effet négatif des hausses du prix du pétrole. En effet, l'intervalle de confiance de la fonction de réponse du PIB est déplacé d'environ 1,5 point vers le bas.

Nous essayons également d'utiliser des mesures asymétriques du prix du pétrole dans ce modèle avec demande étrangère. A nouveau, la réponse du PIB n'est pas significativement différente de celle trouvée en utilisant les variations du logarithme de Ppe .

2.4.2 Le rôle de la politique monétaire

Dans cette partie, nous ajoutons au modèle différentes variables endogènes afin de mieux comprendre les mécanismes en jeu en réaction à une hausse du prix du pétrole. Outre le PIB, nous nous intéressons à la réponse de l'inflation, du taux d'intérêt à trois mois, des salaires réels et du prix réel des importations. Nous gardons comme exogènes le cours du Brent en euros et la demande étrangère. Le PIB, les salaires réels, le prix réel des importations et le prix du pétrole sont en différence de logarithme. L'inflation et le taux d'intérêt à 3 mois sont en différence première.

Mise à part la demande étrangère, ces différentes variables sont assez classiques dans la littérature (Jiménez-Rodríguez et Sanchez (2004), Hooker (1996)). L'inflation³⁰ π , le taux d'intérêt $R3m$ et les salaires réels W permettent de capter le rôle de la politique monétaire et salariale. Le prix réel des importations PM prend en compte les modifications de la structure des prix de l'environnement international lors des hausses majeures des cours pétroliers. Ajouter la demande étrangère Det permet de capter des effets de volume. De plus, le modèle tient compte de l'impact de cette variable sur la fixation des prix du pétrole. Or, aujourd'hui, la hausse de la demande est le déterminant principal du cours des matières premières.

²⁹Notons que ce résultat reste valable si l'on utilise le prix du pétrole en dollars plutôt qu'en euros.

³⁰L'inflation est ici le glissement annuel des prix.

Les modèles ci-dessous sont estimés à l'aide de modèles VAR et non de VECM. Pour le nombre de retards retenu (1 pour les endogènes et les exogènes), le test de la trace de Johansen conclut en effet qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre les variables considérées³¹.

TABLEAU 3 - Estimation d'un modèle VAR sur la période 1980-2006 à 5 variables endogènes et 2 variables exogènes

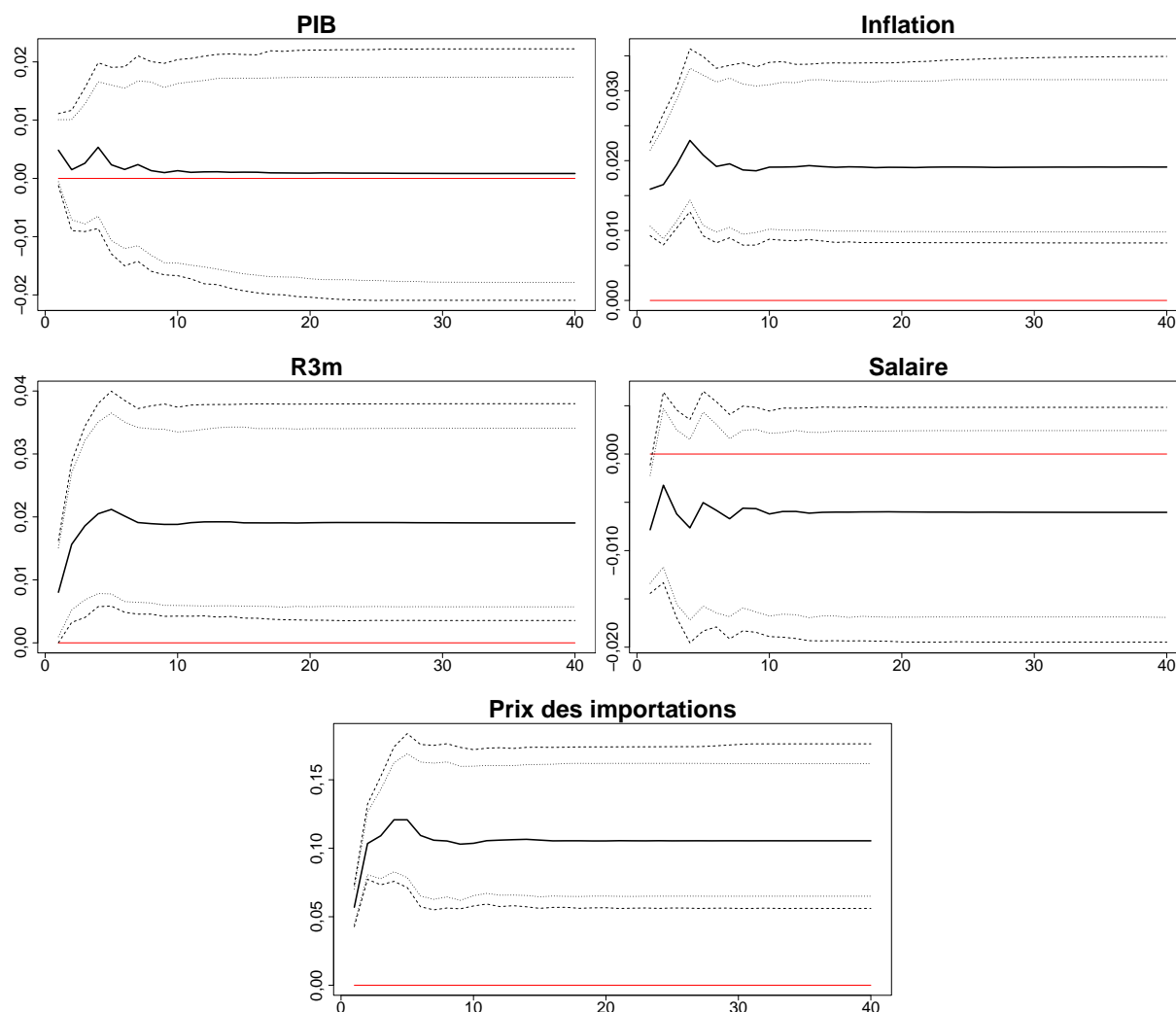
	Δy_t	$\Delta \pi_t$	$\Delta R3m_t$	Δw_t	Δpm_t
<i>Constante</i>	0,002** (2,22)	-0,001 (-0,62)	0,0005 (-0,38)	0,001 (1,41)	-0,006*** (-2,67)
I_{93T2}	-0,002 (-0,44)	0,001 (0,11)	-0,037*** (-6,28)	0,0005 (0,11)	-0,007 (-0,62)
I_{82T3T4}	0,002 (0,70)	-0,021*** (-5,42)	-0,015*** (-3,06)	-0,002 (-0,65)	0,030*** (3,31)
I_{01T2}	-0,006 (-1,47)	0,007 (1,48)	-0,001 (-0,14)	-0,019*** (-4,34)	-0,013 (-1,16)
Δy_{t-1}	0,157 (1,54)	-0,134 (-1,09)	0,037 (0,24)	0,310** (2,58)	-0,233 (-0,79)
$\Delta \pi_{t-1}$	0,054 (0,57)	-0,136 (-1,18)	0,089 (0,62)	0,046 (0,41)	0,764*** (2,75)
$\Delta R3m_{t-1}$	0,069 (1,34)	-0,007 (-0,12)	0,104 (1,36)	0,035 (0,57)	0,012 (0,08)
Δw_{t-1}	0,031 (0,37)	0,100 (1,01)	0,072 (0,59)	-0,016 (-0,16)	0,196 (0,82)
Δpm_{t-1}	0,033 (1,02)	0,125*** (3,14)	0,066 (1,34)	-0,100** (-2,57)	0,184* (1,92)
Δppe_t	0,007** (2,45)	0,016*** (4,72)	0,008* (1,82)	-0,009** (-2,55)	0,058*** (7,00)
Δdet_t	0,299*** (4,30)	0,067 (0,79)	-0,009 (-0,08)	-0,155* (-1,89)	0,106 (0,52)
Δppe_{t-1}	-0,008* (-1,96)	-0,007 (-1,35)	0,0002 (-0,03)	0,010** (2,16)	0,013 (1,06)
Δdet_{t-1}	0,129* (1,70)	0,049 (0,53)	-0,003 (-0,02)	0,053 (0,59)	0,295 (1,34)

Note de lecture : Les statistiques de Student sont entre parenthèses.
*** Significativité au seuil de 1 %, ** Significativité au seuil de 5 %, * Significativité au seuil de 10 %.

Le modèle présenté dans le tableau 3 comprend des indicatrices. En effet, un premier modèle sans indicatrice ne permet pas d'obtenir des propriétés satisfaisantes pour les résidus. Les indicatrices introduites permettent de rendre compte d'événements particuliers qui ont affecté l'économie française : mise en place systématique de politiques de désindexation des salaires à partir de 1982 (I_{82T3T4}), répercussions de la crise du Système Monétaire Européen de 1993 (I_{93T2}) sur le taux d'intérêt et passage aux 35 heures à partir de 2000 (I_{01T2}).

³¹Avec un nombre de retards plus élevé (supérieur à trois) sur les endogènes, il arrive que la conclusion soit changée. Cependant, dans un VAR avec autant de variables et seulement une centaine d'observations, il semble peu raisonnable de vouloir intégrer autant de retards. En outre, les critères BIC et HQ conduisent à conserver seulement un retard sur les endogènes.

GRAPHIQUE 8 - Fonction de réponse des endogènes du VAR sur la période 1980-2006 à un choc de 100% sur le prix du pétrole



Sur la période 1980-2006, les résultats sont assez conformes à la théorie (graphique 8). Suite à un choc pétrolier, le prix réel des importations augmente de 10,6%, ce qui est proche de la part du pétrole dans les importations. L'inflation augmente et se stabilise assez rapidement à 1,9% ; il semble donc y avoir peu d'effets de second tour. Les taux d'intérêt augmentent de 1,8%. Les salaires réels par tête s'ajustent à la baisse. Cette diminution n'est significative qu'au premier trimestre après le choc.

Les variables monétaires sont donc peu réactives aux variations du prix du pétrole. En outre, ces variables n'ont pas un effet significatif sur le PIB dans notre modèle. Leur inclusion ne permet donc pas de faire apparaître une réaction significativement différente de celle trouvée précédemment ; nous ne les retiendrons donc pas par la suite.

2.5 Comparaison avec les résultats des modèles Mésange et Nigem

Plusieurs travaux sur les effets des variations du prix du pétrole sur l'économie française ont été effectués à l'aide d'outils différents. Il est intéressant de comparer nos résultats à ceux trouvés précédemment.

A l'aide du modèle macroéconométrique Mésange, L'Angevin, Ouvrard, Serravalle et Sillard (2005) simulent une hausse de 100% du prix du pétrole sur six trimestres en maintenant les taux d'intérêt et le taux de change constants. Leur simulation indique qu'au bout d'un an, la croissance française serait réduite de 0,4% puis de 1,4% la seconde année après le choc. Jiménez-Rodríguez et Sanchez (2004) trouvent à l'aide d'un modèle VAR, des effets de la variation du prix du pétrole sur la croissance du PIB français compris entre -1% et -3% selon la spécification retenue pour le prix du pétrole.

Notons tout d'abord que les simulations effectuées à partir de modèles macroéconométriques ne sont pas nuancées par la présentation d'intervalles de confiance pour les estimations. Cependant, la prise en compte des intervalles de confiance permet de concilier les différents résultats sur le PIB français. Lorsque la demande étrangère est prise en compte (graphique 7), l'intervalle de confiance obtenu dans le cadre de nos estimations pour la fonction de réponse du logarithme du PIB³² est [-2,5% ; 1,4%]. Or, les réponses obtenues par les autres modèles sont comprises dans cet intervalle.

