

Le prix des carburants est plus sensible à une hausse qu'à une baisse du brut

Cédric Audenis, Pierre Biscourp et Nicolas Riedinger*

La présence d'asymétries significatives dans la transmission des chocs sur le prix du pétrole brut au prix à la pompe hors taxe est confirmée par une approche économétrique sur données françaises. L'analyse est menée pour trois produits raffinés : le supercarburant plombé, le gazole et le fioul domestique.

Pour les trois carburants étudiés, un choc à la hausse sur le coût en monnaie française du baril de pétrole brut est incorporé dans le prix à la pompe plus rapidement que ne l'est un choc à la baisse. En réponse à un choc maintenu affectant le prix du brut, le prix de vente des carburants s'ajuste progressivement, à la hausse ou à la baisse, vers un prix d'équilibre de long terme atteint à échéance d'un semestre à un an. Cependant, cet ajustement reste plus faible en valeur absolue à la baisse qu'à la hausse pendant une durée de quelques mois. Cet intervalle de temps mesure la durée de l'asymétrie. Au delà, il n'est plus possible d'affirmer que l'ajustement du prix en réponse à un choc négatif sur le brut est inférieur en valeur absolue à ce qu'il aurait été en présence d'un choc positif. Cet écart transitoire de vitesses d'ajustement induit une perte de pouvoir d'achat pour le consommateur, dont l'éventuelle résorption à long terme n'a pu être démontrée dans l'étude.

Les asymétries constatées entre les extrémités de la chaîne allant du pétrole brut au prix à la pompe proviennent en général de chacune des étapes intermédiaires que sont la production et la distribution. Elles sont néanmoins plus importantes à la production qu'à la consommation. Cette différence peut s'expliquer par le caractère plus oligopolistique du marché à la production qu'à la consommation. Elle peut aussi être reliée à l'asymétrie du coût d'ajustement des stocks à la hausse et à la baisse : il est plus coûteux de déstocker que de stocker. Cette explication n'éclipse pas celles fondées sur la présence d'asymétries d'information, puisqu'il subsiste des asymétries au stade de la consommation, au moins pour certains produits.

* Au moment de la rédaction de cet article, Cédric Audenis, Pierre Biscourp, et Nicolas Riedinger appartenaient au Département des études économiques d'ensemble de l'Insee.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'existence d'asymétries dans la transmission des coûts aux prix est un phénomène avéré empiriquement dans un grand nombre de situations. Elle ne semble pas associée aux caractéristiques particulières d'un marché. Plusieurs études réalisées sur données américaines montrent ainsi que les prix de détail réagissent de façon plus rapide aux hausses du coût des intrants qu'à ses baisses, et ce pour des produits aussi variés que les carburants (Borenstein, Cameron et Gilbert, 1997), les produits agricoles (Karrenbrock, 1991), les fonds prêtables (Neumark et Sharpe, 1992 ; Jackson, 1997), ainsi qu'un grand nombre de biens de consommation et de biens intermédiaires (Peltzman, 2000). L'analyse économique peut rendre compte de l'existence de telles asymétries. Pourtant, les travaux empiriques ne parviennent pas à trancher entre les différents modèles avancés par la théorie (Borenstein, Cameron et Gilbert, 1997 ; Peltzman, 2000).

Cet article examine, dans le cas de la France, l'éventualité d'une asymétrie de la transmission des coûts aux prix des produits pétroliers (1). L'intrant primaire sur ce marché est le pétrole brut, dont le coût a connu par le passé, et continue de connaître périodiquement, d'importantes fluctuations. À l'autre extrémité de la chaîne, le prix des carburants s'ajuste à ces fluctuations. Afin de préciser le rôle joué par les acteurs intervenant entre le coût du pétrole brut et le prix des carburants, on décompose ce parcours en deux étapes : la production (transformation du pétrole brut en carburant) et la distribution (mise à disposition de ce produit auprès du consommateur). Cette distinction entre raffinerie et station service représente une simplification dans la mesure où ces deux stades peuvent être intégrés verticalement. La répartition de la grande distribution de carburants sur le territoire français justifie néanmoins qu'elle soit opérée.

Un modèle à correction d'erreur sert à appréhender la dynamique de la transmission du prix du baril de brut, directement exprimé en monnaie française, au prix à la production (c'est-à-dire à la sortie des raffineries) et au prix à la pompe hors taxes (2) de plusieurs carburants. La réponse du prix aval (celui déterminé par l'agent correspondant) aux fluctuations du prix amont (celui que l'agent prend comme donné) se trouve ainsi modélisée à chacun des stades de la production et de la distribution. Cela permet de réaliser des simulations de chocs positifs et négatifs sur les prix amont à ces deux stades de la chaîne reliant le pétrole brut à la consommation en passant par la raffinerie, pour trois pro-

duits pétroliers : le supercarburant plombé, le gazole et le fioul domestique. Ainsi peut-on tester l'éventuelle différence de délai et de niveau d'ajustement entre un choc à la hausse et un choc à la baisse sur le coût en monnaie française du baril de brut, ainsi que la part respective des stades de production et de distribution dans la responsabilité d'une telle asymétrie. On cherchera également à savoir si les modèles économiques proposés pour expliquer l'apparition d'asymétries de transmission sont cohérents avec les résultats de l'analyse statistique.

D'après l'analyse économique, l'asymétrie peut trouver son origine à la production comme à la distribution

L'analyse économique propose plusieurs grilles d'analyse susceptibles de rendre compte d'un ajustement asymétrique des prix aux coûts. On peut schématiquement distinguer les modèles fondés sur l'information imparfaite et l'existence de coûts de recherche, qui s'appliquent en premier lieu au comportement des distributeurs, des modèles fondés sur l'ajustement des stocks, plus pertinents au stade de la production.

Les modèles du premier groupe reposent sur deux explications principales. Tout d'abord, l'information imparfaite des distributeurs sur l'évolution du prix de leurs concurrents peut être à l'origine de l'asymétrie : confronté à une hausse de ses coûts, aucun distributeur, compte tenu de la faiblesse de ses marges, ne peut maintenir durablement son prix inchangé, quelles que soient ses anticipations du comportement de ses concurrents. En revanche, face à une baisse de coûts, la décision des distributeurs de réduire leurs prix est tributaire de considérations stratégiques. Elle peut ainsi être différée plus longuement (Green et Porter, 1984) (cf. encadré 1). La seconde explication attribue l'asymétrie à une information imparfaite des

1. De ce point de vue, l'étude du marché des carburants présente plusieurs avantages. En premier lieu, le processus de production des carburants est tel que le poids du pétrole brut dans le coût marginal est prédominant. L'analyse de la transmission d'un choc sur les coûts au prix de vente peut de ce fait être menée toutes choses égales par ailleurs de manière plus naturelle que pour des produits faisant intervenir un grand nombre d'inputs en proportions comparables. En second lieu, la variabilité temporelle du prix du pétrole brut est considérable, du fait des fortes fluctuations que connaît ce prix libellé en dollars, mais aussi des fluctuations du dollar, monnaie de référence pour les échanges de pétrole brut.

2. Les montants des taxes pétrolières sont inclus dans les variables explicatives susceptibles d'affecter les comportements de marge des producteurs et des distributeurs.

LES MODÈLES D'ASYMÉTRIE DE TRANSMISSION DES COÛTS AUX PRIX

Concurrence imparfaite, information imparfaite et coûts de recherche

Si les marges de distribution sont faibles, un distributeur n'a pas d'autre choix que de répercuter une hausse du coût des carburants dans le prix à la pompe, sous peine de réaliser des pertes. Lorsqu'il est en revanche confronté à une baisse de son coût, cette contrainte de profit se transforme : la variable décisive dans le choix d'une stratégie de prix devient, dans une situation d'oligopole et en cas d'information imparfaite du distributeur sur les prix pratiqués par ses concurrents, l'anticipation qu'il forme sur l'évolution de ces prix. Le distributeur attend ainsi un signal – une baisse de la demande – avant de ramener son prix au niveau compétitif. Des chocs de demande aléatoires permettent ainsi de retourner à une situation où prévaut le niveau de prix de l'équilibre de Nash (1). Dans l'intervalle, toutefois, le prix courant (avant la baisse des coûts) constitue un point focal naturel de coordination oligopolistique (2). Ce type de modèle (Green et Porter, 1984), permet d'expliquer que le retour à l'équilibre compétitif est plus lent dans le cas d'une baisse du coût. Il ne permet pas en revanche d'expliquer les phénomènes de surréaction (3) à la hausse des prix à la pompe observés à court terme en cas d'augmentation du prix du pétrole brut. Il n'est en outre compatible avec un ajustement graduel des prix au niveau macro-économique vers le niveau compétitif, que si l'on suppose un décalage temporel dans les chocs affectant l'ensemble des micro-marchés qui constituent l'économie, la lenteur de l'ajustement des prix résultant d'un phénomène d'agrégation.

Une explication alternative, dont l'application naturelle est de nouveau le stade de la distribution de carburants, consiste à mettre l'accent sur l'existence de coûts de recherche, cette fois du côté des consommateurs. Dans ce type de modèles (Bénabou et Gertner, 1993), le consommateur est confronté à une variation de prix dont il ignore si elle reflète une variation du coût ou un accroissement de la marge du distributeur. Rechercher cette information est coûteux, et le gain espéré de la recherche devient plus faible lorsque le consommateur a conscience de se trouver dans une période de volatilité des coûts. Le distributeur s'aperçoit que l'élasticité de la demande à laquelle il fait face diminue temporairement. Il augmente en conséquence temporairement sa marge. Dès lors qu'une période de hausse comme une période de baisse des coûts induit une hausse des marges, la hausse du coût engendre une hausse supérieure du prix (surréaction) alors que la baisse du coût n'est que partiellement transmise dans les prix. Quand les coûts se stabilisent, la marge rejoint son niveau initial et les prix convergent vers le niveau impliqué par la seule variation du coût. Les asymétries disparaissent ainsi. L'apport de ce type de modèle par rapport au précédent est double. Il autorise d'abord la présence de surréaction pour l'incorporation des hausses de coût dans les prix. Il est en outre compatible avec un ajustement des prix graduel à un niveau microéconomique, sans qu'il soit nécessaire de

faire appel à la présence d'effets d'agrégation. Par ailleurs, l'hypothèse d'information imparfaite est plus vraisemblable pour le consommateur que pour le distributeur.

