

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

Muriel Barlet, Laure Crusson

DANS **ÉCONOMIE & PRÉVISION** 2009/2 n° 188 , PAGES 23 À 41
ÉDITIONS **LA DOCUMENTATION FRANÇAISE**

ISSN 0249-4744

DOI 10.3917/ecop.188.0023

Date de mise en ligne : 01/11/2009

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://shs.cairn.info/revue-economie-et-prevision-1-2009-2-page-23?lang=fr>



Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...
Scannez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



Distribution électronique Cairn.info pour La Documentation française.

Vous avez l'autorisation de reproduire cet article dans les limites des conditions d'utilisation de Cairn.info ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Détails et conditions sur [Cairn.info/copyright](http:// Cairn.info/copyright).

Sauf dispositions légales contraires, les usages numériques à des fins pédagogiques des présentes ressources sont soumises à l'autorisation de l'Éditeur ou, le cas échéant, de l'organisme de gestion collective habilité à cet effet. Il en est ainsi notamment en France avec le CFC qui est l'organisme agréé en la matière.

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

Muriel Barlet^(*)

Laure Crusson^(*)

Les deux chocs pétroliers des années soixante-dix ont été suivis de baisses du taux de croissance du PIB (Produit intérieur brut) français. Depuis, les fortes hausses du prix du pétrole font craindre un ralentissement de l'activité économique. Toutefois, depuis 1999 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 d'une palette de différentes techniques macroéconométriques. L'objectif est de mettre en évidence et d'expliquer l'affaiblissement de la relation entre la croissance et les variations du prix du pétrole.

D'un point de vue théorique, de nombreux canaux de transmission des variations du cours du pétrole à la croissance ont été identifiés. Ainsi, la hausse du prix du pétrole entraîne une augmentation du coût des consommations intermédiaires suivie d'un ralentissement de la production et de la productivité ; un transfert de richesses entre les pays importateurs nets et les pays exportateurs nets de pétrole ; une hausse de l'inflation, suivie éventuellement d'effets de second tour liés à l'ajustement des salaires ; une baisse de la consommation de biens durables et de l'investissement, car l'environnement économique est incertain. Il existe cependant un décalage entre l'effet observé des chocs pétroliers des années soixante-dix et l'effet prédit par les modèles théoriques, plus faible. D'un point de vue empirique, de nombreux auteurs ont constaté que la relation entre le taux de croissance du PIB et les variations du cours du pétrole s'est affaiblie après le contre-choc pétrolier, au milieu des années quatre-vingt. Dans la littérature américaine diverses théories ont été proposées pour expliquer cet affaiblissement, notamment par Hamilton (1983) et Hooker (1996). Hamilton (1983) privilégie l'hypothèse d'une relation asymétrique ; d'après lui, seules les fortes hausses du prix du pétrole ont un impact sur l'économie. Il montre ainsi que neuf des dix récessions américaines ont été précédées par une hausse majeure des 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 contrechoc 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. D'un autre côté, Hooker (1996) privilégie la piste de la rupture de la relation vers 1973. L'économie américaine connaîtrait une sensibilité aux variations du prix du pétrole significativement différente avant et après cette date. Une troisième voie très peu étudiée est suggérée par Raymond et Rich (1997) qui proposent de différencier les effets des hausses du prix du pétrole selon la phase du cycle économique. Ainsi, les hausses du baril post premier choc pétrolier auraient eu des effets moindres car elles sont survenues en période de forte croissance économique.

(*) Crest, faisait partie de l' Insee (Département des études économiques d'ensemble) au moment de la rédaction de cet article.

(**) Dares, faisait partie de l' Insee (Département des études économiques d'ensemble) au moment de la rédaction de cet article.

Accepté le 11 mars 2008.

Nous tenons à remercier François Lescaroux pour sa discussion d'une version antérieure de cette étude lors du séminaire D3E du 11 septembre 2006, Stéphane Gregoir 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*. Merci également à Samuel Cornut pour le travail de qualité qu'il a effectué sur ce sujet lors de son stage au D3E.

Nous testons successivement, pour la France, 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 de résultats existent sur données européennes. Les régressions effectuées sont fondées sur l'hypothèse d'exogénéité du prix du pétrole. Cette hypothèse a été discutée pour les États-Unis. 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 que cette hypothèse soit tout à fait acceptable dans ce cas.

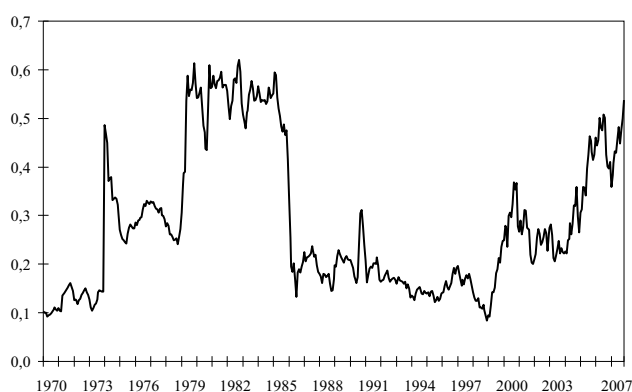
Notre travail suggère, tout d'abord, une rupture de la relation entre la croissance du PIB et les variations du prix du pétrole au début des années quatre-vingt. Avant cette date, les estimations montrent clairement un effet négatif du prix du pétrole, qui s'atténue fortement ensuite. Cette conclusion est robuste à l'utilisation des diverses mesures asymétriques du prix du pétrole que l'on trouve dans la littérature. Dans le cadre de modèles linéaires, 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%. Cette meilleure résistance aux chocs pétroliers depuis les années quatre-vingt 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 soixante-dix ne jouent plus. Les autorités monétaires semblent aujourd'hui en mesure de limiter l'inflation et, ainsi, d'éviter les effets de second tour.

Les modèles non linéaires qui permettent d'avoir un effet différencié selon la phase du cycle apportent un autre point de vue. On observe, en effet, à l'aide de ces modèles un impact négatif des hausses du prix du pétrole sur l'économie quand elle traverse une période de croissance modérée ou faible. 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. Toutefois, 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. Nos résultats se résument donc ainsi : lors de périodes où la conjoncture nationale et internationale sont assez mauvaises, une hausse des cours pétroliers aggrave la situation. Cependant, sur la période récente, cet effet est toujours assez faible.

