

TROIS QUESTIONS AUTOUR DE L'IMPACT À COURT TERME DES VARIATIONS DU PRIX DU PÉTROLE SUR LA CROISSANCE FRANÇAISE¹

Éric Heyer et Paul Hubert

OFCE, Sciences Po

Ce travail évalue différentes caractéristiques de l'impact de l'évolution du prix du baril de pétrole sur l'activité économique en France. Nous montrons qu'il existe un décalage de cet impact sur le PIB, qui serait en moyenne, sur la période 1985-2015, de 4 trimestres. L'effet, à la baisse comme la hausse, n'est significatif que pour des variations des prix du pétrole supérieures à 1 écart-type. L'effet asymétrique est extrêmement faible : l'effet est identique dans le cas d'une hausse ou d'une baisse de ce dernier. Seule la vitesse de diffusion diffère (3 trimestres dans le cas d'une hausse contre 4 dans celui d'une baisse). Enfin, l'effet dépend de la phase du cycle conjoncturel : il est très largement supérieur lorsque l'économie se situe dans un état de croissance modérée (basse conjoncture). Les résultats de cette étude indiquent donc que l'effet du contre-choc pétrolier est à venir et devrait se faire sentir à partir du 1^{er} trimestre 2016.

Mots clés : pétrole, décalage, inertie, non-linéarité au cycle, asymétrie.

Alors que le prix du baril du pétrole se situait au-dessus des 100 dollars depuis janvier 2011, il a connu une forte baisse sur les années 2014 et 2015 et s'établit aujourd'hui autour des 35 dollars. L'impact d'un tel choc sur l'économie mondiale et celle des principaux pays développés a déjà fait l'objet de nombreuses évaluations à l'aide notamment de modèles macro-économétriques². Ces études concluent majoritairement à un surcroît de croissance pour l'économie mondiale : l'impact récessif dans les pays exportateurs

1. Les auteurs tiennent à remercier Laurent Ferrara pour ses commentaires avisés.

2. Pour une revue récente de la littérature, voir Antonin *et al.* (2015).

nets serait plus que compensé par le surcroît d'activité engendré par la baisse des prix dans les pays importateurs nets. L'impact différencié pour les pays importateurs nets est principalement lié à leur intensité pétrolière. Cette dernière étant proche d'un grand pays européen à l'autre, les impacts sont finalement proches d'un pays à l'autre, l'Espagne étant la principale bénéficiaire et le Royaume-Uni le moins favorisé.

Ces effets variantiels issus des modèles économétriques standards supposent que l'influence du prix du pétrole sur l'activité économique s'exerce de façon linéaire, à court comme à long terme. Or, comme l'indique un grand nombre de travaux empiriques depuis les travaux pionner de Darby (1982) et Hamilton (1983)³, il existe plusieurs sources de non-linéarité du lien entre prix du baril et activité.

Nous nous proposons dans ce travail de revenir sur les trois questions suivantes : l'impact est-il immédiat ou existe-t-il un décalage temporel entre les variations du prix du pétrole et son incidence sur le PIB ? Les effets des variations du prix du pétrole sont-ils asymétriques ? Ces effets dépendent-ils du cycle conjoncturel ?

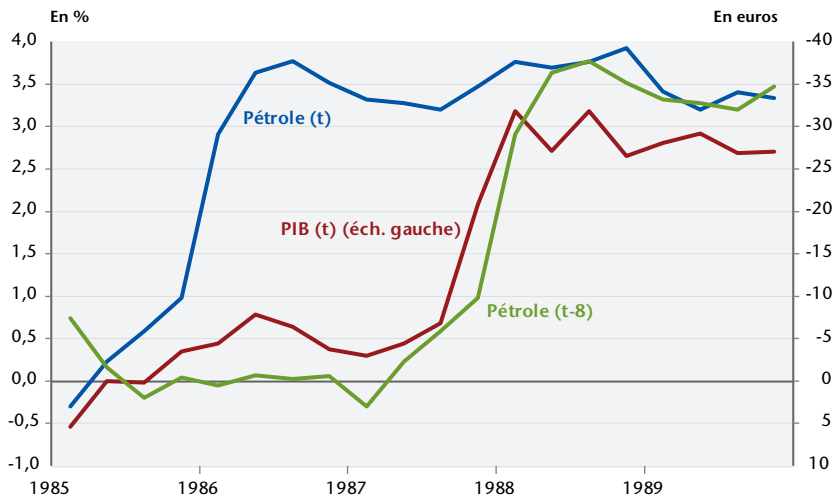
1. L'impact est-il immédiat ou existe-t-il un décalage temporel entre les variations du prix du pétrole et son incidence sur le PIB ?

L'analyse descriptive de l'incidence des variations du prix du pétrole sur l'activité économique indique que cette dernière ne serait pas instantanée. Le graphique 1 illustre ce décalage observé lors du contre-choc pétrolier de 1985 qui est de près de 8 trimestres (graphique 1).

Dans leur étude menée sur les principaux pays industrialisés, Jiménez-Rogriguez et Sanchez (2005) ont mis en évidence un décalage de l'impact d'une variation du prix du pétrole sur le PIB. Pour l'économie française, sur la période 1972-2001, ce décalage est en moyenne de 3 trimestres.

3. Pour une revue récente de la littérature, voir Huntington (1998).

Graphique 1. Variations du prix du pétrole et taux de croissance trimestriel (t) du PIB en 1985



Source : Comptes nationaux trimestriels, INSEE.

Avant de procéder à nos propres estimations, il nous apparaît opportun de nous interroger sur le choix de la variable « pétrole » à retenir. Nous avons retenu pour mesurer les prix du pétrole en termes réels le rapport entre le prix d'une variété dans le commerce international de pétrole brut, le Brent, en euros⁴, et l'indice des prix à la consommation en France. Cette façon de mesurer le prix du pétrole comporte un certain nombre d'avantages et notamment celui de permettre à nos résultats d'être comparables à ceux obtenus dans un grand nombre de travaux de modélisation macro-économique de cet effet.

Il convient ensuite de faire la distinction entre les variations du prix du pétrole et les « chocs » pétroliers afin de corriger d'un potentiel biais d'endogénéité⁵. Ainsi, l'origine des fluctuations du prix du pétrole peut être diverse : elles peuvent être liées à des variations de l'activité mondiale (choc de demande), à celle de l'offre de pétrole (choc d'offre) ou à des chocs exogènes. Or l'incidence de la variation du prix à l'activité peut être influencée par la nature du choc : une forte augmentation des prix du pétrole à la suite d'un choc favorable de l'activité mondiale devrait, selon toute

4. Comme le montrent Ramaprasad et Malliaris (2011), les variations de change euro-dollar jouent un rôle important d'amortisseur de l'impact des fluctuations du prix du pétrole.

5. Voir par exemple Kilian (2009).

vraisemblance, avoir un impact moins récessif qu'un choc négatif sur la production de pétrole (Archanskaïa *et al.*, 2012).