Les modèles de stocks

La présence d'asymétries dans la transmission des chocs affectant le coût du pétrole brut, au prix de sortie de raffinerie, peut être interprétée comme résultant de non linéarités dans l'ajustement des stocks. Cet argument ne vaut qu'en présence de coûts d'ajustement de la production, et pour autant que la demande de carburants est suffisamment sensible à son prix.

Si l'on est en situation d'excès de capacité de stockage, il existe une asymétrie dans le coût d'ajustement des stocks, à la hausse et à la baisse (Reagan et Weitzmann, 1982). Une raffinerie ne peut en effet pas toujours réduire ses stocks d'un montant égal à l'accroissement de la demande à laquelle elle fait face, en raison de la contrainte de non négativité des stocks (4). De façon très pratique, on peut concevoir qu'il est moins coûteux d'accroître les stocks que de les réduire, parce que la deuxième opération comporte un coût d'acheminement du carburant vers les lieux de distribution (goulets d'étranglement dans les oléoducs, coût de recherche de camions citernes supplémentaires) a priori supérieur au coût de transport depuis l'usine de raffinage vers le lieu de stockage.

L'hypothèse que le stockage est moins coûteux que le déstockage est suffisante pour expliquer que la transmission des variations de prix du pétrole brut soit asymétrique à la hausse et à la baisse. Un choc positif affectant le prix du pétrole brut réduit en effet la demande de carburants et conduit à une hausse des stocks durant la période d'ajustement de la production. Cette hausse est par hypothèse peu coûteuse en situation d'excès de capacité de stockage. Un choc négatif sur le prix du pétrole accroît à l'inverse la demande de carburants. Les stocks doivent diminuer à court terme dans l'attente d'un ajustement de la production. Sous l'hypothèse que le déstockage est coûteux, la baisse du prix pratiqué à court terme par la raffinerie ne transmet que de façon partielle celle du coût du pétrole brut, parce que le prix pratiqué doit prendre en compte le coût du déstockage (voir Borenstein et Shepard (1996) pour une version plus formalisée de ce type de mécanismes).

1. Équilibre tel qu'aucun acteur n'a intérêt à dévier seul.
2. Un oligopole est un marché où il n'y a que quelques vendeurs, qui de fait tiennent compte du comportement de leurs concurrents pour prendre leurs décisions.
3. Surajustement dans la littérature anglo-saxonne.
4. La borne inférieure pour le niveau des stocks n'est en fait pas nulle en France, mais égale au niveau des stocks stratégiques imposés aux raffineurs par la législation.

consommateurs, liée à l'existence de coûts de recherche des prix les plus bas (Bénabou et Gertner, 1993). En période de fortes fluctuations des prix, suivant ce raisonnement, les distributeurs tirent profit de la moindre sensibilité aux prix de la demande qui leur est adressée. Leur marge augmente ainsi temporairement, que les prix tendent à baisser ou à augmenter, ce qui amoindrit l'impact sur le prix d'une baisse du coût, et, inversement, accentue l'impact à la hausse d'une hausse du coût. Contrairement au précédent, ce modèle peut conduire à une variation du prix à court terme supérieure à son niveau de long terme – surajustement ou « *overshooting* » (cf. encadré 1).

Le deuxième groupe de modèles repose sur l'existence d'une asymétrie dans le coût d'ajustement du niveau des stocks à la hausse et à la baisse ; il s'applique essentiellement au stade de la production (cf. encadré 1).

Au total, les analyses précédentes suggèrent des interprétations dont les prédictions quant à la forme de l'asymétrie (présence ou non de surajustement), ou au stade où elles devraient se produire (producteur ou distributeur), peuvent être confrontées aux données. On s'attend à ce que les asymétries liées à l'information imparfaite (modèles de Bénabou et Gertner) se manifestent au stade de la distribution, et les asymétries de coût de stockage à celui de la production.

Une méthode d'analyse empirique de l'ajustement du prix au coût

On décompose en deux étapes le processus qui conduit du pétrole brut (ici, le Brent sur le marché de Rotterdam) au carburant dont le prix est acquitté par le consommateur. Le premier stade correspond à la production (raffinage du brut par les compagnies pétrolières). Le second stade est celui de la distribution de ces carburants par les détaillants (en particulier les différentes formes de réseaux). On peut définir lors de chacune de ces étapes un prix amont et un prix aval, le premier désignant le prix du produit intervenant comme intrant dans le stade considéré : pour le premier stade, le prix amont est celui du Brent, libellé en euros, le prix aval étant celui pratiqué par les raffineries pour les carburants. Pour le second stade, le prix amont est le prix à la sortie des raffineries, et le prix aval est le prix à la pompe (3).

On retient une modélisation de la dynamique de court-terme (cf. encadré 2, équation I, dont les coefficients sont résumés dans le tableau I), telle que le prix aval dépend du choc affectant le prix amont mais aussi des chocs ayant affecté le prix amont le(s) mois précédent(s). L'ajustement du prix aval est ainsi pour partie instantané et pour partie différé. Il est en outre autorisé à différer selon que le choc affectant le prix amont est positif ou négatif, ce qui permet de tester la présence d'une asymétrie éventuelle dans la réaction du prix aval. En revanche, les paramètres caractérisant la variation du prix aval en fonction du prix amont sont supposés constants au cours du temps et indépendants de l'ampleur du choc. Cette hypothèse supplémentaire permet une estimation aisée.

La relation entre le prix aval et le prix des autres inputs (taxes pétrolières, salaires, etc.) est modélisée de la même façon.

Au delà des variations de court terme, l'existence d'une relation (ou cible) qui lie à long terme le prix aval, le prix amont, et le prix des autres inputs a été testée (cf. encadré 2, équation II, dont les coefficients sont résumés dans le tableau I). Quand cette relation existe, la variation du prix aval dépend aussi d'un terme de correction d'erreur qui le conduit à se rapprocher de la cible de long terme (cf. encadré 2 pour une présentation technique de la modélisation).

Les résultats de l'estimation des équations (I) et (II) permettent de simuler l'impact sur le prix aval d'un choc unitaire initial sur le prix amont, en distinguant les chocs positifs des chocs négatifs. La mise en évidence d'asymétries de transmission du prix amont vers le prix aval repose alors sur la comparaison des réponses simulées des prix aval à ces deux types de chocs.

On utilise pour cela les coefficients estimés pour calculer des fonctions de réponse cumulées à des chocs unitaires positif et négatif imposés à un instant t , et maintenus par la suite.

L'asymétrie de la réponse du prix aval aux deux types de chocs imposés sur les prix amont est

3. On néglige les importations de carburants (19 % de l'offre de produits raffinés en 1999). Tout d'abord, estimer un modèle d'ajustement comprenant simultanément deux prix amont double le nombre de coefficients à estimer, l'identification de ces coefficients devenant difficile du fait de l'étroite corrélation liant les prix de sortie de raffinerie et les prix importés. Il est toutefois possible de construire un indice du prix amont à partir des deux prix précédents. Cela n'est pas nécessaire en pratique : l'utilisation de l'un ou de l'autre de ces prix conduit à des formes identiques des fonctions de réponse pour la transmission du prix des produits raffinés au prix de vente au détail.

Encadré 2

MODÉLISER LA DYNAMIQUE D'AJUSTEMENT DES PRIX

On modélise le comportement de fixation du prix de long terme par le producteur de produits raffinés à partir de pétrole brut, ou le producteur de service de distribution à partir de produits raffinés, sous la forme générique suivante :

$$\tilde{P} = \mu \bar{P}^m \bar{P}^n$$

où \bar{P} est le prix aval, \bar{P} le prix des inputs pétroliers produits en amont, \bar{P} le prix des autres inputs (travail, capital, consommations intermédiaires de produits non pétroliers), et m s'interprète comme un taux de marge ou mark-up (1).

Le coût en monnaie française du pétrole brut importé par les raffineries françaises est affecté à la fois par le prix en dollars du Brent sur le marché de Rotterdam, et par le cours du dollar. Le prix pertinent pour la détermination du coût marginal de production est *a priori* le prix du brut en monnaie française (2).

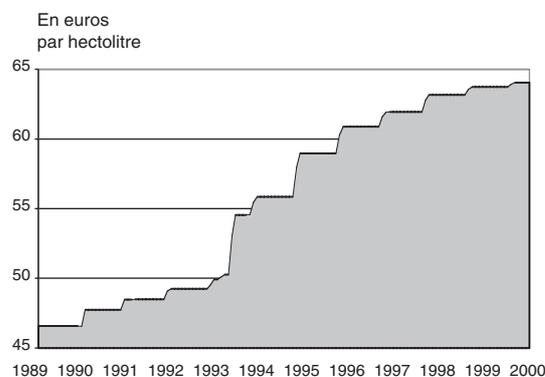
Le montant (en monnaie française par litre) des taxes sur les produits pétroliers affecte mécaniquement le prix des carburants à la pompe toutes taxes comprises. On ne prend cependant en compte que les prix hors taxes. L'impact sur le *taux de marge* est le seul canal par lequel la fiscalité pourrait affecter le prix hors taxe des carburants. Il est ainsi envisageable qu'en réponse à une hausse de la fiscalité, les distributeurs décident, temporairement ou de façon permanente, de réduire leurs marges afin de maintenir constant le volume de leurs ventes.

L'évolution du prix des inputs non pétroliers (en particulier le travail) est modélisée par un *trend*.

On suppose au total que les logarithmes du prix aval hors taxes \bar{P} et du prix amont \bar{P} sont liés par la relation d'équilibre de long-terme suivante :

$$\ln \bar{P} = \Phi_0 + \Phi_1 \ln \bar{P} + \Phi_2 \ln T + \Phi_3 t + \eta \quad (I)$$

Évolution du montant des taxes pétrolières du supercarburant



Lecture : Le montant des taxes pétrolières pour 100 litres de super plombé était de 47 euros en 1989.
Source : IPVI.

T représente le montant des taxes sur les produits pétroliers (3). Φ_1 est un paramètre scalaire, dès lors que le prix amont retenu au premier stade est le prix en euros du pétrole brut. Il serait vectoriel si l'on souhaitait distinguer au premier stade les impacts respectifs du prix du baril de Brent en dollars et du taux de change du dollar. Les deux stratégies conduisant à des résultats proches, on ne donne que les résultats obtenus grâce à la première. η est un terme d'erreur. t représente le temps, dont l'unité est ici le mois. L'utilisation de variables en logarithme rend homogènes les séries de prix du pétrole brut et de prix à la consommation, exprimées respectivement en euros par baril et en euros par hectolitres, et les séries de prix de production qui sont constituées d'indices de prix (4).