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).

Les deux chocs pétroliers des années soixante-dix ont été suivis de baisses du taux de croissance du Produit intérieur brut (PIB) français. Depuis, les fortes hausses du prix du pétrole font craindre un ralentissement de l'activité. Il a atteint un nouveau pic en dépassant les 90 dollars le baril au troisième trimestre de 2007. En termes réels (graphique 1), ce pic demeure inférieur au record historique de 1981. Toutefois, depuis 1999 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.

Graphique 1 : niveau du prix réel du pétrole entre janvier 1970 et novembre 2007



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 (Lardic et Mignon, 2005). 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 quatre-vingt. Dans la littérature américaine, diverses hypothèses ont été proposées pour expliquer cet affaiblissement, notamment par Hamilton (1983) et Hooker (1996). 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) 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 hypothèse, il suffit d'estimer séparément les effets des hausses et des baisses du prix du pétrole (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), elle 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 à partir de modèles VAR, suggère une rupture de la relation entre la croissance du PIB et les variations du prix du pétrole au début des années quatre-vingt. Avant cette date, les estimations montrent clairement un effet négatif du prix du pétrole, qui disparaît ensuite. L'économie française présenterait une sensibilité aux variations du prix du pétrole différente avant et après la date de rupture. Ce changement de sensibilité serait dû à des modifications profondes de l'économie, testées par Le Barbanchon (2007) et Blanchard et Gali (2007). Cette conclusion est robuste à l'utilisation des diverses mesures asymétriques du prix du pétrole que l'on trouve dans la littérature. Entre 1970 et 1979, suite à une augmentation de 10% du prix du pétrole, l'effet sur le niveau du PIB était d'environ -0,5% à long terme, cet effet n'est plus significatif sur la période 1980-2006. Dans le cadre de modèle VAR, seule la baisse de la demande étrangère suite à une hausse des cours semble avoir un effet significativement négatif sur la croissance du PIB, de l'ordre de -0,2%.

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. Dans ce

cadre, un choc de 10% sur le prix du pétrole entraîne un ralentissement du PIB de -0,07 point le trimestre suivant le choc. Cet effet restant bien inférieur à celui observé lors des deux premiers chocs pétroliers.

La première partie de cette étude présente une revue de la littérature théorique et empirique sur la question. 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*).

Revue de littérature

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 :

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

À la fin des années quatre-vingt, des études empiriques sur données américaines (comme Hooker, 1996) 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 ; Hamilton, 1996), l'hypothèse

d'une rupture dans la relation (Hooker, 1996) et l'hypothèse d'effets différenciés selon le cycle conjoncturel (Raymond et Rich, 1997). La section suivante revient en détail sur ces trois points.

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

Les variations du prix du pétrole ont un effet asymétrique

Empiriquement, plusieurs articles (Mork, 1989 ; Hamilton, 1996 ; Hamilton, 2005 ; Lee *et alii*, 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. Des études sur données américaines et britanniques (Balke *et alii*, 1998 ; Davis et Haltiwanger, 2001) montrent que les prix des dérivés pétroliers réagissent plus rapidement en réponse à une hausse du cours du brut qu'ils ne baissent avec le prix du brut. D'autre part, les fluctuations du prix du pétrole nécessitent une réorganisation de la production. Cette réorganisation entraîne des coûts d'ajustement, qui viennent accentuer l'effet négatif de la hausse du prix du pétrole et qui contrebalancent les effets positifs lors de la chute des cours. Enfin, selon Bernanke *et alii* (1997), la politique monétaire peut également être un vecteur d'asymétrie dans la transmission des chocs pétroliers. Dans le cas d'une hausse des cours, les autorités monétaires mènent une politique restrictive pour lutter contre l'inflation. Dans le cas d'un choc négatif sur le prix du pétrole, les autorités monétaires ne réagiraient pas. Cette réponse monétaire différente selon le sens des variations du prix du pétrole expliquerait l'asymétrie de la relation.

Modification de la structure de l'économie

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. Cette alternative 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.

Pour Hooker (1996, 1999) l'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 après 1973. 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.

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

Une autre hypothèse 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.

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. À notre connaissance, peu d'études ont exploré cette voie⁽¹⁾ 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 quatre-vingt. Les hausses majeures récentes du prix du pétrole, en particulier celles 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... »⁽²⁾

Quelques résultats sur données françaises

Les hypothèses 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 chiffrages ont été obtenus à l'aide de trois techniques économétriques : des modèles Vecteurs Auto-Régressifs (*VAR*), des modèles Vectoriels à correction d'erreur (*VECM*) et des modèles macroéconométriques.

Bouscharain et Ménard (2000) comparent un *VECM* et une maquette macroéconométrique⁽³⁾ pour étudier les évolutions des 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 *et alii* (2000) présentent un chiffrage à partir de deux modèles macroéconométriques : un modèle France (futur modèle Mésange⁽⁴⁾) proposé par la Direction de la prévision et l'Insee couplé avec le modèle Nigem⁽⁵⁾, 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 *et alii* (2005) utilisent les modèles macroéconométriques Mésange et MZE⁽⁶⁾ 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 *et alii* (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-Rodríguez 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'Organisation de coopération et de développement économiques (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 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 quatre-vingt, 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.

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 quatre-vingt, soit des effets asymétriques des variations du prix du pétrole. L'une des innovations de cette étude est de combiner ces deux approches. Nous commençons par mettre en évidence la présence d'une rupture dans la relation entre la différence du logarithme⁽⁷⁾ 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 suivante :

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

où Y est le PIB réel, Ppe le cours du Brent exprimé en euros⁽⁸⁾, 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). Cette spécification est également celle retenue dans les travaux d'Hamilton (Hamilton, 2003) ce qui permet une comparaison avec ses résultats. En outre, sa simplicité permet d'effectuer de nombreux tests

Encadré : données utilisées et propriétés statistiques des séries

Les données utilisées dans cet article sont trimestrielles sur la période 1970T1-2006T2. Elles sont issues 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. Avant 1999, le taux de change euro/dollar est obtenu en divisant le taux de change franc/dollar par 6,55957. Le PIB français réel est obtenu à partir des données de comptabilité nationale, il s'agit du PIB en valeur divisé par son déflateur. La demande étrangère est calculée à partir de données issues des Perspectives économiques de l'OCDE. Il s'agit de la moyenne des demandes intérieures finales des principaux pays partenaires de la France pondérées par la structure géographique des exportations françaises.