Afin de prendre en compte ces éventuels chocs et notamment celui de demande, nous avons régressé les fluctuations trimestrielles de notre indicateur de prix du pétrole (en euros constants) sur celles du PIB mondial sur la période 1980-2015. Le résidu de cette équation pouvant être considéré comme représentant les variations du prix du pétrole orthogonales à la demande mondiale, et donc des chocs exogènes :

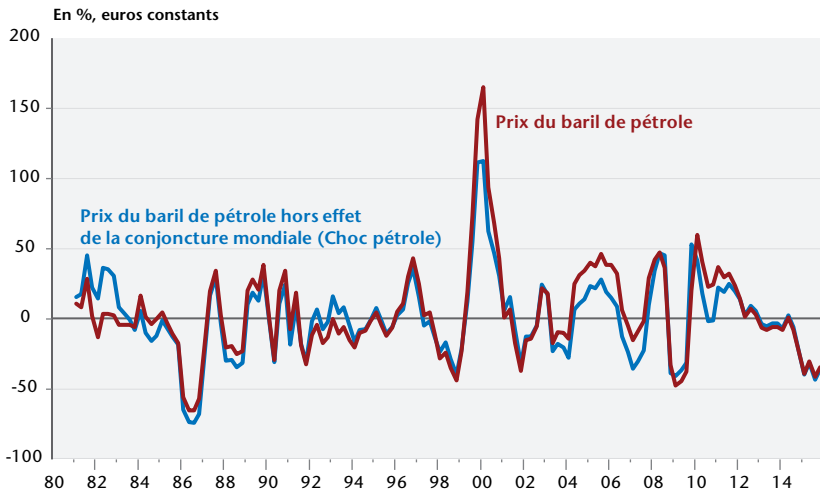
$$\Delta \log (\text{Pétrole}_t) = -0,09 + 9,98 * \Delta \log (\text{PIBmondial}_t) + \varepsilon_t$$

(-3,39) (3,79)

où ε_t constitue la série de chocs pétroliers, c'est-à-dire les évolutions du prix réel du Brent, hors effet de la demande mondiale, exprimées en euros (entre parenthèses figure le t de stat).

Le graphique 2 illustre ce résultat : selon cette démarche, les fluctuations du prix du pétrole seraient essentiellement dues à des chocs exogènes, les chocs d'activité expliquant l'essentiel de la hausse observée au cours de la deuxième moitié des années 2000 et la baisse observée fin 2008 et début 2009. Ce résultat confirme celui de Bernard *et al.* (2013) obtenu sur les trente dernières années au moyen d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR), du prix du pétrole, de l'activité économique mondiale et aussi de la production de pétrole.

Graphique 2. Taux de croissance annuel du prix du baril de pétrole



Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Dans la lignée des travaux d'Hamilton (2005) et de Barlet *et al.* (2009), nous avons estimé l'équation suivante :

$$\Delta \log(\text{PIB}_t) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \log(\text{PIB}_{t-i}) + \sum_{i=0}^m \sigma_i \Delta \log(\text{ChocPétrole}_{t-i}) + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \log(\text{DemAdressée}_{t-i}) + \varepsilon_t$$

Avec les variables suivantes :

- PIB* : PIB réel ;
ChocPétrole : cours du Brent hors effet de demande réel exprimé en euros (nous testerons aussi d'autres variables telles que le cours du Brent réel exprimé en euros) ;
DemAdressée : demande adressée à la France ;
n, m, p : nombre de retards pour les variations du PIB, de la variable pétrole et du PIB mondial ;
 Δ : opérateur indiquant une variation trimestrielle.

Cette régression suppose l'exogénéité du prix du pétrole à l'évolution de l'économie française, hypothèse qui paraît crédible pour une économie comme la France, à savoir non productrice de pétrole et dont la consommation est d'un poids trop modeste pour en influencer le prix.

Les estimations portent sur la période allant du premier trimestre 1985 au quatrième trimestre 2015. Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 1.

Les principaux résultats peuvent être synthétisés de la manière suivante :

1. Afin de contrôler d'une possible autocorrélation des résidus, des termes autorégressifs ont été introduits : seul le premier retard sort significativement ;
2. À l'instar des résultats de Jiménez-Rodríguez et Sanchez (2005), nos résultats mettent en évidence un décalage de l'impact négatif d'une variation du prix du pétrole sur le PIB français. Ce décalage serait en moyenne, sur la période 1985-2015, de 4 trimestres⁶ (équation 1) ;

6. Nous avons mené cette même analyse sur 5 grands pays développés (Allemagne, Italie, Espagne, Royaume-Uni et États-Unis). Les résultats sont résumés dans le tableau figurant en annexe. Il ressort de ce travail que si un décalage est également observé pour ces pays, celui est moins long que celui observé pour la France : il est de 3 trimestres pour l'Allemagne et le Royaume-Uni, de 2 trimestres pour l'Italie et l'Espagne, et enfin de seulement 1 trimestre pour les États-Unis.

Tableau 1. Résultats d'estimations de la relation entre taux de croissance du PIB et variations du prix du pétrole

		eq 1	eq 2	eq 3	eq 4	eq 5
Retard		$\Delta\log(\text{PIB})$	$\Delta\log(\text{PIB})$	$\Delta\log(\text{PIB})$	$\Delta\log(\text{PIB})$	$\Delta\log(\text{PIB})$
Constante	t	0,001 (0,91)	0,001*** (2,86)	0,001*** (2,72)	0,001 (0,10)	0,001** (2,20)
	t-1	0,547*** (4,62)	0,631*** (8,17)	0,637*** (8,21)	0,631*** (7,24)	0,611*** (7,26)
$\Delta\log(\text{PIB})$	t-2	0,030 (0,29)				
	t-3	0,009 (0,11)				
	t-4	0,063 (0,87)				
	t	-0,001 (-0,81)				
$\Delta\log(\text{ChocPétrole})$	t-1	-0,003 (-1,48)				
	t-2	0,001 (0,47)				
	t-3	0,003 (1,48)				
	t-4	-0,004*** (-2,92)	-0,004*** (-3,13)			
	t-5	0,001 (0,12)				
$\Delta(\text{ChocPétrole})$	t-4			-0,015*** (-2,92)		
$\Delta(\text{Pétrole})$	t-4				-0,015*** (-3,00)	
$\Delta\log(\text{Pétrole})$	t-4					-0,004*** (-3,42)
$\Delta\log(\text{DemAdressée})$	t	0,099*** (5,43)	0,072*** (4,43)	0,072*** (4,51)	0,090*** (6,79)	0,016*** (4,62)
Diagnostic statistique						
Période estimation		1985-2015	1985-2015	1985-2015	1985-2015	1985-2015
R2 ajusté		0,666	0,665	0,661	0,607	0,663
SSR		0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
SER		0,003	0,003	0,003	0,003	0,003
LM(4)		6,99 ($p>0,14$)	4,58 ($p>0,33$)	5,33 ($p>0,26$)	5,02 ($p>0,28$)	4,82 ($p>0,31$)
Arch(4)		2,59 ($p>0,63$)	2,36 ($p>0,67$)	3,14 ($p>0,42$)	3,86 ($p>0,43$)	3,27 ($p>0,52$)
Jarque - Bera		1,96 ($p>0,37$)	1,85 ($p>0,40$)	2,11 ($p>0,35$)	0,19 ($p>0,91$)	1,89 ($p>0,39$)

Notes : Entre parenthèses figure le t-stat.

