

# Taux de change et prix des importations : le cas des automobiles en Europe

**Jacques Le Cacheux, Lucrezia Reichlin**

*Département des études de l'OFCE*

*Cet article analyse les comportements de prix sur les marchés des automobiles dans plusieurs pays membres des Communautés européennes, en relation avec les évolutions des taux de change. Nous utilisons des données détaillées de prix de vente de différents modèles proposés par les constructeurs établis en Europe sur les marchés de cinq pays : Belgique, France, Italie, RFA et Royaume-Uni. Notre propos est d'apprécier le degré de segmentation de ces marchés et d'établir dans quelle mesure les variations des taux de change sont transmises dans les prix de vente.*

*Nous concluons qu'il n'y a ni unicité de prix, ni transmission des évolutions de change dans les prix. En outre, dans le cas des changes flexibles (Royaume-Uni), le degré de discrimination par les prix varie proportionnellement aux fluctuations de change. Ceci implique qu'au moins à court terme, les modifications de parités nominales sont sans effet sur la compétitivité-prix et sont, au contraire, absorbées par la variation des marges.*

L'apparition et la persistance d'importants déséquilibres externes dans la plupart des grands pays de l'OCDE — surplus commerciaux allemand et japonais, déficits extérieurs américains et, dans une moindre mesure, français, etc. — ont suscité un nouveau débat sur le rôle des taux de change dans les processus d'ajustement des balances des paiements. En Europe, et singulièrement dans les pays membres du Système monétaire européen (SME), l'insistance sur la fixité des parités nominales et le refus d'avoir recours à des réalignements semblent être fondés sur la conviction que les variations de taux de change ne peuvent affecter durablement la compétitivité-prix des producteurs des différents pays, ou encore que les considérations de prix ne sont pas déterminantes. A l'échelle mondiale l'ample réajustement monétaire observé depuis plus de trois ans — dépréciation du dollar et appréciation considérable du yen, notamment — ne s'est apparemment traduit que par une résorption très modeste des déséquilibres externes des pays concernés.

Le lien entre les taux de change et les prix, sur les différents marchés nationaux, des produits qui font l'objet d'échanges internationaux, est un maillon essentiel des processus d'ajustement extérieur et de transmission internationale. Plusieurs analyses récentes ont mis en doute les hypothèses traditionnelles concernant la répercussion des variations de taux de change dans les prix des produits échangés. Toutefois, les vérifications empiriques des hypothèses alternatives sont généralement peu probantes, du fait de l'utilisation de données agrégées concernant les prix du commerce extérieur : l'agrégation opère sur les séries un lissage arbitraire qui masque les propriétés des prix individuels ; d'autre part, les prix ainsi mesurés ne reflètent pas nécessairement ceux auxquels sont confrontés les consommateurs, du fait de l'existence de réseaux de distribution.

Pour éviter ces difficultés, nous nous proposons d'étudier ici les comportements de prix sur un marché très spécifique — celui de l'automobile en Europe — à l'aide de données mensuelles détaillées de prix de vente hors taxes des principaux modèles commercialisés par les producteurs européens dans cinq pays (Belgique, France, Italie, RFA et Royaume-Uni) <sup>(1)</sup>. Le but de cette étude n'est pas d'expliquer les comportements de prix, mais de les documenter avec précision pour vérifier ou infirmer, à l'échelle d'un marché, les hypothèses usuelles de transmission des variations de taux de change. Nous ne prétendons certes pas que ce marché particulier soit représentatif de l'ensemble des échanges commerciaux internationaux ; nos conclusions ne sont dès lors pas nécessairement généralisables. Mais il s'agit là d'une branche industrielle de premier plan en Europe et les comportements observés constituent des indications potentiellement importantes pour de nombreux autres produits dont les caractéristiques et les structures de marché sont comparables.

## Taux de change et ajustement extérieur

La lenteur apparente des ajustements du commerce extérieur de certains pays — États-Unis et Japon, notamment —, en réponse à des modifications pourtant substantielles et persistantes de leurs taux de change <sup>(2)</sup>, a conduit de nombreux analystes à s'interroger sur la pertinence des hypothèses traditionnelles concernant les mécanismes de ces ajustements, mécanismes dans lesquels on considère souvent que les variations de prix jouent un rôle déterminant.

---

(1) Nous tenons à remercier Nathalie Schueller qui a élaboré et mis gracieusement à notre disposition la base de données utilisée dans cette étude.

(2) Depuis le premier trimestre 1985, date du retournement de l'évolution du dollar, celui-ci s'est déprécié de plus de 40 % en termes effectifs réels, tandis que le yen s'appréciait, selon la même mesure, d'environ 55 %. Voir à ce propos : Le Cacheux et Lecointe (1989).

Ces hypothèses traditionnelles peuvent être schématiquement regroupées en deux grandes catégories. Dans la première, que l'on pourrait qualifier de «monétariste», tous les produits concernés par les échanges internationaux sont de proches substituts entre eux, et les entreprises suffisamment petites par rapport aux marchés, pour que leur influence sur les prix de vente soit négligeable. Il existe alors des prix mondiaux et les variations des taux de change nominaux sont sans effet sur les prix relatifs — en particulier les termes de l'échange et les taux de change réels —, dans la mesure où les prix des différents producteurs nationaux s'ajustent instantanément : en cas de dévaluation, par exemple, les prix des importations, exprimés en monnaie nationale, augmentent immédiatement d'un pourcentage égal à celui de la dépréciation nominale, tandis que ceux des produits exportés, inchangés en devises étrangères, augmentent également. En l'absence de biens non-échangés, ces variations nominales sont, de ce fait, dépourvues de conséquences réelles, si ce n'est par l'intermédiaire des mouvements du niveau général des prix dans chacun des pays.