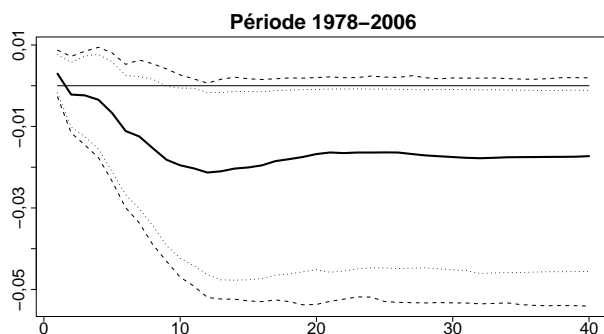
Afin de rendre plus comparables nos résultats et ceux obtenus à l'aide du modèle Mésange (L'Angevin, Ouvrard, Serravalle et Sillard (2005)), nous modifions à la marge la spécification de l'équation sous-jacente au graphique 7. Premièrement, nous utilisons la même période d'estimation que Mésange (1978-2006). Deuxièmement, nous augmentons le nombre de retards de la demande étrangère (huit retards comme dans L'Angevin, Ouvrard, Serravalle et Sillard (2005)). Troisièmement, nous utilisons le prix du pétrole en dollars. L'effet d'un choc de 100% sur le prix du pétrole en dollars est alors renforcé (-1,7%). La réponse n'est pas significative au seuil de 5% mais elle est significativement négative à 10% au bout de 9 trimestres (graphique 9). L'intervalle de confiance est décalé vers le bas de 1,5%, ce qui est principalement dû à l'inclusion des années 1978 et 1979 dans les estimations. Or, dès lors que nous avons montré la présence d'une rupture en 1980, il est plus rigoureux de ne pas inclure les années antérieures dans les estimations.

Dans le modèle Mésange, il y a trois canaux principaux de transmission du prix du pétrole au PIB. Le premier passe par la baisse des importations en volume due à une hausse du prix de l'énergie. Toutes choses égales par ailleurs, cette baisse devrait renforcer le niveau du PIB. Le deuxième canal transite par la demande mondiale. Celle-ci diminue lorsque le prix du pétrole augmente. Suite à cette baisse, le niveau des exportations et donc le PIB diminuent également. Enfin, le prix du pétrole a un impact sur le prix des consommations intermédiaires, ce qui conduit à une baisse de la production en volume et donc du PIB réel.

Nous avons tenté de faire apparaître ce troisième canal dans le cadre méthodologique précédemment utilisé. Pour cela nous avons ajouté le volume des consommations intermédiaires ou le prix des consommations intermédiaires comme variable endogène (en plus du PIB) dans un modèle VAR. Cependant, aucune de ces deux variables n'a d'effet significatif sur le PIB ; leur présence ne permet donc pas de rendre significatif l'effet du prix du pétrole sur le PIB à 5%.

³²On rappelle que le logarithme du PIB est assimilable à la croissance cumulée du PIB sur toute la période.

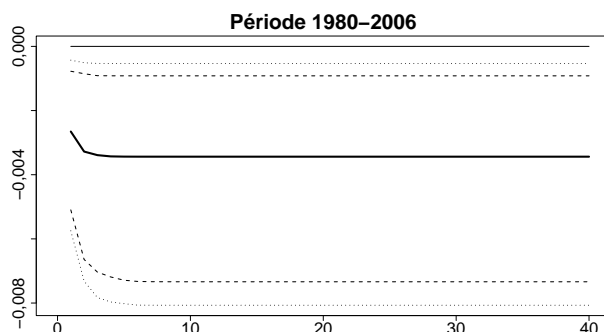
GRAPHIQUE 9 - *Fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance du prix du pétrole en dollars*



Note de lecture : le trait gras est la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance du cours du Brent. Les traits en pointillés représentent l'intervalle de confiance à 95% de cette fonction de réponse. L'abscisse donne le nombre de trimestres écoulés depuis le choc.

Enfin, nous contraignons l'effet des variations du prix du pétrole sur le PIB à transiter par la demande étrangère. Nous considérons donc que le prix du pétrole influence uniquement la demande étrangère qui, elle-même, influence le PIB. Une fois imposée cette contrainte, nous trouvons un faible effet significativement négatif des variations du prix du pétrole sur le PIB compris entre -0,02% et -0,66% (graphique 10).

GRAPHIQUE 10 - *Fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance du prix du pétrole en euros contraint à transiter uniquement par la demande mondiale.*



Note de lecture : le trait gras est la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance du cours du Brent. Les traits en pointillés représentent l'intervalle de confiance à 90 et 95% de cette fonction de réponse. L'abscisse donne le nombre de trimestres écoulés depuis le choc.

La méthodologie utilisée ici, même si elle donne des résultats cohérents (dans le sens où les valeurs trouvées précédemment sont comprises dans nos intervalles de confiance) avec ceux des études précédentes n'aboutit pas aux mêmes conclusions. En effet, le calcul rigoureux des intervalles de confiance que nous proposons montre que les effets trouvés ne sont en général pas significatifs au seuil de 5%. Nous mettons en évidence un effet significativement négatif à 10 % en incluant les années 1978 et 1979 dans nos régressions mais les tests de rupture montrent que ces années ne

doivent pas être prises en compte. Nous mettons également en évidence un effet significativement négatif via la demande mondiale mais qui est trop faible pour être significatif dans un modèle non contraint.

La dernière partie de cette étude vise à tester la relation dans un cadre non linéaire suite aux travaux de Raymond et Rich (1997). Après avoir accepté l'hypothèse de rupture et rejeté l'hypothèse de prix asymétriques pour la France, nous étudions l'hypothèse d'effet différencié selon le cycle conjoncturel.

3 Effets des variations du prix du pétrole selon la phase du cycle conjoncturel

Dans cette dernière section, nous souhaitons mesurer les effets des variations du prix du pétrole sur le taux de croissance du PIB dans le cadre de modèles à changements de régimes (Markov-Switching). Ces modèles sont peu étudiés dans la littérature (cf. partie 1). Avant de décrire les résultats obtenus lorsque l'on introduit les variations du prix du pétrole dans ce type de modèle, nous présentons une estimation où le prix du pétrole n'apparaît pas, qui nous servira de référence par la suite.

3.1 Le modèle de référence : datation des cycles conjoncturels

Dans cette partie, nous nous concentrons sur la période 1980-2006. Plusieurs paramètres sont à déterminer pour le modèle de référence (modèle sans effet du prix du pétrole). Il faut choisir le nombre d'états que peut prendre la variable cachée (généralement deux ou trois), le nombre de termes autorégressifs pour le PIB, le caractère homoscedastique ou hétéroscedastique des résidus³³ et le type de modèle. Il existe deux types de modèles : les modèles où la moyenne du processus dépend du régime (modèles MSM, Markov Switching Mean) et les modèles où la constante du processus dépend du régime (modèles MSI, Markov-Switching Intercept). Formellement, ces deux modèles s'écrivent :

$$\text{Modèle MSM : } \Delta y_t - c(S_t) = \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i} - c(S_{t-i})) + \epsilon_t$$

$$\text{Modèle MSI : } \Delta y_t = d(S_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

où S_t est l'état³⁴ dans lequel on se trouve à l'instant t et $c(S_t)$ et $d(S_t)$ des constantes dont la valeur dépend de cet état. S_t suit un processus de Markov.

Dans les modèles MSM, lorsqu'un changement de régime se produit, le taux de croissance du PIB s'ajuste immédiatement alors que dans les modèles MSI, l'ajustement est progressif.

3.1.1 Procédure de choix du modèle

Nous retiendrons la procédure de choix suivante pour déterminer les différents paramètres présentés ci-dessus. Tout d'abord, nous considérerons uniquement des modèles où les résidus sont hétéroscedastiques³⁵.

Nous autorisons le nombre d'états à être égal à deux (comme Raymond et Rich (1997)) ou trois (Manera et Cologni (2006)). Un nombre d'états supérieur paraît peu réaliste sur la période d'estimation. Enfin, nous autorisons le nombre de termes autorégressifs à varier entre zéro et deux³⁶. Ces différentes options nous amènent à choisir entre au plus 10 modèles.

³³Dans le cas hétéroscedastique, la variance des résidus dépend de l'état dans lequel se trouve le système.

³⁴Par exemple, un état de forte ou faible croissance.

³⁵Cette hypothèse inclut le cas où les résidus sont homoscedastiques et n'ajoute qu'un paramètre à estimer dans le modèle ; elle paraît donc préférable.

³⁶Deux étant l'ordre que nous avons retenu pour le modèle autorégressif de la section 2.2.

Pour définir le nombre d'états du modèle, le test du rapport de vraisemblance n'est pas adapté. En effet, sous l'hypothèse nulle (il n'y a que deux états) certains paramètres ne sont pas identifiables, par conséquent la distribution du test du rapport de vraisemblance n'est plus un χ^2 (Psaradakis et Spagnolo (2003)). Il existe d'autres procédures qui permettent de choisir le modèle le plus adapté. Notre échantillon étant relativement petit (une centaine de points), seule la procédure TPM (Three pattern model) est susceptible de donner un résultat vraisemblable (Psaradakis et Spagnolo (2003)). Néanmoins cette procédure nécessite de connaître préalablement le nombre de termes autorégressifs. L'ordre des tests (choix du nombre de retards et choix du nombre d'états) joue donc un rôle dans le choix du modèle. En outre, les tests étant emboîtés, il est difficile de contrôler le niveau global des tests effectués.

Enfin, n'ayant qu'un nombre de modèles restreint à tester (10) nous les estimons tous et choisissons le modèle le plus réaliste économiquement. En particulier, nous nous attachons à ce que les états estimés soient relativement stables, c'est-à-dire que la probabilité de rester dans un état soit bien plus forte que celle d'en sortir. En outre, nous retenons les termes autorégressifs seulement dans le cas où ils sont significatifs et améliorent la vraisemblance de l'échantillon. Cette procédure permet de vérifier la robustesse des résultats, puisque l'on retrouve des résultats comparables pour différentes spécifications.

3.1.2 Choix du nombre d'états

Nous estimons, tout d'abord, deux modèles avec, respectivement, deux et trois états et aucun terme autorégressif (cf. annexe 7). Le modèle à trois états ne nous paraît pas satisfaisant puisque l'état bas (correspondant au niveau de croissance le plus faible) est instable et l'économie serait d'après nos estimations dans cet état seulement en 1992T4, 1993T1 et 2001T4. De manière générale, même avec des termes autorégressifs, les modèles à trois états que nous avons estimés comportent toujours un état instable. Pour la suite, un modèle à deux états nous paraît donc plus approprié.

3.1.3 Choix du nombre de termes autorégressifs et du modèle

Nous comparons ensuite les modèles à deux états avec des termes autorégressifs. Les estimations des différentes spécifications sont données en annexe 7. Les résultats nous conduisent à choisir le modèle sans termes autorégressifs. Pour les autres modèles à deux états, soit les termes autorégressifs sont non significatifs (modèles MSI(2)-AR(1), MSM(2)-AR(1) et MSM(2)-AR(2)), soit le modèle donne des états peu stables (modèle MSI(2)-AR(2)). Les tests du rapport de vraisemblance entre les différents types de modèle confirment le choix du modèle MS(2).