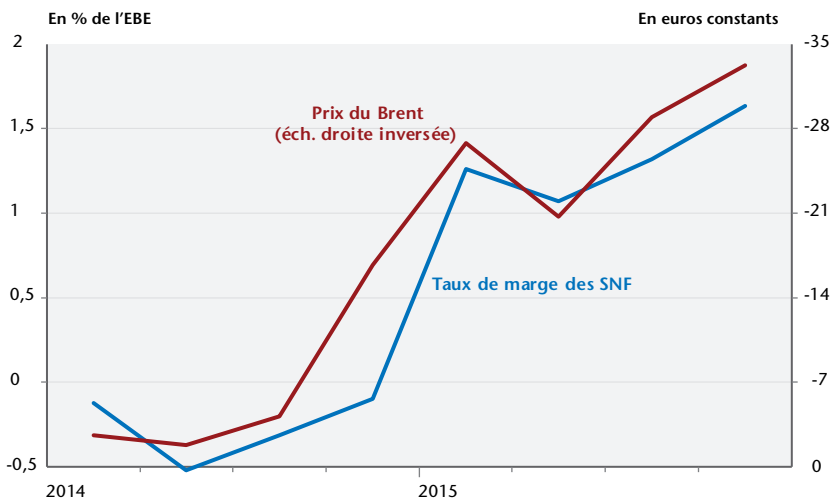
*, **, *** signifie une significativité des coefficients à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

3. Les coefficients estimés sont du signe attendu, cohérent avec l'intuition économique (positif pour le terme autorégressif, négatif pour le prix du pétrole) ;
4. Nous avons testé l'impact du taux de croissance des prix du pétrole ou de sa variation sur le taux de croissance de l'économie : les deux formulations concluent à un retard de 4 trimestres (équations 3 et 4) ;
5. Nos résultats sont indifférents à l'introduction directe de la variable *ChocPétrole* ou de la variable *Pétrole* accompagnée de la demande adressée à la France (équations 4 et 5) ;
6. Ces régressions ont toutes des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test de White et du test ARCH. Enfin, selon le test de Jarque-Berra, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

Cette incidence retardée des prix du pétrole sur l'activité laisse à penser qu'à court terme, les agents économiques (entreprises et ménages) absorbent le choc. C'est d'ailleurs ce que suggère le récent contre-choc pétrolier qui a permis une forte restauration des marges des entreprises (graphique 3) et du taux d'épargne des ménages (graphique 4).

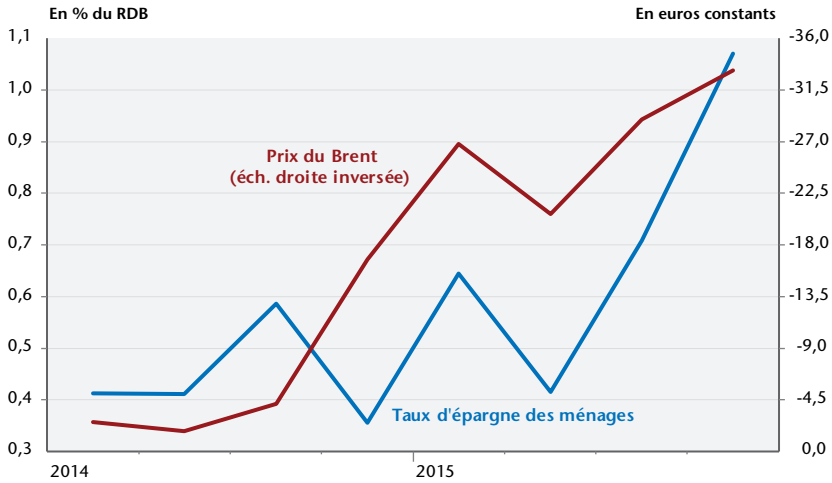
Graphique 3. Évolution du taux de marge des SNF et du baril de pétrole



Note : SNF : Sociétés non financières.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Graphique 4. Évolution du taux d'épargne et du baril de pétrole



Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Ce dernier constat traduit l'idée selon laquelle les variations du prix du pétrole se répercutent rapidement mais non intégralement dans les prix de consommation⁷ (tableau 2, eq6) et dans les prix de production (tableau 2, eq7) et la diffusion sur l'activité est plus lente.

Tableau 2. Résultats d'estimations de la relation entre taux de croissance du PIB et variations du prix du pétrole

	Retard	eq 6 $\Delta \log(\text{IPCe}/\text{Pc})$	eq 7 $\Delta \log(\text{PPe}/\text{Pc})$
Constante	t	0,003 (1,16)	0,565 (0,66)
$\Delta \log(\text{ChocPétrole})$	t	0,108*** (5,51)	0,763*** (16,34)
	t-1	0,088*** (6,78)	
Diagnostic statistique			
Période estimation		1990-2015	1997-2015
R2 ajusté		0,667	0,754
SSR		0,025	0,310
SER		0,018	0,067
LM(4)		2,08 ($p > 0,72$)	4,82 ($p > 0,31$)
Arch(4)		7,02 ($p > 0,13$)	4,47 ($p > 0,35$)
Jarque - Bera		2,19 ($p > 0,33$)	0,43 ($p > 0,81$)

Notes : Entre parenthèses figure le t-stat.

*, **, *** signifie une significativité des coefficients à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

7. Ce résultat corrobore ceux d'Alvarez *et al.* (2011) sur données européennes.

Par ailleurs, les effets du prix du pétrole sur le PIB n'apparaissent qu'en cas de variations marquées. Comme l'illustre le tableau 3 (eq. 8 et 9), pour une taille de choc faible, c'est-à-dire inférieur à un écart type (soit une variation de 20 %), l'impact n'est pas significatif sur le PIB et conforte l'idée que les agents économiques sont en mesure d'absorber le choc lorsqu'il est faible.

Tableau 3. Résultats d'estimations de la relation entre taux de croissance du PIB et variations du prix du pétrole en fonction de la taille du choc

	Taille	Retard	eq 8 $\Delta \log(\text{PIB})$	eq 9 $\Delta \log(\text{PIB})$
Constante		t	0,001** (2,15)	0,001** (2,09)
$\Delta \log(\text{PIB})$		t-1	0,642*** (7,71)	0,638*** (7,37)
$\Delta \log(\text{DemAdressée})$		t	0,072*** (4,29)	0,071*** (4,16)
$\Delta \log(\text{Choc Pétrole})$	Faible	t-4	-0,005 (-0,27)	
	Élevé	t-4	-0,016*** (-2,78)	
$\Delta \log(\text{Choc Pétrole})$	Faible	t-4		-0,002 (-0,40)
	Élevé	t-4		-0,004*** (-2,70)
Taille	Élevé	t	0,001 (0,39)	0,001 (0,56)
Diagnostic statistique				
Période estimation			1985-2015	1985-2015
R2 ajusté			0,657	0,661
SSR			0,001	0,001
SER			0,003	0,003
LM(4)			5,00 ($p > 0,28$)	4,43 ($p > 0,35$)
Arch(4)			5,20 ($p > 0,27$)	3,31 ($p > 0,51$)
Jarque - Bera			2,17 ($p > 0,34$)	1,89 ($p > 0,39$)

Notes : Entre parenthèses figure le t-stat.

*, **, *** signifie une significativité des coefficients à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

2. Les variations du prix du pétrole ont-elles un effet asymétrique ?

Dans les variantes issues de modèles macro-économétriques tels que *Mésange* ou *emod.fr*, une hausse du prix du pétrole aura, en valeur absolue, un impact identique sur le PIB qu'une baisse du même montant.