Dans la seconde catégorie d'hypothèses — plus «keynésiennes» — les produits échangés ne sont pas des substituts étroits et leurs prix sont supposés rigides, du moins à court terme, dans le pays considéré comme à l'étranger. Dès lors, une variation autonome du taux de change nominal de ce pays se traduira par une variation d'égale ampleur des prix relatifs et affectera ainsi la compétitivité-prix des producteurs nationaux et étrangers : une dévaluation augmentera, comme précédemment, le prix, en monnaie nationale, des importations, mais laissera, cette fois, le prix interne des produits exportés inchangé, ce qui implique une baisse de leurs prix en monnaie étrangère, donc un avantage compétitif pour les producteurs nationaux, sur leur propre marché comme à l'étranger. Une telle modification des prix relatifs, en réponse à la variation nominale du taux de change, est une condition de l'ajustement des quantités échangées. Si les volumes réagissent lentement — en raison d'inertie dans les demandes respectives —, le profil de l'ajustement du solde commercial en valeur, à la suite d'une dévaluation, sera, dans ce cadre d'hypothèses, caractérisé par une «courbe en J».

Ces deux cas d'école extrêmes ont en commun le fait de supposer l'existence de marchés mondiaux par produit, et donc d'un prix unique, exprimé en monnaie commune, pour les produits échangeables ; en particulier, les prix des biens importés sont censés s'ajuster immédiatement aux variations de taux de change. En revanche les mécanismes d'ajustement diffèrent quant aux prix des exportations. Leur différence essentielle réside dans les hypothèses qui sont faites concernant la substituabilité des biens entre eux et la structure, plus ou moins concurrentielle, des marchés. En effet, alors que l'adaptabilité parfaite des prix qui caractérise le «cas monétariste» suppose la concurrence pure entre tous les producteurs, la rigidité des prix postulée dans le second cas n'est théoriquement justifiable que par l'existence d'un pouvoir de marché des producteurs, donc de structures de marchés imparfaitement concurrentielles.

C'est donc sur des hypothèses de nature essentiellement microéconomique que reposent les divergences d'analyses quant aux effets

macroéconomiques des variations de change. Or les fondements microéconomiques du «cas keynésien» — la concurrence imparfaite — suggèrent qu'en réalité l'existence de marchés mondiaux par produit est difficilement compatible avec des structures de marché peu concurrentielles. Toutefois l'analyse keynésienne, comme l'analyse monétariste, suppose une complète passivité des comportements de prix à l'exportation, ce qui est en contradiction avec l'hypothèse implicite d'existence d'un pouvoir de marché. L'étude fine des marchés de l'automobile en Europe, dont on sait qu'ils sont institutionnellement ouverts les uns sur les autres, mais relativement protégés de l'extérieur, et qui présentent à l'évidence une organisation de type oligopolistique, devrait nous permettre d'apprécier le bien-fondé des diverses hypothèses en présence.

## Prix unique ou marchés segmentés ?

Le fait, bien connu, que l'on n'observe généralement pas empiriquement de tendance à l'égalisation des niveaux de prix nationaux, ni même des prix des produits échangés, dans leur ensemble ou par

### Les données

Les données utilisées sont des observations mensuelles du prix de vente hors taxes de chacun des seize modèles considérés, en Belgique, en France, en Italie, en RFA et au Royaume-Uni, au cours de la période 1982-1/1987-12. Chaque série est donc constituée de soixante-douze observations, excepté lorsqu'un modèle est apparu pendant la période d'étude (Peugeot 205, par exemple), ou au contraire a cessé complètement d'être produit (Opel Kadett, par exemple) ; dans ce dernier cas, la série correspondante est interrompue.

Le prix retenu dans chaque pays est celui annoncé officiellement par les concessionnaires nationaux pour la version la plus courante de chaque modèle, converti le cas échéant en unités monétaires du pays producteur — lorsque les véhicules sont importés — à l'aide du taux de change courant (moyenne mensuelle). Il s'agit donc effectivement pour chaque modèle des prix de vente hors taxes d'un bien homogène, à ceci près que l'équipement standard de la version considérée peut éventuellement différer d'un pays à l'autre. En outre, les prix affichés ne permettent pas de tenir compte d'éventuels rabais, promotions, facilités de paiement, reprises, etc., qui peuvent être pratiqués ponctuellement et localement.

Ces données ont été collectées et compilées par Nathalie Schueller. Une première description en a été faite dans : Alan Kirman et Nathalie Schueller, 1988 : «Price Leadership and Discrimination in European Car Markets», mimeo, Institut universitaire européen, Florence (Italie), décembre.

branche ne remet pas nécessairement en cause la «loi du prix unique» par produit, dans la mesure où l'utilisation de données agrégées introduit inévitablement des effets de composition qui pourraient suffire à en masquer les conséquences. L'analyse des prix de vente de produits parfaitement homogènes — en fait identiques (voir encadré) — dans différents pays permet, en revanche, d'apprécier la pertinence empirique de l'hypothèse d'unicité du prix.

