

Différence des ajustements de prix à des hausses ou baisses des taux de la TVA : un examen empirique à partir des réformes françaises de 1995 et 2000

Clément Carbonnier*

L'ajustement des prix aux variations de taxes indirectes dépend des caractéristiques de la concurrence sur les marchés, mais également du sens de variation de la taxe. Un premier effet d'asymétrie est lié à l'existence de coûts d'ajustement des productions ou de contraintes de crédit qui induisent une asymétrie de l'élasticité de l'offre, d'où résulte une asymétrie de l'ajustement des prix. Parce qu'il est plus coûteux d'augmenter que de réduire sa production, la quantité échangée augmente moins après une baisse de taxes indirectes qu'elle ne diminue après leur hausse, et ainsi les prix s'ajustent plus fortement à la hausse qu'à la baisse. Les ajustements de prix sur des marchés compétitifs sont donc *a priori* plus forts à la hausse qu'à la baisse.

Le second effet est lié à la demande des consommateurs qui réagissent plus fortement à de plus fortes variations de prix pour des raisons de visibilité de ces dernières, ou de coût de changement de leurs habitudes de consommation. Dès lors les entreprises oligopolistiques, qui ont un pouvoir sur les prix, atténuent les hausses de prix pour minimiser les chutes de consommation et accentuent les baisses de prix pour créer un effet promotionnel. Sur les marchés en concurrence imparfaite, cet effet tend à compenser le premier.

Que les entreprises en concurrence augmentent plus leurs prix que les entreprises en oligopole n'est pas paradoxal si l'on rappelle qu'en concurrence parfaite les prix sont déjà bas, ce qui interdit de fortes baisses. À l'inverse, les entreprises oligopolistiques profitent de leurs marges de profit pour financer des effets promotionnels, en minimisant les hausses et amplifiant les baisses de prix.

Cependant ces deux effets théoriques, testés et validés sur données françaises à partir de l'analyse de deux réformes du taux plein de la TVA de 1995 et 2000, sont des effets à court terme : les coûts d'ajustement sont temporaires et les effets promotionnels disparaissent avec le temps.

* Thema - Université de Cergy-Pontoise, 33 boulevard du port, F 95011 Cergy-Pontoise cedex, France.
Tél : +33 1 34 25 63 21 Fax : +33 1 34 25 62 33. Courriel : clement.carbonnier@u-cergy.fr

Des propositions concernant l'éventuelle mise en place d'une « TVA sociale » (1) en France, ou une modulation plus large des taux des différents biens, ont relancé l'intérêt de la compréhension de l'incidence sur les prix des variations des taux de la TVA. Deux questions se croisent : d'une part, qui va supporter l'éventuelle hausse de ces taux ? Contrairement à certaines intuitions trop rapides, les taxes indirectes ne sont pas en général transmises intégralement dans les prix, mais sont partiellement prises en charge par les producteurs. D'autre part, quelle serait la conséquence d'une telle mesure sur le pouvoir d'achat des consommateurs, deux points devant alors être éclaircis : l'influence des variations hétérogènes de prix sur le pouvoir d'achat des différents groupes sociaux (cf. par exemple, Ruiz et Trannoy, 2008) et en amont l'influence des variations de la TVA sur les prix ?

L'ajustement des prix a été beaucoup étudié d'un point de vue théorique. Si le prix hors taxes ne change pas après une variation de TVA, la variation du prix TTC est alors égale à la variation de la taxe, soit un ajustement total des prix : le consommateur paie 100 % de la taxe. Cependant, l'ajustement des prix dépend fortement des élasticités de l'offre et de la demande, variant ainsi de 0 % (pas de variation du prix TTC : la taxe est intégralement à la charge de l'entreprise) à 100 %. De plus, la structure du marché et l'intensité de la concurrence qu'elle implique peuvent avoir beaucoup d'importance. Katz et Rosen (1985) ont étudié le cas d'un oligopole fermé. Besley (1989) a ajouté à ce modèle l'entrée libre sur le marché, toujours basé sur le modèle d'oligopole avec variations conjecturelles – chaque entreprise observe les offres de ses concurrentes et fait des conjectures sur leurs réactions éventuelles à un changement de stratégie – développé par Seade (1980). Ils ont montré que dans le cadre d'un oligopole, l'ajustement des prix peut varier très fortement, et même dépasser la transmission totale de la taxe, c'est-à-dire qu'un ajustement de plus de 100 % est possible.

D'un point de vue empirique, Besley et Rosen (1999) ont testé l'ajustement des prix sur plusieurs faibles changements des taux de taxe dans quelques grandes villes des États-Unis. Ils ont trouvé quelques valeurs significativement supérieures à 100 %. Carbonnier (2007) a mesuré précisément l'ajustement des prix sur deux marchés français, les services de réparation courante dans les logements et les ventes de voitures neuves. Il a trouvé des valeurs significativement inférieures à 100 % et significativement différentes sur ces deux marchés.

L'analyse de l'influence de la TVA sur les prix peut d'ailleurs s'avérer encore plus complexe. Cette influence peut différer à court terme selon le sens de variation de la taxe : obtient-on une baisse de prix après une baisse de TVA de la même ampleur que la hausse de prix après une hausse de ses taux équivalente ?

Deux effets de court terme peuvent entrer en jeu. Tout d'abord, les élasticités de l'offre des entreprises peuvent présenter des asymétries, *du fait d'asymétries dans les processus de production* : il est en effet plus facile de diminuer que d'augmenter sa production, au moins à court terme. Augmenter sa production nécessite de nouveaux investissements et de nouvelles embauches de nouveaux travailleurs, ce qui implique du temps et des financements. Du fait d'imperfections sur le marché du crédit, ce phénomène est plus contraignant pour les petites entreprises, et donc cet effet plus fort sur les marchés plus proches de la concurrence parfaite. Après une baisse de TVA, dans les marchés concurrentiels, l'offre augmenterait donc peu à court terme, et les prix varieraient donc moins à la baisse (en cas de diminution de la TVA) qu'à la hausse (après une augmentation de la TVA).

Mais l'effet précédent peut être compensé, voire inversé dans le cadre des oligopoles. Ce second effet est lié à *une asymétrie dans les élasticités de la demande de biens*. Cette demande réagirait plus fortement à des variations de prix plus importantes. Ceci est dû à la fois à des questions de visibilité des variations de prix (soit des effets promotionnels) et à des effets de coût psychologique de changement des habitudes de consommation. Ainsi, dans des cadres peu concurrentiels où les entreprises ont un pouvoir de marché (marchés où les entreprises anticipent les réactions de la demande et ont un pouvoir individuel sur les prix), les hausses de prix peuvent, à court terme, être amorties pour éviter une chute de la demande et les baisses de prix accentuées pour profiter d'effets promotionnels forts.

Comprendre l'influence de la TVA sur les prix : le cadre théorique

Le paramètre d'intérêt est l'élasticité du prix TTC p au niveau de la taxe $1 + \tau$.

$$x = \frac{\frac{dp}{p}}{\frac{d(1+\tau)}{1+\tau}}$$

1. Relèvement du taux de la TVA pour compenser une baisse de charges sociales.

Cette mesure de l'ajustement des prix est directement liée à la part s de la TVA effectivement payée par le consommateur (cf. encadré 1).

Le prix de vente est le produit de trois termes : le coût marginal c , le niveau de la taxe $1 + \tau$ et le taux de marge $1 + \mu$.

Encadré 1

LA PART DE LA TVA EFFECTIVEMENT PAYÉE PAR LES CONSOMMATEURS

Le gain pour les finances publiques d'une hausse du taux de TVA sera payé par les consommateurs et par les producteurs, sous la forme d'une éventuelle baisse de leur prix hors taxe.

La TVA, taxe indirecte étudiée ici, est une taxe *ad valorem*. Ce n'est pas une taxe fixe par unité de bien vendu mais une taxe dépendant du prix hors taxes de ce bien.

Le prix hors taxes est $\frac{p}{1+\tau}$, où p est le prix de vente.

Le montant de la taxe est ainsi $\tau \frac{p}{1+\tau}$.

Après une variation $d\tau$ du taux de la TVA, la variation du prix payé par le consommateur est

$$dp = p^* - p,$$

où p^* est le prix TVA incluse observé après la variation $d\tau$ du taux de la TVA, et p désigne le prix initial.

La variation du prix hors TVA du producteur s'écrit :

$$\frac{p+dp}{1+\tau+d\tau} - \frac{p}{1+\tau}$$

La part de la TVA payée effectivement par les consommateurs diminuera dans tous les cas où les producteurs subiront une baisse de leur prix hors taxes.

Dans le cas où ce prix hors TVA ne varie pas, on a :

$$\frac{p+dp}{1+\tau+d\tau} = \frac{p}{1+\tau} \Rightarrow \frac{1+\frac{dp}{p}}{1+\frac{d(1+\tau)}{1+\tau}} = 1, \text{ ce qui n'a lieu que}$$

si :

$$\frac{dp}{p} = \frac{d(1+\tau)}{1+\tau}$$

soit quand :

$$x = \frac{\frac{dp}{p}}{\frac{d(1+\tau)}{1+\tau}} = 1$$

x est le rapport entre le pourcentage d'augmentation de la taxe et le pourcentage d'augmentation des prix, c'est à dire qu'il représente l'ajustement des prix aux variations de TVA ou l'élasticité du prix au taux de taxe.

Le consommateur subit alors l'intégralité de la hausse de la TVA.