Or, d'un point de vue théorique, il est possible d'envisager un effet asymétrique et ce pour plusieurs raisons :

- Pour Huntington (1998), l'effet asymétrique est dû principalement au fait que les prix des dérivés pétroliers réagissent plus à une hausse du cours du brut qu'ils ne baissent avec le prix du brut. Cet effet asymétrique a été mis en avant par Balke *et al.* (1998) et Davis et Haltiwanger (2001) sur données américaines et par Indjehagopian *et al.* (2000) sur données européennes. Par une approche économétrique sur données françaises, Audenis *et al.* (2002) mettent en évidence la présence d'asymétries significatives dans la transmission des chocs sur le prix du pétrole brut au prix à la pompe hors taxes. L'analyse est menée pour trois produits raffinés : le supercarburant plombé, le gazole et le fioul domestique ;
- Les variations du prix du brut entraînent un coût d'ajustement dû à la nécessité de réorganiser la production. Ce coût supplémentaire vient accentuer l'effet négatif d'une hausse et limiter l'effet positif d'une baisse (Balke *et al.*, 1998 ; Davis et Haltiwanger, 2001) ;
- La politique monétaire peut également être un vecteur d'asymétrie dans la transmission des chocs pétroliers (Tatom, 1988 ; Ferderer, 1996 ; Bernanke *et al.*, 1997 ; Leduc et Sill, 2004). Selon Bernanke *et al.* (1997), les autorités monétaires ne réagiraient pas lors d'un contre-choc pétrolier tandis qu'elles mèneraient une politique restrictive au moment d'un choc pétrolier de façon à éviter les spirales prix-salaires. Pour ces auteurs, la mise en place de politiques restrictives de lutte contre l'inflation par les banques centrales (hausse de taux d'intérêt), tout particulièrement la Réserve fédérale, expliqueraient l'essentiel des pertes d'activité à la suite d'un choc pétrolier, rendant alors peu probable la diffusion de la hausse des cours des produits pétroliers à l'inflation sous-jacente (Bouscharain et Ménard, 2000 ;

Hooker, 2002). Signalons que Balke *et al.* (2002) rejettent cette hypothèse : selon eux la réponse asymétrique du PIB réel est renforcée lorsque l'on neutralise les effets de la politique monétaire.

Un grand nombre de travaux empiriques, essentiellement sur données américaines, confirment cet effet asymétrique : Mork (1989), Mork *et al.* (1994) Hamilton (1996), Hamilton (2005), Lee, Ni et Ratti (1995), Lardic et Mignon (2005), mais aussi Cunado et Perez de Gracia (2003), Jiménez-Rogriguez et Sanchez (2005), Cologni et Manera (2008) sur données européennes également.

Notons cependant que Hooker (1996) et plus récemment Barlet et Crusson (2009) sur données françaises rejettent cette hypothèse d'asymétrie.

Nous avons procédé à nos propres évaluations en estimant pour la France sur la période 1985-2015 l'équation suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{PIB}_t) = & \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \log(\text{PIB}_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^{m1} \sigma_i \Delta \log(\text{ChocPétrole}_{t-i}) * \text{up}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{m2} \theta_i \Delta \log(\text{ChocPétrole}_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \log(\text{DemAdressée}_{t-i}) * \text{down}_{t-i} + \gamma \text{up}_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Avec les variables suivantes :

- PIB* : PIB réel ;
- ChocPétrole* : cours du Brent hors effet de demande réel exprimé en euros ;
- DemAdressée* : demande adressée à la France ;
- up* : indicatrice valant 1 les trimestres de hausse de prix du pétrole, 0 les trimestres de baisse ;
- down* : indicatrice valant 0 les trimestres de hausse de prix du pétrole, 1 les trimestres de baisse ;
- Δ : opérateur indiquant une variation.

Les principaux résultats, portant sur la période allant du premier trimestre 1985 au quatrième trimestre 2015, sont résumés dans le tableau 4 et peuvent être synthétisés de la manière suivante :

1. Lorsque l'on impose que le retard soit identique pour les périodes de hausse et les périodes de baisse ($m_1=m_2$), un retard de 4 trimestres semble encore le seul significatif et paraît confirmer le résultat de la section précédente ;
2. Cependant, dans ce cas de figure, seules les périodes de baisse du pétrole ont un impact significatif et du signe attendu sur l'activité, les périodes de hausse ne sortant plus significativement. Ce résultat semblerait corroborer l'idée de Bernanke, Gertler et Watson (1997) précédemment décrite ;
3. En revanche, lorsque l'on laisse la possibilité d'avoir des retards différents entre les effets d'une hausse et d'une baisse du prix du pétrole sur l'activité, nous trouvons que le retard le plus significatif dans le cas d'une baisse reste de 4 trimestres mais que dans le cas d'une hausse, l'effet serait plus rapide puisque le retard le plus significatif est de 3 trimestres. Nous retrouvons ici l'idée que les prix des dérivés pétroliers réagissent plus rapidement à une hausse du cours du brut qu'à une baisse (Huntington, 1998 ; Balke, Brown et Yücel, 1998 ; Davis et Haltiwanger, 2001 ; Indjehogian, Lantz et Simon, 2000 ; Audenis *et al.*, 2002) ;
4. Notons que dans ce dernier cas de figure, l'élasticité de l'activité au prix du pétrole est identique dans le cas d'une hausse ou d'une baisse de ce dernier⁸. Seule la vitesse de diffusion diffère (3 trimestres dans le cas d'une hausse contre 4 dans celui d'une baisse) ;
5. Enfin, ces régressions ont toutes des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscedastiques au regard du test de White et du test ARCH. Enfin, selon le test de Jarque-Berra, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

8. La statistique de Fisher associée au test de Wald est de 0,016591 indiquant l'acceptation de l'égalité des deux coefficients avec une probabilité de 0.8977.

Tableau 4. Résultats d'estimations de la relation asymétrique entre taux de croissance du PIB et variations du prix du pétrole

		eq 10	eq 11	eq 12
	Retard	$\Delta\log(\text{PIB})$	$\Delta\log(\text{PIB})$	$\Delta\log(\text{PIB})$
Constante	t	0,001 (1,56)	0,001 (1,24)	0,001 (0,60)
$\Delta\log(\text{PIB})$	t-1	0,628*** (7,78)	0,592*** (7,93)	0,724*** (10,41)
$\Delta(\text{ChocPétrole}) * \text{down}$	t-3		0,001 (0,09)	
	t-4	-0,016** (-2,33)		-0,018*** (-3,20)
$\Delta(\text{ChocPétrole}) * \text{up}$	t-3		0,001 (0,30)	-0,020** (-2,03)
	t-4	0,018 (0,77)		
up	t-3		0,001 (0,19)	0,075 (1,24)
	t-4	-0,073 (-0,96)		
down	t-4			0,053 (0,79)
$\Delta\log(\text{DemAdressée})$	t	0,083*** (4,32)	0,089*** (5,22)	0,041** (2,27)
Diagnostic statistique				
Période estimation		1985-2015	1985-2015	1985-2015
R2 ajusté		0,656	0,599	0,531
SSR		0,001	0,001	0,001
SER		0,003	0,003	0,003
LM(4)		0,89 ($p>0,93$)	4,58 ($p>0,33$)	3,68 ($p>0,45$)
Arch(4)		4,78 ($p>0,31$)	6,69 ($p>0,15$)	3,47 ($p>0,48$)
Jarque - Bera		2,68 ($p>0,26$)	2,17 ($p>0,34$)	0,24 ($p>0,89$)

Notes : Entre parenthèses figure le t-stat.