### La loi du prix unique

Pour un bien donné, indicé  $i$ , produit dans un pays  $j$  et vendu dans différents pays  $k, l, \dots, y$  compris le pays d'origine, la «loi du prix unique» résulte d'une hypothèse d'arbitrage sur les prix de vente. Elle peut être écrite simplement, à tout instant  $t$  :

$$(1) P_{ij,t}^j = E_{jk,t} \cdot P_{ik,t}^k = E_{jl,t} \cdot P_{il,t}^l = \dots$$

$P_{ij,t}^j, P_{ik,t}^k, P_{il,t}^l, \dots$  étant les prix de vente, au temps  $t$ , du produit  $i$  sur les divers marchés nationaux, exprimés en monnaies locales :

$E_{jk,t}, E_{jl,t}, \dots$  étant les taux de change, au temps  $t$ , définis comme le nombre d'unités de monnaie du pays producteur  $j$  par unité de devise de chacun des pays importateurs  $k, l, \dots$

La principale implication de cette hypothèse d'arbitrage peut être reformulée de deux autres manières, équivalentes :

— pour tout bien  $i$ , le rapport des prix sur deux marchés, exprimés en monnaies locales, doit être à tout moment, égal au taux de change courant entre ces monnaies :

$$(2) E_{jk,t} = \frac{P_{ij,t}^j}{P_{ik,t}^k}, \quad \forall i, j, k, t$$

— pour tout bien  $i$ , le rapport des prix sur deux marchés, exprimés en monnaie commune — celle du pays producteur, par exemple, — doit être à tout moment égal à 1 et invariant lors de modifications du taux de change :

$$(3) 1 = \frac{P_{ij,t}^j}{P_{ik,t}^k}, \quad \forall i, j, k, t$$

Le tableau 1 présente la moyenne et l'écart-type du rapport des prix, en monnaie du pays producteur, de chaque modèle, en France et dans chacun des quatre autres pays (Belgique, Italie, RFA, Royaume-Uni). Il apparaît que ce rapport est, en moyenne au cours de la période,

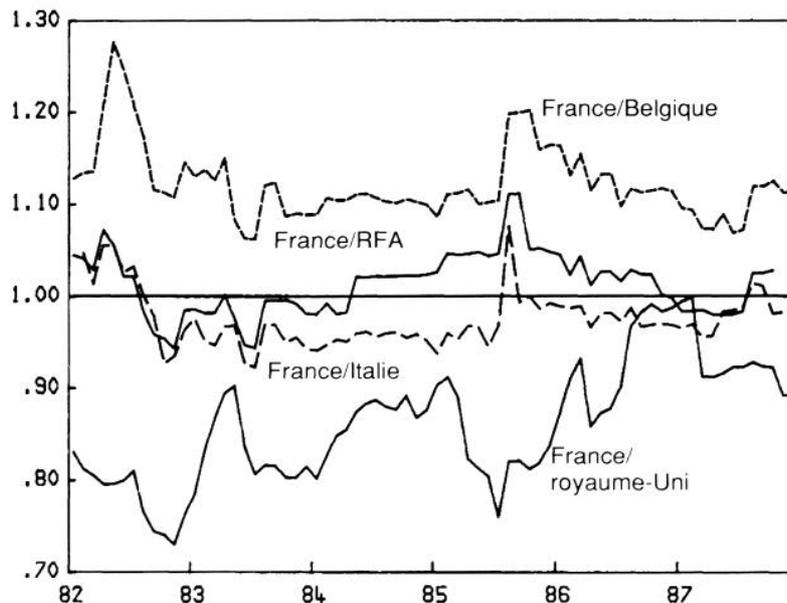
**1. Rapports des prix de vente hors taxes des divers modèles dans les différents pays. Prix en France divisé par le prix à l'étranger**

Moyenne et écart-type sur la période 1982-1/1987-12, données mensuelles converties en monnaie du producteur.

		France/ Belgique	France/ Italie	France/ RFA	France/ Royaume- Uni
Citroën Visa	m.	1,126	1,022	1,086	1,035
	e.t.	0,055	0,041	0,038	0,081
Peugeot 205	m.	1,101	0,961	0,992	0,819
	e.t.	0,039	0,032	0,037	0,061
Peugeot 305	m.	1,118	0,887	1,017	0,812
	e.t.	0,033	0,040	0,042	0,066
Renault 5	m.	1,122	0,974	1,012	0,861
	e.t.	0,041	0,030	0,034	0,065
Renault 18	m.	1,098	0,933	0,998	0,816
	e.t.	0,042	0,061	0,041	0,053
Fiat Panda	m.	1,046	0,804	0,949	0,769
	e.t.	0,070	0,040	0,057	0,105
Fiat Uno	m.	1,114	0,856	0,993	0,892
	e.t.	0,039	0,039	0,018	0,054
Fiat Ritmo	m.	1,021	0,759	0,888	0,836
	e.t.	0,050	0,083	0,052	0,100
BMW 320	m.	1,149	0,999	1,041	0,903
	e.t.	0,038	0,059	0,029	0,07
Ford Fiesta	m.	1,052	0,927	—	0,754
	e.t.	0,042	0,080	—	0,073
Ford Escort	m.	—	0,817	0,938	0,790
	e.t.	—	0,094	0,427	0,079
Opel Corsa	m.	1,090	0,888	0,923	—
	e.t.	0,062	0,061	0,049	—
Opel Kadett	m.	1,131	0,898	0,999	0,664
	e.t.	0,107	0,071	0,037	0,042
VW Polo	m.	1,258	0,945	0,891	0,878
	e.t.	0,147	0,069	0,085	0,080
VW Golf	m.	1,180	1,018	1,046	0,877
	e.t.	0,070	0,043	0,071	0,134
Austin Metro	m.	1,118	0,886	0,985	0,887
	e.t.	0,103	0,707	0,060	0,087