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

Les tests de racine unité ADF, PP et KPSS, non présentés ici, sont effectués sur les deux périodes 1970-1979 et 1980-2006. La robustesse de ces tests sur la période 1970-1979 n'est pas assurée, en raison du faible nombre de points disponibles. Toutefois les tests concluent dans la majorité des cas que les séries sont I(1) sur les deux périodes.

afin de choisir l'équation la plus pertinente. Enfin, si une relation existe entre les variations du prix du pétrole et la croissance une telle spécification devrait suffire à la détecter comme le montrent nos résultats sur la période 1970-1979. Pour 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 A.

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)⁽⁹⁾. 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. Lardic et Mignon (2005) aboutissent à la même conclusion sur données françaises.

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)⁽¹⁰⁾. Nous appliquons ce test à la régression (1), en imposant que $pn = px =$ nombre de retards. Afin d'obtenir un résultat 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 1978T3⁽¹¹⁾.

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 pétrole⁽¹²⁾. 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 rééchantillonnage 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 PIB⁽¹³⁾. 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. À l'inverse, si l'on fixe les coefficients du prix du pétrole l'hypothèse de la stabilité des coefficients du PIB est toujours acceptée. En outre, si l'on effectue un test d'Andrews sur une équation auto régressive du PIB, l'hypothèse de rupture est toujours rejetée quelque soit le nombre de termes retardés.

Nous choisissons comme date de rupture le premier trimestre de 1980⁽¹⁴⁾. 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.

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.

Estimation sur les périodes 1970-1979 et 1980-2006

Les fonctions de réponse issues de l'équation (1) sont proposées dans le graphique 2. 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 A.

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 A. 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 disparition des effets négatifs de second tour.

Nous testons la robustesse de ce résultat en appliquant la méthodologie à différentes mesures asymétriques du prix du pétrole. Nous utiliserons successivement celles proposées par Mork (1989), Hamilton (1996) et Lee *et alii* (1995). Quelle que soit la variable utilisée pour le prix du pétrole, le PIB n'est pas modifié significativement par un choc affectant cette variable. Ainsi, l'affaiblissement de la relation entre les variations du prix du pétrole et la

croissance du PIB après 1980 ne semble pas s'expliquer par des effets asymétriques.

Pour une meilleure appréhension de la relation entre le taux de croissance du PIB et les variations du prix du pétrole, il est cependant nécessaire de se placer dans un cadre plus complexe. Un raffinement pertinent consiste à ajouter des variables exogènes influencées par le prix du pétrole et qui ont un effet non négligeable sur le PIB. C'est le cas en particulier des variables de conjoncture internationale.

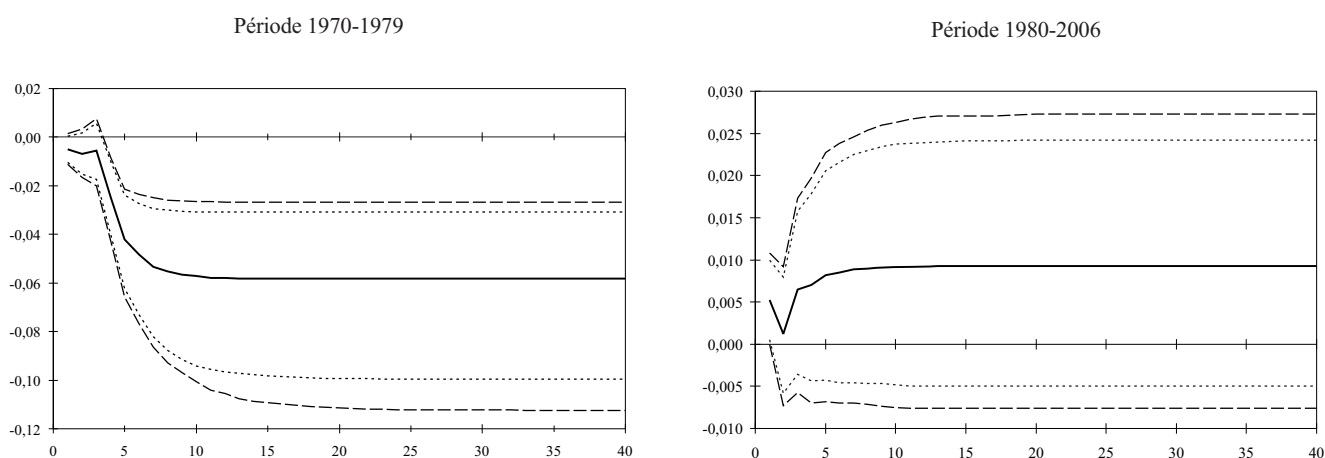
Le contexte international : un canal de transmission à privilégier

Nous utilisons comme indicateur de l'environnement international⁽¹⁵⁾ la demande étrangère⁽¹⁶⁾. 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 ;
- 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).

Graphique 2 : 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 variation du cours du Brent. C'est donc le taux de croissance cumulé 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.

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 :

$$\Delta \log(Y_t) = \sum_{i=1}^{pn} \alpha_i^1 \Delta \log(Y_{t-i})$$

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

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

$$+ \gamma_i^2 \Delta \log(Det_{t-i})] + \varepsilon_t^2$$

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

$$+ \gamma_i^3 \Delta \log(Det_{t-i})] + \varepsilon_t^3$$

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.