Notre modèle de référence est donc :

$$\Delta \log(Y_t) = \mu_1 \times S_t + \mu_0 \times (1 - S_t) + \epsilon_t^S$$

$$\text{où } \epsilon_t^S \rightsquigarrow N(0, \sigma^S)$$

Où S_t est donc une variable dichotomique qui représente l'état dans lequel se trouve l'économie. Par convention³⁷, S_t vaut 0 quand l'économie se trouve dans l'état de croissance le plus élevé et 1 l'économie se trouve dans l'état de croissance le plus faible. S_t est généré par une chaîne de Markov ayant pour matrice de transition la matrice P :

³⁷Les deux états ne sont pas identifiables, c'est donc par choix que l'on fait correspondre 0 à l'état haut.

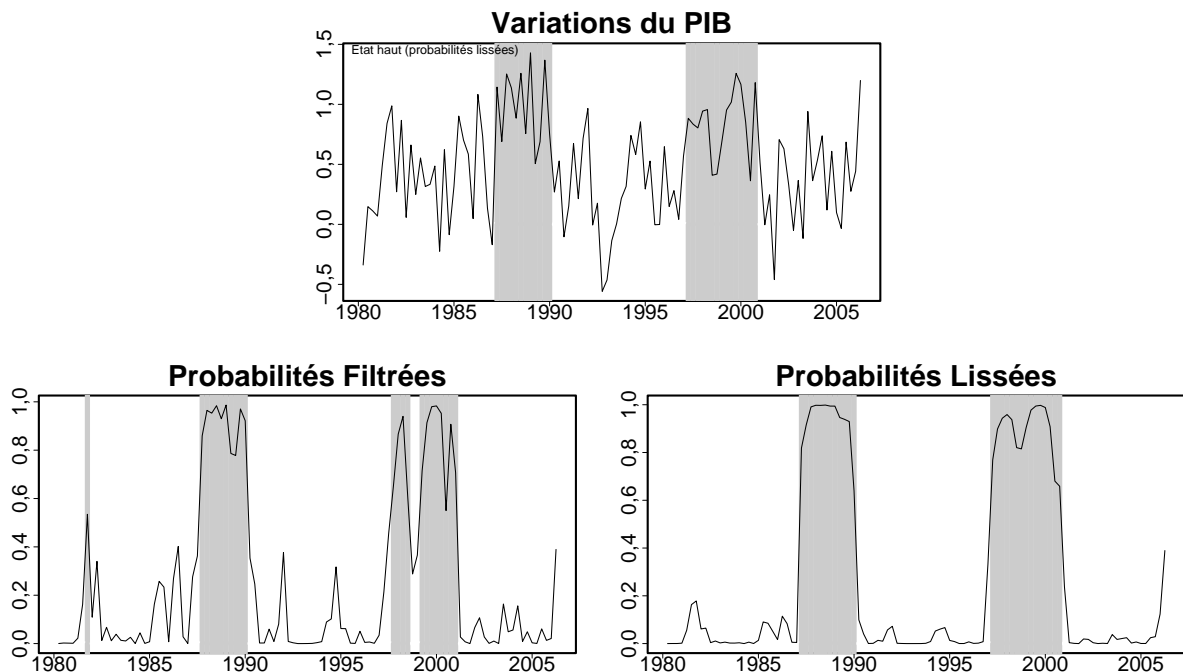
$$P = \begin{pmatrix} p_{00} & 1 - p_{00} \\ 1 - p_{11} & p_{11} \end{pmatrix}$$

où p_{ii} est la probabilité de rester dans l'état i en $t + 1$ quand l'économie était déjà dans l'état i en t .

3.1.4 Estimation du modèle de référence

Ce modèle³⁸ distingue deux états, un premier où le taux de croissance moyen de l'économie est de 0,35% par trimestre (état de croissance modérée ou base) et un second où le taux de croissance moyen de l'économie est de 0,90% par trimestre (état de forte croissance). D'après ce modèle (graphique 11) l'économie a connu des périodes de forte croissance de 1987T2 à 1990T1 et de 1997T2 à 2000T4. Ces périodes sont incluses dans les périodes de forte croissance déterminées par l'étude Cornec (2004). Notre modèle est donc plus restrictif puisqu'il ne retient que les périodes de croissance exceptionnelle.

GRAPHIQUE 11 - *Modèle de Markov-Switching à deux états*



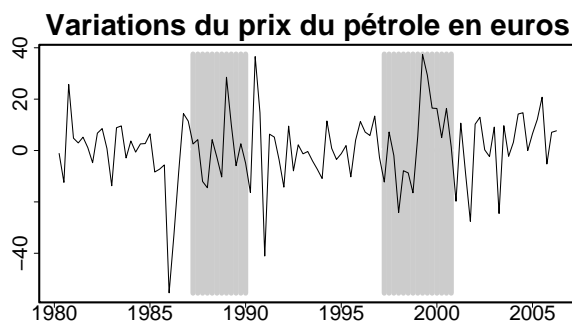
Note de lecture : Les plages grisées indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité (lissée ou filtrée)³⁹ d'être dans l'état haut est supérieure à 0,5. Pour le graphique des variations du PIB ce sont les probabilités lissées qui sont utilisées. La période d'estimation est 1980T2-2006T2.

Le modèle fait bien apparaître que la hausse brutale des cours du pétrole qui a eu lieu en 2000 se situait dans une période de forte croissance (graphique 12).

³⁸L'estimation détaillée se trouve en annexe 7.

³⁹La probabilité filtrée d'être dans l'état S en t est $Pr(S_t|Y_t, \dots, Y_0)$ et la probabilité lissée d'être dans l'état S en t est $Pr(S_t|Y_T, \dots, Y_0)$ où T est la dernière date des observations disponibles au moment de la réalisation de ce travail empirique, soit 2006T2.

GRAPHIQUE 12 - Variations du prix du pétrole et état de l'économie



Note de lecture : Les plages grisées indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité lissée d'être dans l'état haut est supérieur à 0,5. La période d'estimation est 1980T2-2006T2.

3.2 Introduction du prix du pétrole

Dans un deuxième temps, nous introduisons les variations du prix du pétrole dans le modèle de référence. Nous choisissons d'introduire cette variable uniquement comme explicative du taux de croissance du PIB. Par hypothèse, les probabilités de transition restent indépendantes des variations du prix du pétrole. Cependant, cette variable est susceptible de modifier la datation des cycles conjoncturels même si elle ne joue pas directement sur les probabilités de transition. Ainsi, Raymond et Rich (1997) trouvent pour les États-Unis que, lorsque le taux de croissance moyen en bas de cycle dépend du prix du pétrole, les récessions de 1973 et de 1978 apparaissent comme des périodes d'expansion (paragraphe 1.2.3).

Nous conservons uniquement les variations du prix du pétrole retardées d'une période (seule variable ayant un coefficient négatif et significatif au seuil de 10%)⁴⁰.

Le modèle de Markov-Switching avec prix du pétrole est :

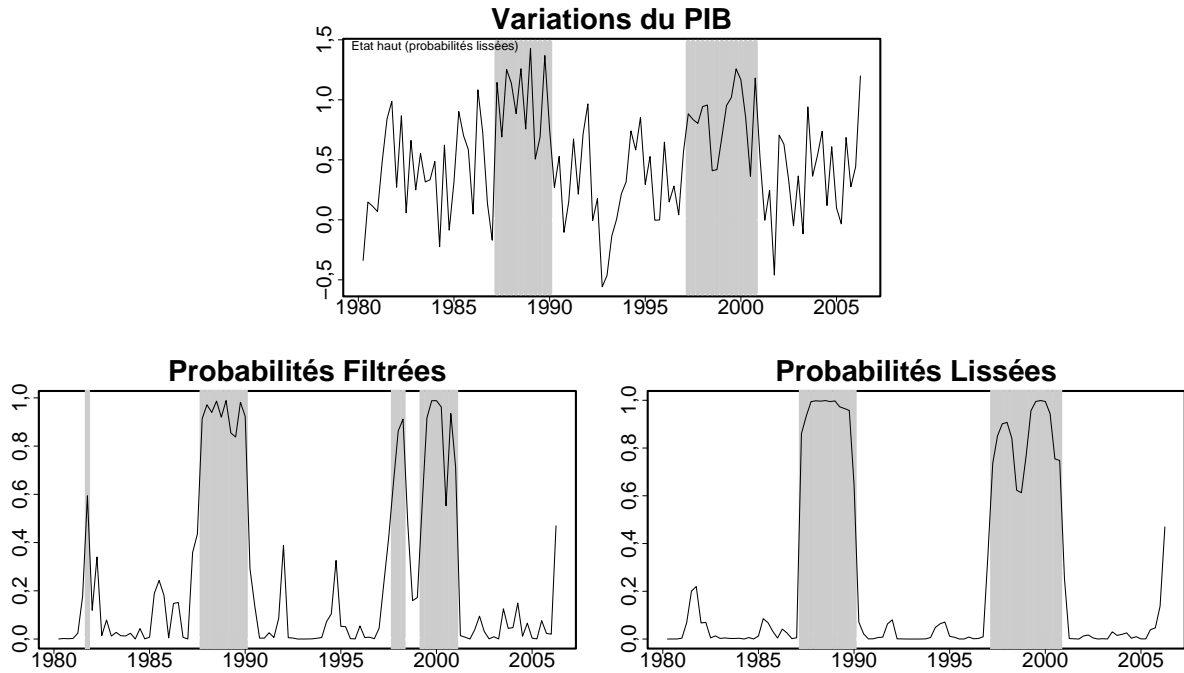
$$\Delta \log(Y_t) = \mu_1 \times S_t + \mu_0 \times (1 - S_t) + \beta \Delta \log(Ppe_{t-1}) + \epsilon_t^S$$

où $\epsilon_t^S \rightsquigarrow N(0, \sigma^S)$

Ce second modèle ne donne pas de résultats différents pour la datation des cycles (graphique 13), contrairement à ce qui a été trouvé pour les États-Unis. En outre, le coefficient devant les variations du prix du pétrole n'est pas significatif. Les variations du prix du pétrole n'ont donc qu'une influence mineure sur les cycles français pour la période 1980-2006.

⁴⁰Il est utile de noter ici que, dans les modèles de la section 2, si l'on ne garde que le terme du prix du pétrole retardé d'une période, celui-ci est non significatif, même au seuil de 10%.

GRAPHIQUE 13 - *Modèle de Markov-Switching à deux états avec prix du pétrole*



Note de lecture : Les plages grisées indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité d'être dans l'état haut est supérieure à 0,5. Pour le graphique des variations du PIB ce sont les probabilités lissées qui sont utilisées. La période d'estimation est 1980T2-2006T2.

Enfin, nous testons si l'effet du prix du pétrole est différent en haut et en bas de cycle. Pour cela, nous estimons un troisième modèle où l'effet du prix du pétrole dépend de la phase du cycle dans laquelle se trouve l'économie.