Supposons maintenant que l'on ait $x = 0$, le prix de marché, TVA comprise ne variant pas :

Le consommateur ne subit aucune charge, le prix hors TVA du producteur diminuant de :

$$\begin{aligned} \frac{p+dp}{1+\tau+d\tau} - \frac{p}{1+\tau} &= \frac{p}{1+\tau+d\tau} - \frac{p}{1+\tau} \\ &= -\frac{p}{1+\tau+d\tau} \left(\frac{d(1+\tau)}{1+\tau} \right) \end{aligned}$$

On définit ainsi la proportion de la TVA payée effectivement par les consommateurs :

$$s = \frac{dp}{dTVA}$$

$$dTVA = \frac{\tau+d\tau}{1+\tau+d\tau}(p+dp) - \frac{\tau}{1+\tau}p$$

$$dTVA = p \frac{\tau}{1+\tau} \left(\frac{1+(\tau+d\tau) \left(\frac{1+\tau}{p} \frac{dp}{d\tau} \right)}{1+\tau+d\tau} \right) d\tau$$

Soit, approximativement :

$$dTVA = p \frac{\tau}{1+\tau} \left(\frac{1+\tau \left(\frac{1+\tau}{p} \frac{dp}{d\tau} \right)}{1+\tau} \right) d\tau$$

Ainsi, la part du consommateur est donnée par :

$$s = \frac{1+\tau}{p} \frac{dp}{d\tau} \left(\frac{1+\tau}{1+\tau \left(\frac{1+\tau}{p} \frac{dp}{d\tau} \right)} \right)$$

$$\begin{cases} s = x \frac{1+\tau}{1+\tau x} \\ x = \frac{\frac{dp}{p}}{\frac{d(1+\tau)}{1+\tau}} \end{cases}$$

La part de la variation de la TVA supportée par le consommateur est liée de façon croissante à l'élasticité du prix au taux de la taxe, elle est nulle quand l'élasticité du prix au taux de la taxe est nulle et vaut 100 % quand l'élasticité du prix au taux de la taxe vaut 1.

$$p = c(1 + \tau)(1 + \mu)$$

L'élasticité du prix à la taxe est alors

$$x = 1 + \frac{\frac{dc}{c}}{\frac{d(1+\tau)}{1+\tau}} + \frac{\frac{d\mu}{1+\mu}}{\frac{d(1+\tau)}{1+\tau}}$$

Si le taux de marge et le coût marginal sont constants, cette élasticité est alors égale à 1 : les prix augmentent alors exactement du montant de la taxe ($x = s = 100\%$). Le consommateur paie la totalité de la TVA.

Le cas de la concurrence parfaite, où le profit à la marge est nul

Dans le cas d'une concurrence parfaite, le prix est égal au coût marginal augmenté des taxes. L'entreprise s'arrête de produire pour la production au-delà de laquelle elle produirait à perte. Son profit marginal est alors nul.

$$p = c(1 + \tau)$$

La demande dépend du prix toutes taxes comprises, tandis que l'offre dépend du prix hors taxes :

$$D = D_0 \cdot p^{-\varepsilon_d}$$

$$O = O_0 \cdot \left(\frac{p}{1 + \tau} \right)^{\varepsilon_o}$$

D est la demande, ε_d l'élasticité de la demande au prix de marché p , D_0 une constante.

O est l'offre, ε_o l'élasticité de l'offre au prix hors taxes, O_0 une constante.

La demande étant égale à l'offre et variant comme elle, les variations du prix et du taux de taxe vérifient la relation suivante :

$$-\varepsilon_d \frac{dp}{p} = \varepsilon_o \frac{dp}{p} - \varepsilon_o \frac{d\tau}{1 + \tau}$$

D'où la valeur de l'élasticité du prix à la taxe :

$$\frac{\frac{dp}{p}}{\frac{d\tau}{1 + \tau}} = \frac{\varepsilon_o}{\varepsilon_d + \varepsilon_o}$$

L'ajustement des prix en concurrence parfaite, toujours compris entre 0 et 1, est d'autant plus important que l'élasticité de l'offre est forte et d'autant plus faible que l'élasticité de la demande est importante (cf. graphique I). En particulier, il vaut 100 % si l'élasticité de l'offre est infinie ou si l'élasticité de la demande nulle ; il vaut 0 % si l'élasticité de l'offre est nulle ou l'élasticité de la demande infinie.

On peut souhaiter voir apparaître l'élasticité du coût marginal à la quantité produite ε_c :

$$\varepsilon_c = \frac{\frac{dc}{c}}{\frac{dQ}{Q}}$$

La production étant égale à l'offre, avec une marge nulle sur le coût marginal :

$$Q = O = O_0 \cdot \left(\frac{p}{1 + \tau} \right)^{\varepsilon_o} = O_0 \cdot (c)^{\varepsilon_o}$$

On a donc

$$\frac{dQ}{Q} = \varepsilon_o \frac{dc}{c}$$

$$\varepsilon_c = \frac{\frac{dc}{c}}{\frac{dQ}{Q}} = \frac{1}{\varepsilon_o}$$

c'est-à-dire qu'en concurrence parfaite, l'élasticité prix de l'offre ε_o est égale à l'inverse de l'élasticité du coût marginal à la quantité produite ε_c .

$$x = \frac{\frac{dp}{p}}{\frac{d\tau}{1 + \tau}} = \frac{\varepsilon_o}{\varepsilon_d + \varepsilon_o} = \frac{\frac{1}{\varepsilon_c}}{\varepsilon_d + \frac{1}{\varepsilon_c}} \quad (1)$$

Le cas particulier où le coût marginal est constant apparaît bien à la limite : l'élasticité du coût marginal à la production tend alors vers 0, et l'élasticité de l'offre tend vers l'infini. L'ajustement des prix est alors complet.

L'importance des variations de l'élasticité de la demande en concurrence imparfaite

En concurrence imparfaite, le prix est égal au coût marginal, toujours augmenté des taxes, mais

également d'une marge de profit. L'entreprise s'arrête de produire pour un niveau de production qu'elle pourrait augmenter de façon profitable, au sens où son profit global serait certes inférieur au profit correspondant à l'optimum de production, mais sans qu'elle produise quelque unité que ce soit à perte.

Dans l'expression : $p = c(1 + \tau)(1 + \mu)$

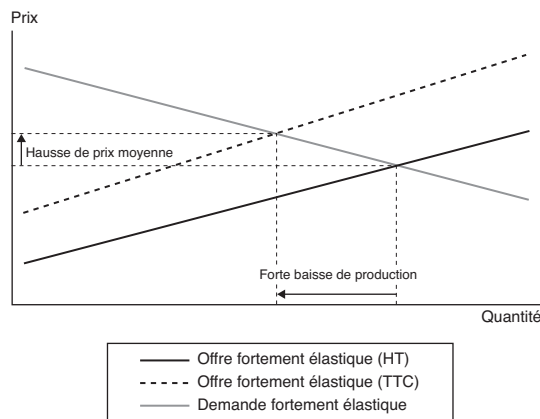
le terme du taux de marge $(1 + \mu)$ entre en compte, et les lois de l'ajustement des prix peuvent devenir beaucoup plus complexes. L'ajustement sera supérieur à celui observé en situation de concurrence parfaite si le taux de marge augmente avec l'augmentation de la taxe, et lui sera inférieur si le taux de marge dimi-

nue avec l'augmentation de la taxe. Un surajustement des prix, c'est-à-dire une situation où l'ajustement des prix dépasse 100 %, est ainsi possible. Le prix de vente augmente alors plus que le niveau de la taxe, le prix hors taxes $c(1 + \mu)$ augmentant lors de l'augmentation du taux de taxe. Cette situation où les entreprises pourraient produire plus sans pertes à la marge est de celles où les stratégies des entreprises et leurs interactions vont jouer, et la conséquence des variations des taux de taxe va dépendre du type particulier de concurrence imparfaite qui prévaut sur chaque marché.

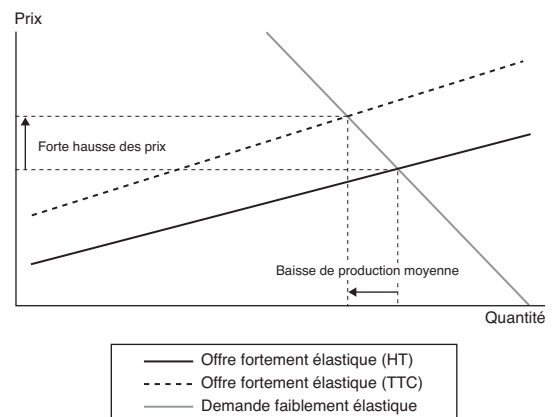
Pour comprendre la différence d'ajustement des prix en fonction du niveau de concurrence, ou en fonction du sens de variation des

Graphique I
Cas types d'ajustement des prix à une taxe indirecte en concurrence parfaite

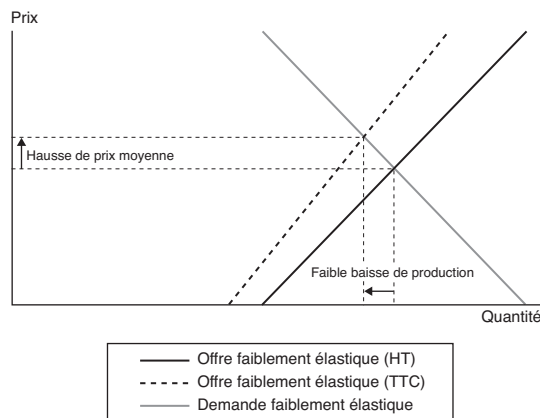
A – Fortes élasticités de l'offre et de la demande



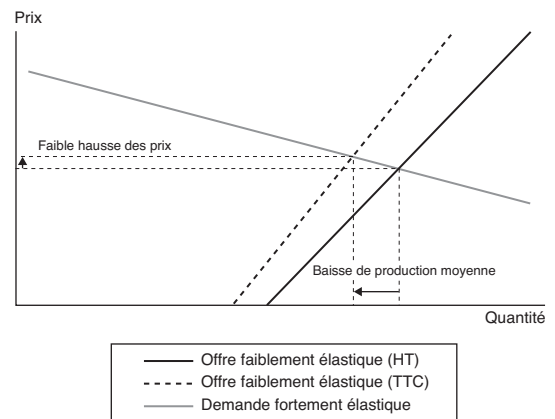
C – Forte élasticité de l'offre, faible élasticité de la demande



B – Faibles élasticités de l'offre et de la demande



D – Faible élasticité de l'offre, forte élasticité de la demande



Lecture : La largeur de la bande entre les courbes d'offres avant et après taxes correspond à la variation de la taxe (en l'occurrence l'instauration de la taxe). Le choix de production dépend du prix de vente hors-taxes. Une courbe de demande (respectivement d'offre) plate voit la demande (respectivement l'offre) varier beaucoup quand le prix varie peu, l'élasticité de la demande (respectivement de l'offre) est alors forte. A l'opposé, une courbe de demande (respectivement d'offre) pentue voit la demande (respectivement l'offre) varier peu quand le prix varie beaucoup, l'élasticité de la demande (respectivement de l'offre) est alors faible.

taxes, il faut considérer un modèle de concurrence imparfaite. Parmi les modélisations de la concurrence imparfaite, le modèle d'oligopole à variations conjecturelles utilisé par Belsey (1989) est particulièrement adapté à l'étude des incidences des taxes indirectes. Ce modèle est basé sur le modèle d'oligopole de Seade (1980) d'abord développé par Katz et Rosen (1985) pour répliquer des variations de taxes indirectes spécifiques. Stern (1987) et Besley (1989) ont ajouté à ce modèle la libre entrée sur le marché. Dans le présent article, plusieurs modifications sont apportées à ce modèle, principalement une spécification de taxes *ad valorem* pour

pouvoir interpréter la TVA alors que le modèle initial considérait des taxes unitaires. En effet, comme l'ont montré Delipalla et Keen (1992) et Delipalla et O'Donnell (2001), les prix s'ajustent différemment à des taxes indirectes unitaires ou spécifique. De plus, une structure de coûts marginaux de production variables a également été ajoutée pour pouvoir comparer les ajustements de prix entre concurrence parfaite et oligopole (cf. encadré 2).