Les prix aval sont supposés s'ajuster avec retard aux chocs affectant les prix amont. Les paramètres caractérisant la variation du prix aval en fonction du prix amont sont supposés constants au cours du temps, indépendants de l'ampleur du choc mais pas de son sens (hausse ou baisse).

Cela conduit à estimer le modèle d'ajustement suivant (Borenstein *et al.*, 1997) (5) :

$$\begin{aligned} \Delta \ln \bar{P}_t = & \kappa + \sum_{i=1}^n (\alpha_i^+ \Delta \ln \bar{P}_{t-i}^+ + \alpha_i^- \Delta \ln \bar{P}_{t-i}^-) \\ & + \sum_{i=0}^n (\gamma_i^+ \Delta \ln T_{t-i} + \gamma_i^- \Delta \ln T_{t-i}) + \sum_{i=0}^n (\delta_i^+ \Delta \ln \bar{P}_{t-i}^+ + \delta_i^- \Delta \ln \bar{P}_{t-i}^-) \\ & + \theta [\ln \bar{P}_{t-1} - (\Phi_0 + \Phi_1 \ln \bar{P}_{t-1} + \Phi_2 t)] + \mu_t + \varepsilon_t \quad (II) \end{aligned}$$

Les notations sont les suivantes :

$$\Delta X_t^+ = \text{Max}(0, \Delta X_t)$$

$$\Delta X_t^- = \text{Min}(0, \Delta X_t)$$

→

1. On obtient cette forme fonctionnelle en appliquant un *taux de marge* au *coût marginal* issu d'une fonction de production de Cobb-Douglas. On considère une firme dont la technologie de production est décrite par une fonction Cobb-Douglas, et qui fait face à une élasticité finie de la demande.

2. On a toutefois procédé à des estimations dissociant les effets des variations du prix en dollars du Brent et du cours du dollar. Si les coefficients du prix du Brent en dollars et du taux de change du dollar sont parfois différents, les résultats sur l'asymétrie sont inchangés.

3. Il s'agit d'un montant en euros par hectolitre, qui exclut la TVA (le taux de TVA n'a été changé qu'à deux reprises sur la période, le prendre en compte revient à introduire deux variables dummies, qui peuvent effectivement être significatives, mais qui ne modifient pas la mesure de l'asymétrie) et est constitué essentiellement de la TIPP (taxe intérieure sur les produits pétroliers). Ce montant figure comme variable explicative pour les équations de prix à la production et à la consommation. L'introduction de la TIPP flottante est postérieure à la période d'estimation.

4. On a par ailleurs réalisé des estimations sur l'équation en niveau. Les résultats sont qualitativement inchangés.

5. La corrélation entre la TIPP et le *trend* est trop élevée pour qu'on puisse identifier séparément les coefficients de ces deux variables. On a donc exclu le montant des taxes pétrolières de la cible, son éventuel effet sur le prix hors taxes de long terme étant capté par le *trend*. Maintenir dans la cible de long terme à la fois un *trend* et le montant des taxes n'affecte pas les conclusions obtenues pour la dynamique de court terme.

représentée par la différence des fonctions de réponse correspondantes. Elle peut être décrite suivant deux dimensions : la durée pendant laquelle l'asymétrie est statistiquement significative (c'est-à-dire pendant laquelle la différence des fonctions de réponses prend des valeurs significativement différentes de zéro au seuil de 95 %), et l'amplitude de l'asymétrie. Afin de synthétiser cette information en lui conférant une interprétation en termes de pouvoir d'achat du consommateur, on construit la somme actualisée des écarts de réponse aux chocs positifs et négatifs pour une même date. On interprète la valeur prise par cette somme T périodes après le choc comme la perte de pouvoir d'achat subie sur le poste considéré par un consommateur dont l'utilité est une fonction décroissante du logarithme du prix (4).

On calcule des intervalles de confiance pour les fonctions de réponse par *bootstrap* (cf. encadré 3).

Quatre types de données

Les données utilisées pour la mise en œuvre de l'analyse présentée plus haut, se répartissent en quatre catégories : données internationales, données de prix à la production française d'hydrocarbures hors taxes (sortie de raffinerie), données de prix à la consommation hors taxes (« prix à la pompe »), données de taxes pétrolières.

Les données internationales (prix du Brent à Rotterdam (5) en dollars et cours du dollar) sont

$$4. \text{ Formellement } U_T = -\sum_{t=0}^T \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t [F_t^+(\ln \bar{P}) + F_t^-(\ln \bar{P})], \text{ où } \rho$$

est le taux d'escompte psychologique des ménages et F_t^+ et F_t^- les fonctions de réponses du prix aval aux chocs positifs et négatifs sur le prix amont. La limite de cette série lorsque T est grand est alors une mesure de la perte de pouvoir d'achat à long terme. Sur des données mensuelles, on retient $\rho = 0$.

5. Il existe d'autres prix du pétrole brut que le prix du Brent à Rotterdam. Le choix de l'un ou de l'autre n'affecte pas les résultats.

Encadré 2 (suite)

L'équation estimée comprend, en dehors de la réaction du prix aval aux variations présentes et passées du prix amont et de la fiscalité, un terme auto-régressif, un terme de correction d'erreur, une indicatrice trimestrielle pour prendre en compte la saisonnalité et un résidu supposé indépendamment et identiquement distribué (iid). Afin d'évaluer une éventuelle asymétrie dans la réaction du prix aval à ses déterminants, on décompose leurs variations ΔX_t en variations positives ΔX_t^+ et variations négatives ΔX_t^- (6). Les variations de chacun des prix amont et aval se répartissent sur la période de façon équilibrée entre hausses et baisses. Les coefficients associés peuvent ainsi être estimés.

En revanche, l'évolution de la fiscalité des carburants sur l'essentiel de la période ne permet pas d'estimer un coefficient associé aux réductions des taxes pétrolières qui soit dissociable d'un *trend* (cf. graphique).

Estimation des équations (I) et (II)

Les variables qui apparaissent dans l'équation (I) comme déterminantes du niveau de long terme des prix aval sont non stationnaires. On cherche à tester l'existence d'une relation de cointégration entre ces variables, ainsi que, le cas échéant, les coefficients de la relation de cointégration. On utilise pour ce faire le test de cointégration proposé par Shin (1994), dont l'hypothèse nulle est l'existence d'une relation de cointégration. La démarche est la suivante.

L'estimation directe par les moindres carrés ordinaires de la relation cointégrante conduit à des estimateurs inefficaces, du fait de l'endogénéité des variables explicatives. On obtient un estimateur efficace en incluant dans les régresseurs les différences premières passées et futures des variables explicatives. On calcule alors la statistique de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin

(statistique KPSS, 1992) pour tester la stationnarité des résidus estimés. On choisit ici le noyau de Bartlett pour l'estimation de la variance de long terme. Ce test, très sensible au nombre de retards qu'on prend pour le calcul de cette dernière, est néanmoins plus puissant que le test de Dickey-Fuller (Salanié, 1999).

Au total, l'existence d'une relation de cointégration n'est rejetée à 95 % que pour le supercarburant plombé, au stade de la transmission prix de production – prix du Brent.

Dans tous les cas où l'existence d'une relation de cointégration n'est pas rejetée, munis des coefficients Φ correspondants, on estime par les moindres carrés ordinaires les coefficients de la dynamique de court terme de l'équation (II), ainsi que la force de rappel. On choisit le nombre de retards de la dynamique selon la démarche suivante : on opère tout d'abord une présélection en retenant les spécifications qui conduisent à des résidus indépendamment et identiquement distribués (test du maximum de vraisemblance LM). La meilleure spécification est ensuite sélectionnée à l'aide du critère d'information Hannan-Quinn (7).

6. Cette spécification n'autorise pas l'existence d'asymétries à long terme. Cette restriction, si elle n'est pas vérifiée par les données, peut affecter la dynamique de court terme que l'on cherche à expliciter. Elle peut être relâchée en autorisant le coefficient θ à différer suivant que le logarithme du prix aval se situe au-dessus ou en deçà de sa cible de long terme. Les estimations fondées sur cette spécification conduisent à des conclusions contrastées quant à la persistance d'une asymétrie à long terme suivant la nature des produits et le stade de distribution. En revanche, les conclusions de court terme ne sont pas affectées.

7. Le nombre de retards retenu n'a pas d'impact sur la mesure de l'asymétrie. Les estimations menées avec deux retards pour tous les stades et tous les produits conduisent à des résultats quasi identiques.