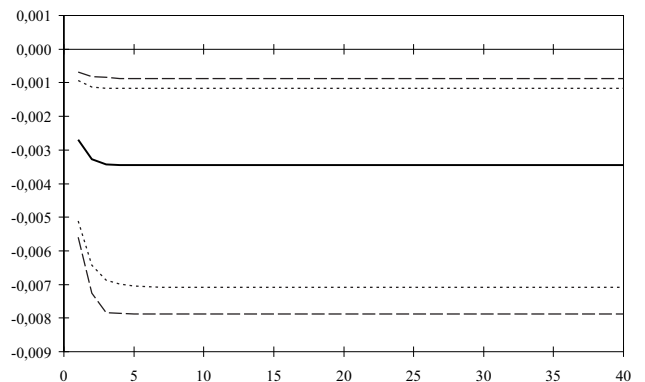
En pratique, nous estimons dans un premier temps un VAR en log-différence à deux variables : un indicateur du prix du pétrole (*Ppe*) et un indicateur de l'environnement international (*Det*). Ce VAR permet d'obtenir une fonction de réponse de l'indicateur de demande étrangère et du prix du pétrole à 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 A. 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 de ceux obtenus jusqu'à présent. 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. L'intervalle de confiance de la fonction de réponse du PIB est alors déplacé d'environ 1,5 point vers le bas. Nous choisissons de contraindre 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 3).

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

Graphique 3 : 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 sur la période 1980-2006



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.

Les modèles précédents nous permettent de conclure à une rupture de la relation entre le taux de croissance du PIB et les variations du prix du pétrole au début des années quatre-vingt. Après cette date, l'effet d'une hausse du prix du pétrole sur la croissance est très faible (au plus 0,2 point de croissance perdu lorsque le prix du pétrole double) et semble lié à la détérioration du contexte international. Concernant les explications que l'on peut donner à cette rupture, les modèles descriptifs utilisés sont assez peu adaptés en raison de leur manque de structure. On peut tout de même affirmer (Barlet et Crusson, 2007) que la date trouvée correspond à la période de forte baisse des consommations pétrolières en France. D'autre part, sur la période récente, nous trouvons que les variables monétaires et les salaires réagissent peu aux cours pétroliers. L'affaiblissement du canal monétaire semble donc également un bon candidat pour expliquer la rupture détectée. Pour un test plus rigoureux des hypothèses expliquant cette rupture le lecteur peut se reporter à Le Barbanchon (2007) ou Blanchard et Gali (2007). Ces deux articles, qui testent différentes hypothèses dans le cadre de modèles structurels concluent qu'il n'y a pas un seul facteur qui explique l'affaiblissement de la relation mais que celui-ci est du à une combinaison des canaux suivants : une absence de chocs négatifs simultanés aux hausses du prix du pétrole, une moindre utilisation du pétrole dans la production, un marché du travail plus flexible et une amélioration de la politique monétaire.

Afin d'explorer les autres voies suggérées par la littérature la dernière partie de cette étude teste la relation dans un cadre non linéaire (modèles *Markov-Switching*) suite aux travaux de Raymond et Rich (1997). À l'aide de ces modèles, il est possible de tester si l'effet des variations du prix du pétrole diffère en fonction de la position de l'économie dans le cycle. Si tel est le cas les modèles précédemment présentés sous estiment l'effet du prix du pétrole puisqu'ils n'autorisent pas cette différenciation.

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

Le modèle de référence : datation des cycles conjoncturels

Dans cette partie, nous estimons un modèle de référence (sans prix du pétrole) sur la période 1980-2006⁽¹⁷⁾ qui servira de base à notre travail. Plusieurs paramètres sont à déterminer pour ce modèle. 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 homoscédastique ou hétéroscédastique des résidus⁽¹⁸⁾ 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 :

Modèle MSM :

$$\Delta y_t - c(S_t) = \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i} - c(S_t)) + \varepsilon_t$$

Modèle MSI :

$$\Delta y_t = d(S_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

où S_t est l'état⁽¹⁹⁾ 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. Enfin, d'autres raffinements peuvent être apportés à ce modèle puisque tous les coefficients estimés (α_i) peuvent dépendre ou non de l'état de l'économie.

Procédure de choix du modèle

Nous restreindrons notre choix à un ensemble limité de modèles. Tout d'abord, nous considérerons uniquement des modèles où les résidus sont hétéroscédastiques⁽²⁰⁾. 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 deux⁽²¹⁾.

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 *Three pattern model* (TPM) 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.

Finalement, n'ayant qu'un nombre de modèles restreint à tester 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.

Nous estimons, tout d'abord, deux modèles avec, respectivement, deux et trois états et aucun terme autorégressif (tableau B.1 en annexe B). 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.

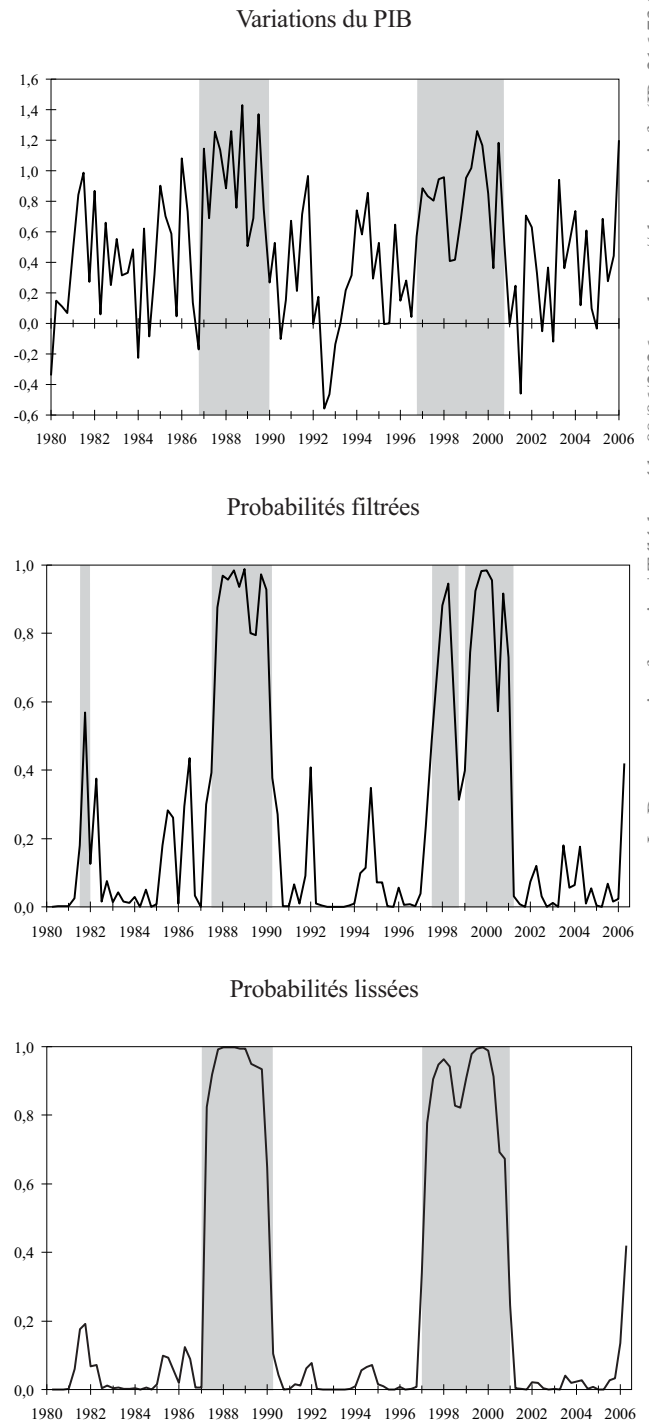
Nous comparons ensuite les modèles à deux états avec des termes autorégressifs. Les estimations des différentes spécifications sont données en annexe B. Les résultats nous conduisent à choisir le modèle sans termes autorégressifs. Pour les autres modèles à deux états, soit les termes autorégressifs sont 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). Enfin, nous avons vérifié que ces résultats restent inchangés si les termes autorégressifs dépendaient de l'état S .