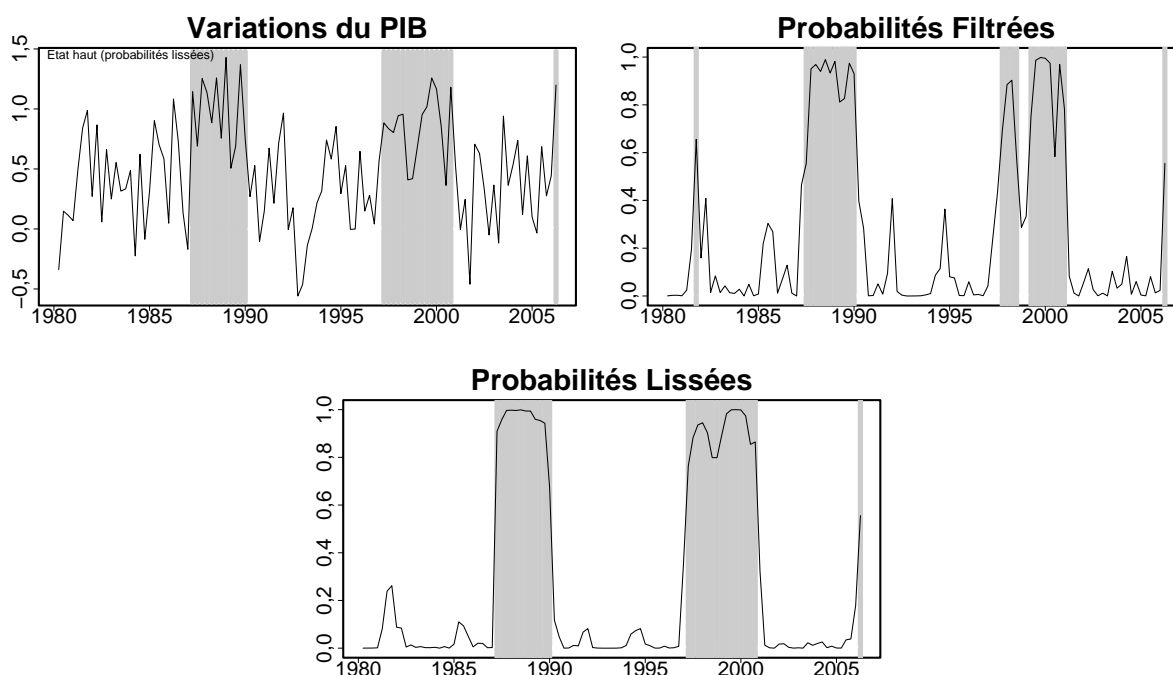
Le modèle de Markov-Switching avec prix du pétrole à effets différenciés est :

$$\Delta \log(Y_t) = \mu_1(S_t) + \mu_0(1 - S_t) + \sum_{s=0}^1 I(S_t = s) \beta^s \Delta \log(Ppe_{t-1}) + \epsilon_t^S$$

où $\epsilon_t^S \rightsquigarrow N(0, \sigma^S)$

Pour ce modèle, la datation des cycles est toujours la même (graphique 14). Les variations du prix du pétrole ont un effet significativement négatif en bas de cycle (tableau 4).

GRAPHIQUE 14 - *Modèle de Markov-Switching à deux états avec effet différencié du prix du pétrole*



Note de lecture : Les plages grisées indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité d'être dans l'état haut est supérieure à 0,5. Pour le graphique des variations du PIB ce sont les probabilités lissées qui sont utilisées.

TABLEAU 4 - *Estimation de trois modèles de Markov-Switching*

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
μ_1	0,341*** (6,89)	0,343*** (6,99)	0,331*** (6,77)
μ_0	0,904*** (13,39)	0,927*** (11,78)	0,894*** (13,15)
σ_1	0,379*** (11,60)	0,371*** (11,25)	0,362*** (11,07)
σ_0	0,293*** (6,45)	0,302*** (6,10)	0,295*** (6,76)
p11	0,959*** (4,63)	0,953*** (4,63)	0,951*** (4,57)
p00	0,878*** (2,86)	0,882*** (2,65)	0,888*** (2,88)
β_1		-0,003 (1,11)	-0,007** (2,19)
β_0		-0,003 (c)	0,002 (0,44)

Note de lecture : Les statistiques de Student sont entre parenthèses.
 *** Significativité au seuil de 1 %, ** Significativité au seuil de 5 %, * Significativité au seuil de 10 %.

Dans le cadre d'un modèle à changements de régimes, il apparaît donc possible de mettre en évidence un effet significativement négatif du prix du pétrole lorsque l'économie est dans une

phase de faible croissance⁴¹. Cet effet est relativement plus important que les effets mesurés précédemment. Une hausse brutale de 100% du prix du pétrole entrainerait une baisse de 0,7% du PIB au trimestre suivant, à condition que l'on soit dans une période de croissance modérée.

Dans le cadre des modèles linéaires de la partie précédente, nous n'avons jamais eu d'effets significatifs des variations du prix du pétrole sur le PIB sur la période 1980-2006, sauf lorsque l'effet du prix du pétrole était contraint à transiter par la demande étrangère. Dans ces modèles linéaires, même si l'on ne retient qu'un retard sur le prix du pétrole (au lieu de deux), l'effet sur le PIB n'est toujours pas significatif. La différenciation de l'effet des variations du pétrole suivant les phases du cycle semble donc primordiale.

Les fondements théoriques de cette estimation sont encore à enrichir. En effet, seul Lescaroux (2006) propose une explication à cet effet différencié. D'autre part, la robustesse de ce résultat n'a été que partiellement établie. Pour la période considérée, le modèle choisi nous paraît le plus pertinent. Cependant, il serait intéressant d'effectuer des estimations avec différents retards possibles pour le prix du pétrole afin de confirmer la robustesse du résultat. En outre, nous avons continué de travailler sur la période 1980-2006, alors qu'il est possible que, dans un modèle à changements de régimes, nous ne puissions mettre en évidence une rupture de la relation en 1980. Enfin, il est possible de tester l'influence du prix du pétrole sur les probabilités de transition.

Nos estimations ouvrent donc une piste nouvelle pour le cas français permettant de mettre en évidence un effet plus clairement significativement négatif des hausses du prix du pétrole sur la croissance du PIB. Les raffinements qui permettraient de tester la robustesse de nos résultats feront l'objet d'un prolongement ultérieur à cette étude.

⁴¹Rappelons que dans les modèles linéaires l'hypothèse de nullité jointe des coefficients du prix du pétrole est toujours acceptée

Conclusion

Notre étude remet en cause les résultats obtenus jusqu'ici à partir de modèles VAR. En effet, nous avons démontré la présence d'une rupture dans la relation entre le taux de croissance du PIB et les variations du prix du pétrole au début des années 1980. La plupart des études antérieures considèrent la période 1970-2000 dans son ensemble et mettent en évidence un effet négatif entre -0,4 et -3% des variations du prix du pétrole sur le PIB. Or si on se restreint à la période 1980-2006, l'effet n'est plus significatif. Pour la France, cette conclusion est robuste à l'utilisation de mesures asymétriques du prix du pétrole. Dans le cadre de modèles VAR, seule la baisse de la demande étrangère suite à une hausse des cours du pétrole semble avoir un effet significativement négatif sur la croissance du PIB. Cet effet est assez faible, de l'ordre de -0,2%.

Les modèles à changements de régimes ont été très peu utilisés sur données françaises pour étudier les effets du prix du pétrole. Pourtant ils conduisent à une conclusion intéressante. Ils indiquent qu'une hausse du prix du pétrole, en phase de croissance modérée, contribue au ralentissement de l'activité. Lors de ces phases, un accroissement de 100% du cours du Brent entraînerait un ralentissement du PIB de -0,7 point de croissance au trimestre suivant le choc. Cet effet reste suffisamment limité pour que l'économie ne connaisse pas une phase de récession (croissance négative) due aux hausses du prix du pétrole. Cette conclusion mériterait d'être appuyée par des modèles économiques. En effet, la littérature théorique a proposé des explications pour les effets asymétriques, mais reste assez pauvre sur la question des effets différenciés selon la position dans le cycle.

Il est difficile de tirer une conclusion globale à partir des deux types de modèles présentés dans cette étude. Cependant, nos résultats se résument ainsi : lors de périodes où la conjoncture nationale et internationale sont assez mauvaises, une hausse des cours pétroliers aggrave la situation. Sur la période récente, cet effet est toujours assez faible. En particulier, une hausse du cours du pétrole seule ne peut pas faire entrer l'économie française en récession.

Cette meilleure résistance aux chocs pétroliers depuis les années 1980 a deux explications principales. Tout d'abord, la France a mis en place une politique énergétique ambitieuse pour réduire la facture pétrolière. En outre, la politique monétaire joue également un rôle important. Les spirales inflationnistes de la fin des années 1970 ne jouent plus. Les autorités monétaires semblent aujourd'hui en mesure de limiter l'inflation et, ainsi, d'éviter les effets de second tour.

La question qui reste en suspend est assurément : qu'en sera-t-il demain ? Il est difficile de répondre à cette question avec les modèles utilisés. En effet, si le prix des produits pétroliers atteignait des niveaux records, le comportement des agents pourrait changer et nos équations estimées sur les comportements passés cesser d'être valables (critique de Lucas). Cependant, même avec un baril à 80\$, le prix réel du pétrole brut est encore sous son record historique : à taux de change et niveau des prix d'avril 2006, il faudrait que le cours du Brent atteigne 85\$ le baril pour que le prix réel du pétrole brut dépasse son maximum historique de 1981.

Références

- ALLARD-PRIGENT, C., C. AUDENIS, K. BERGER, N. CARNOT, S. DUCHENE et F. PESIN (2002) : « Présentation du modèle Mésange : Modèle Econométrique de Simulation et d'Analyse Générale de l'Economie », Document de travail, Direction de la Prévision-INSEE, 68 pages.
- ANDREWS, D. W. K. (1993) : « Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point », *Econometrica*, 61(4), 821–56.
- AUDENIS, C., P. BISCOURP et N. RIEDINGER (2002) : « Le prix des carburants est plus sensible à une hausse qu'à une baisse du brut », *Economie et Statistique*, 359-360.
- AUDENIS, C., L. BOUSCHARAIN, J. DERUYON et L. MÉNARD (2000) : « Évaluation de l'impact des variations du prix du pétrole sur l'économie : Apport de deux modèles macro économétriques », *Séminaire-recherche de l'Insee-Crest*.
- BACON, R. (1991) : « Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of U.K. Retail Gasoline Price to Cost Changes », *Energy Economics*, 13, 211–18.
- BALKE, N. S., S. P. A. BROWN et M. YUCEL (1998) : « Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship? », *Economic and Financial Policy Review*, Q 1, 2–11.
- BARSKY, R. B. et L. KILIAN (2004) : « Oil and the Macroeconomy since the 1970s », *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 115–134.
- BEFFY, P. O., X. BONNET, B. MONFORT et M. DARRACQ-PARIÈS (2004) : « MZE, un modèle macroéconométrique pour la zone euro », *Economie et Statistiques*, 367, 3–37.
- BERNANKE, B.-S., M. GERTLER et M. WASTON (1997) : « Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks », Working Papers 97-25, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 53 pages.
- BOUSCHARAIN, L. et L. MÉNARD (2000) : « L'inflation européenne est-elle moins sensible aux variations du prix du pétrole? », *Note de conjoncture*, juin, 22–29.
- CARNOT, N. et C. HAGEGE (2004) : « Les effets économiques du prix du pétrole sur les pays de l'OCDE », *DP Analyses Economiques*, 54.
- CORNEC, M. (2004) : « Une datation mensuelle de la conjoncture française », *Note de conjoncture*, juin, 21–29.
- DAVIS, S. J. et J. HALTIWANGER (2001) : « Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes », *Journal of Monetary Economics*, 48(3), 465–512.
- HAMILTON, J. D. (1983) : « Oil and the Macroeconomy since World War II », *Journal of Political Economy*, 91(2), 228–48.
- HAMILTON, J. D. (1996) : « This Is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship », *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 215–220.
- HAMILTON, J. D. (2005) : « Oil and the Macroeconomy », Prepared for: Palgrave Dictionary of Economics, 17 pages.
- HOLMES, M. et P. WANG (2003) : « Oil Price Shocks and the Asymmetric Adjustment of UK Output: A Markov-Switching Approach », *International Review of Applied Economics*, 17(2), 181–192.
- HOOKE, M. A. (1996) : « What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship? », *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 195–213.
- (1999) : « Oil and the Macroeconomy Revisited », Finance and Economics Discussion Series 1999-43, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