Tableau 1
Coefficients de l'équation (II) estimée sur la période 1989-2000

		Consommation/Brent			Consommation/Prod.			Prod./Brent	
		Gazole	Super	Fioul	Gazole	Super	Fioul	Gazole	Fioul
Dynamique de court terme	Taux de croissance positifs du prix aval (1)	0,019 (0,113)	- 0,047 (0,114)		- 0,009 (0,104)	- 0,654 (0,115)	- 0,174 (0,142)		0,238 (0,168)
	Taux de croissance positifs du prix aval (2)	- 0,059 (0,099)				- 0,401 (0,116)	0,132 (0,135)		- 0,028 (0,163)
	Taux de croissance positifs du prix aval (3)						0,147 (0,122)		0,240 (0,163)
	Taux de croissance négatifs du prix aval (1)	0,369 (0,119)	0,166 (0,129)		0,221 (0,104)	- 0,124 (0,142)	- 0,179 (0,174)		0,024 (0,108)
	Taux de croissance négatifs du prix aval (2)	- 0,216 (0,111)				0,031 (0,100)	- 0,210 (0,147)		- 0,288 (0,104)
	Taux de croissance négatifs du prix aval (3)						0,055 (0,137)		- 0,217 (0,101)
	Taux de croissance positifs du prix amont	0,426 (0,048)	0,476 (0,070)	0,409 (0,055)	0,561 (0,042)	0,611 (0,053)	0,500 (0,049)	0,738 (0,075)	0,890 (0,079)
	Taux de croissance positifs du prix amont (1)	0,160 (0,069)	0,353 (0,084)		0,190 (0,082)	0,712 (0,088)	0,195 (0,094)		0,058 (0,142)
	Taux de croissance positifs du prix amont (2)	- 0,034 (0,072)				0,180 (0,105)	0,023 (0,095)		- 0,062 (0,143)
	Taux de croissance positifs du prix amont (3)						- 0,090 (0,092)		- 0,238 (0,138)
	Taux de croissance négatifs du prix amont	0,097 (0,060)	0,172 (0,087)	0,123 (0,070)	0,367 (0,048)	0,431 (0,063)	0,494 (0,052)	0,286 (0,096)	0,198 (0,096)
	Taux de croissance négatifs du prix amont (1)	- 0,009 (0,075)	0,053 (0,099)		0,138 (0,0667)	0,325 (0,085)	0,276 (0,091)		0,184 (0,115)
	Taux de croissance négatifs du prix amont (2)	- 0,024 (0,074)				0,118 (0,082)	0,129 (0,093)		- 0,020 (0,115)
	Taux de croissance négatifs du prix amont (3)						0,102 (0,089)		0,189 (0,121)
	Taux de croissance du montant des taxes pétrolières	- 0,065 (0,239)	0,054 (0,506)	- 0,191 (0,462)	- 0,035 (0,177)	- 0,043 (0,353)	- 0,420 (0,349)	- 0,030 (0,355)	0,360 (0,643)
	Taux de croissance du montant des taxes pétrolières (1)	0,085 (0,250)	- 0,084 (0,530)		- 0,205 (0,182)	0,139 (0,377)	0,073 (0,383)		0,507 (0,687)
	Taux de croissance du montant des taxes pétrolières (2)	0,239 (0,240)				0,057 (0,375)	- 0,396 (0,399)		- 1,220 (0,718)
	Taux de croissance du montant des taxes pétrolières (3)						0,083 (0,362)		1,383 (0,645)
	Force de rappel	- 0,361 (0,064)	- 0,183 (0,061)	- 0,300 (0,047)	- 0,284 (0,031)	- 0,018 (0,054)	- 0,148 (0,056)	- 0,402 (0,057)	- 0,321 (0,069)
	Hiver	0,0006 (0,0003)	- 0,0008 (0,004)	0,0007 (0,0003)	- 0,0002 (0,0002)	0,0008 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	0,0010 (0,0004)	0,0007 (0,0005)
	Printemps	0,0002 (0,0003)	- 0,0001 (0,004)	0,0002 (0,0003)	0,0002 (0,0002)	- 0,0005 (0,0003)	0,0004 (0,0003)	0,0001 (0,004)	0,0000 (0,0005)
	Été	- 0,0006 (0,0003)	0,0003 (0,0004)	- 0,0011 (0,0003)	0,0003 (0,0002)	- 0,0003 (0,0003)	- 0,0003 (0,0003)	- 0,0015 (0,0004)	- 0,0017 (0,0005)
	Automne	- 0,0009 (0,0003)	0,0000 (0,0004)	- 0,0003 (0,0003)	- 0,0002 (0,0002)	- 0,0002 (0,0003)	- 0,0001 (0,0003)	- 0,0004 (0,0005)	0,0001 (0,0005)
	Cible de long terme	Constante	1,643 (0,197)	1,879 (0,232)	2,249 (0,231)	1,358 (0,122)	2,131 (0,133)	2,319 (0,164)	0,444 (0,288)
Logarithme du prix amont		0,678 (0,039)	0,630 (0,046)	0,567 (0,046)	0,773 (0,025)	0,610 (0,028)	0,586 (0,034)	0,862 (0,058)	0,961 (0,053)
Trend		0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
R²	Durbin Watson	0,746 2,051	0,598 1,878	0,579 1,947	0,843 2,000	0,823 2,012	0,824 2,000	0,657 1,939	0,732 1,968
	Probabilité LM - 1 mois	0,226	0,158	0,715	0,729	0,589	0,528	0,634	0,615
	Probabilité LM - 2 mois	0,305	0,180	0,517	0,552	0,484	0,305	0,055	0,484
	Probabilité LM - 3 mois	0,502	0,147	0,390	0,608	0,608	0,502	0,078	0,477
	Probabilité LM - 12 mois	0,390	0,176	0,255	0,721	0,339	0,097	0,058	0,052
	Nombre de retards retenu	2	1	0	1	2	3	0	3

Lecture : on a estimé par les Moindres Carrés ordinaires l'équation II. En ce qui concerne le fioul, une augmentation de 1 % du prix du Brent se traduit sur le prix à la production (au sortir de la raffinerie) par une hausse de 0,89 % (avec un écart-type de 0,079 %) instantanément, et une baisse au bout de trois mois de 0,238 % (avec un écart-type de 0,138 %).

Toutes les estimations sont réalisées sur données mensuelles de janvier 1989 à juin 2000

La non-autocorrélation des résidus est rejetée quand la probabilité LM est inférieure à 0,05

La relation production/brent n'est pas reportée pour le super en raison du rejet de la cointégration

Sources : Dimah, IPVI et base de données macroéconomiques (Insee).

issues de la banque de données macroéconomiques (BDM) de l'Insee. Les prix de production (prix de sortie de raffinerie) sont issus de l'indice des prix de vente industriels de l'Insee (IPVI), également disponibles dans la BDM. Les prix de vente au détail hors taxes (prix à la pompe), sont issus de séries diffusées par la Direction des matières premières et des hydrocarbures du ministère de l'industrie (Dimah). Enfin, les séries des montants de taxes pétrolières proviennent également de l'IPVI (cf. encadré 4).

Les estimations sont effectuées pour les trois produits pétroliers raffinés pour lesquels on dispose simultanément du prix de production, des prix à la consommation et du montant des taxes : le supercarburant plombé, le gazole et le fioul domestique.

Le graphique II montre les évolutions comparées des prix (en monnaie française par hectolitre) du Brent ainsi que des prix hors taxes à la production et à la consommation. Pour ce dernier, on n'a représenté que la série issue de la Dimah, les données de l'IPC, disponibles depuis 1992 ne s'en distinguant que de manière négligeable.

L'ajustement à un choc est plus marqué à la hausse qu'à la baisse

Les estimations ont été menées pour le gazole, le supercarburant et le fioul domestique (cf. tableau 1) (6). On en tire quatre enseignements principaux : tout d'abord, l'existence

d'une tendance stochastique commune entre les logarithmes du prix amont et aval et le trend n'est pas rejetée pour huit des neuf cas envisagés. Elle l'est en revanche pour la transmission du prix du Brent en euros au prix à la production du supercarburant plombé (7). D'autre part, l'indexation de long terme du prix aval sur le prix amont est comprise entre 0,6 et 1. Dans tous les cas, à l'exception de la chaîne production – Brent pour le fioul, l'égalité à un de l'élasticité de long terme est rejetée au seuil de 95 %. Ce résultat est naturel puisque les produits pétroliers ne sont que l'un des intrants dans les processus de production des deux stades de la chaîne. Troisième constat, les forces de rappel vers les cibles de long terme sont toujours significatives. Enfin, les dynamiques d'ajustement à court terme sont assez contrastées. Les coefficients des taux de croissances instantanés sont toujours positifs. Ils sont en outre significativement plus élevés (au seuil de 90 %) pour les variations à la hausse que pour celles à la baisse, à l'exception du stade consommation-production du fioul domestique.

Une asymétrie vérifiée pour les trois produits

Toute l'information relative à la dynamique d'ajustement des prix aval à des chocs sur le

6. Les estimations sont réalisées de janvier 1989 à juin 2000, avant l'instauration de la TIPP flottante. Cette dernière a sans doute modifié la formation des prix, ce qui est sans effet sur les mécanismes étudiés ici.

7. Il n'y a donc pas de transitivité des tests de cointégration pour le supercarburant. Ce résultat contraire à la théorie reste inexpliqué.

Encadré 3

LE BOOTSTRAP

Les résultats classiques sur la variance des estimateurs sont sujets à caution car l'hypothèse de normalité des résidus n'est vraie qu'asymptotiquement. L'intérêt du *bootstrap* est de permettre l'estimation de la distribution des coefficients à distance finie sans recourir à l'hypothèse de normalité des résidus (seule l'hypothèse que les résidus sont indépendants et identiquement distribués est nécessaire). Le principe de la méthode consiste en la réalisation d'un grand nombre de tirages dans la loi des résidus ε de l'équation (II) (cf. encadré 2). On construit ainsi une variable aléatoire ω qui a une probabilité égale à l'inverse du nombre d'observations de prendre l'une des valeurs prises par la variable aléatoire ε . On approche ce faisant la loi inconnue de ε par une loi équiprobable dont les valeurs sont celles prises par ε . Les valeurs de ω sont alors

substituées à celles de ε comme innovation de l'équation (II) pour chaque date. On reconstruit ainsi une série de prix aval à l'aide de la dite équation et des paramètres estimés. On reproduit l'estimation de l'équation (II) à partir des nouvelles séries. On calcule alors à partir des valeurs des coefficients estimés de la sorte les fonctions de réactions au choc sur le prix amont, ainsi que la perte de pouvoir d'achat correspondante (voir infra). On recommence cette opération 10 000 fois pour garantir une convergence complète (1 000 itérations sont en fait suffisantes pour assurer la robustesse des résultats). On obtient alors un intervalle de confiance à 90 % pour l'asymétrie mesurée, ainsi que pour la perte de pouvoir d'achat (voir Hamilton(1994) pour une présentation formalisée du *bootstrap*).

prix amont est contenue dans le tableau 1. Afin de rendre cette information plus parlante, on réalise deux séries de simulations fondées sur les coefficients contenus dans ce tableau. La première décrit séparément les réponses du prix aval aux chocs positif et négatif affectant le prix amont. La deuxième donne la différence cumulée des réponses du prix aval aux chocs positif et négatif.

Les fonctions de réponses séparées du prix aval (prix à la consommation ou à la production), aux chocs affectant les prix amont (prix à la production ou prix du Brent), constituent une illustration directe du phénomène d'asymétrie. Le modèle estimé n'est pas linéaire, si bien que

l'allure des fonctions de réponses n'est pas en théorie invariante à la taille du choc imposé. On vérifie toutefois en réalisant des simulations pour une fourchette de valeurs des chocs comprise entre 1 % et 100 %, que cette caractéristique du modèle n'influe que de manière négligeable sur les résultats, et n'altère en rien les conclusions. Les résultats correspondent à un choc permanent de 10 % sur le prix amont.