L'ajustement des prix dans le cadre de cette modélisation d'oligopole de Cournot à variations conjecturelles vaut :

Encadré 2

TENIR COMPTE DES RÉACTIONS DES AUTRES ENTREPRISES

Le but de ce modèle est de rendre compte de marchés de concurrence imparfaite, avec éventuellement de la collusion, pour pouvoir comparer les ajustements de prix en concurrences parfaite et imparfaite. Il s'agit d'un modèle d'oligopole de Cournot à variations conjecturelles. L'oligopole réplique une situation de concurrence imparfaite, les variations conjecturelles rendent compte de la collusion sur le marché.

Le modèle considère n entreprises produisant un bien unique avec un coût de production égal à $K_i + C(q_i)$ où K_i est un coût fixe et C la partie variable du coût.

La partie variable C du coût de production est croissante avec la production q_i de l'entreprise i , et $C(0) = 0$.

Lorsqu'une entreprise envisage de modifier sa production q_i , elle anticipe les réactions potentielles des

autres entreprises, selon $\frac{\partial Q_{-i}}{\partial q_i} = \alpha \frac{Q_{-i}}{q_i}$, où Q est la

production totale sur le marché et $Q_{-i} = Q - q_i$ la production de toutes les entreprises autres que i . L'indice α signifie que la variation de production des entreprises concurrentes est anticipée mais n'est pas forcément la variation qui aurait effectivement lieu. On dit qu'il s'agit d'un modèle à « variations conjecturelles ».

Si l'entreprise i augmente sa production d'une unité, elle anticipe que la production des autres entreprises va s'accroître proportionnellement à la part de marché de toutes ces autres entreprises, compte tenu d'un paramètre α .

Cet accroissement sera d'autant plus élevé que le paramètre α le sera. Si $\alpha = 0$, les entreprises ne prennent en compte que les productions effectives de leurs concurrentes, il n'y a aucune anticipation des actions des concurrentes : il n'y a aucune collusion sur le marché. Si $\alpha = 1$, elles anticipent que leurs concurrentes vont réagir exactement comme elles-mêmes, ce qui signifie que les productions de toutes les entreprises sont parfaitement coordonnées : la collusion est totale sur le marché.

Si on suppose les n entreprises identiques, la variation de la production totale sur le marché est anticipée comme étant :

$$\frac{\partial Q}{\partial q_i} = \frac{\partial (Q_{-i} + q_i)}{\partial q_i} = \alpha \frac{Q_{-i}}{q_i} + 1 = \alpha(n-1) + 1$$

$$= n \left(\alpha + \frac{1-\alpha}{n} \right)$$

On appellera « degré de collusion sur le marché » la normalisation $\gamma = \alpha + \frac{1-\alpha}{n} = \frac{1}{n} \frac{\partial Q}{\partial q_i}$.

Si $\gamma = \frac{1}{n}$ (quand $\alpha = 0$) la production totale ne s'accroît que de la production de l'entreprise i : il n'y a pas de collusion. Le modèle est un modèle d'oligopole de Cournot classique : chaque entreprise choisit sa production (la situation atteinte étant un équilibre de Nash), et le prix est ensuite déterminé par la demande (selon la fonction de demande inverse). Si $\gamma = \alpha = 1$, toutes les entreprises accroissent leur production comme l'entreprise i . La production est déterminée comme si les entreprises étaient détenues par un monopole, ou si la collusion était parfaite : la somme des profits des entreprises sur le marché est maximale.

Le cas particulier où $K = 0$ et $\gamma = 0$ (qui correspond à $\alpha = -1/(n-1)$) : la production des autres entreprises diminue en cas de hausse de la production de l'entreprise i , ce qui fait que la production totale est inchangée) correspond à l'équilibre en marché de concurrence parfaite.

Le profit de l'entreprise i est donné par :

$$\Pi_i = \frac{p}{1+\tau} q_i - C(q_i) - K_i \quad (1)$$

où p est le prix de vente toutes taxes comprises.

Du fait de l'hypothèse des variations conjecturelles, chaque entreprise i est supposée anticiper les varia-



$$x_{cgo} = \frac{\frac{dp}{d\tau}}{1+\tau} = \frac{\frac{1}{\varepsilon_c}}{\varepsilon_d + \frac{1}{\varepsilon_c} + \frac{\gamma}{(\varepsilon_d - \gamma)\varepsilon_c} F} \quad (2)$$

où ε est l'élasticité prix de la demande, F son élasticité seconde (F mesure comment l'élasticité prix varie avec les prix), ε_c l'élasticité du coût marginal de production à la quantité pro-

Encadré 2 (suite)

tions de prix induites par ses propres variations de production (l'effet de la quantité offerte sur le prix étant donné par la fonction de demande inverse). Cette variation de prix anticipée est présentée par l'équation 2, et dépend de la manière dont l'entreprise i anticipe les réactions de ses concurrentes en terme de production.

$$\left. \frac{\partial p(Q)}{\partial q_i} \right|^a = \left. \frac{\partial Q}{\partial q_i} \right|^a \frac{\partial p(Q)}{\partial Q} = n\gamma \frac{p}{Q} \frac{\partial p}{\partial Q} = -\frac{n\gamma p}{Q\varepsilon_d} \quad (2)$$

Où $\varepsilon_d = -\frac{dD}{dp} = -pQ'/Q$ est l'élasticité de la demande

aux prix. Ainsi, la maximisation anticipée du profit de l'entreprise i conduit à :

$$\left. \frac{\partial \Pi_i}{\partial q_i} \right|^a = \left. \frac{\partial p}{\partial q_i} \right|^a \frac{q_i}{1+\tau} + \frac{p}{1+\tau} - \frac{\partial C(q_i)}{\partial q_i} = 0$$

Or, comme nous nous intéressons à des équilibres symétriques, toutes les entreprises sont considérées identiques et $nq = Q$. On peut alors tirer des équations précédentes l'équation 3 qui donne la condition de maximisation du profit des entreprises (il n'est plus utile de conserver l'indice i spécifiant l'entreprise puisqu'elles sont toutes identiques).

$$\frac{p}{1+\tau} \left(1 - \frac{\gamma}{\varepsilon_d} \right) - \frac{\partial C(q)}{\partial q} = 0 \quad (3)$$

La condition de stabilité (équation 4) consiste à vérifier que la dérivée seconde du profit par rapport à la quantité produite est négative, elle s'écrit :

$$F > -2 \frac{\varepsilon_d}{\gamma} + 1 + \varepsilon_d - \varepsilon_c \left(\frac{\varepsilon_d}{\gamma} - 1 \right) \quad (4)$$

où $F = -\frac{d\varepsilon_d}{dp}$ est l'élasticité « seconde » de la demande,

et mesure comment l'élasticité (« première ») de la demande varie avec les changements relatifs du niveau des prix.

$c = \frac{\partial C(q)}{\partial q}$ est le coût marginal de production et $\varepsilon_c = \frac{q}{\partial C(q)/\partial q} \frac{\partial^2 C(q)}{\partial q^2}$ est l'élasticité de ce coût mar-

ginal c en fonction de la quantité produite q . Il n'y a pas de solution si ε_d n'est pas supérieur à γ . De plus, la condition de stabilité (4) restreint l'univers des possibles pour les valeurs de l'élasticité seconde de la

demande F ; celle-ci peut prendre toutes les valeurs positives, et certaines valeurs négatives. Plus le coût marginal est croissant avec la production, moins la condition de stabilité 4 est contraignante.

Nous pouvons ensuite différencier l'équation 3 le long d'un chemin d'équilibre, pour le nombre n d'entreprises fixé, p et τ variant. La condition d'équilibre pour l'ajustement des prix x_{cgo} dans un oligopole de Cournot avec variations conjecturales, en résulte :

$$x_{cgo} = \frac{\frac{dp}{d(1+\tau)}}{1+\tau} = \frac{\frac{1}{\varepsilon_c}}{\varepsilon_d + \frac{1}{\varepsilon_c} + \frac{\gamma}{(\varepsilon_d - \gamma)\varepsilon_c} F} \quad (5)$$

Dans cet ajustement des prix, on retrouve l'ajus-

tement $\frac{1}{\varepsilon_d + \frac{1}{\varepsilon_c}}$ en concurrence parfaite, avec un

terme en plus $\frac{\gamma}{(\varepsilon_d - \gamma)\varepsilon_c} F$ au dénominateur. Ainsi,

la première partie est décroissante avec l'élasticité de la demande : plus la demande est réactive, moins les prix augmentent. Elle est également décroissante avec l'élasticité du coût marginal : cette dernière élasticité correspond en concurrence parfaite à l'inverse de l'élasticité de l'offre ; en concurrence imparfaite, il apparaît que plus l'élasticité du coût marginal est importante, plus celui-ci diminue fortement après une augmentation des taxes (et ainsi une diminution de la production) et donc moins l'augmentation des prix est importante après une hausse des taux de la TVA.

La seconde partie informe de la différence d'ajustement des prix entre la concurrence parfaite et l'oligopole à variations conjecturales. L'ajustement est plus élevé en concurrence imparfaite qu'en concurrence parfaite si l'élasticité seconde de la demande est négative (l'élasticité de la demande est alors décroissante). La différence d'ajustement des prix entre concurrences parfaite et imparfaite est d'autant plus importante que la collusion est forte, que les élasticités de la demande et du coût marginal sont faibles ou que l'élasticité seconde de la demande est plus fortement négative.