* , ** , *** signifie une significativité des coefficients à respectivement 10 % , 5 % et 1 %.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

3. Les effets des variations du prix du pétrole dépendent-ils du cycle conjoncturel ?

Il est possible d'imaginer également que les effets d'une variation du prix du brut soient dépendants du cycle économique (Raimond et Rich, 1997 ; Manera et Coligni, 2006 ; Barlet et Crusson, 2009) : d'un côté, en période de forte expansion, l'incidence d'un choc pétrolier pourrait être amortie par une compression des marges des entreprises tandis qu'en période de faible croissance, seule la baisse des salaires réels ou la hausse du chômage permettent de compenser la hausse du prix du brut (Lescaroux, 2006). Cunado et Perez de Gracia (2003) mettent en avant un impact plus important des augmentations de prix du baril lorsqu'ils suivent une période d'inflation modérée.

D'un autre côté, la réaction de politique monétaire pourrait être plus importante en période de forte croissance qu'en période de croissance faible et donc d'inflation faible. Dans leur étude portant sur l'économie française au cours de la période 1980-2006, Barlet et Crusson (2009) montrent qu'une hausse du prix du brut aura une incidence plus forte en période de croissance modérée qu'en période de croissance soutenue.

Afin de déterminer la position de l'économie dans le cycle, nous commençons par estimer un modèle Markov-Switching (MS) avec résidus hétéroscédastiques⁹, sans terme autorégressif, et autorisant le nombre d'états à être égal à deux, comme cela est souvent le cas dans la littérature (Raymond et Rich, 1997 ; Barlet et Crusson, 2009). Cependant ces travaux empiriques ont été réalisés sur la période n'intégrant pas la « Grande récession » de 2008. Nous avons, dans un deuxième temps, autorisé le nombre d'états à être égal à trois (voir Psaradakis et Spagnolo, 2003, pour la détermination du nombre d'états dans les modèles MS).

Le modèle à trois états, même s'il est plus instable¹⁰ que le précédent, paraît plus approprié à notre exercice puisqu'il permet de faire la distinction entre une période de faible activité (basse conjoncture) et une période de récession (crise économique). Dans

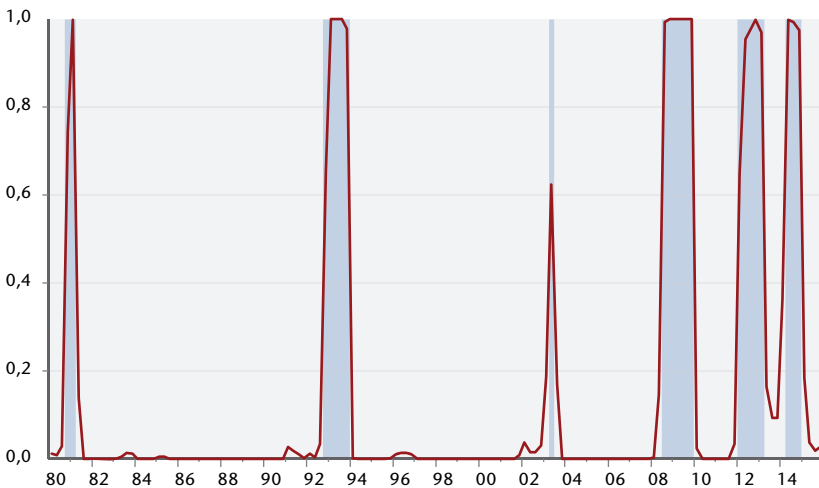
9. Cette dernière hypothèse suppose que la variance des résidus dépend de l'état dans lequel se trouve l'économie : cela suppose l'ajout d'un paramètre à estimer par rapport à l'hypothèse d'homoscédasticité.

10. Dans le sens où les probabilités de transition d'un état à l'autre sont plus élevées.

le cas d'un modèle à deux états, l'économie française serait aujourd'hui dans une période identique à celle de 2009 ou de 2007.

Dans le modèle à trois états, le premier, qui correspond à un état de « crise », se caractérise par un taux de croissance annuel moyen de -0,6 %, le deuxième, état de croissance modérée ou bas de cycle, par un taux de croissance de 1,2 % et le troisième, état de croissance forte ou haut de cycle, par un taux de croissance annuel moyen de 2,3 %.

Graphique 5. Probabilités lissées de l'économie française d'être dans un état de « crise » à l'aide d'un modèle Markov-Switching à 3 états



Note de lecture : les plages en grisées indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité d'être dans un état de « crise » est supérieure à 0,5.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

D'après ce modèle, l'économie a connu six périodes de « crise » depuis le début des années 1980. Outre la récession du début des années 1980 et de 1993, il décompose la période de la « Grande récession » en trois périodes de crise et trois périodes de « croissance modérée » : ce modèle date le début de la Grande récession au 3^e trimestre 2008 et arrête le premier temps de la crise au 4^e trimestre 2009. Puis, après une période de croissance modérée, il fait replonger l'économie française dans une période de crise à compter du 1^{er} trimestre 2012 et ce, pendant 4 trimestres. Puis un dernier temps de crise irait du 2^e trimestre 2014 au 4^e trimestre 2014 (graphiques 5 et 7).

Les périodes de « haute conjoncture » se concentreraient essentiellement dans la seconde moitié des années 1980, la fin des années 1990 et la période *post* « Grande récession ». Notons par ailleurs que depuis le déclenchement de la crise de 2008, l'économie aurait connu 6 trimestres de croissance soutenue, période allant du deuxième trimestre 2010 au troisième trimestre 2011 (graphiques 6 et 7).

La prise en compte d'un effet cycle a été testée en estimant pour la France sur la période 1985-2015 l'équation suivante :

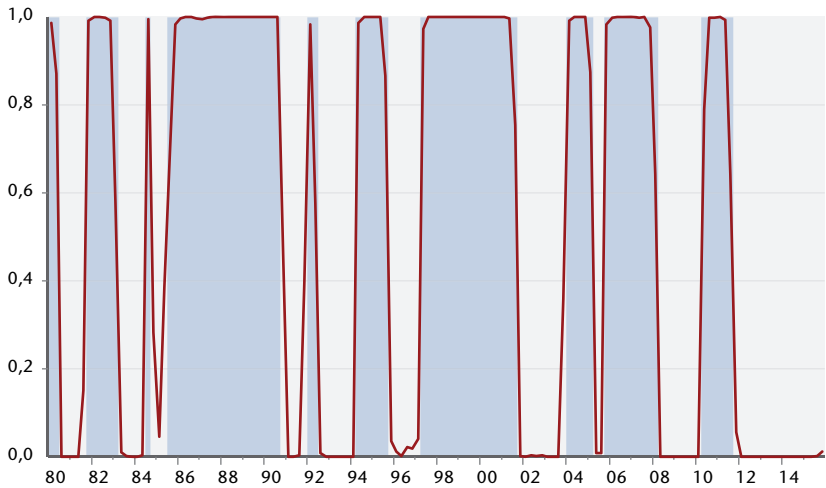
$$\begin{aligned} \Delta \log(PIB_t) = & \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \log(PIB_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^{m-1} \sum_{j=1}^p \sigma_{i,j} \Delta \log(ChocPétrole_{t-i}) * cycle_{j,t-i} + \\ & + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{i,j} cycle_{j,t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \log(DemAdressée_{t-i}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Avec les variables suivantes :

- PIB* : PIB réel ;
- ChocPétrole* : cours du Brent hors effet de demande réel exprimé en euros ;
- DemAdressée* : demande adressée à la France ;
- Cycle i* : indicatrice valant 1 les trimestres pour lesquels la probabilité pour l'économie d'être dans l'état *i* est supérieure à 0,5 (Nous testons aussi l'interaction de la variable pétrole avec les probabilités d'être dans chaque état. Cette variable continue est dénotée *cycle ip*) ;
- Δ : opérateur indiquant une variation.