La présence d'une asymétrie dans la transmission des chocs à la hausse et à la baisse entre le premier et le dernier stade est avérée de façon robuste pour l'ensemble des trois produits. Elle est beaucoup plus marquée entre les extrémités de la chaîne qu'au seul stade de la

Encadré 4

LES SOURCES DE DONNÉES

Les prix à la production français hors taxes sont des agrégats construits pour le calcul de l'indice de prix de vente industriel de l'Insee (IPVI). Les séries utilisées proviennent de la banque de données macroéconomiques de l'Insee. Pour le supercarburant plombé et pour le gazole est intervenu en 1997 un changement de champ qui correspond à l'inclusion des ventes aux réseaux (1) dans le calcul des indices de prix. Une période de recouvrement entre les séries définies sur chacun des deux champs d'une longueur de vingt quatre mois permet de vérifier que la cohérence des deux séries en taux de croissance est satisfaisante. On les recolle en conséquence afin de disposer de la période d'estimation la plus longue possible, de janvier 1986 à juillet 2000. La cohérence en taux de croissance des séries de prix des carburants hors et y compris ventes aux réseaux, est nécessaire à l'interprétation du prix de production donné par l'IPVI comme prix amont du prix hors taxe à la pompe. Les raffineries françaises sont la source principale d'approvisionnement en carburant des détaillants (81% en 1999). Le résidu provient de l'importation de produits raffinés en provenance de marchés *spot* (2).

Deux sources de nature différente sont disponibles pour les prix à la consommation hors taxes des produits pétroliers (pour les carburants, on parlera parfois de « prix à la pompe »). La première de ces sources est l'indice des prix à la consommation de l'Insee (IPC). On dispose d'indices de prix hors taxes pour le supercarburant plombé, le gazole et le fioul domestique, calculés à partir de relevés de prix individuels effectués dans un ensemble de points de vente répartis sur le territoire de France métropolitaine. Ces séries ne sont disponibles que depuis janvier 1992. Afin d'assurer la meilleure concordance possible des données de prix à la consommation avec ceux des prix de production et du Brent, des séries de prix hors taxes à la consommation pour les mêmes produits, ont été reconstituées de janvier 1985 à octobre 2000, à partir de sources disponibles auprès de la direction des matières premières et

des hydrocarbures du ministère de l'industrie (Dimah) (3). Toute société qui distribue en métropole des carburants et des fiouls est tenue de déclarer ses prix moyens nationaux (hors toutes taxes et toutes taxes comprises) à la Dimah. Pour chaque produit, celle-ci calcule un prix moyen pondéré (par les parts de marché de chaque société déclarante) France entière, publié le lundi. On choisit à ce stade de se restreindre à une périodicité mensuelle afin de permettre la comparaison avec les données de prix à la production.

Les séries de montants de taxes pétrolières relatives aux trois produits sélectionnés proviennent de l'IPVI. Elles sont disponibles depuis 1989. Ces taxes incluent, outre la taxe intérieure sur les produits pétroliers (TIPP), les taxes suivantes :

CPDC = comité professionnel de la distribution de carburants.

FSH = fonds de soutien des hydrocarbures.

IFP = institut français du pétrole.

On dispose des montants par produits de ces taxes exprimés en monnaie française par hectolitre.

1. Le schéma traditionnel des ventes de carburants par les entrepositaires agréés se décompose en trois secteurs : les négociants revendeurs, les consommateurs finals livrés en vrac et les consommateurs finals livrés par l'intermédiaire du réseau de distribution. Les consommateurs livrés en vrac comprennent essentiellement les sociétés de transport ou des grands complexes industriels possédant des flottes de véhicules importantes. Le réseau de distribution comprend l'ensemble des stations services libres ou à la marque. Les négociants revendeurs interviennent sur le marché à travers les stations libres et des stations rattachées aux moyennes surfaces. Les ventes aux réseaux représentent 70 % des ventes de gazole et plus de 90 % pour le supercarburant.

2. Où s'échangent au jour le jour les produits raffinés.

3. Les séries de l'IPC et celles de la Dimah coïncident exactement sur la période commune 1992-2000. On ne considère donc par la suite que la seconde.

consommation : elle apparaît plus importante à la production qu'à la consommation (cf. graphiques II, III et IV).

La deuxième série de simulations permet de synthétiser encore l'information contenue dans les fonctions de réponses séparées, en prenant en compte l'impact de la présence d'asymétries sur le consommateur, au travers de l'indicateur de perte de pouvoir d'achat défini *supra*. On résume les résultats relatifs aux pertes de pouvoir d'achat par trois chiffres : l'amplitude maximale atteinte par cette perte de façon significative au seuil de 95 % (en d'autres termes le maximum de la borne inférieure de l'intervalle de confiance correspondant) ; le nombre de mois après le choc pour lequel ce maximum est atteint, c'est-à-dire le nombre de mois durant lesquels l'asymétrie est significative ; l'amplitude de la perte significative au seuil de 95 % un an après le choc.

Les conclusions relatives à la significativité et à l'ampleur des asymétries sont inchangées par

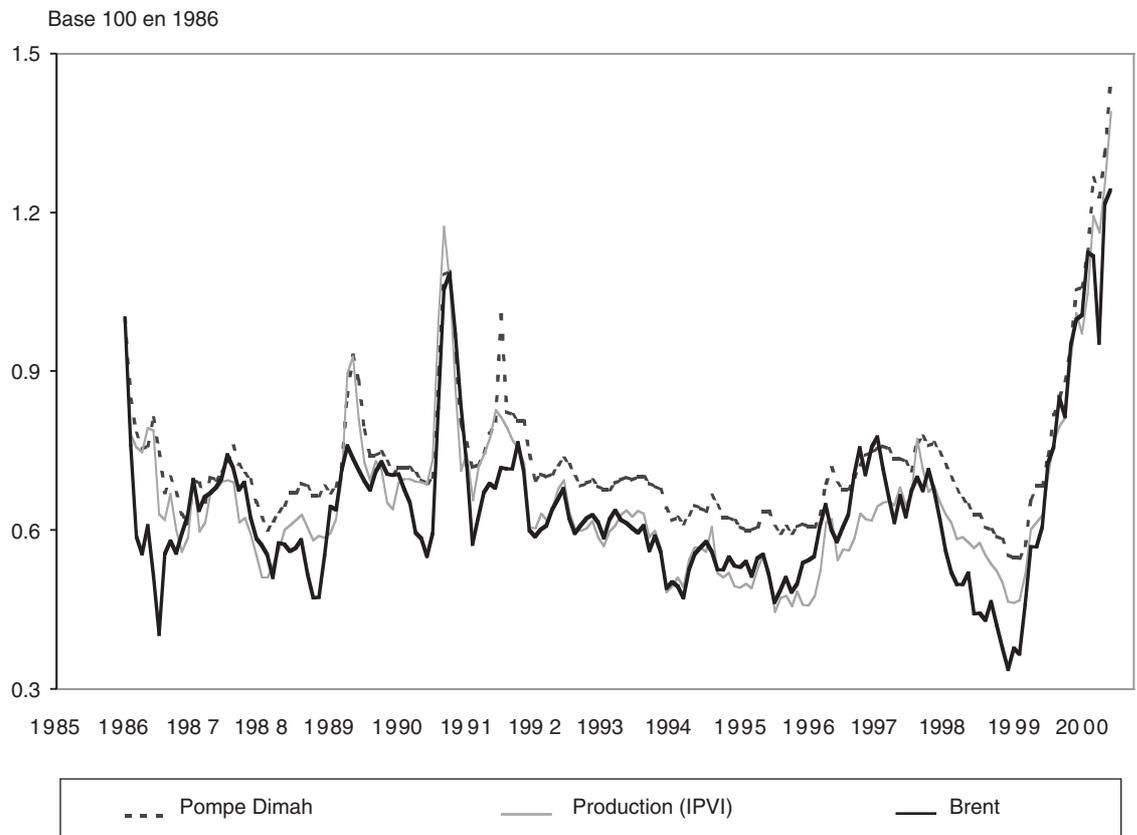
rapport à celles obtenues à partir de l'examen des seules fonctions de réponse. De plus, la durée de persistance significative de l'asymétrie a une forte amplitude et s'échelonne de un à douze mois. Enfin, la perte de pouvoir d'achat cumulée pour le consommateur persiste à long terme de manière significative (8) pour le stade de la production et pour l'ensemble de la chaîne, mais pas pour le stade de la distribution (cf. tableau 2).

Gazole : la production explique plus les asymétries que la distribution

La transmission des chocs sur le prix du Brent présente une asymétrie significative à 95 %

8. Ce résultat ne découle pas immédiatement du précédent. En effet, l'asymétrie pourrait être temporaire, mais la perte cumulée significative à long terme. On n'insiste pas sur ce résultat de perte « à long terme ». L'objectif de l'analyse menée ici est en effet de tester l'existence d'asymétries significatives durant la dynamique d'ajustement de court terme. L'analyse est menée en supposant que la force de rappel est symétrique à la hausse et à la baisse.

Graphique I
Évolution des prix du pétrole brut, du super à la production et à la pompe



Lecture : comme les données de prix à la consommation et de pétrole brut sont exprimées en euros courants tandis que l'IPVI est un indice, les séries sont représentées en base 100 en janvier 1986.
Sources : Dimah, IPVI et Banque de données macroéconomiques (Insee).

jusqu'au troisième mois inclus. Cette propriété se retrouve dans l'évolution de la perte cumulée de pouvoir d'achat (cf. tableau 2) engendrée par cette asymétrie : la perte est significativement croissante durant les trois premiers mois qui suivent le choc. Elle demeure significative à long terme, mais à un niveau nettement plus faible.

Le second stade de transmission (de la sortie de la raffinerie au distributeur) présente une asymétrie significative à 95 % le deuxième mois (cf. graphique II-B). La simulation devient très imprécise après le premier trimestre au point

que la perte de long terme n'est plus significative au seuil de 95 %.