L'ajustement en concurrence imparfaite est plus faible que l'ajustement en concurrence parfaite si l'élasticité seconde de la demande est positive (l'élasticité de la demande étant ainsi croissante). La différence d'ajustement des prix entre concurrences parfaite et imparfaite est d'autant plus importante que la collusion est forte, que les élasticités de la demande et du coût marginal sont faibles ou que l'élasticité seconde de la demande est plus fortement positive.

duite et γ un paramètre croissant avec le degré de collusion sur le marché.

Comme $\varepsilon_d - \gamma$ est nécessairement positif (sinon le modèle n'a pas de solution), l'ajustement en oligopole est plus faible que l'ajustement en concurrence pure et parfaite si $F > 0$, c'est-à-dire quand l'élasticité prix de la demande devient de plus en plus forte à mesure que les prix s'accroissent (et le taux de marge diminue lorsque la taxe augmente); inversement, l'ajustement en oligopole est plus élevé que l'ajustement en concurrence pure et parfaite si $F < 0$, c'est-à-dire quand l'élasticité prix de la demande devient de plus en plus faible à mesure que les prix s'accroissent (et le taux de marge augmente lorsque la taxe augmente).

En effet, si l'élasticité seconde F est positive, cela signifie que l'élasticité de la demande est d'autant plus forte que l'augmentation des prix est importante. Ainsi la demande réagit relativement plus à une forte augmentation des prix qu'à une faible augmentation des prix. Les entreprises ayant un pouvoir de marché (c'est-à-dire ayant la possibilité de fixer des prix de manière rentable au dessus du coût marginal de production en fonction d'anticipations stratégiques sur le demande) ont alors intérêt à rogner leur taux de marge pour éviter l'effondrement de la demande. À l'opposé, si l'élasticité seconde F est négative, cela signifie que l'élasticité de la demande est d'autant plus faible que l'augmentation des prix est importante. Ainsi la demande réagit relativement moins à une forte augmentation des prix qu'à une faible augmentation des prix. Les entreprises ayant un pouvoir de marché peuvent alors augmenter sensiblement leurs prix, voire augmenter leur taux de marge.

Asymétrie en concurrence pure et parfaite

Les résultats précédents considèrent l'ajustement des prix comme un événement symétrique. Cependant, l'introduction de courbes d'offre asymétriques dans l'équation 1 ou de courbes de demande asymétriques dans l'équation 2 induit des ajustements de prix asymétriques. En ce qui concerne les marchés de concurrence pure et parfaite, constitués de petites entreprises, qui n'ont donc pas *a priori* un important pouvoir de financement, de faibles baisses de prix peuvent être attendues après une baisse de la TVA. En effet, les prix ne diminuent que si l'offre augmente réellement. Or du fait de coûts d'ajustement du niveau de production ou des contraintes de crédit des petites entreprises, celles-ci ont du mal à

augmenter rapidement leur production après une baisse de la TVA. Cette difficulté à augmenter dans de courts délais sa production implique que l'élasticité de l'offre est plus faible à la hausse (baisse de la TVA) qu'à la baisse (hausse de la TVA). Dès lors l'ajustement des prix est plus faible après une baisse de la TVA qu'après une hausse de celle-ci (cf. équation 1).

En effet, si on considère une fonction de coût $C(Q)$, fonction de la quantité produite Q . En concurrence pure et parfaite, le prix p est égal au coût marginal de production $\partial C/\partial Q$. Ainsi, l'élasticité de l'offre ε_o telle qu'en l'équation 3.

$$\frac{\partial^2 C}{\partial Q^2} = \frac{p}{Q\varepsilon_o} \quad (3)$$

Toutefois, la variation $\partial^2 C/\partial Q^2$ du coût marginal en fonction de la production n'est pas symétrique. Cette variation est plus importante pour des baisses de production ($dQ < 0$) que pour des hausses de production ($dQ > 0$). En effet, les coûts d'ajustement impliquent que cette variation de coût marginal $\partial^2 C/\partial Q^2$ est composée de deux parties, dues à un état de transition et un état stationnaire. La première composante est la variation stationnaire du coût marginal de production du fait de la variation de production et des coûts marginaux globalement décroissants. Cette partie est symétrique : la valeur de cette première composante $\delta_1 > 0$ quand $dQ > 0$ est l'opposée de la valeur $-\delta_1 < 0$ quand $dQ < 0$. La seconde composante est la partie transitoire due aux coûts de restructuration. Cette composante transitoire δ_2 est toujours positive. Ainsi, la valeur absolue de la variation du coût marginal $|\partial^2 C/\partial Q^2|$ est plus grande pour une baisse que pour une hausse de la production : $|\delta_1 + \delta_2| > |\delta_1 - \delta_2|$.

En interprétant l'équation 3 en fonction de cette asymétrie, on trouve que l'élasticité de l'offre transitoire est plus importante après une hausse du taux de la TVA ($dp > 0 \Rightarrow dQ < 0$) qu'après une baisse de celui-ci ($dp < 0 \Rightarrow dQ > 0$). En réutilisant cette élasticité dans l'équation 1, on s'aperçoit que l'ajustement des prix à court terme est plus important lors de hausses du taux de la TVA que lors de baisses de ce taux.

Les contraintes de crédit ont un impact similaire sur l'ajustement des prix. Une augmentation de la production doit être financée alors que ce n'est pas le cas pour une baisse de la production. Les contraintes sur le marché du crédit, particulièrement subies par les petites entreprises, induisent

donc qu'il est plus coûteux de réorganiser une entreprise pour produire plus que pour produire moins.

Asymétrie en oligopole de Cournot à variations conjecturelles

L'équation 2 donnant l'ajustement des prix sur des marchés de concurrence imparfaite permet une comparaison avec un marché concurrentiel qui aurait la même structure de coûts marginaux et ferait face à la même demande. Par rapport à une situation de concurrence, les entreprises en oligopole ont un comportement stratégique, et anticipent les variations de la demande. Ainsi, l'ajustement des prix ne dépend plus uniquement de l'élasticité « première » de la demande aux prix, comme en concurrence parfaite, mais également de l'élasticité « seconde », qui informe sur le fait que la réaction de la demande est relativement plus forte ($F > 0$) ou plus faible ($F < 0$) pour une forte augmentation des prix que pour une faible augmentation des prix.

Ainsi, si l'élasticité de la demande est croissante avec la variation de prix ($F > 0$), alors l'effet marginal négatif sur la demande du fait d'une augmentation des prix est de plus en plus fort avec l'augmentation de ceux-ci (réciproquement, l'effet marginal positif sur la demande du fait d'une diminution des prix est de plus en plus faible avec la baisse de ceux-ci). Sur un marché où les entreprises ont un pouvoir de marché, et peuvent donc anticiper l'influence de leurs décisions de prix sur la demande, celles-ci minimiseront à la fois les hausses et les baisses de prix. Elles minimisent les hausses de prix après des hausses de TVA car la perte marginale en termes de demande est de plus en plus forte. Elles minimisent les baisses de prix après des baisses de TVA car le gain marginal en termes de demande est de plus en plus faible. Et alors l'ajustement des prix en concurrence imparfaite est plus faible que l'ajustement des prix en concurrence parfaite.

Dans le cas d'une élasticité de la demande décroissante ($F < 0$), le raisonnement est similaire. L'effet marginal négatif sur la demande du fait d'une augmentation des prix est de plus en plus faible avec l'augmentation de ceux-ci ; les entreprises qui ont un pouvoir sur les prix ont donc intérêt à accentuer l'augmentation des prix. Réciproquement, l'effet marginal positif sur la demande du fait d'une diminution des prix est de plus en plus fort avec la baisse de ceux-ci. Là encore, les entreprises qui ont un pouvoir de

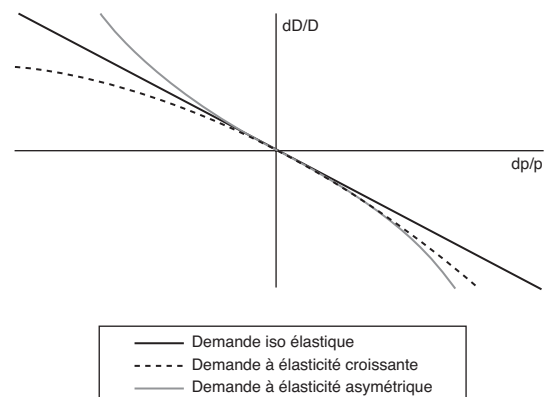
marché sont incitées à accentuer la diminution des prix. L'ajustement des prix en concurrence imparfaite est alors plus faible que l'ajustement des prix en concurrence parfaite.

On comprend alors la relation entre l'élasticité seconde de la demande et l'ajustement des prix en oligopole, mais il convient de mettre en évidence les propriétés des fonctions de demande qui induisent des élasticités secondes positives ou négatives. Trois exemples de courbes de demande permettent d'illustrer ce que représentent des élasticités croissantes ou décroissantes (cf. graphique II). Les variations de la demande y sont représentées comme fonction des variations de prix, dépendant d'une situation de référence.

Le cas le plus simple est celui de l'isoélasticité : la variation relative de la demande est alors proportionnelle à la variation relative des prix. L'élasticité seconde de la demande est alors nulle ($F = 0$), et l'ajustement des prix en concurrence imparfaite est identique à l'ajustement des prix en concurrence parfaite.

Ce cas étant un peu trop simple, des élasticités croissantes sont souvent prises en compte. Dans ce cas, les variations relatives de la demande sont plus importantes après de fortes hausses de prix qu'après de faibles hausses. Ce peut être expliqué par des processus de recherche du meilleur prix (Benabou et Gertner, 1993) ou plus simplement par des arguments de visibilité

Graphique II
Réaction de la demande à des variations de prix



Lecture : les courbes représentent la variation relative de la demande dD/D en ordonnée résultant de la variation relative des prix dp/p en abscisse. Quand l'élasticité de la demande aux prix est constante, la variation relative de la demande est proportionnelle à la variation relative des prix (cas de la demande iso-élastique). Cette proportionnalité n'est pas observée dans les autres cas. Ainsi, quand l'élasticité de la demande croît, l'effet sur la variation relative de la demande est de plus en plus ample.

des variations de prix ou de coût de changement de plan de consommation. Toutefois, l'effet est opposé après des baisses de prix, à savoir que la réaction de la demande est proportionnellement plus faible pour de plus fortes baisses de prix. Ce pourrait être expliqué par des effets de satiété. Si l'utilité marginale de la consommation est décroissante, plus les prix baissent et plus la consommation augmente, plus l'utilité marginale de la consommation supplémentaire est faible, jusqu'à diminuer fortement l'augmentation marginale de la demande. Cependant, en considérant des variations de prix de différentes ampleurs, mais toujours faibles, les effets de satiété ne doivent pas jouer.