Notre modèle de référence est donc :

$$\Delta \log(Y_t) = \mu_1 S_t + \mu_0 (1 - S_t) + \varepsilon_t^S \quad (\text{Modèle 1})$$

où $\varepsilon_t^S \rightarrow N(0, \sigma^2)$

Graphique 4 : modèle de Markov-Switching à deux états



Note de lecture : les plages grisées indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité (lissée ou filtrée)⁽²²⁾ 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.

où S_t est donc une variable dichotomique qui représente l'état dans lequel se trouve l'économie. Par convention⁽²²⁾, 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 :

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

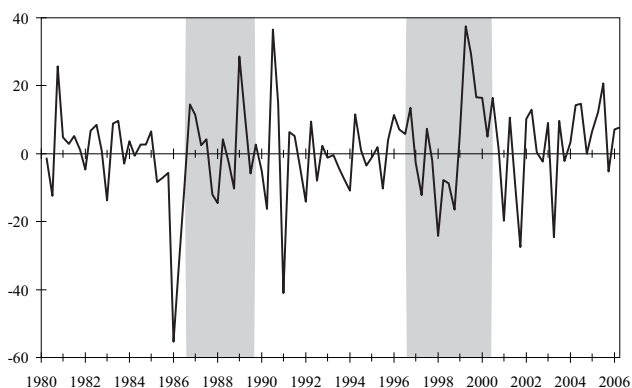
où p_{ii} est la probabilité de rester dans l'état i en $t+1$ quand l'économie était déjà dans l'état i en t .

Estimation du modèle de référence

Ce modèle⁽²³⁾ 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 basse) 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 4) 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.

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 5).

Graphique 5 : 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 supérieure à 0,5. La période d'estimation est 1980T2-2006T2.

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. Les probabilités de transition restent indépendantes des variations du prix du pétrole⁽²⁵⁾. 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%)⁽²⁶⁾.

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

$$\Delta \log(Y_t) = \mu_1 S_t + \mu_0 (1 - S_t) + \beta \Delta \log(Ppe_{t-1}) + \varepsilon_t^S \quad (\text{Modèle 3})$$

où $\varepsilon_t^S \rightarrow N(0, \sigma^2)$

Ce second modèle ne donne pas de résultats différents pour la datation des cycles (graphique 6), contrairement à ce qui a été trouvé pour les États-Unis. En outre, le coefficient affecté aux 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.

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 :

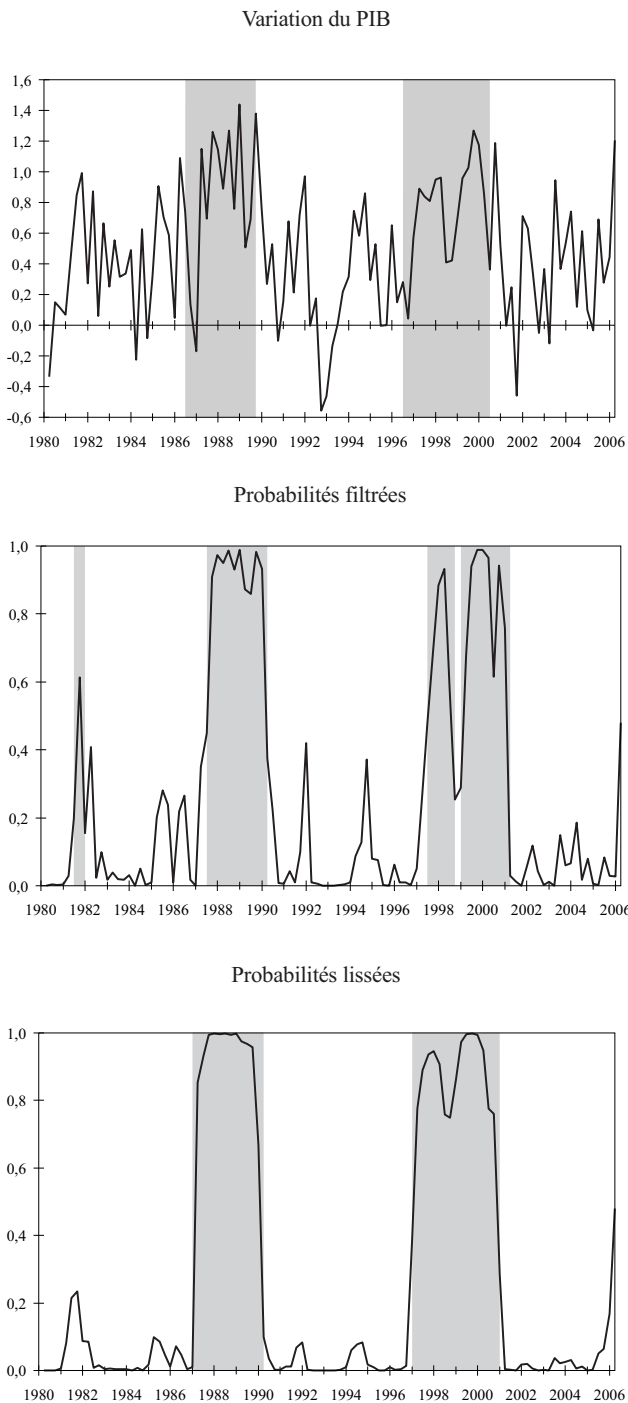
$$\Delta \log(Y_t) = \mu_1 S_t + \mu_0 (1 - S_t) + \sum_{s=0}^1 I(S_t = s) \beta^s \Delta \log(Ppe_{t-1}) + \varepsilon_t^S$$