Une fois ces états estimés, nous avons procédé à l'estimation de l'équation précédente dont les résultats sont repris dans le tableau 5.

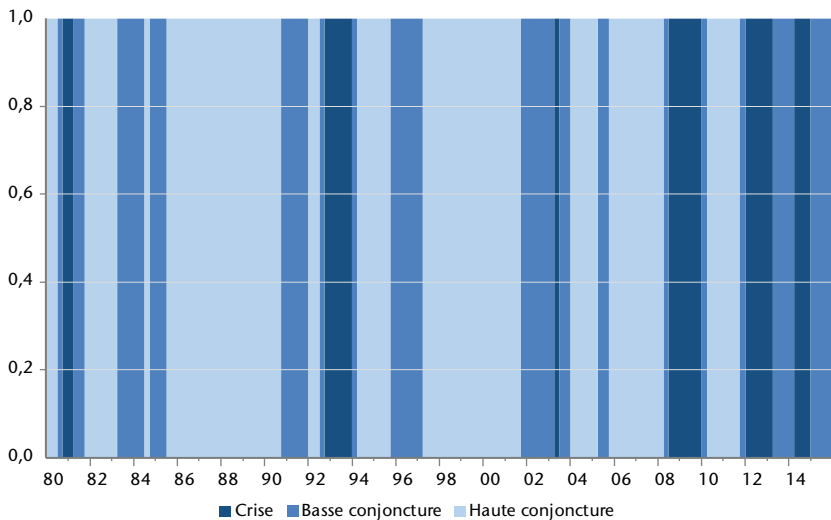
Graphique 6. Probabilités lissées de l'économie française d'être en « haute conjoncture » à l'aide d'un modèle Markov-Switching à 3 états



Note de lecture : les plages en grisées indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité d'être dans un état de « haute conjoncture » est supérieure à 0,5.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Graphique 7. Probabilités lissées de la situation de l'économie française à l'aide d'un modèle Markov-Switching à 3 états



Note de lecture : les plages en bleues claires indiquent les périodes pour lesquelles la probabilité d'être dans un état en « haute conjoncture » est supérieure à 0,5.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Ils peuvent être synthétisés de la manière suivante :

1. Lorsque le nombre d'états de l'économie est égal à deux (basse et haute conjoncture), il ressort de notre analyse que l'impact d'une variation du prix du pétrole sur l'activité dépend de la position dans le cycle de l'économie : seul un choc en basse conjoncture ressort significativement et avec une élasticité supérieure à celle observée sans prendre en compte l'état de la conjoncture (tableau 5, équation 13) ;
2. Lorsque l'on autorise le nombre d'états à être égal à trois (crise, basse et haute conjoncture), on constate que l'élasticité est non significative pour l'état « crise »¹¹ et l'état « haute conjoncture ». En revanche l'élasticité est très significative lorsque l'économie se situe en croissance modérée (basse conjoncture). Dans ce dernier cas, l'impact serait par ailleurs près de deux fois plus important que l'évaluation réalisée sans tenir compte de la conjoncture (tableau 5, équation 16) ;
3. Par ailleurs, nous retrouvons ce résultat lorsque nous utilisons les probabilités d'être dans un état (cycle ip) plutôt que des variables indicatrices : cela réduit les effets estimés mais l'élasticité de l'activité au prix du pétrole reste toujours très nettement supérieure dans la situation de « basse conjoncture » (tableau 5, équation 15) ;
4. En somme, quelle que soit la formulation retenue (2 ou 3 états, indicatrice ou probabilité), les résultats corroborent l'idée d'un décalage de 4 trimestres de l'incidence du prix du pétrole sur l'activité et d'une incidence du cycle (Raimond et Rich, 1997 ; Manera et Coligni, 2006 ; Barlet et Crusson, 2009 ; Lescaoux, 2006) ;
5. Enfin, ces régressions ont toutes des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test de White et du test ARCH. Enfin, selon le test de Jarque-Bera, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

11. Une hypothèse pour expliquer l'absence d'effets dans l'état « crise » est le faible nombre d'observations (moins de 20, qui de plus sont réparties sur 6 périodes), ce qui tend à fragiliser l'estimation économétrique de cet effet, d'autant plus lorsque celui-ci est retardé.

Tableau 5. Résultats d'estimations de la relation entre taux de croissance du PIB et variations du prix du pétrole en fonction du cycle

	Cycle	Retard	eq 13 $\Delta\log(\text{PIB})$	eq 14 $\Delta\log(\text{PIB})$	eq 15 $\Delta\log(\text{PIB})$
Constante		t	0,001** (2,15)	0,001** (2,12)	0,001** (2,03)
$\Delta\log(\text{PIB})$		t-1	0,215** (2,00)	0,525*** (6,71)	0,520*** (6,42)
$\Delta(\text{ChocPétrole}) * \text{cycle } i$	Bas	t-4	-0,025** (-2,27)		
	Haut	t-4	-0,007 (-0,72)		
$\Delta(\text{ChocPétrole}) * \text{cycle } i$	Crise	t-4		-0,002 (-0,24)	
	Bas	t-4		-0,031*** (-2,63)	
	Haut	t-4		-0,007 (-1,15)	
$\Delta(\text{ChocPétrole}) * \text{cycle } ip$	Crise	t-4			-0,001 (-0,12)
	Bas	t-4			-0,027** (-2,09)
	Haut	t-4			-0,008 (-1,23)
Cycle Crise		t-4	-0,001 (-1,42)	-0,004 (-0,09)	-0,001 (-0,01)
Cycle Bas		t-4		-0,006 (-1,25)	-0,068 (-1,30)
$\Delta\log(\text{DemAdressée})$		t	0,123*** (6,01)	0,111*** (4,96)	0,112*** (4,94)
Diagnostic statistique					
Période estimation			1985-2015	1985-2015	1985-2015
R2 ajusté			0,606	0,605	0,604
SSR			0,001	0,001	0,001
SER			0,003	0,003	0,003
LM(4)			5,76 ($p>0,22$)	7,32 ($p>0,11$)	6,33 ($p>0,18$)
Arch(4)			1,16 ($p>0,88$)	1,18 ($p>0,88$)	0,92 ($p>0,92$)
Jarque - Bera			0,18 ($p>0,91$)	0,33 ($p>0,85$)	0,28 ($p>0,87$)

Notes : Entre parenthèses figure le t-stat.

*, **, *** signifie une significativité des coefficients à respectivement 10%, 5% et 1%.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

4. Les effets des variations du prix du pétrole sont-ils doublement non-linéaires ?

Nous avons ensuite testé simultanément l'asymétrie et la position dans le cycle. Les résultats sont reproduits dans le tableau 6. Ils confirment les résultats précédents à savoir :

1. Lorsque l'on impose que le retard soit identique pour les périodes de hausse et les périodes de baisse, un retard de 4 trimestres semble encore le plus significatif et confirme les résultats des sections précédentes. Dans ce cas de figure, seules les phases de baisse du pétrole ont un impact significatif et du signe attendu sur l'activité, les périodes de hausse ne sortant plus significativement. Enfin, l'impact sur l'activité n'est significatif qu'en période de « basse conjoncture » (tableau 6, eq. 16) ;
2. Lorsque l'on permet aux phases de hausse et de baisse d'avoir des retards différents, on retrouve ici le résultat obtenu précédemment indiquant un effet plus rapide des hausses de prix du pétrole sur l'activité (3 trimestres au lieu de 4 pour les baisses). D'après cette dernière estimation, seules les hausses dans une période de « basse conjoncture » seraient significatives (tableau 6, eq. 17).