Ainsi, si les effets de satiété ne jouent pas, on devrait avoir une élasticité du type de la courbe asymétrique, au moins à court terme. Les variations relatives de la demande sont plus fortes en valeur absolue pour des variations plus fortes des prix. La réaction de la demande après des augmentations de prix est identique au cas de l'élasticité croissante, et la réaction de la demande est relativement plus forte après des fortes baisses de prix qu'après des petites. Ceci peut être vu comme un effet promotionnel des prix sur la demande.

Si l'on réinterprète, avec ce type d'élasticité de la demande, l'équation 2 donnant le sens de variation de l'ajustement des prix en fonction du degré de concurrence, l'ajustement des prix est plus important à la baisse qu'à la hausse. L'ajustement des prix à la baisse après une baisse de la TVA est plus important en oligopole qu'en concurrence parfaite. L'ajustement des prix à la hausse après une hausse de la TVA est plus faible en oligopole qu'en concurrence parfaite. La suite de la présente étude a pour objet de tester empiriquement ce résultat.

Que ce soit l'effet d'asymétrie en concurrence parfaite ou en oligopole, les arguments présentés dans cette partie sont avant tout des arguments de court terme. Pour la concurrence pure et parfaite, les coûts d'ajustement n'ont lieu qu'une fois, et ne doivent plus avoir d'influence dans le long terme. Pour l'oligopole, il en va de même avec l'effet promotionnel, qui ne peut être que de relativement courte durée. On voit ainsi que les ajustements de prix doivent être asymétriques dans le court terme, avant de redevenir symétriques dans le long terme. Seul le court terme est étudié dans cette étude empirique, car les variations des taux de TVA sont trop faibles pour pouvoir discerner une influence sur les prix à plus de quatre mois.

Deux réformes du taux plein de la TVA, en 1995 et 2000

Pour pouvoir comparer les ajustements des prix de biens vendus sur des marchés de concurrence pure et parfaite et d'oligopoles, deux réformes françaises sont analysées. Elles présentent le double avantage d'être des réformes du taux plein de la TVA, donc de toucher des marchés très différents, et d'avoir dans un court délai de cinq ans, augmenté puis baissé ce taux plein, ce qui permet d'observer des ajustements de prix à la hausse et à la baisse.

En France, il existe plusieurs taux de TVA. Les deux principaux sont le taux plein, actuellement de 19,6 % (prélevé sur la majorité des marchés de biens de consommation exceptés les produits alimentaires et quelques biens culturels) et le taux réduit de 5,5 % (sur les produits de première nécessité, quelques biens culturels, les services de réparation courante dans les logements...). De plus il existe un taux super réduit de 2,1 % (pour la presse notamment) et certains biens ou services sont exonérés (services financiers, certaines locations immobilières, le foncier...). Les deux réformes que nous étudions ont donc modifié le taux plein de la TVA. Celui-ci est tout d'abord passé de 18,6 % à 20,6 % le 1^{er} août 1995, puis il est redescendu de 20,6 % à 19,6 % le 1^{er} avril 2000.

Les deux réformes étudiées ont généré de faibles changements. Ainsi, la précision de la mesure de l'ajustement des prix de chaque bien ne sera pas excellente. Pour avoir des mesures très précises des ajustements des prix, ce sont des réformes importantes qui doivent être étudiées, comme le passage du taux plein au taux réduit pour certains biens (Carbonnier, 2007), mais de telles réformes sont rares et il n'est donc pas possible de faire des études systématiques en comparant l'ajustement des prix entre différents biens. Cependant, le fait que ces deux réformes touchent de nombreux biens permet d'estimer les différences d'ajustement de prix entre différentes catégories de biens, qui elles, seront significatives.

La principale source de données utilisée pour réaliser de telles estimations est l'indice des prix à la consommation (IPC) (2), construit par

2. Il s'agit de séries d'indices de prix pour la France métropolitaine construites avec une classification proche de la référence internationale COICOP, avec quelques détails supplémentaires. 12 divisions sont considérées, comprenant 86 groupes et 161 classes. Les indices sont calculés chaque mois. Plus de 1 000 biens différents représentant les 161 classes sont concernés. Leurs prix sont observés tout au long du mois dans 2 000 points de vente dans 106 villes de plus de 2 000 habitants. L'IPC est un indice de type chaîne de Laspeyres.

l'Insee. Les 161 classes de biens peuvent être étudiées mensuellement, chaque classe représente le prix d'un type de bien de consommation.

Il faut noter toutefois que ces séries de données sont hétéroscédastiques. En effet, les relevés des différents prix agrégés pour constituer les indices de prix sont effectués tout au long du mois. Ainsi, si un choc exogène intervient au milieu du mois, il aura un impact sur l'indice des prix qui apparaîtra en deux temps. Tout d'abord, il apparaîtra en partie dans l'indice du mois de sa réalisation (à travers les prix relevés ce mois-ci, après la date de survenue de ce choc) et en partie dans l'indice du mois suivant (à travers les autres relevés). Les résidus sont donc autorégressifs d'ordre 1, et les séries sont hétéroscédastiques.

Parmi ces 161 classes de biens, seules dix ont été sélectionnées pour cette étude, plus trois pour servir de contrôle. Les contrôles utilisés sont les loyers immobiliers et le coût de l'énergie, pour représenter les coûts de production. Pour les biens dont les variations de prix sont étudiés, les critères de sélection sont les suivants : le taux de TVA doit être le même, c'est à dire le taux plein, pour tous les biens de la classe ; la classe doit être homogène en termes de niveau de compétition des marchés sur lesquels sont vendus les biens.

Des répercussions des variations de taux de la TVA en 1995 et 2000 différenciées selon le type de marché

La comparaison des ajustements de prix sur des marchés de concurrence pure et parfaite et sur des marchés oligopolistiques nécessite de réunir des classes représentant bien ces types de marchés. Ainsi, deux types de séries d'indice de prix ont été étudiés. D'une part, les produits manufacturés et d'autre part les services intensifs en main-d'œuvre peu qualifiée (cf. tableau 1).

Tableau 1
Indices de prix sélectionnés

Produits intensifs en capital	Services intensifs en main-d'œuvre
Fours	Restaurants
Réfrigérateurs	Cafés
Produits pour la réparation de logements	Services de coiffure
Vaisselle	Services de réparation d'appareils ménagers
Boissons alcoolisées	Services de réparation HiFi

Les produits manufacturés, intensifs en capital fixe, nécessitent de forts coûts fixes et peuvent donc représenter les oligopoles. Un secteur industriel est dit intensif en capital si d'importants investissements sont nécessaires avant d'entamer la production. Ces investissements, qui peuvent être interprétés comme des coûts fixes, génèrent des rendements d'échelle croissants, et constituent donc des barrières à l'entrée. De ce fait, même avec une législation de libre entrée sur le marché, l'existence de ces importants investissements conduit, du fait des comportements stratégiques des agents économiques, à une concurrence imparfaite sous forme d'oligopoles (Dixit, 1980 et 1986 ; Baumol *et al.*, 1982 ; Spence, 1983).

À l'opposé, les services intensifs en main-d'œuvre, et particulièrement ceux ne nécessitant pas de hautes qualifications, représentent mieux les marchés de concurrence pure et parfaite.

Afin de vérifier que les biens choisis représentent bien les types de concurrences supposés, nous avons construit deux indicateurs. Le premier est directement relié à l'hypothèse que nous avons faite sur la présence de coûts fixes. Nous avons ainsi calculé, à partir des comptes nationaux annuels de 1995 et de 2000, publiés par l'Insee, les rapports de la « formation brute de capital fixe » à la « valeur ajoutée » pour l'ensemble des produits manufacturés d'une part et l'ensemble des services aux personnes de l'autre. Les résultats confirment les hypothèses formulées quant à la concurrence sur les marchés étudiés (cf. tableau 2).

Une autre manière de mesurer ce niveau de compétition consiste à calculer un indice de concentration de type Hirschman-Herfindhal. Un indice de ce type, où le nombre d'employés dans l'entreprise est utilisé comme valeur représentant la taille de l'entreprise, est calculé à partir de la base d'entreprises Sirene, qui recense les entreprises par secteur présentes en France (cf. tableau 3).

Tableau 2
Coûts fixes dans l'industrie et les services

	Formation brute de capital fixe / valeur ajoutée (en %)	
	1995	2000
Biens industriels de consommations	161	180
Services personnels et domestiques	33	41

Source : comptes nationaux annuels pour 1995 et 2000, Insee, calculs de l'auteur.

Ces indices de concentration indiquent à nouveau que les services choisis comme représentant la concurrence parfaite sont des secteurs bien moins concentrés que les biens de consommation choisis pour représenter l'oligopole. Les services intensifs en main-d'œuvre ont en effet tous des indices de concentration bien inférieurs à 1 %, quand les produits intensifs en capital ont des indices de concentration bien supérieurs à 1 %.

Les répercussions des variations de taux de la TVA en 1995 et 2000 sont bien différenciées selon le type de marché. Ces variations sont légères, et par suite les variations de prix sont également faibles. Cependant, les ruptures de tendances sont tout de même bien visibles (cf. graphiques III). Ces ruptures de tendances apparaissent même plus nettement pour les services intensifs en main-d'œuvre que pour les produits intensifs en capital en 1995. En 2000 en revanche, des ruptures de tendances apparaissent seulement pour les produits intensifs en capital.

Un premier test empirique des résultats théoriques suggérant des asymétries d'ajustement des prix

Dans cette première approche, les ajustements de prix en 1995 et 2000 des différents biens étu-

diés sont estimés par régression linéaire, pour pouvoir effectuer des comparaisons entre les ajustements de prix à la hausse et à la baisse.