- JIMÉNEZ-RODRIGUEZ, R. et M. SANCHEZ (2004) : « Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries », Working Paper Series 362, European Central Bank, 66 pages.
- KROLZIG, H.-M. et M. P. CLEMENTS (2002) : « Can Oil Shocks Explain Asymmetries in the US Business Cycle? », *Empirical Economics*, 27(2), 185–204.
- L'ANGEVIN, C., J. OUVRARD, S. SERRAVALLE et P. SILLARD (2005) : « Impact d'une hausse durable du prix du pétrole en France et en zone euro », *L'économie française - Comptes et dossiers - Édition 2005-2006*, pp. 16–19.
- LARDIC, S. et V. MIGNON (2005) : « Oil Prices and Economic Activity: An Asymmetric Cointegration Approach », 11 pages.
- LEE, K., S. NI et R. RATTI (1995) : « Oil Shocks and the macroeconomy: The Role of Price Variability », *The Energy Journal*, 16, 39–56.
- LESCAROUX, F. (2006) : « Le prix du pétrole et la conjoncture économique américaine », Thèse, École nationale supérieure du Pétrole et des moteurs et Université de Bourgogne.
- MANERA, M. et A. COLOGNI (2006) : « The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries », Working Papers 2006.29, Fondazione Eni Enrico Mattei, 49 pages.
- MORK, K. A. (1989) : « When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results », *Journal of Political Economy*, 97, 740–745.
- PSARADAKIS, Z. et N. SPAGNOLO (2003) : « On The Determination of The Number of Regimes in Markov-Switching Autoregressive Models », *Journal of Time Series Analysis*, 24(2), 237–252.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2005) : *R: A Language and Environment for Statistical Computing* R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, ISBN 3-900051-07-0.
- RAYMOND, J. E. et R. W. RICH (1997) : « Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach », *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(2), 193–213.
- RUNKLE, D. (1987) : « Vector Autoregressions and Reality », *Research Department Staff Report 107*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 20 pages.

ANNEXE 1 : Données utilisées

Les données macroéconomiques pour la France

Les données utilisées dans cet article sont issues des séries de la comptabilité nationale en bases 1980 et 2000. Les séries de la base 2000 disponibles depuis 1978 sont rétropolées sur la période 1970-1978 en appliquant leurs taux de croissance en base 1980.

La demande étrangère est calculée à partir de données issues des Perspectives Économiques de l'OCDE. La demande étrangère est la moyenne des demandes intérieures finales des principaux pays partenaires de la France pondérées par la structure géographique des exportations françaises.

Les différentes variables représentatives du prix du pétrole

Les données sur le cours du Brent en dollars disponibles depuis 1970 proviennent du Financial Times et sont compilées par la division Synthèse Conjoncturelle de l'Insee ainsi que le taux de change de l'euro contre le dollar. Les données de base étant mensuelles, le calcul des taux trimestriels consiste simplement à moyenniser ces taux sur trois mois.

Les variables étrangères

Pour les États-Unis, l'Allemagne, l'Italie et le Royaume-Uni, les données de PIB, de prix du pétrole, d'indice des prix à la consommation, de taux d'intérêt, de salaires, de taux de change et de prix des importations proviennent de la base des Perspectives Économiques de l'OCDE. Enfin le cours du West Texas Intermediate (*WTI*) vient du Financial Forecast Center (site web : <http://www.forecasts.org/data/data/OILPRICE.htm>).

Tests de racine unité

Les tableaux des pages suivantes présentent les résultats des tests de racine unité⁴² concernant les variables étudiées sur les deux périodes 1970-1979 et 1980-2006. Les tests effectués sur la période 1970-1979 sont donnés à titre indicatif. La robustesse de ces tests n'est pas assurée, en raison du faible nombre de points disponibles.

⁴²Rappelons que l'hypothèse nulle des tests ADF et PP est la non stationnarité et l'hypothèse nulle du test KPSS est la stationnarité.

France : Période 1970-1979

	PIB (log)	Prix des importations (log)	Taux d'intérêt à 3 mois	Inflation	Salaires (log)
1) Niveau					
ADF	-2,33	-3,39	-3,15	-3,11	-0,28
P-value	0,45	0,073	0,12	0,14	0,99
Décision	NS	??	NS	NS	NS
PP	-7,12	-13,79	-10,72	-7,72	-1,62
P-value	0,68	0,26	0,45	0,64	0,97
Décision	NS	NS	NS	NS	NS
KPSS	2,01	0,0759	0,121	0,191	0,441
P-value	<0,01	>0,10	0,097	0,019	<0,01
Décision	NS	S	??	NS	NS
2) Différences					
ADF	-3,20	-3,27	-2,86	-3,36	-4,17
P-value	>0,100	0,092	0,24	0,08	0,013
Décision	NS	??	NS	??	S
PP	-28,86	-27,63	-17,58	-22,34	-30,87
P-value	<0,01	<0,01	0,075	0,017	<0,01
Décision	S	S	??	S	S
KPSS	0,0947	0,0433	0,0876	0,117	0,0356
P-value	>0,10	>0,10	>0,10	>0,10	>0,10
Décision	S	S	S	S	S
3) Bilan	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Note de lecture : NS signifie non stationnaire, S signifie stationnaire et ?? signifie que la pvalue étant comprise entre 5 et 10%, le test n'est pas concluant.

	Cours du Brent en dollars (log)	Cours du Brent en euros (log)	Demande étrangère (log)
1) Niveau			
ADF	-3,11	-2,73	-2,85
P-value	0,14	0,29	0,24
Décision	NS	NS	NS
PP	-14,69	-12,04	-8,44
P-value	0,20	0,37	0,60
Décision	NS	NS	NS
KPSS	1,86	0,173	0,218
P-value	<0,01	0,027	<0,01
Décision	NS	NS	NS
2) Différences			
ADF	-3,95	-3,45	-2,97
P-value	0,022	0,064	0,19
Décision	S	??	NS
PP	-37,50	-41,24	-23,11
P-value	<0,01	<0,01	0,015
Décision	S	S	S
KPSS	0,0488	0,067	0,0828
P-value	>0,10	>0,10	>0,10
Décision	S	S	S
3) Bilan	I(1)	I(1)	I(1)

Note de lecture : NS signifie non stationnaire, S signifie stationnaire et ?? signifie que la pvalue étant comprise entre 5 et 10%, le test n'est pas concluant.

France : Période 1980-2006

	PIB (log)	Prix des importations (log)	Taux d'intérêt à 3 mois	Inflation	Salaires (log)
1) Niveau					
ADF	-2,38	-2,83	-3,10	-1,26	-2,26
P-value	0,42	0,23	0,12	0,89	0,47
Décision	NS	NS	NS	NS	NS
PP	-8,44	-7,84	-15,91	-6,34	-14,19
P-value	0,63	0,66	0,19	0,75	0,29
Décision	NS	NS	NS	NS	NS
KPSS	3,58	0,279	0,131	0,602	0,177
P-value	<0,01	<0,01	0,078	<0,01	0,025
Décision	NS	NS	??	NS	NS
2) Différences					
ADF	-3,67	-3,21	-6,03	-5,73	-4,43
P-value	0,03	0,09	<0,01	<0,01	<0,01
Décision	S	??	S	S	S
PP	-76,74	-74,33	-84,71	-110,63	-99,63
P-value	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
Décision	S	S	S	S	S
KPSS	0,0918	0,063	0,0399	0,043	0,046
P-value	>0,10	>0,10	>0,10	>0,10	>0,10
Décision	S	S	S	S	S
3) Bilan	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Note de lecture : NS signifie non stationnaire, S signifie stationnaire et ?? signifie que la pvalue étant comprise entre 5 et 10%, le test n'est pas concluant.

	Cours du Brent en dollars (log)	Cours du Brent en euros (log)	Demande étrangère (log)
1) Niveau			
ADF	-1,33	-1,04	-2,85
P-value	0,85	0,93	0,23
Décision	NS	NS	NS
PP	-5,23	-4,01	-8,44
P-value	0,81	0,88	0,63
Décision	NS	NS	NS
KPSS	0,639	0,643	0,332
P-value	0,019	<0,01	<0,01
Décision	NS	NS	NS
2) Différences			
ADF	-5,63	-6,29	-3,29
P-value	<0,01	<0,01	0,077
Décision	S	S	??
PP	-84,73	-81,62	-99,78
P-value	<0,01	<0,01	<0,01
Décision	S	S	S
KPSS	0,0571	0,0339	0,221
P-value	>0,10	>0,10	<0,01
Décision	S	S	NS
3) Bilan	I(1)	I(1)	I(1)

Note de lecture : NS signifie non stationnaire, S signifie stationnaire et ?? signifie que la pvalue étant comprise entre 5 et 10%, le test n'est pas concluant.

ANNEXE 2 : Méthode retenue pour le choix du nombre de retards dans les estimations

Le nombre de retards retenu peut différer pour les variables exogènes et les variables endogènes figurant dans les équations estimées. Les trois fonctions programmées par les auteurs qui permettent de choisir le nombre de retards pour cette étude donnent le couple (nombre de retards des variables endogènes, nombre de retards des variables exogènes) qui minimise respectivement les critères AIC (Akaike Information Criteria), BIC (Bayesian Information Criteria) et HQ (Hannan-Quinn).

Nous vérifions ensuite qu'aucun retard significatif n'a été omis. Si un doute persiste entre deux spécifications, nous effectuons les estimations pour les deux couples de retards possibles afin de vérifier que les conclusions ne sont pas changées.

Le logiciel utilisé pour les estimation est R 2.3.0⁴³.

⁴³R Development Core Team (2005).

ANNEXE 3 : Tests de cointégration entre le prix du pétrole et le niveau du PIB

La régression du logarithme du PIB sur le logarithme du prix du pétrole en niveau pour les périodes 1970-1979, 1980-2006 et pour la période totale 1970-2006 donne les résidus présentés dans le graphique 15. Ces résidus ne semblent pas stationnaires, ce qui est confirmé par les tests de racine unité. De même, le test de la trace de Johansen ne conclut pas à la présence d'une relation de cointégration (cf. tableau 5).