5. Conclusion : Quel impact sur le PIB français de la baisse récente du baril de pétrole ?

Notre travail met en avant différents aspects de l'incidence des évaluations du prix du baril sur l'activité en France :

1. Il existe un décalage de l'impact d'une variation du prix du pétrole sur le PIB français. Ce décalage serait en moyenne, sur la période 1985-2015, de 4 trimestres ;
2. L'effet, à la baisse comme la hausse, n'est significatif que pour des variations des prix du pétrole supérieures à 1 écart-type ;
3. L'effet asymétrique est extrêmement faible : l'élasticité de l'activité au prix du pétrole est identique dans le cas d'une hausse ou d'une baisse de ce dernier. Seule la vitesse de diffusion diffère (3 trimestres dans le cas d'une hausse contre 4 dans celui d'une baisse) ;

Tableau 6. Résultats d'estimations de la relation entre taux de croissance du PIB et variations du prix du pétrole en fonction du cycle

		eq 16	eq 17
Cycle		$\Delta\log(\text{PIB})$	$\Delta\log(\text{PIB})$
Constante	t	0,001 (0,39)	0,001 (0,64)
$\Delta\log(\text{PIB})$	t-1	0,510*** (6,67)	0,313*** (3,33)
$\Delta(\text{ChocPétrole}) \cdot \text{cycle i} \cdot \text{down}$	Crise	t-4	0,003 (0,27)
	Bas	t-4	-0,037* (-1,84)
	Haut	t-4	-0,002 (-0,29)
$\Delta(\text{ChocPétrole}) \cdot \text{cycle i} \cdot \text{up}$	Crise	t-4	0,053 (1,25)
	Bas	t-4	0,039 (0,93)
	Haut	t-4	0,004 (0,02)
$\Delta(\text{ChocPétrole}) \cdot \text{cycle i} \cdot \text{up}$	Crise	t-3	-0,010 (-0,59)
	Bas	t-3	-0,030** (-2,05)
	Haut	t-3	-0,001 (-0,27)
Cycle Haut	t-4	-0,001 (-1,60)	0,001 (1,37)
Cycle Haut	t-3		-0,001 (-0,83)
Cycle Bas	t-4	-0,001 (-1,04)	0,001 (1,16)
Cycle Bas	t-3		-0,001 (-1,31)
down	t-4	0,001 (1,28)	0,001 (1,07)
up	t-3		0,001 (1,60)
$\Delta\log(\text{DemAdressée})$	t	0,129*** (7,41)	0,108*** (5,15)
Diagnostic statistique			
Période estimation		1985-2015	1985-2015
R2 ajusté		0,629	0,613
SSR		0,001	0,001
SER		0,003	0,003
LM(4)		7,39 ($p > 0,12$)	6,29 ($p > 0,18$)
Arch(4)		3,68 ($p > 0,45$)	3,57 ($p > 0,46$)
Jarque - Bera		1,86 ($p > 0,39$)	4,38 ($p > 0,11$)

Notes : Entre parenthèses figure le t-stat.

*, **, *** signifie une significativité des coefficients à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.

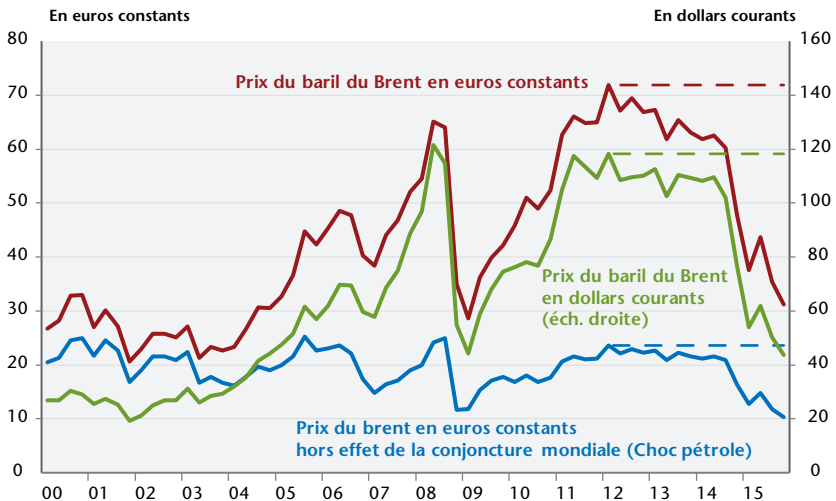
4. Enfin, l'effet des variations du prix du pétrole sur l'activité dépend de la phase du cycle conjoncturel : l'élasticité est non significativement différente de zéro dans les états « crise » et « haute conjoncture ». En revanche l'élasticité est très largement supérieure en valeur absolue lorsque l'économie se situe en croissance modérée (basse conjoncture).

Nous pouvons en guise de conclusion appliquer ces résultats à la situation observée depuis 2012. Entre le premier trimestre 2012 et le quatrième trimestre de 2015, le prix du baril de Brent est passé de 118 dollars à 43 dollars soit une baisse de 75 dollars en 3 ans. Si on tient compte du taux de change euro-dollar et des évolutions du prix de consommation en France, cette baisse équivaut à une réduction de 41 euros au cours de cette période (graphique 8).

Nous avons évalué l'incidence d'une telle baisse sur le PIB trimestriel français en tenant compte du retard, de l'asymétrie et de la phase du cycle conjoncturel mis en avant précédemment.

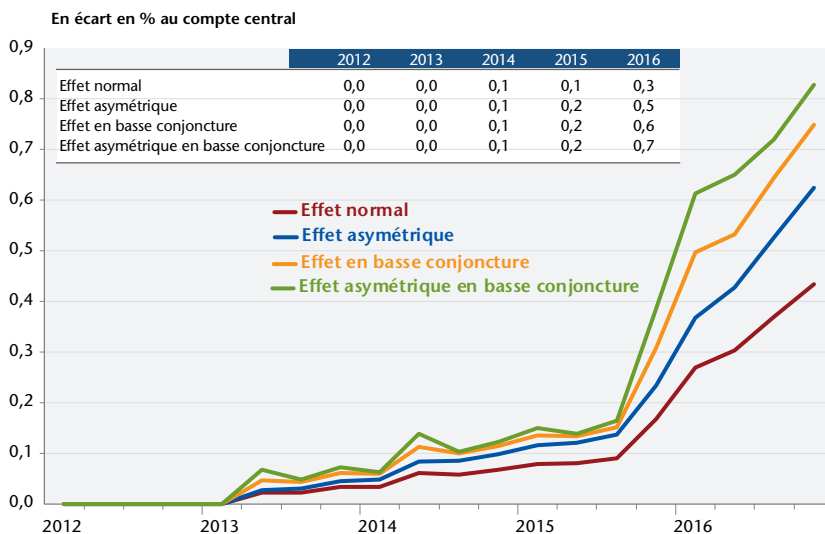
Les résultats de ces variantes indiquent que l'effet du contre-choc pétrolier n'est finalement pas très visible en 2015. Comme l'illustre le graphique 9, l'effet devrait se faire sentir à partir du premier trimestre 2016 et ce quelles que soient les hypothèses retenues. L'effet positif du contre-choc pétrolier est donc à venir !