On estime pour cela les équations sous la forme :

$$\frac{P_{dep_t} - P_{dep_{t-1}}}{P_{dep_{t-1}}} = \alpha + \sum_{i=0}^3 \beta_i \frac{\tau_{t-i} - \tau_{t-i-1}}{1 + \tau_{t-i-1}} + \sum_j \zeta_j \frac{P_{cont_{t-j}} - P_{cont_{t-j-1}}}{P_{cont_{t-j-1}}} + \varepsilon_t \quad (4)$$

où P_{dep} représente l'indice des prix étudiés et P_{cont_j} représente les variables de contrôle retenues pour tenir compte des variations des coûts de production. À l'instar de ce qu'ont fait Besley et Rosen (1999), ces variables sont les indices de prix de l'énergie et de l'immobilier. En suivant la définition du paramètre d'ajustement des prix et de la part de la taxe payée par le consommateur (cf. encadré 1), ces régressions permettent de les calculer ainsi :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Ajustement des prix} = x = \frac{\frac{dp}{P}}{d(1+\tau)} = \sum_{i=0}^3 \beta_i \frac{1}{1+\tau} \\ \text{Part du consommateur} = s = x \frac{1+\tau}{1+\tau x} = \sum_{i=0}^3 \beta_i \frac{1+\tau}{1+\tau \left(\sum_{i=0}^3 \beta_i \right)} \end{array} \right.$$

Tableau 3
Indices de concentration de type Hirschman-Herfindhal

Secteur	Nombre d'entreprises	Indice de concentration (en %)
Restaurants	123 174	0,084
Cafés	38 879	0,005
Coiffure	60 217	0,007
Réparation d'appareils ménagers	2 533	0,251
Réparation d'appareils HiFi	3 236	0,173
Appareils ménagers	172	7,312
Produits pour la réparation des logements	1 639	1,082
Vaisselle	1 750	1,226
Boissons alcoolisées	3 097	1,030

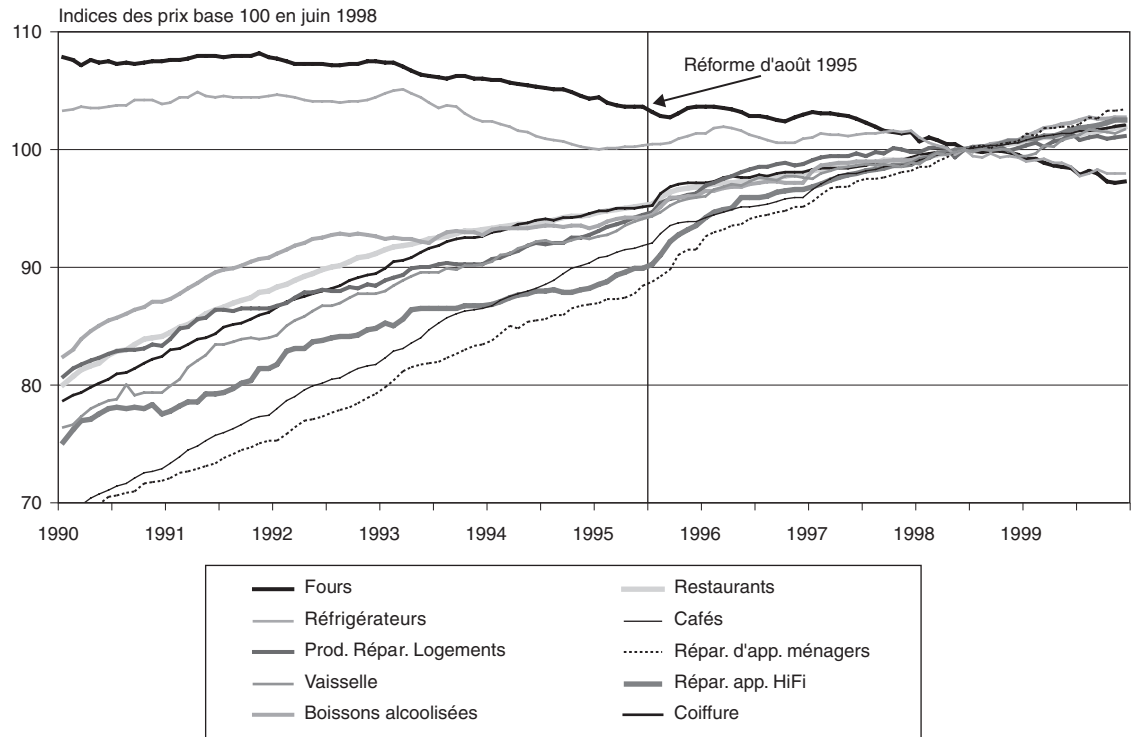
Lecture : l'indice d'Herfindahl-Hirschman est un indice de concentration calculé comme la somme des carrés des parts de marchés des entreprises (il vaut de 0 % à 100 %, en croissant avec le niveau de concentration). Ici, le nombre d'employés est utilisé pour représenter la taille de l'entreprise. La part de marché d'une entreprise est remplacée dans la formule par la part des employés du secteur travaillant pour cette entreprise.
Champ : entreprises de la base de données Sirene.
Source : base de données Sirene, Insee, calculs de l'auteur.

Les estimations concernant la réforme de 1995 sont bien plus significatives (cf. tableau 4) que celle de 2000 (cf. tableau 5). Parmi les dix ajustements de prix estimés pour chaque réforme, toutes les estimations sont significatives au seuil de 5 % (dont sept significatives au seuil de 1 %) dans le cas de la hausse des taux de la TVA de 1995, alors que trois seulement le sont (plus une significative au seuil de 10 %) pour la baisse des taux de 2000. Deux raisons peuvent l'expliquer. Tout d'abord, les baisses de taux de 2000 sont plus faibles que les hausses de taux de 1995, et ainsi les variances de prix se dégagent moins nettement du bruit. Ensuite les indices de prix avant réforme sont bien plus volatils en 2000 qu'en 1995. Ce second argument explique aussi le fait que les R^2 soient plus faibles pour les régressions de 2000 que pour les régressions de 1995.

La mesure des ajustements de prix est cohérente avec les résultats théoriques présentés. En effet, comme le résume le tableau 6, après la hausse

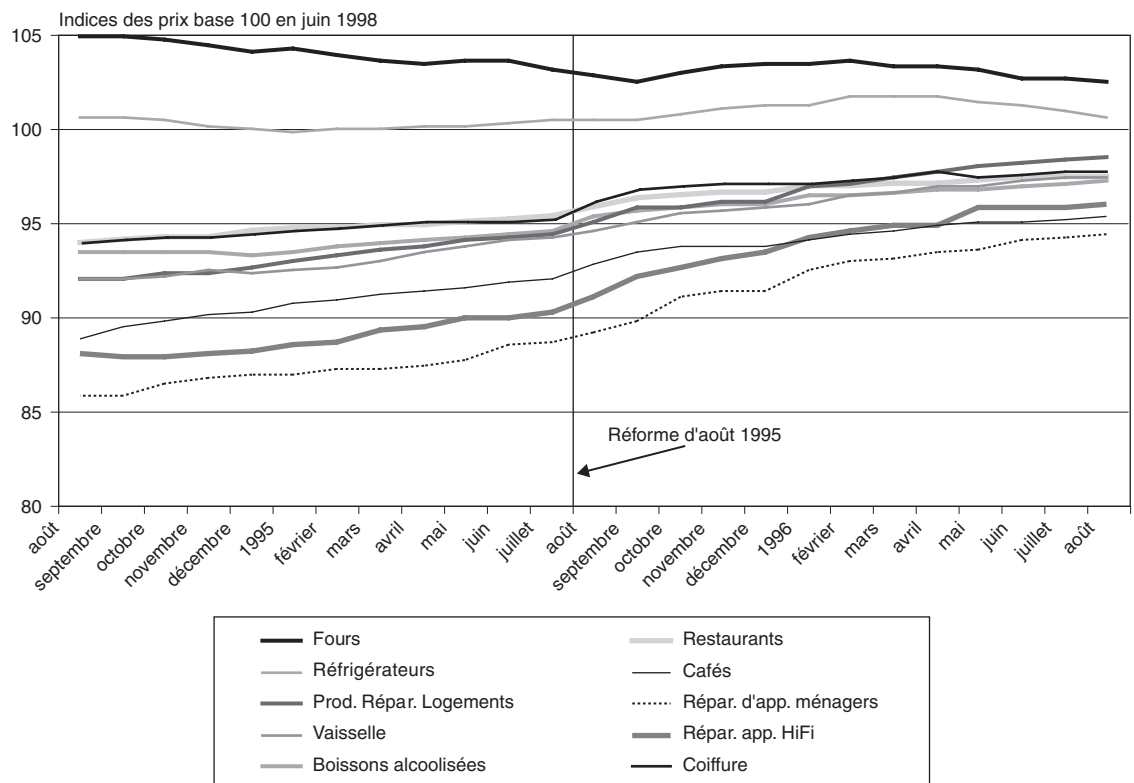
Graphique III
Courbes des indices des prix autour des dates des réformes de la TVA

A – Indices des prix, fenêtre large autour de la réforme d'août 1995



Lecture : évolution annuelle des indices de prix de 1990 à 2000 dans le contexte de la hausse du taux plein de la TVA de 18,6 % à 20,6 % le 1^{er} août 1995. Champ : France métropolitaine.
 Source : indices des prix à la consommation, Insee.