où $\varepsilon_t^S \rightarrow N(0, \sigma^2)$

Pour ce modèle, la datation des cycles est toujours la même (graphique 7). Les variations du prix du pétrole ont un effet significativement négatif en bas de cycle (tableau 2).

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 croissance⁽²⁷⁾. Cet effet est relativement plus important que les effets mesurés précédemment. Une hausse brutale de 100% du prix du pétrole entraînerait une baisse de 0,7% du PIB au trimestre suivant, à condition que l'on soit dans une période de croissance modérée.

Graphique 6 : modèle de Markov-Switching à deux états avec prix du pétrole

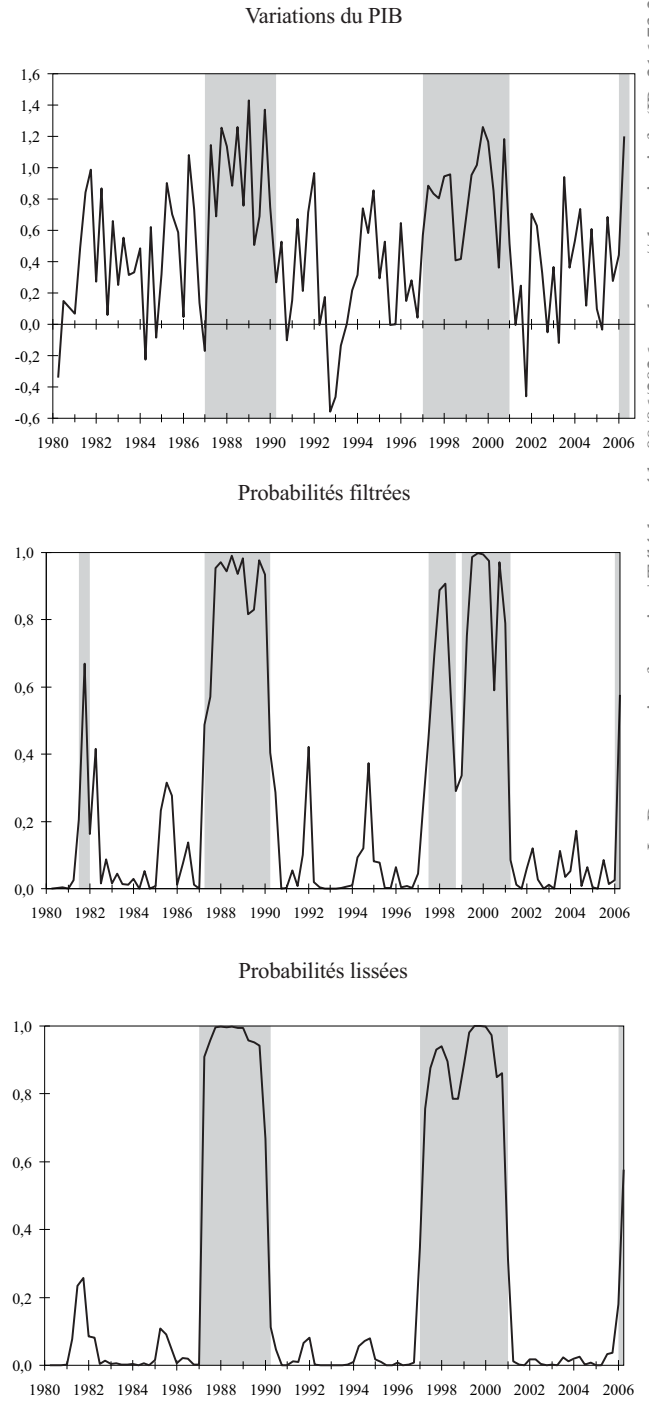


Note de lecture : les plages grisées indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité d'être dans l'état haut est supérieure à 0,5. Pour le graphique des variations du PIB ce sont les probabilités lissées qui sont utilisées. La période d'estimation est 1980T2-2006T2.

Robustesse

Afin de tester la robustesse de nos résultats nous réestimons le modèle en ajoutant différents retards pour les variations du prix du pétrole. Les tests de ratio de vraisemblance (dernière ligne du tableau C1 en annexe C) et les statistiques de Student montrent qu'il n'est jamais préférable d'ajouter des termes retardés des variations du prix du pétrole. En outre,

Graphique 7 : 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.

on retrouve cette conclusion si on ajoute un terme autorégressif au modèle (tableau C2 et tableau C3 en annexe C) que l'on utilise un modèle de type MSI ou MSM. Nos résultats semblent donc relativement robustes.

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

Tableau 2 : 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)
P_{11}	0,959*** (4,63)	0,953*** (4,63)	0,951*** (4,57)
P_{00}	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 %.

PIB sur la période 1980-2006, sauf lorsque l'effet du prix du pétrole est 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. Nos estimations ouvrent 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.

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 quatre-vingt. 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. 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 quatre-vingt 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 90 dollars, le prix réel du pétrole brut est encore sous son record historique : à taux de change et niveau des prix de novembre 2007, il faudrait que le cours du Brent atteigne 106 dollars le baril pour que le prix réel du pétrole brut dépasse son maximum historique de 1982.