Sources : Schueller, calculs des auteurs.

différent de l'unité pour la plupart des modèles, ce qui traduit l'existence d'écart entre le prix de vente en France et celui pratiqué dans chacun des autres pays. Les différences moyennes par rapport aux prix français sont très diverses selon les marchés et selon les modèles ; elles sont, dans certains cas, très substantielles (25 % entre la Belgique et la France pour la VW Polo ; plus de 30 % entre le Royaume-Uni et la France pour l'Opel Kadett, par exemple). Encore la considération des seuls rapports moyens conduit-elle à sous-estimer fortement la diversité des situations : la variabilité dans le temps des écarts de prix est souvent importante, parfois considérable, comme l'indiquent les écarts-types qui apparaissent dans le tableau 1. Le nombre des modèles étudiés est tel qu'il ne permet pas d'analyser chacun d'eux en détail. Les profils temporels des ratios étant, le plus souvent, comparables, nous avons choisi d'illustrer cette variabilité à l'aide d'un modèle particulier (Renault 5, graphique 1). Bien que l'on observe une légère tendance à la réduction de la dispersion des prix au cours de la période — attribuable, sans doute, au rapprochement des taux d'inflation nationaux et à des mouvements de change globalement compatibles avec ces évolutions générales des prix —, ce graphique ne révèle pas de convergence des niveaux de prix pratiqués dans les différents pays.

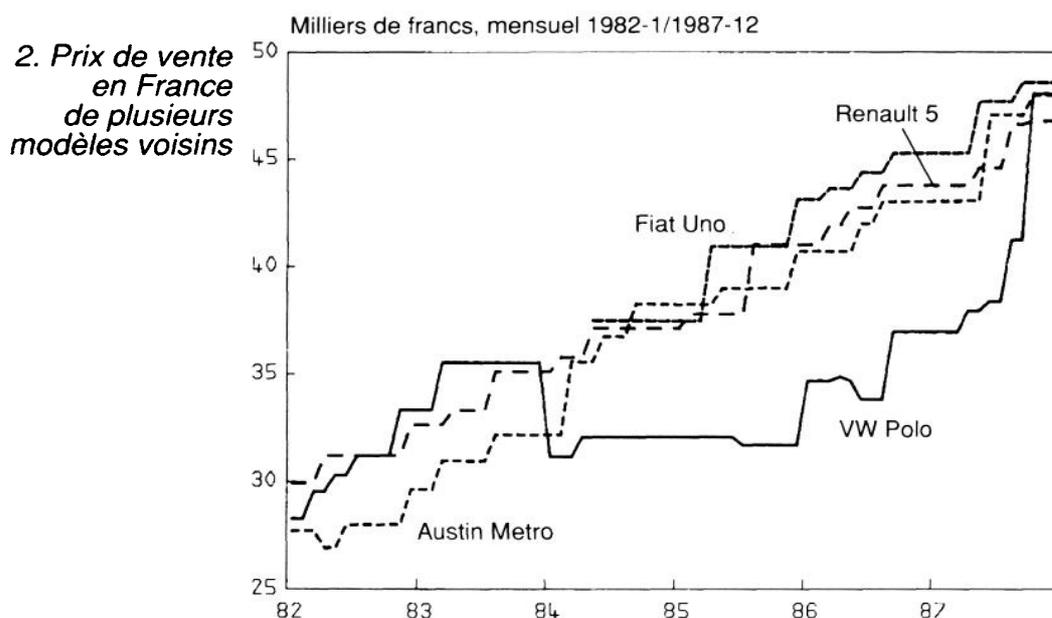


1. Ratios de prix de la Renault 5 en France et à l'étranger

Sources : Schueller ; calculs des auteurs.

Si aucune différence systématique entre pays selon les marques ou les modèles n'est décelable dans le tableau 1, il apparaît en revanche clairement que les automobiles sont, en moyenne, sensiblement plus chères au Royaume-Uni et sensiblement moins chères en Belgique qu'en France. Au contraire les écarts sont, pour la plupart, moindres et un peu moins systématiques entre les marchés nationaux des trois grands pays producteurs — France, Italie, RFA —, même si les prix pratiqués en Italie sont en moyenne un peu plus élevés que les prix français.