La perte de pouvoir d'achat due à l'asymétrie de la transmission au premier stade (du pétrole brut à la sortie de raffinerie) croît de façon significative à 95 % durant les huit premiers mois (mais sa croissance est négligeable après quatre mois), et reste ensuite stable. Les courbes de réponses cumulées ne semblent plus significativement différentes au delà du quatrième mois (cf. graphique II-C). L'écart entre les deux réponses reste néanmoins significatif jusqu'au

Tableau 2
Indicateur de perte de pouvoir d'achat cumulée (chocs permanents de $\pm 10\%$)

Pertes cumulées de pouvoir d'achat et durées de l'asymétrie				
		Prix à la consommation/ Prix du Brent	Prix à la production/ Prix du Brent	Prix à la consommation/ Prix à la production
Gazole	Perte cumulée maximale	4 % au 3 ^e mois	5,5 % au 8 ^e mois	1 % au 2 ^e mois
	Persistance de la perte Perte à 12 mois	Long terme 1,5 %	Long terme 5,5 %	2 mois 0 %
Super plombé	Perte cumulée maximale	7,5 % au 6 ^e mois	Non disponible	1 ; 3 % au 2 ^e mois
	Persistance de la perte Perte à 12 mois	Long terme 7,5 %		4 mois 0 %
Fioul domestique	Perte cumulée maximale	4 % au 12 ^e mois	5 % au 1 ^{er} mois	0 %
	Persistance de la perte Perte à 12 mois	Long terme 4 %	Long terme 3 %	0 mois 0 %

Lecture : pour le gazole entre les deux extrémités de la chaîne (consommation, Brent) la perte cumulée de pouvoir d'achat maximale est atteinte au troisième mois et est au moins égale à 4 % avec une probabilité de 95 %. Cette perte n'est jamais entièrement compensée à long terme. Un an après le choc, la perte cumulée est au moins égale à 1,5 % avec une probabilité de 95 %.

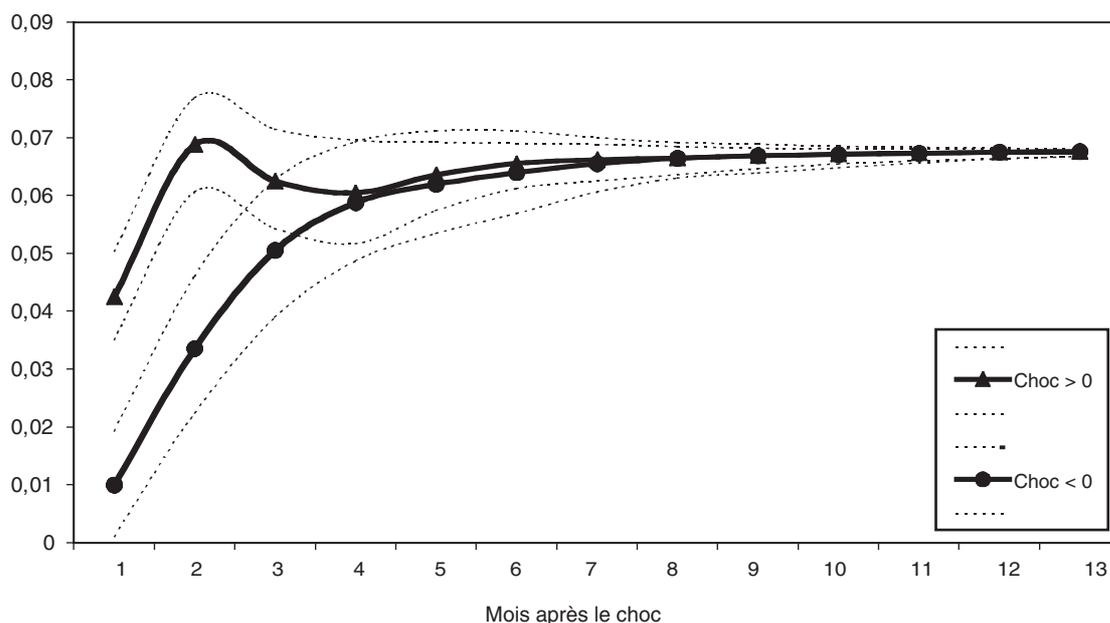
Les pertes cumulées de pouvoir d'achat (en %) correspondent aux pertes significatives à 5 %.

La persistance de la perte engendrée par l'asymétrie est de même la durée pendant laquelle la perte cumulée est significative à 5 % « long terme » signifie que la perte cumulée n'est jamais récupérée.

Sources : Dimah, IPVI et base de données macroéconomiques (Insee).

Graphique II
Gazole : courbe de réponse du prix aval à un choc positif ou négatif sur le prix amont

A - Consommation/Brent

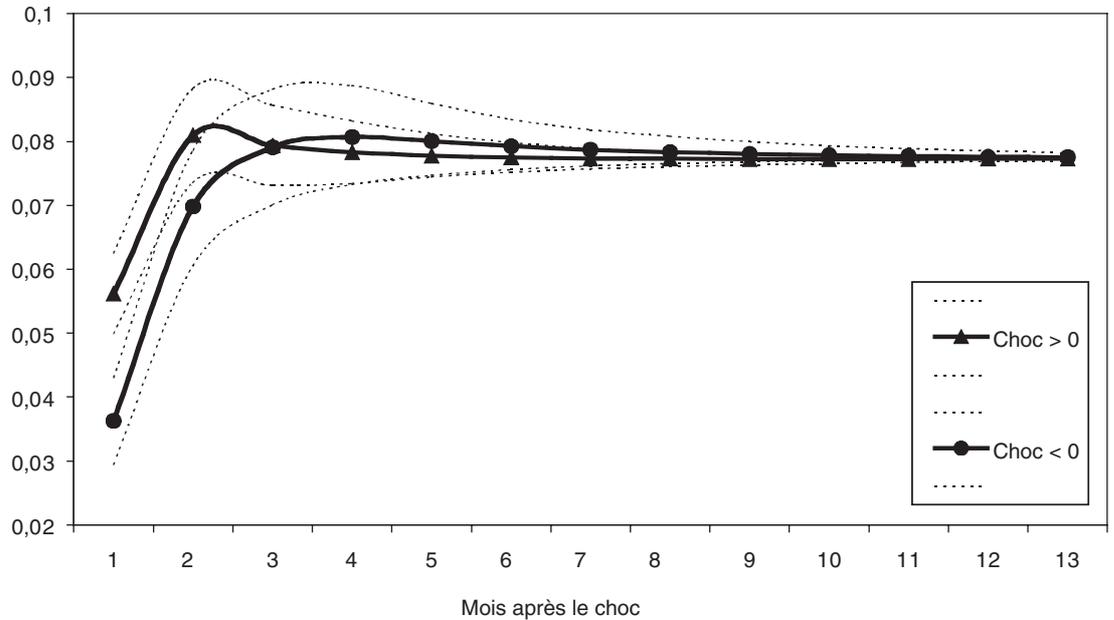


huitième mois inclus, si l'on se réfère à l'intervalle de confiance de la différence entre les deux réponses plutôt qu'à ceux de chacune des deux réponses, à la hausse et à la baisse. On a

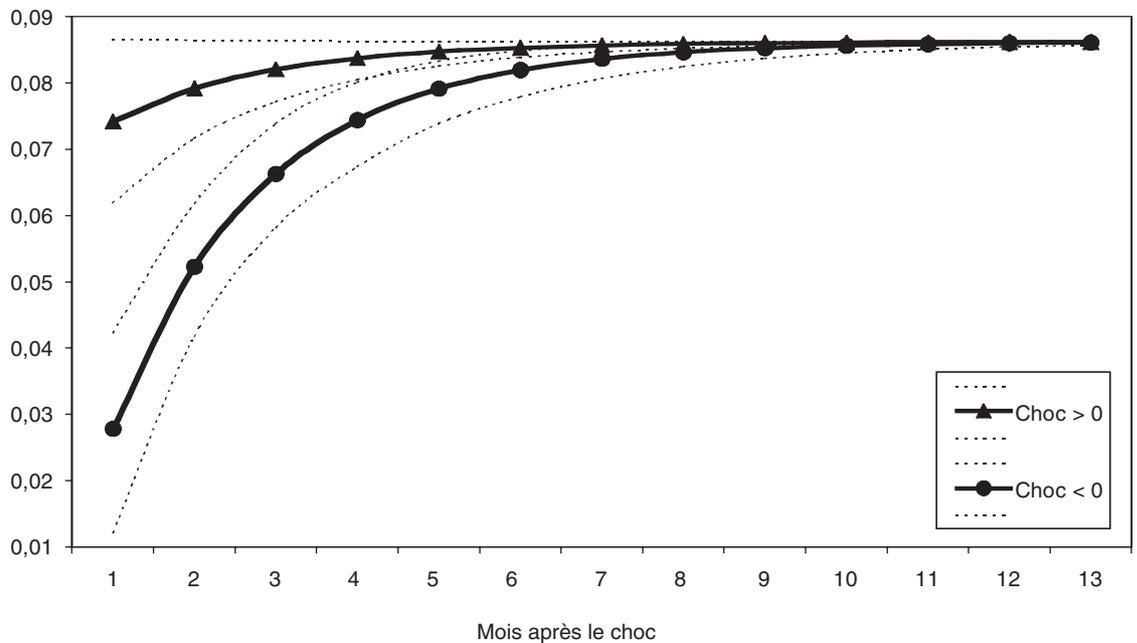
cependant préféré reproduire ici les fonctions de réponse à la hausse et à la baisse (et non directement leur différence). La juxtaposition de ces deux courbes est plus informative, dans la

Graphique II (suite)

B - Consommation/production



C - Production/Brent



Lecture : on a porté sur un même graphique la fonction de réponse aux chocs positifs et négatifs de 0,1 sur le logarithme du prix en euros du Brent (c'est-à-dire approximativement un choc de 10 % sur le prix en francs du Brent). Il existe trois variantes de ce graphique : la réponse du prix à la pompe à des chocs sur le prix du Brent (c'est-à-dire la transmission des chocs entre les deux extrémités de la chaîne), et la répartition de cette réponse entre la réaction des producteurs (réponse du prix à la production à des chocs positifs ou négatifs sur le Brent) et celle des distributeurs (réponse du prix à la pompe à de tels chocs affectant le prix à la production). Les courbes grasses représentent pour le choc positif la réponse moyenne du prix aval, et pour le choc négatif l'opposé de la réponse moyenne en pointillé autour de ces réponses moyennes délimitent les intervalles de confiance à 5 % et à 95 %.

Sources : IPVI, Banque de données macroéconomique (Insee).