Notes

- (1) Seuls Manera et Cologni (2006) y font référence.
- (2) Lescaroux (2006).
- (3) D'après les auteurs, les deux méthodes donnent des résultats similaires.
- (4) Modèle 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 et *alii*, 2002).
- (5) Nigem est un modèle macroéconométrique mondial du National Institute of Economic and Social Research.
- (6) Modèle zone euro développé par l'Insee et la Direction de la prévision. Ce modèle est alimenté par les données fournies par Eurostat, voir Beffy et *alii* (2004).
- (7) Dans 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.
- (8) Les estimations ont également été menées en utilisant le cours du Brent en euros déflaté par l'indice des prix à la consommation, cela ne modifie pas les conclusions.
- (9) Source : Observatoire de l'énergie et Comité professionnel du pétrole ; calculs des auteurs.
- (10) Le 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.
- (11) La notation 1978T3 correspond au troisième trimestre de 1978.
- (12) Cette 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.
- (13) C'est ce que Hamilton (1996) montre dans sa réponse à Hooker (1996).
- (14) Nous prenons la date la plus tardive, nous sommes ainsi assurés qu'il n'y ait pas de rupture après cette date.
- (15) Nous 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.
- (16) La demande étrangère est la moyenne des demandes intérieures finales exprimées sur les marchés extérieurs pondérées par la structure géographique des exportations françaises.
- (17) Une étude complémentaire à celle-ci Cornut (2007) montre en effet que même dans le cadre de modèle *Markov-Switching*, une rupture au début des années quatre-vingt apparaît.
- (18) Dans le cas hétéroscédastique, la variance des résidus dépend de l'état dans lequel se trouve le système.
- (19) Par exemple, un état de forte ou faible croissance.
- (20) Cette hypothèse inclut le cas où les résidus sont homoscedastiques et n'ajoute qu'un paramètre à estimer dans le modèle ; elle paraît donc préférable.

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

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

(23) L'estimation détaillée se trouve en annexe 2.

(24) La 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.

(25) Cornut (2007) montre que les variations du prix du pétrole n'ont pas d'impact significatif sur les probabilités de transition.

(26) Il 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%.

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

Bibliographie

Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchene S. et Pesin F. (2002). "Présentation du modèle Mésange : Modèle Économétrique de Simulation et d'Analyse Générale de l'Économie", *Document de travail*, Direction de la prévision.

Andrews D. W. K. (1993). "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, vol. 61(4), pp 82-856.

Audenis C., Biscourp P. et Riedinger N. (2002). "Le prix des carburants est plus sensible à une hausse qu'à une baisse du brut", *Économie et Statistique*, n° 359-360, pp. 149-166.

Audenis C., Bouscharain L., Deroyon J. et Ménard L. (2000). "Évaluation de l'impact des variations du prix du pétrole sur l'économie : Apport de deux modèles macro économétriques", *séminaire-recherche*, Insee-Crest.

Balke N. S., Brown S. P. A. et Yücel M. (1998). "Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship? ", *Economic and Financial Policy Review*, n°Q 1, pp. 2-11.

Barlet M. et Crusson L. (2007). "Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?", *Document de travail*, n° G2007/04, Insee.

Barsky R. B. et Kilian L. (2004). "Oil and the Macroeconomy Since the 1970s", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18(4), pp.115-134.

Beffy P. O., Bonnet X., Monfort B. et Darracq-Pariès M. (2004). "MZE, un modèle macroéconométrique pour la zone euro", *Économie et Statistiques*, n° 367, pp. 3-37.

Bernanke B. S., Gertler M. et Waston M. (1997). "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", *Working Paper*, n° 97-25, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University.

Blanchard J. O. et Gali J. (2007). "The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s so Different from the 1970s?", *Working Paper*, n° 0711, Massachusetts Institute of Technology, Center for Energy and Environmental Policy Research.

Bouscharain L. et Ménard L. (2000). "L'inflation européenne est-elle moins sensible aux variations du prix du pétrole ?", *Note de conjoncture*, Insee.

Cornec M. (2004). "Une datation mensuelle de la conjoncture française", *Note de conjoncture*, Insee.

Cornut S. (2007). "Analyse descriptive de la relation entre les variations du prix du pétrole et le taux de croissance du PIB français par des modèles à changements d'états markoviens", *Rapport de stage*, Insee.

Davis S. J. et Haltiwanger J. (2001). "Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes", *Journal of Monetary Economics*, vol. 48(3), pp. 465-512.

Hamilton J. D. (1983). "Oil and the Macroeconomy Since World War II", *Journal of Political Economy*, vol. 91(2), pp. 228-248.

Hamilton J. D. (1996). "This Is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship", *Journal of Monetary Economics*, vol. 38(2), pp. 215-220.

Hamilton J. D. (2003). "What is an Oil Shock?", *Journal of Econometrics*, vol. 113(2), pp. 363-398.

Hamilton J. D. (2005). "Oil and the Macroeconomy", *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Edition Steven N. Ourlauf and Laurence E. Blume.

Hooker M. A. (1996). “What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 38(2), pp. 195-213.

Jiménez-Rodríguez R. et Sanchez M. (2004). “Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries”, *Working Paper*, n° 362, European Central Bank.

L’Angevin C., Ouvrard J., Serravalle S. et Sillard P. (2005). “Impact d’une hausse durable du prix du pétrole en France et en zone euro”, in *L’économie française - Comptes et dossiers-édition - 2005-2006*, pp. 16-19.

Lardic S. et Mignon V. (2008). “Oil Prices and Economic Activity: An Asymmetric Cointegration Approach”, *Energy Economics*, vol. 30 (3), pp. 847-855.

Le Barbanchon T. (2007). “The Changing Response to Oil Price Shocks in France: a DSGE Approach”, *Document de travail*, n° G2007/07, Insee.

Lee K., Ni S. et Ratti R. (1995). “Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability”, *The Energy Journal*, n° 16, pp. 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 Cologni A. (2006). “The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries”, *Working paper*, n° 2006.29, Fondazione Eni Enrico Mattei.

Mork K. A. (1989). “When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton’s Results”, *Journal of Political Economy*, n° 97, pp. 740-745.

Psaradakis Z. et Spagnolo N. (2003). “On The Determination of The Number of Regimes in Markov-Switching Autoregressive Models”, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 24(2), pp. 237-252.