La variabilité des ratios de prix en monnaie commune reflète l'interaction entre les variations de taux de change et celles des prix sur

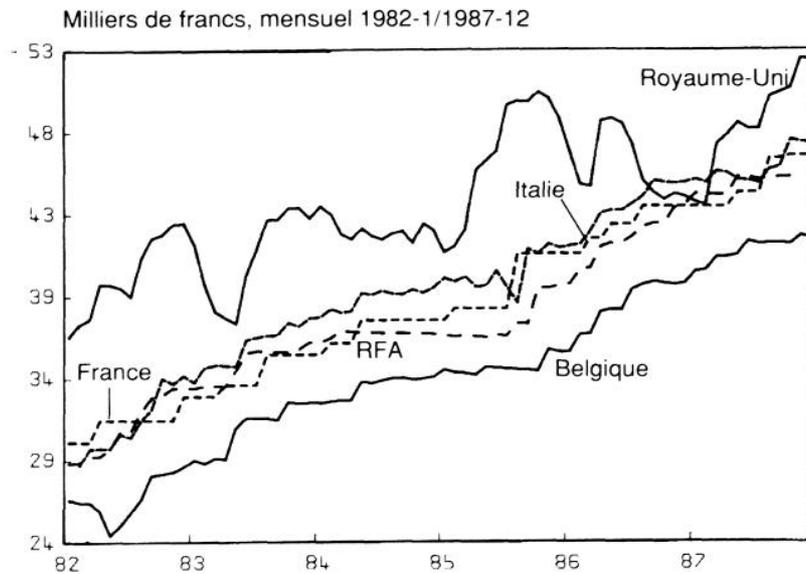


Source : Schueller.

chacun des marchés. Les variations de taux de change ont, dans tous les cas, une fréquence mensuelle selon notre mesure, mais une faible ampleur pour les pays-membres du SME, du moins entre deux réajustements monétaires<sup>(3)</sup>, tandis que les taux de change de la livre sterling sont en revanche affectés de fluctuations plus amples. Le profil des prix de vente en monnaie locale est caractérisé, dans tous les pays, par des ajustements discrets et peu fréquents, comme l'illustre le graphique 2 pour plusieurs modèles vendus en France et ayant des caractéristiques et des prix voisins. Les modifications de prix sont effectuées deux fois par an, en moyenne, dans chacun des pays ; mais l'intervalle de temps entre deux révisions n'est pas constant et celles-ci ne s'opèrent pas nécessairement aux mêmes dates pour des modèles voisins, dans un pays donné (graphique 2). En outre, pour un modèle donné, les modifications de prix dans les différents pays ne sont pas synchrones, ce qui explique une part de la variabilité des écarts observés (graphique 3), le reste étant entièrement le fait des fluctuations de change, dont l'ajustement est, en réalité, continu.

(3) Rappelons que les devises belge, française, italienne et allemande sont liées entre elles, depuis mars 1979, par des accords de change dans le cadre du SME, qui autorise des fluctuations de  $\pm 2,25\%$  ( $\pm 6\%$  pour la lire italienne) autour de parités fixes, mais ajustables. Six réajustements de parités ont eu lieu au cours de la période étudiée :

- 21 février 1982 : franc belge - 8,5 % ;
- 12 juin 1982 : mark + 4,25 % ; franc français - 5,75 % ; lire - 2,75 % ;
- 21 mars 1983 : mark + 5,5 % ; franc belge + 1,5 % ; franc français et lire - 2,5 %
- 22 juillet 1985 : mark, franc belge et franc français + 2 % ; lire - 6 % ;
- 6 avril 1986 : mark + 3 % ; franc belge + 1 % ; franc français - 3 % ;
- 12 janvier 1987 : mark + 3 % ; franc belge + 2 %.



Source : Schueller.

3. Prix de vente d'un même modèle (Renault 5) dans les cinq pays, en monnaie du producteur

### Les causes possibles de la segmentation des marchés

Plusieurs facteurs peuvent être à l'origine des phénomènes de segmentation des marchés que l'on observe pour un même modèle. Chacun d'eux constitue *a priori* une cause possible des écarts de prix enregistrés — c'est-à-dire de ratios différents de l'unité, ce qui mesure dans le tableau précédent le degré de non-unicité des prix exprimés en monnaie commune. Pourtant, la plupart des facteurs habituellement invoqués impliquent en réalité l'existence d'écarts plus faibles que ceux que l'on observe ici, et constants — ou peu variables — dans le temps.

#### *Des barrières naturelles, tarifaires ou fiscales ?*

Coûts de transport et droits de douanes sont, selon la théorie classique des échanges internationaux, les deux sources possibles d'écart de prix entre pays pour un même produit. Ni l'une ni l'autre ne constituent cependant des explications recevables des phénomènes observés dans le cas de l'automobile en Europe. D'une part en effet les droits de douanes sont inexistantes dans les Communautés européennes (CE), zone de libre échange. D'autre part les coûts de transport, qui ne peuvent manquer d'exister (Gual, 1987), ne sauraient constituer, dans le cas qui nous concerne, qu'une part infime du coût du produit rendu, ce qui ne justifierait que de faibles écarts de prix ; s'ils sont, comme c'est probable, sensiblement proportionnels au nombre d'unités transportées, ils devraient affecter de manière similaire les écarts de prix de tous les modèles d'une même provenance, ce que contredisent nos observations.