GRAPHIQUE 15 - Résidus de la régression PIB sur prix du pétrole en logarithme

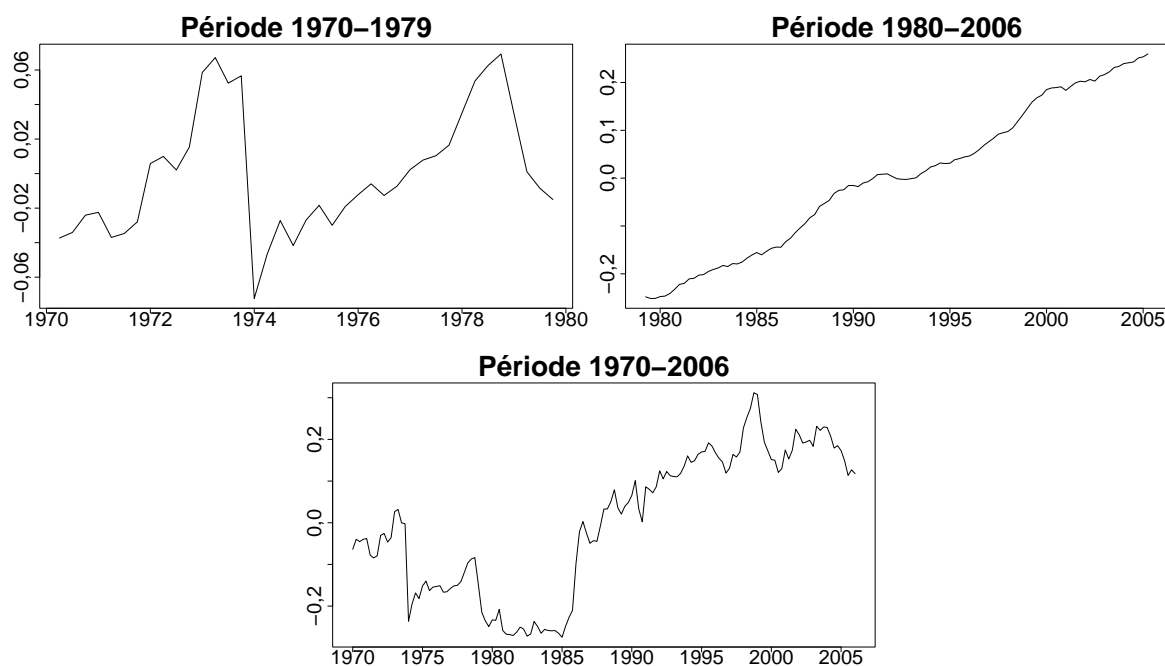


TABLEAU 5 - Résidus de la régression PIB sur prix du pétrole en logarithme

	1970-1979		1980-2006		1970-2006	
	Statistique	Pvalue	Statistique	Pvalue	Statistique	Pvalue
Johansen	10,98	> 0,10	4,8	> 0,10	11,38	> 0,10
ADF	-2,83	0,25	-2,52	0,36	-1,86	0,64
PP	-13,15	0,03	-8,95	0,60	-8,58	0,62
KPSS	0,34	> 0,10	3,54	< 0,01	3,54	< 0,01

Pour la période 1970-1979, seuls les tests KPSS et PP concluent à la présence d'une relation de cointégration.

L'estimation d'un modèle en différence de logarithme semble donc justifiée.

ANNEXE 4 : Méthode de calcul des intervalles de confiance des fonctions de réponse

Toutes les équations présentées dans la partie 2 de cette étude sont estimées par les moindres carrés ordinaires. Les modèles de Markov-Switching de la partie 3 sont estimés par maximum de vraisemblance.

Les fonctions de réponse présentées reflètent la chronique des réponses cumulées de la variable endogène à un choc unitaire sur la variable exogène. Les variables étant des différences de logarithme, ce choc correspond à un choc transitoire sur le taux de croissance du prix du pétrole et la fonction de réponse correspond à la croissance cumulée de la variable endogène depuis la date du choc.

L'intervalle de confiance de la fonction de réponse est calculé de la façon suivante (méthodologie développée par Runkle (1987)) :

Soit $\hat{\epsilon}_t$ la série de résidu de l'équation estimée :

$$y_t = X_t \hat{b} + \hat{\epsilon}_t$$

où X_t est la matrice des variables exogènes, elle peut contenir des retards de y_t , la variable endogène. Soit σ la variance estimée de ces résidus :

$$\hat{\epsilon}_t \rightsquigarrow N(0, \sigma)$$

Soit ϵ_t^* une série de même longueur que $\hat{\epsilon}_t$ tirée aléatoirement dans la loi normale $N(0, \sigma)$. Nous effectuons une simulation dynamique de la variable endogène (y_t) en remplaçant $\hat{\epsilon}_t$ par ϵ_t^* , ce qui nous permet d'obtenir une nouvelle variable endogène : y_t^* . Nous réestimons l'équation en remplaçant la variable endogène par y_t^* pour obtenir les coefficients b^* . Enfin, nous calculons la fonction de réponse cumulée à l'aide des coefficients ainsi estimés. Nous répétons cette simulation 1000 fois et obtenons l'intervalle de confiance à 95% (respectivement à 90%) en supprimant les 2,5% (respectivement les 5%) des réponses les plus élevées et 2,5% (respectivement les 5%) des réponses les plus faibles. Les intervalles de confiance ainsi calculés tiennent exclusivement compte de l'incertitude sur les coefficients et non de l'incertitude sur les innovations des variables endogènes qui sont considérées comme nulles.

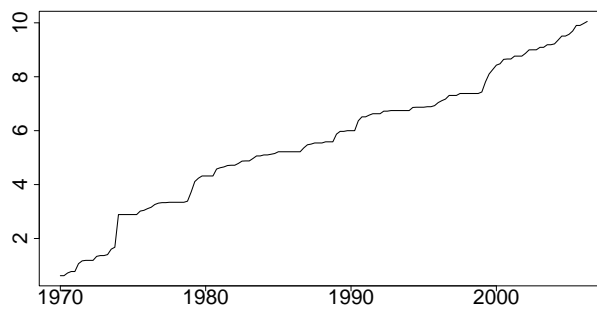
ANNEXE 5 : Régression simple utilisant des mesures asymétriques du prix du pétrole

Rappel des définitions des différentes variables :

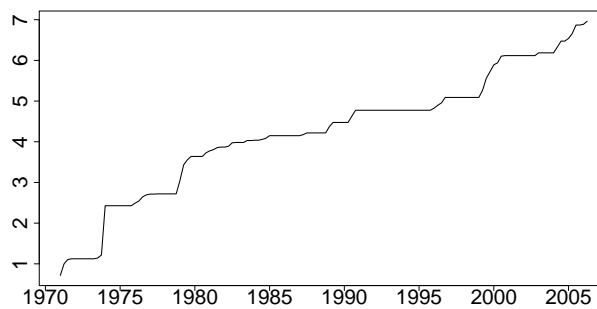
- *Ppeplus* est la chronique des sommes cumulées des variations positives du cours du Brent en euros ;
- *FPpeplus* est la chronique des sommes cumulées des fortes variations du cours du Brent en euros. On parle de fortes variations lorsque le cours du Brent dépasse son maximum des quatre derniers trimestres ;
- *IPpe* est la série des innovations inhabituelles du prix du pétrole (la méthode de calcul détaillée est présentée dans la section 2.3).

Graphiques des différentes mesures asymétriques utilisées

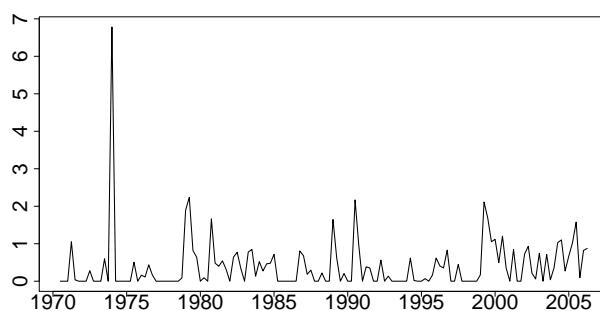
GRAPHIQUE 16 - Variables *Ppeplus* en logarithme



GRAPHIQUE 17 - Variables *FPpeplus* en logarithme



GRAPHIQUE 18 - Variable IPpe



Résultats

TABLEAU 6 - Régression utilisant les variations positives du prix pétrole

	1970-1979	1980-2006
Constante	0,010*** (5,42)	0,002*** (3,27)
Δy_{t-1}	0,171 (1,17)	0,244** (2,48)
Δy_{t-2}		0,240** (2,44)
$\Delta ppeplus_t$	-0,002 (-0,49)	0,006 (1,12)
$\Delta ppeplus_{t-1}$	-0,001 (-0,29)	
$\Delta ppeplus_{t-2}$	0,002 (0,46)	
$\Delta ppeplus_{t-3}$	-0,020*** (-5,13)	
$\Delta ppeplus_{t-4}$	-0,012** (-2,46)	
R^2	0,59	0,17
DW	1,75	1,98
Nombre d'observations	35	103

Note de lecture : Les statistiques de Student sont fournies entre parenthèses.
 *** Significativité au seuil de 1 %, ** Significativité au seuil de 5 %, * Significativité au seuil de 10 %

TABLEAU 7 - Régression utilisant les fortes variations positives du prix pétrole

	1970-1979	1980-2005
<i>Constante</i>	0,009*** (5,14)	0,002*** (3,39)
Δy_{t-1}	0,205 (1,41)	0,229** (2,27)
Δy_{t-2}		0,242** (2,42)
$\Delta fppeplus_t$	-0,002 (-0,65)	0,007 (1,00)
$\Delta fppeplus_{t-1}$	-0,004 (-1,25)	
$\Delta fppeplus_{t-2}$	0,001 (0,21)	
$\Delta fppeplus_{t-3}$	-0,021*** (-6,24)	
$\Delta fppeplus_{t-4}$	-0,010** (-2,15)	
R^2	0,70	0,16
DW	2,08	2,00
Nombre d'observations	31	99

TABLEAU 8 - Régression mobilisant les innovations du prix du pétrole

	1970-1979	1980-2005
<i>Constante</i>	0,010*** (5,53)	0,002*** (3,05)
Δy_{t-1}	0,179 (1,29)	0,252** (2,47)
Δy_{t-2}		0,243** (2,39)
$\Delta ippe_t$	-0,001 (-1,13)	0,001 (0,70)
$\Delta ippe_{t-1}$	0,000 (-0,59)	
$\Delta ippe_{t-2}$	0,000 (0,21)	
$\Delta ippe_{t-3}$	-0,005*** (-6,35)	
$\Delta ippe_{t-4}$	-0,003** (-2,54)	
R^2	0,61	0,14
DW	2,40	1,97
Nombre d'observations	34	97

Note de lecture : Les statistiques de Student sont fournies entre parenthèses.
 *** Significativité au seuil de 1 %, ** Significativité au seuil de 5 %, * Significativité au seuil de 10 %

ANNEXE 6 : Les économies des principaux partenaires commerciaux de la France également de moins en moins sensibles aux variations du prix du pétrole

Les États-Unis uniquement affectés par les hausses exceptionnelles

Pour toutes les estimations concernant les États-Unis, nous utilisons le cours du WTI (West Texas Intermediate⁴⁴) plutôt que le cours du Brent, ce prix étant plus proche de celui ressenti par l'économie américaine.

Comme pour la France, nous commençons par étudier la régression suivante :

$$\Delta \log(Y_t) = \sum_{i=1}^{pn} \alpha_i \Delta \log(Y_{t-i}) + \sum_{i=0}^{px} \beta_i \Delta \log(WTI_{t-i}) + \epsilon_t \quad (2)$$

où Y est le PIB réel, WTI le cours du West Texas Intermediate et pn (respectivement px) le nombre de retards choisi pour le PIB (respectivement le cours du WTI). L'équation est estimée sur la période 1948-2006.

Nous testons tout d'abord l'hypothèse d'une rupture sur la période 1948-2006 pour un nombre de retards⁴⁵ compris entre deux et huit (tableau 9). La date de rupture trouvée dépend du nombre de retards et se situe soit aux alentours de 1960 soit au quatrième trimestre de 1973. Nous effectuons donc dans un second temps le test sur la période 1961-2006. Une nouvelle rupture est détectée au troisième ou au quatrième trimestre de 1981. Nous gardons cette deuxième date comme point de rupture potentiel. Nous vérifions enfin qu'il n'y a pas de rupture après 1981.