Graphique 8. Évolution du prix du baril de Brent



Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Graphique 9. Impact sur le PIB de la baisse du baril depuis 2012



Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Références

- Alvarez L., S. Hurtado, I. Sanchez et C. Thomas, 2011, « The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation », *Economic Modelling*, 28 : 422-431.
- Antonin C., B. Ducoudré, H. Péléraux, C. Riffart et A. Saussay, 2015, « Pétrole : du carbone pour la croissance », *Revue de l'OFCE*, 138.
- Archanskaïa L., J. Creel, P. Hubert, 2012, « The nature of oil shocks and the global economy », *Energy Policy*, 42 : 509-520.
- Audenis C., P. Biscourp et N. Riedinger, 2002, « Le prix des carburants est plus sensible à une hausse qu'à une baisse du brut », *Économie et Statistique*, 359-360 : 149-166.
- Balke N., S. Brown et M. Yücel, 1998, « Crude oil and gasoline prices: An asymmetric relationship ? », *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Policy Review*, 1998Q1 : 2-11.
- Balke N., S. Brown et M. Yücel, 2002, « Oil price shocks and the U.S. economy: Where does the asymmetry originate? », *Energy Journal*, 23 : 27-52.
- Barlet M. et L. Crusson, 2009, « Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ? », *Économie et Prévision*, 188 : 23-41.
- Bernard J. B., G. Cléaud, N. Jess et D. Roucher, 2013, « Comment prévoir le prix du pétrole ? », INSEE, *Note de conjoncture*, juin.

- Bernanke B., M. Gertler et M. Watson., 1997, « Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997.1 : 91-157.
- Bouscharain L. et L. Ménard, 2000, « L'inflation européenne est-elle moins sensible aux variations du prix du pétrole? », INSEE, *Note de Conjoncture*, juin, 22-29.
- Cognigni A. et M. Manera, 2008, « Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries », *Energy Economics*, 30 : 856-888.
- Cunado J. et F. Perez de Gracia, 2003, « Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries », *Energy Economics* 25 : 137-154.
- Darby M., 1982, « The price of oil and world inflation and recession », *American Economic Review*, 72 : 738-751.
- Davis S. et J. Haltiwanger, 2001, « Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes », *Journal of Monetary Economics*, 48(3) : 465-512.
- Ferderer J. P., 1996, « Oil price volatility and the macroeconomy », *Journal of Macroeconomics*, 18 : 1-16.
- Hamilton J., 1983, « Oil and the macroeconomy since World War II », *Journal of Political Economy*, 91 : 228-248.
- Hamilton J., 1996, « This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship », *Journal of Monetary Economics*, 38(2) : 215-220.
- Hamilton J., 2005, « Oil and the macroeconomy », *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Edition Steven N. Ourlauf and Laurence E. Blume.
- Hooker M., 1996, « What happened to the oil price-macroeconomy relationship? », *Journal of Monetary Economics*, 38(2) : 195-213.
- Hooker M., 2002, « Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime », *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2) : 540-561.
- Huntington H., 1998, « Crude oil prices and U.S. economic performance: Where does the asymmetry reside? », *The Energy Journal*, 19(4) : 107-132.
- Huntington H., 2005, « The economic consequences of higher crude oil prices », *Energy Modeling Forum*, Final Report EMF SR9. Stanford University.
- Indjehagopian J.-P., F. Lantz et V. Simon, 2000, « Dynamics of heating oil market prices in Europe », *Energy Economics*, 22(2) : 225-252.
- Jimenez-Rodriguez R., M. Sanchez, 2005, « Oil price shocks and real GDP growth: Empirical evidence for some OECD countries », *Applied Economics*, 37 : 201-228.
- Kilian L., 2009, « Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market », *American Economic Review*, 99(3) : 1053-1069.

- Lardic S. et V. Mignon, 2005, « Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach », *Energy Economics*, 30(3) : 16-19.
- Leduc S. et K. Sill, 2004, « A quantitative analysis of oil price shocks, systematic monetary policy and economic downturns », *Journal of Monetary Economics*, 51 : 781-808.
- Lee K. Ni S. 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 américaine*, Thèse, École nationale supérieure du Pétrole et des moteurs et Université de Bourgogne.
- Manera M. et A. Coligni, 2006, « The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov-Switching analysis for the G-7 countries », *Fondazione Eni Enrico Mattei Working Paper*, 2006.29.
- Mork K., 1989, « When prices go up and down: An extension of Hamilton's Results », *Journal of Political Economy*, 97 : 740-745.
- Mork K., O. Olsen et H. Mysen, 1994, « Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries », *Energy Journal*, 15 : 19-35.
- 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.
- Raimond J. et R. Rich, 1997, « Oil and the macroeconomy: A Markov-Switching approach », *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(2) : 193-213.
- Ramaprasad B. et A. Malliaris, 2011, « Oil prices and the impact of the financial crisis of 2007-2009 », *Energy Economics*, 33 : 1049-1054.
- Tatom J., 1988, « Are the macroeconomic effects of oil price changes symmetric? », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 28 : 325-368.

ANNEXE. Relation entre taux de croissance du PIB et variation du prix du pétrole : une comparaison internationale

Résultats d'estimations de la relation entre taux de croissance du PIB et variations du prix du pétrole

	Retard	FRA $\Delta\log(\text{PIB})$	DEU $\Delta\log(\text{PIB})$	ITA $\Delta\log(\text{PIB})$	ESP $\Delta\log(\text{PIB})$	GBR $\Delta\log(\text{PIB})$	USA $\Delta\log(\text{PIB})$
Constant	t	0,001 (0,10)	-0,001 (-1,13)	-0,001*** (-3,56)	0,001 (1,12)	0,002*** (6,94)	0,003*** (3,43)
$\Delta\log(\text{PIB})$	t-1	0,631*** (7,24)		0,324*** (4,94)	0,768*** (13,09)	0,567*** (9,84)	
	t-2		0,137** (2,10)				0,261*** (4,73)
$\Delta(\text{Pétrole})$	t-1						-0,013* (-1,87)
	t-2			-0,019*** (-3,26)	-0,006** (-2,02)		
	t-3		-0,017** (-2,05)			-0,009** (-2,01)	
	t-4	-0,015*** (-3,00)					
$\Delta\log(\text{DemAdressée})$	t	0,090*** (6,79)	0,261*** (11,27)	0,209*** (11,06)	0,054*** (3,80)	0,021 (1,42)	0,134*** (5,00)
Diagnostic statistique							
Période estimation		1985-2015	1992-2015	1996-2015	1997-2015	1990-2015	1985-2015
R2 ajusté		0,607	0,707	0,843	0,912	0,713	0,410
SSR		0,001	0,002	0,001	0,001	0,001	0,002
SER		0,003	0,004	0,003	0,002	0,003	0,005
LM(4)		5,02 ($p>0,28$)	0,998 ($p>0,91$)	1,25 ($p>0,87$)	0,44 ($p>0,98$)	3,35 ($p>0,50$)	3,19 ($p>0,53$)
Arch(4)		3,86 ($p>0,43$)	4,81 ($p>0,31$)	4,38 ($p>0,36$)	4,15 ($p>0,39$)	6,25 ($p>0,18$)	6,16 ($p>0,19$)
Jarque - Bera		0,19 ($p>0,91$)	2,99 ($p>0,22$)	2,09 ($p>0,35$)	0,82 ($p>0,66$)	1,31 ($p>0,52$)	1,49 ($p>0,47$)

Notes : Entre parenthèses figure le t-stat.

*, **, *** signifie une significativité des coefficients à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : INSEE, calculs des auteurs.