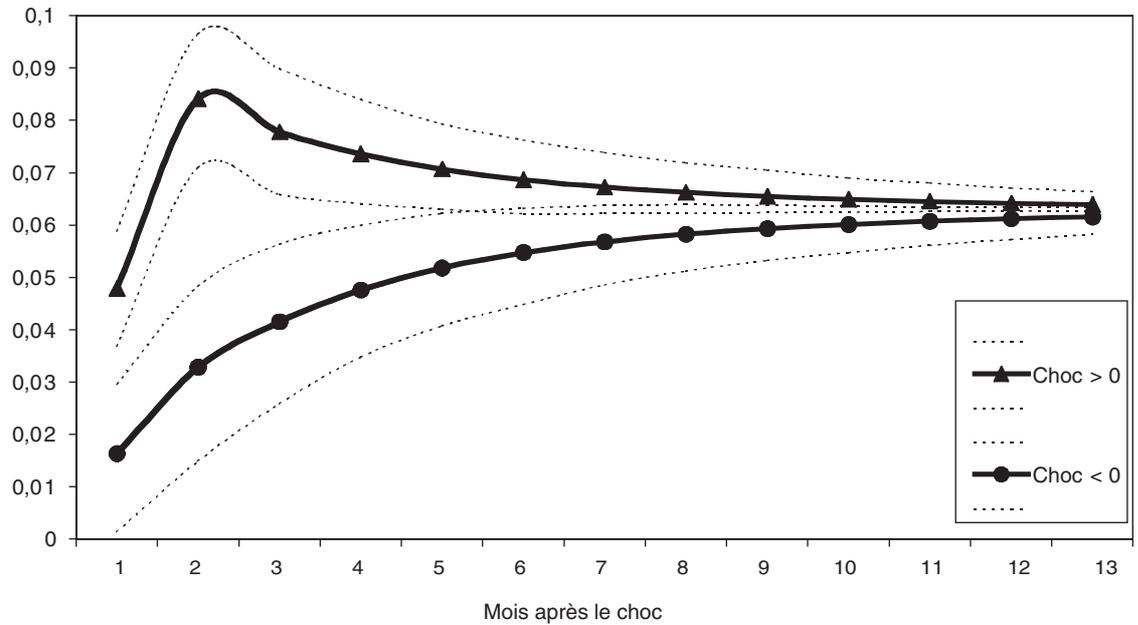
mesure où elle donne à la fois une estimation de l'écart entre les réponses aux chocs négatifs et positifs, et la rapidité de la convergence des prix vers leurs niveaux de long terme.

Les réponses obtenues pour les deux stades intermédiaires s'avèrent cohérentes avec celle relative à la totalité de la chaîne de transmission. La perte de pouvoir d'achat globale qui résulte

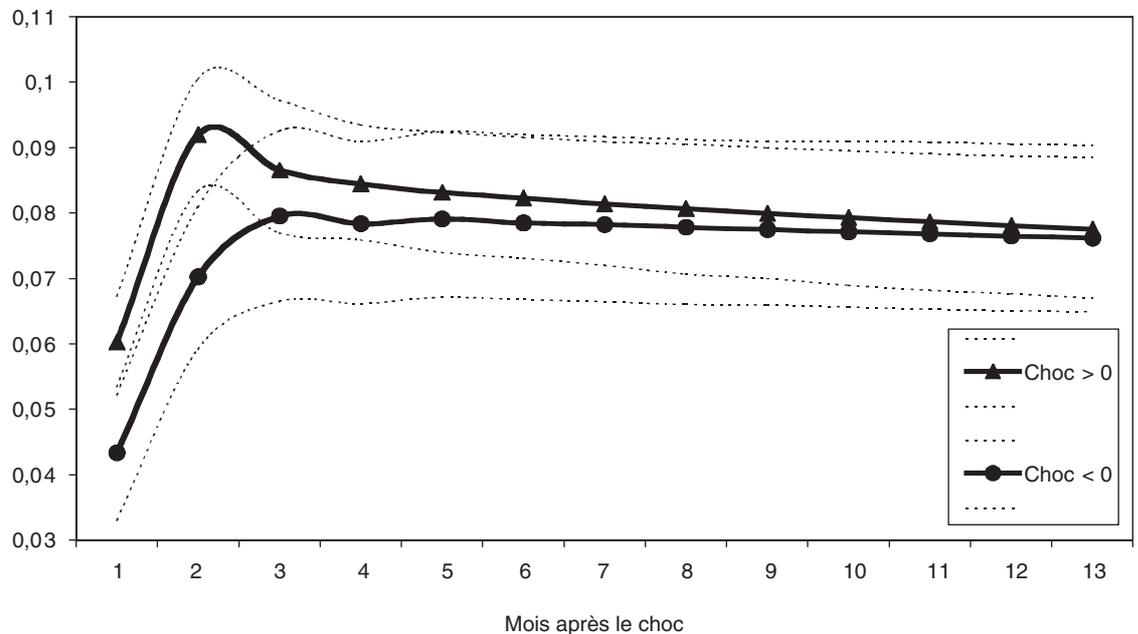
Graphique III

Super plombé : courbe de réponse du prix aval à un choc positif ou négatif sur le prix amont

A - Consommation/Brent



B - Consommation/production



Lecture : on a porté sur un même graphique la fonction de réponse aux chocs positifs et négatifs de 0,1 sur le logarithme du prix en euros du Brent (c'est-à-dire approximativement un choc de 10 % sur le prix en francs du Brent). Il existe trois variantes de ce graphique : la réponse du prix à la pompe à des chocs sur le prix du Brent (c'est-à-dire la transmission des chocs entre les deux extrémités de la chaîne), et la répartition de cette réponse entre la réaction des producteurs (réponse du prix à la production à des chocs positifs ou négatifs sur le Brent) et celle des distributeurs (réponse du prix à la pompe à de tels chocs affectant le prix à la production). Les courbes grasses représentent pour le choc positif la réponse moyenne du prix aval, et pour le choc négatif l'opposé de la réponse moyenne. Les courbes en pointillé autour de ces réponses moyennes délimitent les intervalles de confiance à 5 % et à 95 %.

Les séries de prix à la consommation retenues sont celles compilées par la Dimah, pour laquelle la période d'observation est la plus longue.

Sources : IPVI, Banque de données macroéconomique (Insee).

de l'asymétrie de la transmission des prix du Brent au prix à la pompe est imputable aux deux étapes, même si la responsabilité de la phase de production est plus grande. La différence entre production et commercialisation s'explique par l'écart de vitesse d'ajustement aux chocs négatifs vers le niveau de long terme : alors que le niveau d'équilibre est à peu près atteint à la consommation au bout de trois mois, il ne l'est qu'à 70 à 80 % au stade de la production et sur la totalité du parcours. À l'inverse, la vitesse d'ajustement aux chocs positifs est semblable à chacune des deux étapes, et pour l'ensemble de la chaîne.

Supercarburant plombé : une asymétrie significative au stade de la distribution

La transmission des chocs sur le prix en Euros du Brent présente une asymétrie significative à 95 % jusqu'au sixième mois inclus (cf. graphique III-A). De même que pour le gazole, la durée de l'asymétrie significative est déterminée plus précisément à partir de la courbe de l'écart des réponses, qu'à partir de l'écart des courbes de réponses.

Le second stade de transmission présente encore une asymétrie significative à 95 %, jusqu'au deuxième mois inclus.

L'absence de relation de cointégration entre le prix de production et le prix du Brent pour le

supercarburant ne permet pas de tester l'existence d'une asymétrie à ce stade. Le fait que l'asymétrie globalement observée pour la transmission du prix du Brent au prix à la pompe ne puisse être imputée qu'au comportement des distributeurs, ne peut être interprété comme s'opposant au résultat obtenu pour le gazole : il n'est pas exclu que le comportement des producteurs engendre également des asymétries. Ce que laisse entendre le niveau d'asymétrie beaucoup plus élevé sur l'ensemble du parcours que sur la phase de commercialisation (9). De même, la vitesse d'ajustement aux chocs négatifs est beaucoup plus faible d'un bout à l'autre de la chaîne qu'à la consommation.

Par ailleurs, on note la présence d'un surajustement (ou « *overshooting* ») dans la réaction du prix du supercarburant à un choc positif sur le prix amont : la variation à court terme est significativement supérieure à la variation de long terme.

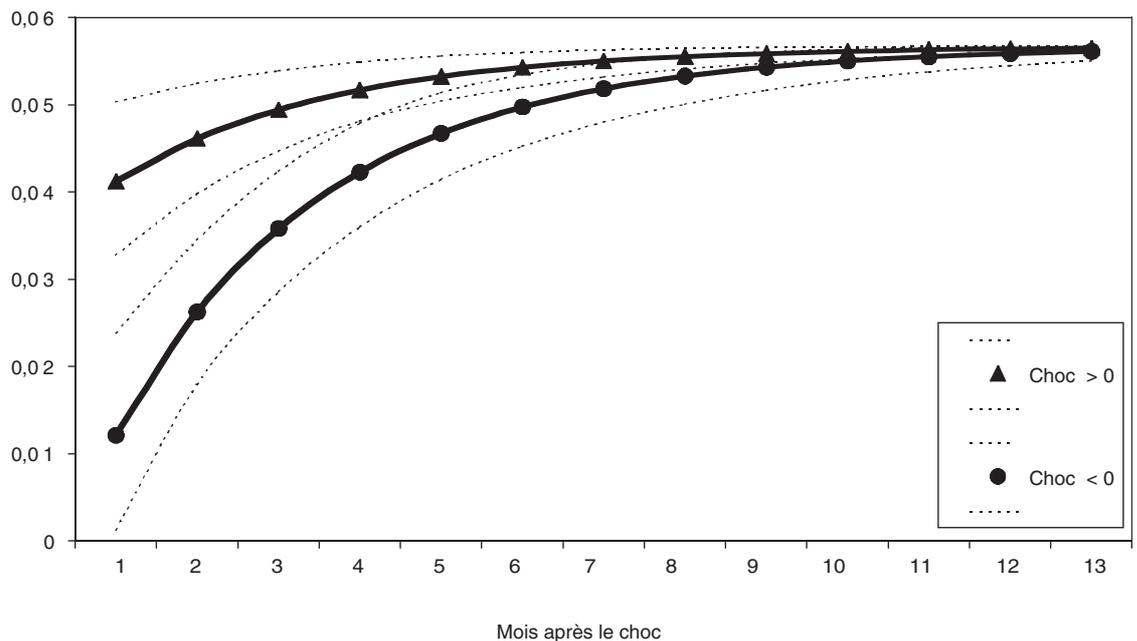
Fioul domestique : une asymétrie imputable exclusivement au stade de la production

L'asymétrie dans la transmission des chocs demeure significative durant les douze mois sui-

9. De même que les résultats obtenus avec la spécification distinguant les impacts du prix du Brent en dollar et du taux de change du dollar.