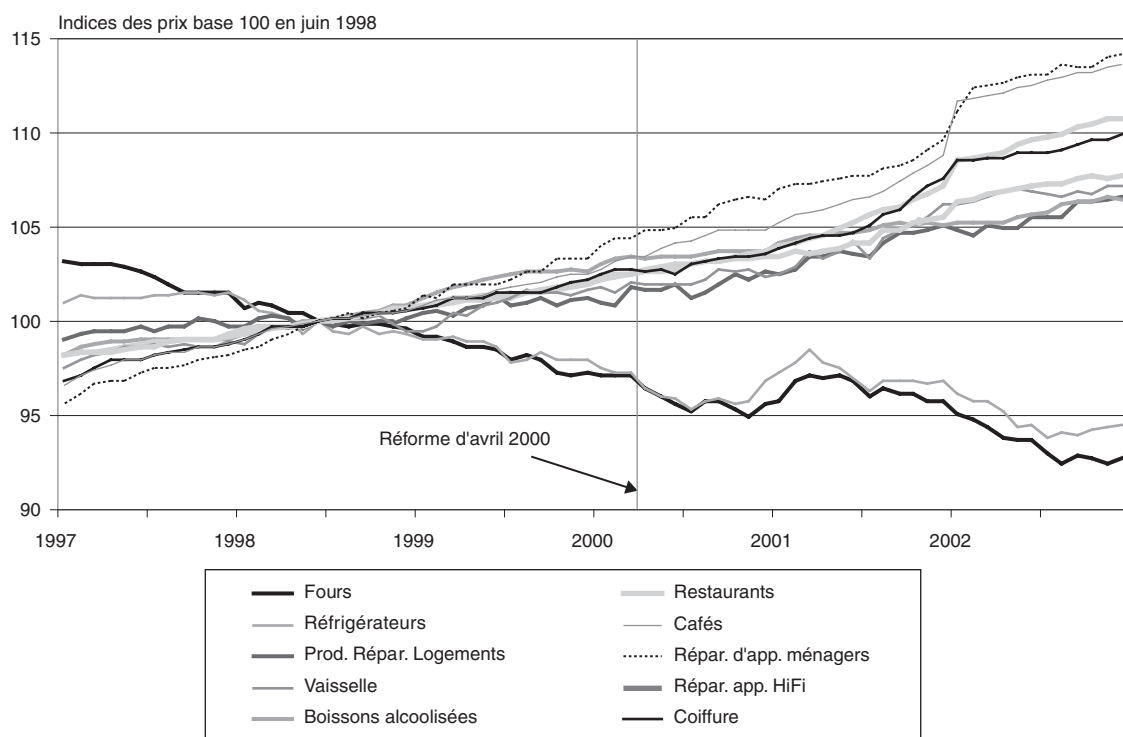
B – Indices des prix, fenêtre étroite autour de la réforme d'août 1995



Lecture : évolution mensuelle des indices de prix d'août 1994 à septembre 1996 dans le contexte de la hausse du taux plein de la TVA de 18,6 % à 20,6 % le 1^{er} août 1995. Champ : France métropolitaine.
 Source : indice des prix à la consommation, Insee.

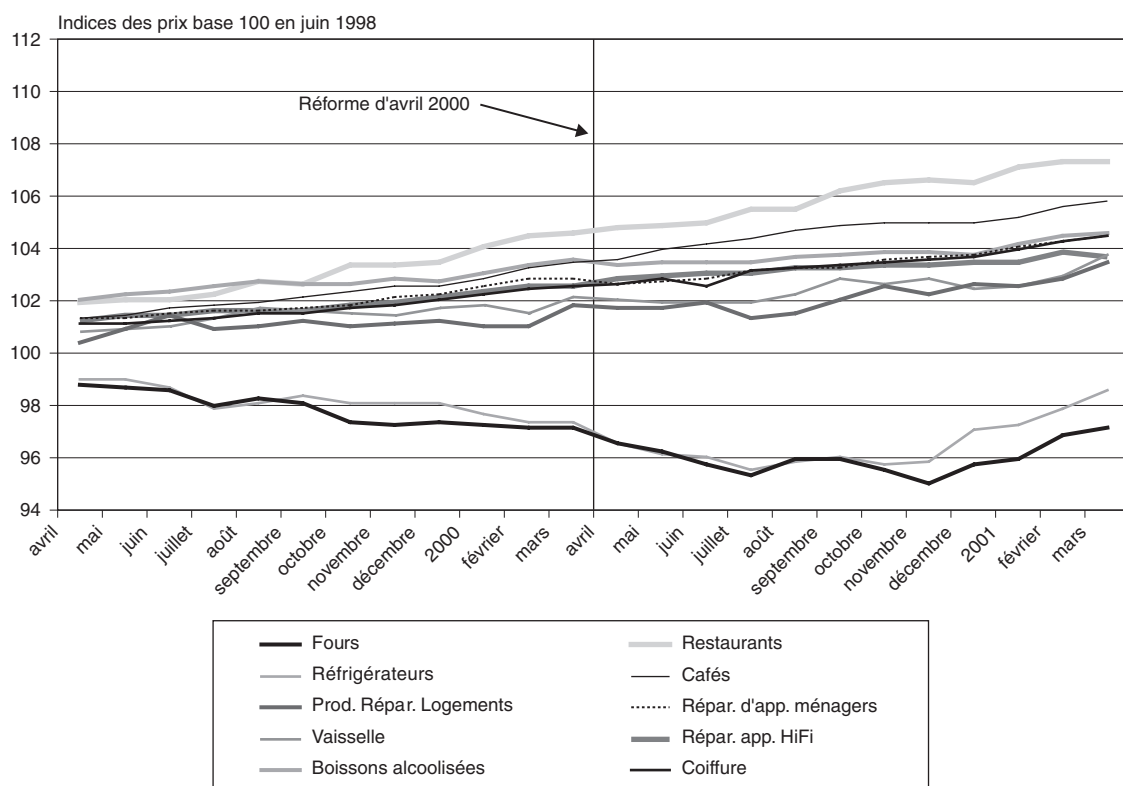
Graphique III (suite)

C – Indices des prix, fenêtre large autour de la réforme d'avril 2000



Lecture : évolution annuelle des indices de prix de 1997 à 2003 dans le contexte de la baisse du taux plein de la TVA de 20,6 % à 19,6 % le 1^{er} avril 2000. Champ : France métropolitaine.
 Source : indice des prix à la consommation, Insee.

D – Indices des prix, fenêtre étroite autour de la réforme d'avril 2000



Lecture : évolution mensuelle des indices de prix d'avril 1999 à avril 2001 dans le contexte de la baisse du taux plein de la TVA de 20,6 % à 19,6 % le 1^{er} avril 2000. Champ : France métropolitaine.
 Source : indice des prix à la consommation, Insee.

du taux de la TVA en 1995, l'ajustement des prix des produits intensifs en capital est relativement faible : 53 % en moyenne alors qu'à la même période, l'ajustement des prix des services intensifs en main-d'œuvre est supérieur : 86 % en moyenne. La différence entre ces deux moyennes est ainsi de - 33 % et l'ajustement des prix après la hausse du taux plein de la TVA en 1995 a donc été significativement (au seuil de 5 %) plus faible pour les produits intensifs en capital que pour les services intensifs en main d'œuvre.

De même, après la baisse du taux de la TVA en 2000, l'ajustement des prix des produits intensifs en capital est très élevé : 152 % en moyenne alors qu'à la même période, l'ajustement des prix des services intensifs en main d'œuvre est pratiquement nul : 16 % en moyenne. La dif-

férence entre ces deux moyennes est ainsi de 136 % et l'ajustement des prix après la baisse du taux plein de la TVA en 2000 a été significativement (au seuil de 1 %) plus fort pour les produits intensifs en capital que pour les services intensifs en main-d'œuvre.

Ainsi, les ajustements des prix à la hausse sont plus importants dans les marchés de concurrence pure et parfaite que dans des oligopoles ; et les ajustements de prix à la baisse sont plus importants dans les oligopoles que dans les marchés de concurrence pure et parfaite. De plus, en comparant non plus des ajustements de prix à la même époque entre différents biens, mais en comparant les ajustements des prix de mêmes biens entre deux réformes, les résultats théoriques sont aussi vérifiés. La différence pour les produits inten-

Tableau 4
Ajustement des prix en France après la réforme de la TVA de 1995

A – Produits intensifs en capital

	Fours	Réfrigérateurs	Produits pour la réparation des logements	Vaisselle	Alcool
Ajustement des prix (en %)	41*** (9)	48*** (12)	51*** (9)	59*** (11)	65*** (7)
Part du consommateur (en %)	45	52	55	63	68
Coefficients des variations des taux de la TVA					
β_0	- 0,134 (0,084)	- 0,057 (0,110)	0,299*** (0,074)	0,238 (0,091)	0,461*** (0,060)
β_1	- 0,023 (0,026)	0,096** (0,040)	0,350*** (0,022)	0,114*** (0,039)	0,111*** (0,020)
β_2	0,266*** (0,027)	0,214*** (0,023)	- 0,125*** (0,030)	0,222*** (0,034)	0,077*** (0,022)
β_3	0,300*** (0,018)	0,223*** (0,021)	- 0,014 (0,020)	0,012*** (0,027)	- 0,003 (0,016)
R^2	0,44	0,27	0,41	0,35	0,50
Observations	36	36	36	36	36

B – Services intensifs en main-d'oeuvre

	Restaurants	Cafés	Coiffure	Réparation d'appareils ménagers	Réparation HiFi
Ajustement des prix (en %)	54*** (3)	53*** (6)	81*** (6)	109*** (15)	131*** (15)
Part du consommateur (en %)	58	57	84	108	125
Coefficients des variations des taux de la TVA					
β_0	0,311*** (0,023)	0,372*** (0,052)	0,485*** (0,052)	0,138 (0,125)	0,378*** (0,133)
β_1	0,182*** (0,007)	0,270*** (0,019)	0,263*** (0,022)	0,218*** (0,057)	0,565*** (0,039)
β_2	0,053*** (0,010)	- 0,017 (0,023)	0,077*** (0,019)	0,666*** (0,042)	0,253*** (0,045)
β_3	- 0,006 (0,006)	- 0,100*** (0,015)	- 0,012 (0,015)	0,069** (0,034)	0,113*** (0,028)
R^2	0,78	0,54	0,70	0,34	0,45
Observations	36	36	36	36	36

Lecture : ce tableau présente les résultats des estimations de la régression reliant les variations des indices des prix aux variations de taux de la TVA (équation 4). Ces estimations sont effectuées à partir des indices mensuels des prix à la consommation de l'Insee, sur une période d'un an et demi avant et après la réforme, soit une fenêtre de 36 mois.

*** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 %, * : significatif à 10 %. Les écarts types sont présentés entre parenthèses.

Du fait de l'autocorrélation des résidus d'ordre 1, les écarts-types sont calculés avec la méthode de Newey-West d'ordre 1, pour corriger les biais dus à cette hétéroscédasticité.

sifs en capital entre les ajustements des prix à la hausse en 1995 et à la baisse en 2000 est de - 99 % alors que la différence pour les services intensifs en main-d'œuvre entre les ajustements des prix à la hausse en 1995 et à la baisse en 2000 est de 70 %, ces deux différences étant significatives au seuil de 1 %.