Les différences de fiscalité indirecte entre pays ne constituent pas non plus des causes immédiates de divergence (Bourdet, 1988). Les taux de TVA frappant les achats d'automobiles dans les pays étudiés

sont certes très divers <sup>(4)</sup> ; mais cet impôt ne s'appliquant qu'aux résidents du fait de la détaxe à l'exportation et de l'assujettissement à la TVA du pays de résidence, les prix considérés par les consommateurs, en cas d'arbitrage, ne pourraient être que les prix hors taxes. Cette «neutralité spatiale», qui constitue l'un des avantages majeurs de la TVA, caractérise aussi les autres impôts indirects qui frappent l'automobile, tels que la vignette en France <sup>(5)</sup>.

### *Les structures de marché*

Rien donc, parmi les facteurs naturels ou fiscaux qui affectent les marchés des automobiles en Europe ne suffit à expliquer à la fois l'absence de prix unique et la variabilité constatée des écarts de prix entre marchés nationaux. Celles-ci ne peuvent donc que résulter des différences et des variations des taux de marges des producteurs et distributeurs <sup>(6)</sup>, caractéristiques des marchés imparfaitement concurrentiels.

Les coûts de production d'un constructeur donné diffèrent *a priori* peu selon le marché servi — à l'exception, il est vrai, des conséquences des normes techniques spécifiques (pot d'échappement catalytique, par exemple). Ils sont, en général, peu sensibles au taux de change entre pays producteur et pays importateur et ne devraient pas varier fortement dans le temps <sup>(7)</sup>. En première approximation, il semble donc raisonnable de supposer que, par rapport aux cours de change, les coûts de production connaissent des évolutions lentes. Les coûts de distribution sont, au contraire, majoritairement encourus sur place, et dépendent donc des conditions spécifiques de coût sur le marché importateur, ce qui pourrait expliquer des écarts de prix. Mais il est peu plausible de supposer qu'ils diffèrent fortement d'un modèle à l'autre, dans un pays donné. Et, de même que les coûts de production, les coûts de distribution ne sauraient être suffisamment variables pour expliquer la variabilité des rapports de prix. Il y a donc présomption d'une variabilité des taux de marge globaux sur coûts de production, qui correspond à une structure imparfaitement concurrentielle, à tous niveaux, des marchés des automobiles en Europe.

---

(4) Actuellement, les taux de TVA s'appliquant aux catégories de véhicules visés par notre étude sont les suivants : Belgique 25 % ; France 28 % ; Italie 18 ou 38 % selon la cylindrée ; RFA 14 % ; Royaume-Uni 15 % (dans ce pays, il existe en outre une taxe indirecte additionnelle, ce qui porte le taux effectif à 24,6 %). Pendant la période étudiée, le taux applicable en France était de 33 1/3%. Notons que les écarts moyens systématiques observés entre pays (tableau 1) ne correspondent pas à la hiérarchie des taux.

(5) Absence d'effets directs sur les prix ne signifie cependant pas que les taxes indirectes sur l'automobile ou sur les biens complémentaires — carburants, par exemple — n'ont aucune incidence sur les prix. La théorie indique en effet que la demande émanant des consommateurs est sensible non seulement au prix de vente, taxes incluses, mais aussi au coût d'usage. Par ce biais, l'imposition indirecte aura un effet sur le prix d'équilibre hors taxes, effet qui peut varier selon les pays et les modèles en fonction de l'élasticité des fonctions de demande spécifiques.

(6) Les données utilisées ne permettent évidemment pas de distinguer les maillons de la chaîne : producteur, importateur éventuellement, distributeur (concessionnaire).

(7) Il est vrai cependant que, pour de nombreux modèles, certaines opérations de production sont localisées dans des pays tiers. Les relations de prix intra-firmes ne sont pas nécessairement caractérisées par une forte variabilité.

L'organisation des marchés — en l'occurrence une structure de type oligopolistique avec cloisonnement des marchés nationaux — est le résultat d'une interaction dynamique complexe entre les déterminants structurels de l'offre et de la demande, eux-mêmes conditionnés par les caractéristiques spécifiques du produit.

Du côté de l'offre, la concentration de la production s'explique aisément par l'existence d'importantes économies d'échelle dans les processus. Ceci se traduit par la présence dominante d'un petit nombre de constructeurs. Par ailleurs, la sophistication technique du produit encourage la diversification de l'offre.

La double segmentation des marchés — selon les Etats et selon les modèles — semble, quant à elle, résulter principalement de facteurs qui affectent la demande, et influent, par là-même, sur l'organisation de la distribution. Le fait que l'automobile soit un bien durable, dont le coût d'acquisition est élevé, implique que la demande est fonction du coût d'usage, plus que du seul prix de vente. Les nécessités de l'entretien et du service après-vente favorisent la constitution de réseaux de vente et de réparations, d'autant plus qu'il s'agit, par nature, d'un produit géographiquement mobile ; elles engendrent aussi un rapport durable entre le vendeur et l'acheteur. En outre, la diversité des marques et des modèles fait que, pour le consommateur, les coûts d'information (sur les prix, les caractéristiques techniques, le service après-vente, ...) et les «coûts de changement» (*switching costs*) — c'est-à-dire de passage d'un modèle à un autre — sont relativement élevés. Les considérations de réputation et d'«image de marque» jouent donc, nécessairement, un grand rôle dans la détermination de la demande et impliquent l'existence de coûts de publicité, de services après-vente,...