TABLEAU 9 - Résultats du test d'Andrews pour les États-Unis

Retards	2	3	4	5	6	7	8
1948-2005	-	1959T3	1960T3	1959T1	1966T1	1959T1	1973T4
1961-2005	-	-	1981T3	1981T4	1981T4	1981T4	1981T3
1981-2005	-	-	-	-	-	-	-

Note de lecture : Une case vide signifie qu'aucune rupture n'est détectée. Pour la période 1948-2006 et pour un nombre de retards égal à 2 pour le PIB et le cours du WTI, le test d'Andrews conclut qu'il n'y a pas de rupture.

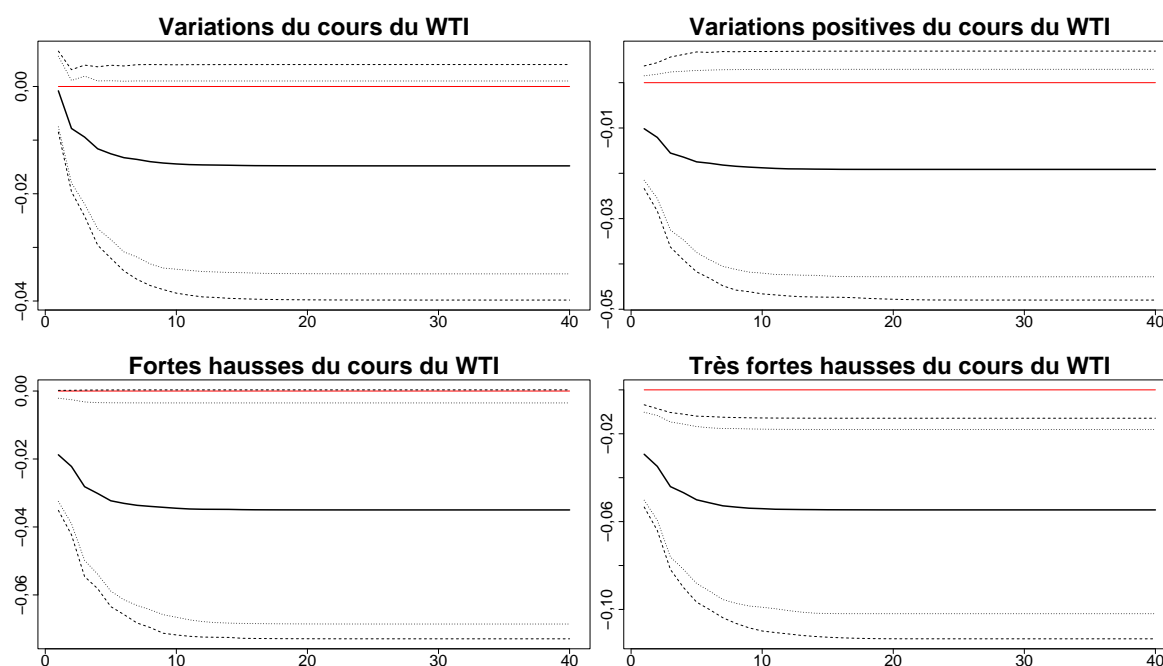
Le graphique 19 donne la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc de 100% sur le cours du WTI. Quatre versions de l'équation simple ci-dessus sont estimées ainsi que les quatre fonctions de réponses correspondantes. La première version utilise le cours du WTI, la seconde la somme des variations positives du cours du WTI, la troisième la somme des fortes variations positives du cours du WTI et la quatrième la somme des très fortes variations positives du cours du WTI, c'est-à-dire celles qui dépassent le maximum atteint durant les trois années précédentes (comme dans Hamilton (2005)).

Les résultats trouvés confirment les conclusions d'Hamilton. Lorsque l'on utilise simplement le cours du WTI, la réponse du PIB américain n'est pas significative. Au contraire, en utilisant les

⁴⁴Cette série provient du site web : <http://www.forecasts.org/data/data/OILPRICE.htm>.

⁴⁵Le nombre de retards est le même pour les endogènes et pour les exogènes.

GRAPHIQUE 19 - *Fonction de réponse du logarithme du PIB américain à un choc de 100 points sur le taux de croissance du cours du WTI*



Période d'estimation 1981T4-2005T4. Le titre du graphique précise la mesure du prix du pétrole utilisée.

très fortes variations positives du WTI, on trouve un effet sur le PIB de -5,5%, avec un intervalle de confiance à 95% de [-10,8% ; -1,2%].

Nous effectuons à nouveau les tests de rupture en utilisant cette fois les très fortes variations du prix du pétrole comme variable exogène. La rupture au quatrième trimestre de 1981 n'est que très partiellement confirmée (elle n'apparaît que dans le modèle avec quatre retards). L'utilisation de notre méthodologie conduit donc à modérer les résultats trouvés par Hooker (1996). L'hypothèse d'une rupture semble en effet peu robuste. Au contraire, nous retrouvons les résultats de Hamilton (2005).

Convergence des comportements européens

Nous testons ici la sensibilité du PIB des principaux partenaires commerciaux de la France aux variations du prix du pétrole. Nous appliquons notre méthodologie au Royaume-Uni, à l'Italie et à l'Allemagne. Le prix du pétrole utilisé est le cours du Brent en euros de chaque pays⁴⁶. Les estimations portent au plus sur la période 1970-2006 pour le Royaume-Uni et l'Italie et sur la période 1991-2006 pour l'Allemagne⁴⁷.

Comme précédemment, nous commençons par travailler sur une régression de la différence du logarithme du PIB sur ses retards et sur les retards de la différence des logarithmes du cours du Brent en euros. Pour le Royaume-Uni et l'Italie, nous effectuons un test d'Andrews pour détecter une rupture éventuelle dans cette relation. Les résultats présentés dans le tableau 10 révèlent la

⁴⁶C'est-à-dire qu'avant la fixation des parités on utilise le taux de change de la monnaie locale contre le dollar, puis on divise le résultat par le taux de change irrévocable de la monnaie locale contre l'euro.

⁴⁷Pour ce pays, nous choisissons de nous placer après le choc économique de la réunification.

présence d'une rupture au deuxième trimestre de 1979 pour le Royaume-Uni. Pour le Royaume-Uni nous trouvons une seconde rupture au premier trimestre de 1991. Aucune rupture de la relation entre le PIB et le prix du pétrole n'est détectée pour l'Italie sur la période 1970-2006.

TABLEAU 10 - *Résultats du test d'Andrews pour le Royaume-Uni*

Retards	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1970-2006	1980T2	1979T2	1979T2	1979T2	1979T2	1979T2	1979T2	1979T2	1979T2
1980-2006	1991T1	1991T1	1991T1	-	-	-	-	-	-

Note de lecture : Une case vide signifie qu'aucune rupture n'est détectée. Pour la période 1970-2006 et pour un nombre de retards égal à 1 pour le PIB et le cours du Brent le test d'Andrews conclut qu'il y a une rupture en 1980T2 au Royaume-Uni.

Pour l'Allemagne nous ne testons pas la présence d'une rupture car la période d'estimation est très courte.

Nous menons les estimations à partir de 1979T2 et 1991T1 pour le Royaume-Uni, à partir de 1970T1 pour l'Italie et à partir de 1991T1 pour l'Allemagne. Pour ces trois pays nous testons quatre mesures différentes du prix du pétrole : les variations du cours du Brent en euros, les variations positives du cours du Brent, les fortes variations positives (qui dépassent le maximum de l'année précédente) et les très fortes variations positives (qui dépassent le maximum des trois années précédentes) du cours du Brent. Les fonctions de réponse du logarithme du PIB à un choc de 100 points sur le taux de croissance du prix du pétrole sont présentées dans les graphiques 20, 21, 22, 23.

Nous comparerons nos résultats à ceux trouvés par Jiménez-Rodriguez et Sanchez (2004)⁴⁸. Dans cet article, les auteurs estiment un VAR pour étudier les effets du prix du Brent réel en dollars sur l'économie réelle sur la période 1972-2001 pour différents pays de l'OCDE.

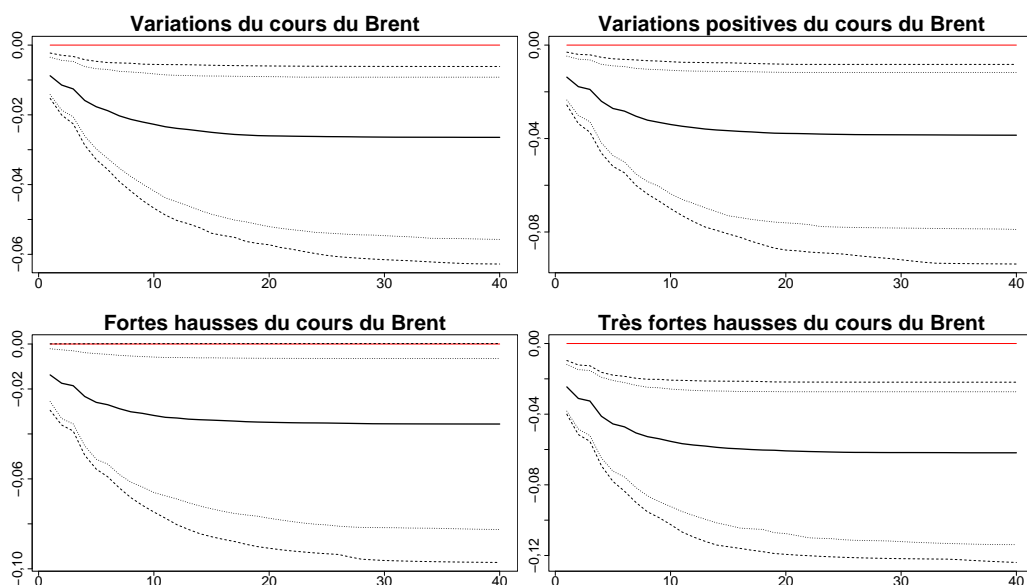
Royaume-Uni

Sur la période 1979-2006, pour ce qui concerne nos estimations, le Royaume-Uni est le seul pays pour lequel l'effet est significativement négatif. Concernant le Royaume-Uni, les résultats obtenus ici et ceux de Jiménez-Rodriguez et Sanchez (2004) sont du même ordre de grandeur. Suite à un choc de 100% sur le prix du pétrole, on observe un effet significativement négatif sur le PIB britannique compris entre -2,6% et -6,2% du PIB selon le prix du pétrole utilisé (graphique 20). Pour Jiménez-Rodriguez et Sanchez (2004), l'impact d'un choc de 100% est compris entre -1,7% et -2,3% du PIB selon le prix du pétrole retenu.

Sur la période 1991-2006, l'effet d'un choc de 100% sur le prix du pétrole n'est plus significatif (graphique 21). Notons que l'estimation sur cette période est fragilisée par le nombre de points disponibles.