Une seconde estimation, plus directe, des différences d'ajustement des prix entre produits intensifs en capital et services intensifs en main-d'œuvre

Deux régressions en panel relient les taux de croissance des prix des différents biens aux variations des taux de la TVA et aux taux de croissance des prix des variables de contrôle.

La variable expliquée est l'ensemble des dix taux de croissance, observés chacun sur six périodes, soit 60 observations.

$$\dot{p}_{it} = \frac{p_{it} - p_{i,t-1}}{p_{i,t-1}} = \alpha + \beta \frac{\tau_t - \tau_{t-1}}{1 + \tau_{t-1}} + \theta \cdot 1_{CR} \cdot \frac{\tau_t - \tau_{t-1}}{1 + \tau_{t-1}} + \sum_j \zeta_j \frac{p_{cont_{t-j}} - p_{cont_{t-j-1}}}{p_{cont_{t-j-1}}} + \sum_i u_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

où i représente une des 10 branches étudiées.

Les régressions incorporent en outre :

- un effet fixe individuel u_i pour chaque bien ;
- un effet fixe pour le type de bien, pris en compte par l'indicatrice 1_{CR} qui vaut l'unité pour

Tableau 5
Ajustement des prix en France après la réforme de la TVA de 2000

A – Produits intensifs en capital

	Fours	Réfrigérateurs	Produits pour la réparation des logements	Vaisselle	Alcool
Ajustement des prix (en %)	209*** (21)	228*** (24)	143*** (18)	104*** (14)	75*** (7)
Part du consommateur (en %)	176	187	133	103	78
Coefficients des variations des taux de la TVA					
β_0	0,819*** (0,121)	1.135*** (0,159)	0,337*** (0,088)	0,207 (0,073)	0,438*** (0,047)
β_1	0,291*** (0,107)	0,441*** (0,103)	0,190* (0,102)	0,241 (0,078)	0,013 (0,033)
β_2	0,554*** (0,095)	0,106 (0,104)	- 0,018 (0,078)	0,353*** (0,058)	0,153*** (0,032)
β_3	0,427*** (0,096)	0,593*** (0,098)	0,918*** (0,085)	0,237*** (0,063)	0,144*** (0,030)
R^2	0,13	0,17	0,22	0,10	0,30
Observations	36	36	36	36	36

B – Services intensifs en main-d'oeuvre

	Restaurants	Cafés	Coiffure	Réparation d'appareils ménagers	Réparation HiFi
Ajustement des prix (en %)	16*** (6)	2 (7)	34*** (8)	- 2 (15)	30*** (8)
Part du consommateur (en %)	19	2	38	- 3	34
Coefficients des variations des taux de la TVA					
β_0	0,115*** (0,041)	0,180*** (0,049)	- 0,043 (0,056)	- 0,026 (0,086)	0,420*** (0,056)
β_1	0,089*** (0,029)	- 0,222*** (0,034)	0,056 (0,029)	0,149 (0,080)	- 0,086** (0,036)
β_2	0,099*** (0,025)	0,034 (0,033)	0,116*** (0,035)	0,157** (0,059)	0,513*** (0,036)
β_3	- 0,139*** (0,024)	0,026 (0,031)	0,210*** (0,030)	- 0,304*** (0,063)	- 0,549*** (0,035)
R^2	0,10	0,10	0,24	0,15	0,41
Observations	36	36	36	36	36

Lecture : ce tableau présente les résultats des estimations de la régression reliant les variations des indices des prix aux variations de taux de la TVA (équation 4). Ces estimations sont effectuées à partir des indices mensuels des prix à la consommation de l'Insee, sur une période d'un an et demi avant et après la réforme, soit une fenêtre de 36 mois.

*** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 %, * : significatif à 10 %. Les écarts types sont présentés entre parenthèses.

Du fait de l'autocorrélation des résidus d'ordre 1, les écarts-types sont calculés avec la méthode de Newey-West d'ordre 1, pour corriger les biais dus à cette hétéroscédasticité.

Tableau 6
Comparaison des ajustements de prix en 1995 et 2000 des services intensifs en main-d'œuvre et des produits intensifs en capital

	En %		
	1995	2000	Différence 1995 - 2000
Produits intensifs en capital	53 *** (10)	152 *** (18)	-99 *** (19)
Services intensifs en main-d'œuvre	86 *** (10)	16 * (10)	70 *** (14)
Différence des ajustements	-33 ** (14)	136 *** (19)	

Lecture : ce tableau présente les moyennes des ajustements des prix en 1995 et 2000 pour les services intensifs en main-d'œuvre et les produits intensifs en capital, ainsi que les différences entre les types de biens et les sens de variations de taxe.
 *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 %, * : significatif à 10 %.
 Les écart-types sont présentés entre parenthèses.

chaque bien vendu sur un marché de concurrence imparfaite.

L'effet de la variation du taux de la TVA vaudra donc :

β pour les biens des marchés concurrentiels ;

$\beta + \theta$ pour les biens des marchés de concurrence imparfaite.

Le paramètre θ exprime donc l'influence différentielle de la variation du taux de la TVA pour les produits intensifs en capital, comparative-ment aux services intensifs en main-d'œuvre. Si θ est positif (resp. : négatif), alors l'ajustement des prix est plus important (resp. : moins important) pour les produits intensifs en capital que pour les services intensifs en main-d'œuvre.

Les résultats obtenus pour les réformes de 1995 et 2000 (cf. tableau 7) confirment les résultats théoriques ainsi que les précédentes estimations. Le paramètre θ est positif pour la hausse de la TVA de 1995 (et significatif au seuil de 5 %), et négatif (et significatif au seuil de 1 %) pour la baisse de la TVA de 2000 : les hausses de prix

Tableau 7
L'ajustement des prix en fonction de la concurrence

	Réforme de 1995	Réforme de 2000
Variation de taux de taxe (β)	0,672*** (0,141)	- 0,121 (0,384)
Taux de TVA x oligopole (θ)	- 0,320** (0,163)	1,684*** (0,535)
Effets moyen dans le cas des branches		
plutôt concurrentielles	0,672	- 0,121
plutôt oligopolistiques	0,352	1,563
R^2 temporel	0,64	0,37
R^2 spatial	0,30	0,34
Observations	60	60

Lecture : ce tableau présente les résultats de la régression en panel des indices des prix des biens sur le taux de TVA suivant l'équation 5. Les R^2 donnent la part de la variance de la variable dépendante expliquée par la régression, concernant la variance entre séries d'indices de prix pour le R^2 spatial et entre les différentes dates d'une même série pour le R^2 temporel.

*** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 %, * : significatif à 10 %.
 Les écart-types sont présentés entre parenthèses.

après la hausse de la TVA de 1995 ont été plus importantes dans les marchés de concurrence parfaite, et les baisses de prix après la baisse de la TVA de 2000 ont été plus importantes sur les marchés oligopolistiques.

Ces effets d'asymétrie peuvent contribuer à éclairer les décisions concernant les taux de taxe. Mais ce sont principalement des effets de court terme : les coûts d'ajustement sont forcément temporaires et les effets promotionnels disparaissent avec le temps. Si les décideurs ont une préférence pour le court terme et souhaitent que des effets résultant de leurs choix soient fortement visibles tout de suite, et s'ils décident de baisser quelques taux de TVA pour favoriser le pouvoir d'achat, ils pourraient préférer diminuer les taxes des biens non concurrentiels car leur prix ont davantage de chances de baisser plus dans le court terme, alors qu'à plus long terme ce sont les prix des biens concurrentiels qui diminuent le plus. □

BIBLIOGRAPHIE

- Baumol W.J., Panzar J.C. et Willig R.D. (1982)**, « Contestable Markets and the Theory of Industry Structure », *Harcourt Brace Jovanovich*, New York.
- Benabou R. et Gertner R. (1993)**, « Search with Learning from Prices : Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups ? », *Review of Economic Studies*, vol. 60, n° 1, pp. 69-94.
- Besley T.J. (1989)**, « Commodity Taxation and Imperfect Competition : a Note on the Effects of Entry », *Journal of Public Economics*, vol. 40, n° 3, pp. 359-367.
- Besley T.J. et Rosen H.S. (1999)**, « Sales Taxes and Prices : an Empirical Analysis », *National Tax Journal*, vol. 52, n° 2, pp. 157-178.
- Carbonnier C. (2007)**, « Who Pays Sales Taxes ? Evidence From French VAT Reform, 1987-1999 », *Journal of Public Economics*, vol. 91, n° 5-6, pp. 1219-1229.
- Delipalla S. et Keen M. (1992)**, « The Comparison Between Ad Valorem and Specific Taxation Under Imperfect Competition », *Journal of Public Economics*, vol. 49, n° 3, pp. 351-367.
- Delipalla S. et O'Donnell O. (2001)**, « Estimating Tax Incidence, Market Power and Market Conduct : The European Cigarette Industry », *International Journal of Industrial Organisation*, vol. 19, n° 6, pp. 885-908.
- Dixit A. (1980)**, « The Role of Investment in Entry-Deterrence », *Economic Journal*, vol. 90, n° 357, pp. 95-106.
- Dixit A. (1986)**, « Comparative Statics for Oligopoly », *International Economic Review*, vol. 27, n° 1, pp. 107-122.
- Katz M.L. et Rosen H.S. (1985)**, « Tax Analysis in an Oligopoly Model », *Public Finance Quarterly*, vol. 13, n° 1, pp. 3-19.
- Ruiz N. et Trannoy A. (2008)**, « Le caractère régressif des taxes indirectes : les enseignements d'un modèle de microsimulation », *Économie et Statistique*, ce numéro.
- Seade J.K. (1980)**, « On the Effect of Entry », *Econometrica*, vol. 48, n° 2, pp. 479-490.
- Spence M. (1983)**, « Contestable Markets and the Theory of Industry Structure : A Review Article », *Journal of Economic Literature*, vol. 21, n° 3, pp. 981-990.
- Stern N. (1987)**, « The Effects of Taxation, Price Control and Government Contracts in Oligopoly and Monopolistic Competition », *Journal of Public Economics*, vol. 32, n° 2, pp. 133-158.
-