Des marchés caractérisés par de tels facteurs sont, par nature, très éloignés des hypothèses classiques de la concurrence pure. Ils sont, à l'évidence, mieux décrits par les analyses en termes d'oligopoles, avec diversification des produits et concurrence monopolistique entre les producteurs, qui concluent à l'existence de marges sur coûts importantes et à une tendance à la discrimination dans les comportements de prix. Ces marchés sont aussi, avant tout, des «marchés de clients» (Phelps et Winter, 1970 ; Okun, 1981) en raison de la nature et du caractère durable de la relation acheteur-vendeur. Sur de tels marchés les modifications de prix tendront à être peu fréquentes et les marges variables.

La coïncidence apparente des «frontières de marché» et des frontières nationales est, quant à elle, attribuable à deux ordres de facteurs, dont il est malaisé d'apprécier le poids respectif. Le premier tient à l'existence de réglementations et de normes techniques nationales différentes selon les Etats, donnant naissance à des «barrières non-tarifaires» qui entravent effectivement les possibilités d'arbitrage entre marchés nationaux<sup>(8)</sup>. D'autre part le caractère déterminant des coûts

---

(8) Rappelons que les marchés européens de l'automobile sont, en raison des protections existantes, peu ouverts sur l'extérieur. Les seuls producteurs non-européens qui aient un poids non-négligeable sur ces marchés sont ceux dont la fabrication est implantée en Europe (Ford et Opel-GM, principalement).

d'information, l'importance décisive des réseaux de distribution et la nature des « marchés de clients » renforcent considérablement ces barrières institutionnelles. Les différences linguistiques, culturelles et historiques expliquent que la plupart des grands supports d'information soient organisés à l'échelle des Etats. Ceci ne devrait pas suffire à empêcher l'arbitrage par des distributeurs professionnels, indépendants. Mais les coûts importants de mise en place de réseaux de distributions leur confèrent des caractéristiques d'« investissement en part de marchés » qui sont, dans une large mesure, irréversibles : il existe donc également des rendements d'échelle dans la distribution, qui tendent à favoriser les producteurs nationaux, lorsqu'ils existent. En outre, les fortes variations observées dans les écarts de prix de vente entre pays introduisent une incertitude sensible sur les bénéfices anticipés d'éventuels arbitrages, qu'ils soient le fait de particuliers ou d'importateurs-distributeurs.

Dans ces conditions, il est compréhensible que la « loi du prix unique » ne s'applique pas et que l'on observe une importante discrimination par les prix selon les marchés nationaux. Une telle segmentation suggère aussi que les producteurs nationaux possèdent un avantage « naturel » sur leurs concurrents étrangers, qui favorise leur position dominante sur leur propre marché<sup>(9)</sup> et peut éventuellement leur conférer un rôle de « leader » en matière de fixation des prix à la production, mais aussi à la vente, dans la mesure où l'organisation de la distribution leur permet de les influencer<sup>(10)</sup>. Le fait que les prix de vente soient, en moyenne, plus bas en Belgique, seul pays de notre échantillon à n'avoir pas de producteurs nationaux, conforte l'idée que la concurrence par les prix est plus vive en l'absence de producteur dominant.

## Taux de change et prix

L'existence d'un important degré de segmentation des marchés — le cloisonnement des marchés nationaux et l'absence de prix unique qui en est la conséquence observable — traduisent des comportements de discrimination de prix entre marchés nationaux, mais n'impliquent en aucune façon que les variations des taux de change soient sans effet sur les écarts de prix. Etablir l'existence d'un tel effet et apprécier son ampleur sont deux aspects cruciaux de l'analyse des processus d'ajustement en économie ouverte. Les conséquences théoriques de la concurrence imparfaite dans la détermination des prix — et des quantités — des échanges internationaux ont fait l'objet de nombreux travaux récents, à la suite notamment des analyses de Helpman et

---

(9) Les producteurs nationaux ont, en effet, systématiquement des parts de marché plus importantes dans leur pays d'origine.

(10) Bien que l'on puisse s'attendre à une organisation de type « leader-suiveur », celle-ci n'est, en pratique, pas aisément décelable au vu des seules données de prix, dont les modifications sont, dans chaque cas, trop complexes pour donner lieu à une interprétation en termes de stratégie simple de ce type. Il semble en outre que la concurrence s'exerce peu par les prix. Voir, sur ces points, l'analyse de Kirman et Schueller (1988).

Krugman (1986). Parmi les principales conclusions, celles qui concernent les conséquences de la segmentation géographique des marchés — «*pricing to market*», selon la terminologie de Krugman (1986) — sont particulièrement importantes dans le présent contexte. Dans la plupart des modèles (par exemple : Dornbusch, 1987 ; Le Cacheux et Lecointe, 1987 ; Baldwin et Krugman, 1987 ; Fitoussi et Le Cacheux, 1988), les variations du taux de change nominal ne sont que partiellement transmises dans les prix des produits importés, du fait de comportements de marges variables en fonction du taux de change. Les évolutions nominales des changes se traduisent donc en partie par des variations de taux de change réels, selon ces analyses dont les résultats sont généralement intermédiaires entre le cas «monétariste» — pas d'influence du change nominal sur le change réel — et le cas «keynésien» — transmission complète de l'un à l'autre.