R Development Core Team (2005). “R: A Language and Environment for Statistical Computing R Foundation for Statistical Computing”.

Raymond J. E. et Rich R. W. (1997). “Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29(2), pp. 193-213.

Runkle D. (1987). “Vector Autoregressions and Reality”, *Research Department Staff Report*, n° 107, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

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

Le logiciel utilisé pour les estimations est R 2.3.0.

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.

Méthode de calcul des intervalles de confiance des fonctions de réponse

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 $\hat{\varepsilon}_t$ la série de résidu de l’équation estimée :

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

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 :

$$\hat{\varepsilon}_t \rightarrow N(0, \sigma)$$

Soit ε_t^* une série de même longueur que $\hat{\varepsilon}_t$ tirée aléatoirement dans la loi normale $N(0, \sigma)$. Nous effectuons une simulation dynamique de la variable endogène (y_t) en remplaçant $\hat{\varepsilon}_t$ 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 B : estimation de modèles à changements de régimes

Tableau B.1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MS(2)	MS(3)	MSI(2)-AR(1)	MSI(2)-AR(2)	MSM(2)-AR(1)	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)
σ_1	-	0,366*** (7,53)	-	-	-	-
σ_2	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_3	0,293*** (6,45)	0,047** (2,13)	0,296*** (6,31)	0,209*** (5,38)	0,296*** (6,37)	0,292*** (5,76)
P_{11}	-	0,350*** (10,52)	-	-	-	-
P_{12}	0,959*** (4,63)	0,870** (2,44)	0,959*** (4,63)	0,764** (1,99)	0,960*** (4,73)	0,954*** (4,00)
P_{13}	0,041 (c)	0,000 (0,001)	0,041 (c)	0,236 (c)	0,040 (c)	0,046 (c)
P_{21}	-	0,130 (c)	-	-	-	-
P_{22}	0,122 (c)	0,001 (c)	0,123 (c)	0,437 (c)	0,120 (c)	0,136 (c)
P_{23}	0,878*** (2,86)	0,357 (0,05)	0,877*** (2,82)	0,563 (0,52)	0,880*** (2,92)	0,864** (2,35)
P_{31}	-	0,643 (0,05)	-	-	-	-
P_{32}	-	0,047 (1,63)	-	-	-	-
P_{33}	-	0,020 (c)	-	-	-	-
AR(1)	-	0,933** (2,11)	-	-	-	-
AR(2)	-	-	0,049 (0,47)	0,031 (0,29)	0,044 (0,40)	0,049 (0,44)
L	-	-	-	0,282*** (3,48)	-	-0,142 (1,25)
X^2	52,64	49,99	52,53	50,09	52,56	51,72
	-	-	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 'Effet des variations du prix du pétrole selon la phase du cycle conjoncturel'. 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 X^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.

Tableau C.1 : estimation avec différents retards pour le prix du pétrole

	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
μ_0	0,331*** (6,77)	0,322*** (4,43)	0,327*** (6,52)	0,335*** (6,21)
μ_1	0,894*** (13,15)	0,876*** (12,88)	0,884*** (13,78)	0,882*** (15,80)
β_t^1		0,003 (0,72)	0,003 (0,85)	0,003 (0,91)
β_t^2		0,006 -1,52	0,005 (1,18)	0,008* (1,82)
β_{t-1}^1	-0,007** (-2,19)		-0,007** (-2,18)	-0,006 (-1,46)
β_{t-1}^2	0,002 (0,44)		0,000 (-0,09)	-0,006 (-1,14)
β_{t-2}^1				0,001 (0,42)
β_{t-2}^2				0,008* (1,89)
L	50,02	51,09	48,99	47,69
X^2			0,36	0,32

Tableau C.3 : estimation du modèle MSM(2) - AR (1) avec différents retards pour le prix du pétrole

	Modèle 11	Modèle 12	Modèle 13	Modèle 14
μ_1	0,346*** (5,87)	0,356*** (6,55)	0,349*** (6,43)	0,358*** (6,39)
μ_0	0,886*** (12,93)	0,903*** (12,17)	0,889*** (13,04)	0,881*** (14,08)
β_t^1	0,002 (0,67)		0,002 (0,73)	0,003 (0,91)
β_t^2	0,005 (1,34)		0,005 (1,12)	0,008* (1,81)
β_{t-1}^1		-0,007** (-2,22)	-0,007** (-2,18)	-0,006* (-1,70)
β_{t-1}^2		0,002 (0,47)	0,000 (-0,04)	-0,005 (-1,09)
β_{t-2}^1				0,003 (0,84)
β_{t-2}^2				0,008* (1,81)
α_{t-1}^1	0,009 (0,04)		0,003 (0,01)	0,070 (0,35)
α_{t-1}^2	0,101 (0,82)		0,119 (1,02)	0,142 (1,19)
L	49,76	48,45	47,58	46,12
X^2			0,42	0,32

La Documentation française | Téléchargé le 09/06/2026 sur <https://shs.cairn.info> (IP: 216.73.217.92)

Tableau C.2 : estimation du modèle MSI(2) - AR (1) avec différents retards pour le prix du pétrole

	Modèle 7	Modèle 8	Modèle 9	Modèle 10
μ_1	0,298*** (4,68)	0,296*** (5,20)	0,292*** (5,11)	0,291*** (4,90)
μ_2	0,966*** (5,61)	1,027*** (3,91)	0,979*** (5,32)	0,919*** (5,86)
β_t^1	0,003 (0,78)		0,003 (0,89)	0,003 (1,04)
β_t^2	0,006 (1,36)		0,005 (1,07)	0,008 (1,68)
β_{t-1}^1		-0,007** (-2,45)	-0,007** (-2,43)	-0,007* (-1,94)
β_{t-1}^2		0,001 (0,29)	0,000 (-0,05)	-0,005 (-0,97)
β_{t-2}^1				0,003 (0,90)
β_{t-2}^2				0,008 (1,67)
α_{t-1}^1	-0,087 (-0,49)		-0,095 (-0,52)	-0,034 (-0,20)
α_{t-1}^2	0,137 (1,12)		0,156 (1,36)	0,178 (1,52)
L	48,75	47,08	46,15	44,70
X^2			0,39	0,31

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 %.

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 %.