Graphique IV
Fioul domestique : courbe de réponse du prix aval à un choc positif ou négatif sur le prix amont

A - Consommation/Brent

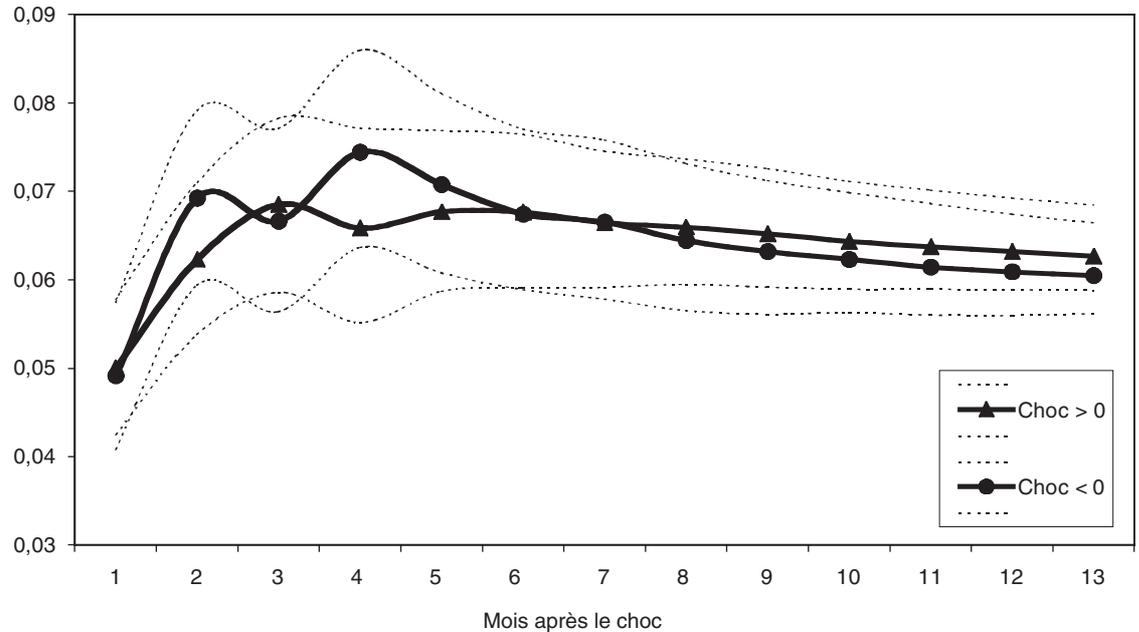


vant le choc (cf. graphique IV). La perte de pouvoir d'achat est ainsi croissante de façon significative jusqu'au douzième mois (cf. tableau 2), mais sa croissance est négligeable après le quatrième mois.

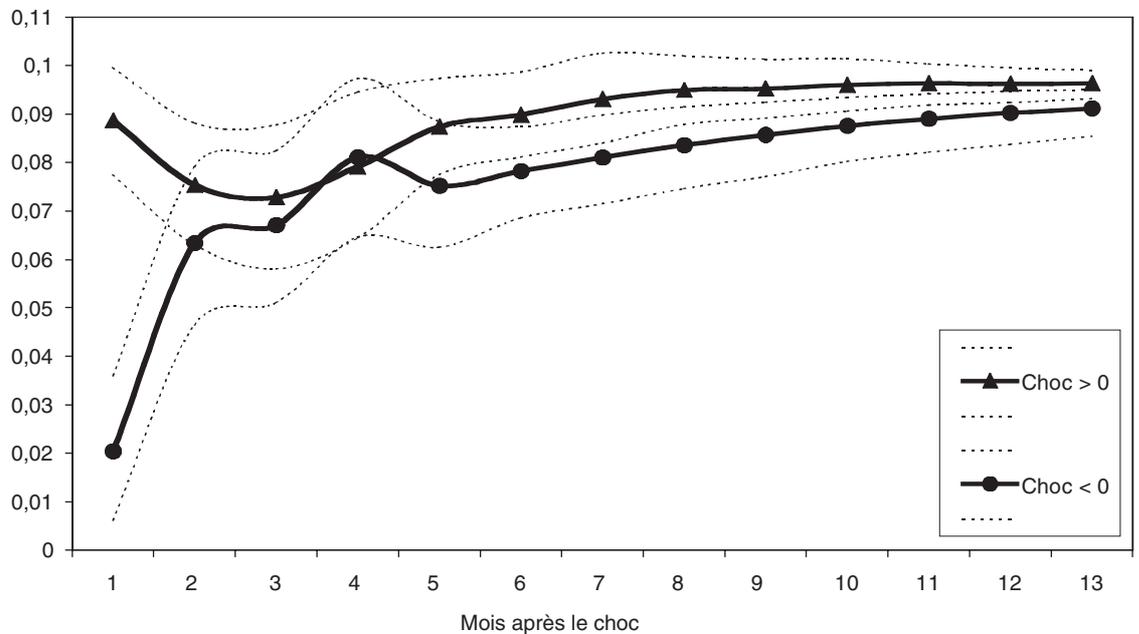
Au second stade, aucune asymétrie n'est significative : la perte globale de pouvoir d'achat n'est pas imputable au secteur de la distribution.

Graphique IV (suite)

B - Consommation/production



C - Production/Brent



Lecture : on a porté sur un même graphique la fonction de réponse aux chocs positifs et négatifs de 0,1 sur le logarithme du prix en euros du Brent (c'est-à-dire approximativement un choc de 10 % sur le prix en francs du Brent). Il existe trois variantes de ce graphique : la réponse du prix à la pompe à des chocs sur le prix du Brent (c'est-à-dire la transmission des chocs entre les deux extrémités de la chaîne), et la répartition de cette réponse entre la réaction des producteurs (réponse du prix à la production à des chocs positifs ou négatifs sur le Brent) et celle des distributeurs (réponse du prix à la pompe à de tels chocs affectant le prix à la production). Les courbes grasses représentent pour le choc positif la réponse moyenne du prix aval, et pour le choc négatif l'opposé de la réponse moyenne. Les courbes en pointillé autour de ces réponses moyennes délimitent les intervalles de confiance à 5 % et à 95 %.
Sources : IPVI, Banque de données macroéconomique (Insee).

L'asymétrie globale résulte du comportement des producteurs : l'asymétrie est significative à 95 % le premier mois. La perte cumulée reste en outre significative à long terme (cf. tableau 2), mais à un niveau plus faible.

L'asymétrie à la production est conforme aux modèles de stocks

L'asymétrie est donc pour le fioul davantage encore que pour les autres produits imputable au premier stade de la chaîne. Pour les trois carburants, l'asymétrie est nettement plus élevée sur l'ensemble du parcours qu'à la consommation : dans les trois cas, elle apparaît plus élevée à la production qu'à la consommation. De même, la vitesse d'ajustement aux chocs négatifs est plus faible sur la totalité de la chaîne qu'au stade de la consommation.

Cette différence entre les deux stades peut s'expliquer par la différence dans la structure des marchés, plus oligopolistique à la production qu'à la consommation. Mais la théorie économique est relativement impuissante à faire le lien avec les faits stylisés observés. En effet, l'intensité de concurrence sur un marché a un impact non ambigu sur le niveau du taux de

marge, mais n'est pas *a priori* corrélée avec l'ordre de grandeur de l'asymétrie dans l'ajustement vers ce niveau cible.

Le modèle de Green et Porter (1984), on l'a vu, conclut à des asymétries lorsque le marché est constitué d'entreprises peu intégrées et dont le taux de marge est faible. Cette configuration peut correspondre aux hypermarchés, qui contrôlent 50 % de la distribution de carburants en France. Benabou et Gertner (1993) prédisent aussi la présence d'asymétries à la consommation, mais plutôt dans le cadre d'un pouvoir de marché dû à une volatilité importante des prix. Il n'est pas possible de choisir entre ces deux mécanismes : le premier n'autorise pas d'*overshooting*, mais une telle surréaction à la hausse n'est observée que pour un carburant sur trois (le supercarburant plombé).

Pour la production, la présence d'asymétrie est imputable à l'existence d'un différentiel dans la vitesse d'ajustement des prix selon le signe du choc, ce qui est cohérent avec le différentiel dans l'ajustement de l'offre à la demande qu'impliquent les modèles de stocks (Reagan et Weitzman, 1982). □

BIBLIOGRAPHIE

Bénabou R. et Gertner R. (1993), « Search with Learning from Prices – Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups ? », *Review of Economic Studies*, vol. LX, pp. 69-93.

Borenstein S. (1991), « Selling Costs and Switching Costs : Explaining Retail Gasoline Margins », *RAND Journal of Economics*, vol. XXII, pp. 354-369.

Borenstein S. et Cameron A.C., Gilbert R. (1997), « Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes ? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, pp. 305-339.

Borenstein S. et Shepard A. (1996a), « Dynamic Pricing in Retail Gasoline Markets », *RAND Journal of Economics*, vol. XXVII, pp. 429-451.

Borenstein S. et Shepard A. (1996b), « Sticky Prices, Inventories, and Market Power in Whole-

sale Gasoline Markets », NBER Working Paper, n° 5468.

Green E. et Porter R. (1984), « Non-Cooperative Collusion under Imperfect Price Information », *Econometrica*, vol. LII, pp. 87-100.

Hamilton J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Hassan D. et Simioni M. (2000), Du producteur au consommateur : une analyse de la transmission par les prix dans la filière « tomate », *mimeo*, INRA.

Jackson W.E. (1997), « Market Structure and the Speed of Price Adjustments : Evidence of Non-monotonicity », *Review of Industrial Organization*, n° 12, pp. 37-57.

Karrenbrock J.D. (1991), « The Behavior of Retail Gasoline Prices : Symmetric or Not ? »,

Federal Reserve Bank of Saint Louis Review, n° 73, pp. 19-29.

Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P. et Shin. Y. (1992), « Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root : How Sure we are that Economic Time Series have a Unit Root ? », *Journal of Econometrics*, n° 54, pp. 159-178.

Neumark D. et Sharpe S.A. (1992), « Market Structure and the Nature of Price Rigidity : Evidence from the Market for Consumer Deposits », *Quarterly Journal of Economics*, n° 107, pp. 657-680.

Pelzman S. (2000), « Prices Rise Faster than They Fall », *Journal of Political Economy*, vol. 108, n° 3, pp. 406-502.

Reagan P.B. et Weitzman M.L. (1982), « Asymmetries in Price and Quantity Adjustments by the Competitive Firm », *Journal of Economic Theory*, vol. XXVII, pp. 410-420.

Salanié B. (1999), « Guide pratique des séries non stationnaires », *Économie et Prévision*, n° 137

Shin Y. (1994), « A Residual Based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of no Cointegration », *Econometric Theory*, n° 10, pp. 91-115.