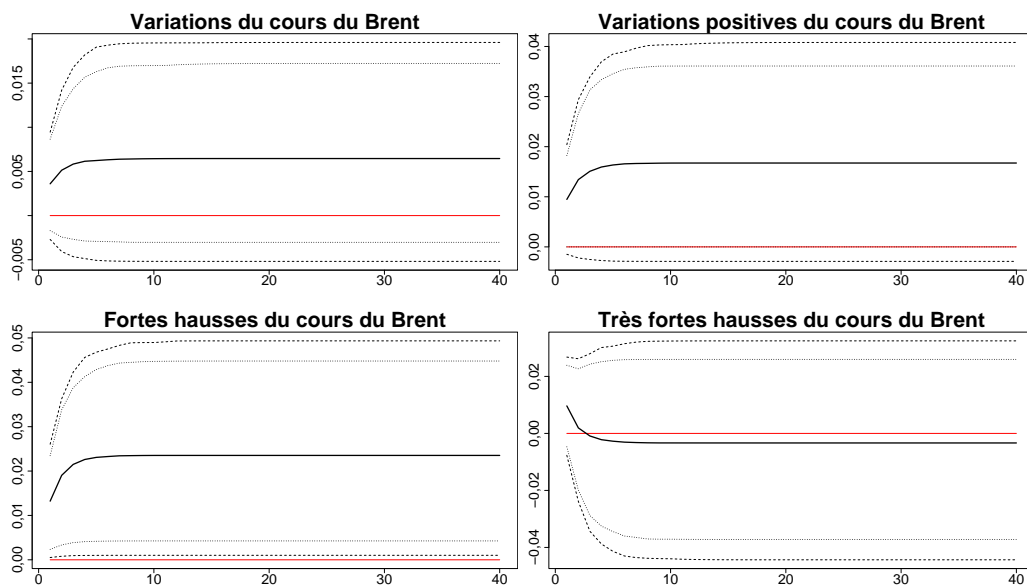
⁴⁸Remarquons qu'il est difficile de savoir si les effets trouvés par ces auteurs sont significatifs. Les auteurs ne présentent pas les intervalles de confiance pour la fonction de réponse en niveau mais uniquement pour celle en différence.

GRAPHIQUE 20 - *Fonction de réponse du logarithme du PIB britannique à un choc ponctuel de 100 points sur le taux de croissance du cours du Brent*



Période d'estimation 1979T2-2006T2. Le titre du graphique précise la mesure du prix du pétrole utilisée

GRAPHIQUE 21 - *Fonction de réponse du logarithme du PIB britannique à un choc de 100 points sur le taux de croissance du cours du Brent*

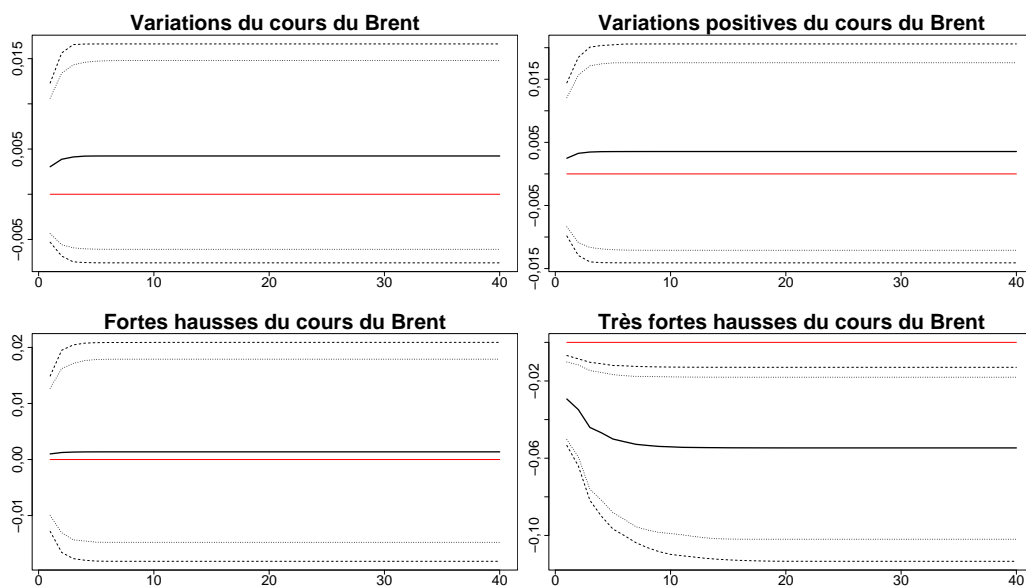


Période d'estimation 1991T1-2006T2. Le titre du graphique précise la mesure du prix du pétrole utilisée.

Italie

Suite à un choc de 100% sur le prix du pétrole, le PIB italien réagit de manière non significative sauf lorsque l'on utilise les très fortes hausses du prix du pétrole. Pour cette dernière variable, ces effets sont comparables voire supérieurs à ceux trouvés par Jiménez-Rodríguez et Sanchez (2004) sur la période 1972-2001, qui sont compris entre -1,5% et -4,0%.

GRAPHIQUE 22 - *Fonction de réponse du logarithme du PIB italien à un choc de 100 points sur le taux de croissance du cours du Brent*

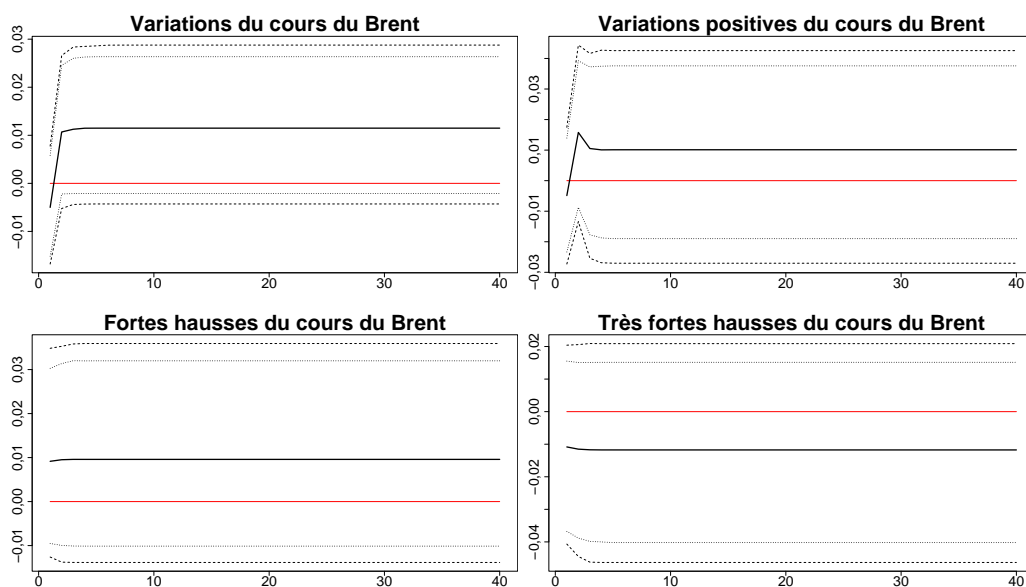


Période d'estimation 1970T1-2006T2. Le titre du graphique précise la mesure du prix du pétrole utilisée.

Allemagne

Enfin, concernant l'Allemagne, l'impact du choc n'est pas significatif sur la période d'estimation (graphique 23). L'impact trouvé sur le PIB allemand serait compris entre -1,7% et -5,0% selon Jiménez-Rodríguez et Sanchez (2004). Cependant, cette étude est effectuée sur la période 1972-2001, ce qui pose la question de l'homogénéité du champs des données utilisées pour l'Allemagne avant et après 1991.

GRAPHIQUE 23 - Fonction de réponse du logarithme du PIB allemand à un choc de 100 points sur le taux de croissance du cours du Brent



Période d'estimation 1991T2-2006T2. Le titre du graphique précise la mesure du prix du pétrole utilisée.

Au total, les économies des principaux partenaires de la France réagissent également assez peu aux variations du prix du pétrole sur la période récente. Le fait d'aboutir à des conclusions différentes que Jiménez-Rodríguez et Sanchez (2004) peut être dû à trois différences dans la méthode utilisée : la spécification du VAR (nombre de retards, variables), la méthode de calcul des intervalles de confiance et la période d'estimation.

Comme pour la France (voir méthodologie dans la partie 2.4.1), nous avons introduit dans ces régressions un indicateur de l'environnement international, une demande étrangère calculée pour chacun des pays partenaires. Nous obtenons pour les différents pays la fonction de réponse du logarithme du PIB à un choc sur le prix du pétrole qui prend en compte le fait que le choc initial à transité par la demande étrangère et sur le prix du pétrole lui-même. Cette spécification ne permet pas d'obtenir des résultats différents pour les pays partenaires. La réponse du PIB au choc sur le prix du pétrole reste toujours non significative, comme pour la France.

ANNEXE 7 : Estimation de modèles à changements de régimes

	(1) MS(2)	(2) MS(3)	(3) MSI(2)-AR(1)	(4) MSI(2)-AR(2)	(5) MSM(2)-AR(1)	(6) MSM(2)-AR(2)
μ_1	0,341*** (6,89)	0,908*** (13,11)	0,325*** (5,53)	0,113 (1,12)	0,343*** (6,64)	0,346*** (5,50)
μ_2	0,904*** (13,39)	-0,500*** (15,39)	0,862*** (7,76)	0,749*** (7,45)	0,903*** (12,80)	0,906*** (10,86)
μ_3	-	0,366*** (7,53)	-	-	-	-
σ_1	0,379*** (11,60)	0,292*** (6,27)	0,379*** (11,61)	0,307*** (6,02)	0,379*** (11,64)	0,375*** (11,10)
σ_2	0,293*** (6,45)	0,047** (2,13)	0,296*** (6,31)	0,209*** (5,38)	0,296*** (6,37)	0,292*** (5,76)
σ_3	-	0,35*** (10,52)	-	-	-	-
p11	0,959*** (4,63)	0,87** (2,44)	0,959*** (4,63)	0,764** (1,99)	0,96*** (4,73)	0,954*** (4,00)
p12	0,041 (c)	0,00000002 (0,001)	0,041 (c)	0,236 (c)	0,040 (c)	0,046 (c)
p13	-	0,130 (c)	-	-	-	-
p21	0,122 (c)	0,0005 (c)	0,123 (c)	0,437 (c)	0,120 (c)	0,136 (c)
p22	0,878*** (2,86)	0,357 (0,05)	0,877*** (2,82)	0,563 (0,52)	0,880*** (2,92)	0,864** (2,35)
p23	-	0,643 (0,05)	-	-	-	-
p31	-	0,047 (1,63)	-	-	-	-
p32	-	0,020 (c)	-	-	-	-
p33	-	0,933** (2,11)	-	-	-	-
AR(1)	-	-	0,049 (0,47)	0,031 (0,29)	0,044 (0,40)	0,049 (0,44)
AR(2)	-	-	-	0,282*** (3,48)	-	0,142 (1,25)
L	52,64	49,99	52,53	50,09	52,56	51,72
χ^2	-	-	0,64	0,08	0,69	0,40

Note de lecture : La deuxième ligne indique le type du modèle estimé, le premier chiffre entre parenthèses donne le nombre d'états et le second chiffre entre parenthèses donne, le cas échéant, le nombre de termes autorégressifs. La différence entre MSM et MSI est expliquée dans la section 3.1 Les coefficients μ_i indiquent le taux de croissance moyen dans l'état i . Les coefficients σ_i donnent l'écart type des résidus dans l'état i . Les coefficients p_{ij} donnent la probabilité de transition entre l'état i et l'état j . Les coefficients AR(p) donnent la valeur du terme autorégressif d'ordre p . L est la log-vraisemblance et χ^2 la pvalue du test du rapport de vraisemblance entre le modèle considéré et celui de la colonne 1. Le chiffre entre parenthèses est le student. (c) signifie que la variable est contrainte.

- Le modèle à trois états (colonne 2) n'est pas satisfaisant. En effet, l'état 2 est instable, la probabilité d'y rester est seulement de 0,36.
- Dans les modèles des colonnes 3, 5 et 6, les termes autorégressifs ne sont pas significatifs.
- Le modèle de la colonne 4 conduit à des changements d'état très fréquents car la probabilité de rester dans l'état 2 est seulement de 0,56.
- Les tests de rapport de vraisemblance (dernière ligne du tableau) entre le modèle 1 et les modèles 3 à 6 conduisent à choisir le modèle 1.