### Taux de change «automobile» et taux de change courant

S'il est fondamental de pouvoir déterminer l'ordre de grandeur empirique d'un éventuel mécanisme de transmission des taux de change dans les prix, particulièrement ceux des produits importés, l'étude statistique de ce phénomène se heurte, au niveau de marchés individuels, à d'importantes difficultés techniques.

Pour tester l'existence d'un tel mécanisme et estimer son ampleur, il est naturel, étant donné nos hypothèses de comportement de prix sur les différents marchés, de considérer le taux de change courant comme exogène, du point de vue des producteurs et distributeurs, et d'estimer, pour chaque paire de pays, une relation simple entre le niveau de cette variable et ce que l'on pourrait qualifier de «taux de change automobile», spécifique à chaque modèle et défini par le rapport des prix de vente en monnaie locale, c'est-à-dire le ratio (2) (voir supra).

Désignant par  $A_{jk,t}^i$  le taux de change «automobile» relatif au modèle  $i$ , entre les pays  $j$  et  $k$  ( $j \neq k$ ) au temps  $t$ , l'équation estimée est donc :

$$(4) \quad \hat{A}_{jk,t}^i = \alpha + \beta \hat{E}_{jk,t} + \hat{u}_t$$

$\hat{E}_{jk,t}$  étant le taux de change courant entre les devises  $j$  et  $k$ , défini comme précédemment.

Tester l'hypothèse de transmission parfaite des taux de change courants aux taux de change «automobile» revient donc, en définitive, à tester que :

$$H_0 \left\{ \begin{array}{l} \hat{\alpha} = 0 \\ \hat{\beta} = 1 \\ \hat{u}_t \text{ est un «bruit blanc»} \end{array} \right.$$

Toutefois, l'estimation de cette régression pose des problèmes statistiques considérables, en raison de la nature microéconomique des données de prix utilisées et de l'allure des séries. En effet, les observations mensuelles de prix à un niveau très désagrégé sont, comme nous l'avons montré, caractérisées par une faible fréquence d'ajustement, problème que ne posent jamais les données de prix agrégées, parce que l'agrégation opère en fait un lissage, *a priori* arbitraire, des séries. Les données mensuelles de taux de change sont quant à elles caractérisées, dans le cas des pays membres du SME, par des variations fréquentes, mais peu importantes, et par d'amples réajustements peu fréquents. Il apparaît de plus que les variables étudiées, taux de change « automobile » et taux de change courant, suivent des processus non-stationnaires<sup>(11)</sup>. Dès lors, on doit s'attendre à ce que les régressions soient à effets pervers (« *spurious regressions* » ; cf. Granger et Newbold, 1974) et à ce que les coefficients estimés soient fortement biaisés.

Au lieu d'utiliser des procédures arbitraires de lissage, de nos séries, nous avons choisi d'estimer les caractéristiques des résidus de l'équation 4, de manière à en inférer la nature de la mis-spécification de cette équation. Nous avons donc estimé l'équation suivante :

$$(5) \quad \hat{u}_t = \gamma + \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{n=1}^k \lambda_n (\hat{u}_{t-n} - \hat{u}_{t-n-1}) + \varepsilon_t$$

$k = 1, 2, 3, 4$

où les  $\hat{u}_t$  sont les résidus de l'équation (4).

Les tableaux 2a, b et c fournissent des indications statistiques sur ces estimations pour tous les modèles étudiés, sur l'ensemble de la période, pour les taux de change de la France vis-à-vis de la Belgique (2a), de la RFA (2b) et du Royaume-Uni (2c). Pour les raisons invoquées plus haut, les paramètres estimés de l'équation (4) ne sont pas significatifs et sont biaisés ; ils ne sont donc pas reportés ici. Seuls les  $R^2$  de l'équation (4) sont donnés dans la première colonne des tableaux.

Les résultats de l'estimation de l'équation (5) indiquent clairement que les résidus  $\hat{u}_t$  sont très bien expliqués par leur valeur retardée d'une période, dont le coefficient estimé ( $\rho$ ) n'est en aucun cas significativement différent de 1. En outre il n'y a pas auto-corrélation sur les valeurs retardées au-delà de la première ( $k = 0$ ) et on ne peut rejeter l'hypothèse que  $\varepsilon_t$  est un « bruit blanc ». Ces caractéristiques nous incitent à conclure que la procédure habituelle, consistant à ajouter, dans l'équation (4), des valeurs retardées de la variable explicative, ne permettrait pas ici d'améliorer la fiabilité des estimations. Mais l'ensemble de ces résultats nous autorise à rejeter l'hypothèse de transmission parfaite.

(11) On dit qu'un processus stochastique est stationnaire si la distribution de probabilité jointe d'un ensemble de  $r$  observations aux temps  $t_1, t_2, \dots, t_r$  est la même que celle des observations  $t_{1+r}, t_{2+r}, \dots, t_{r+r}$ .

2. Relation entre taux de change «automobile» et taux de change courant  
Principales caractéristiques des régressions

a) France/Belgique

Modèles	Qualité de l'ajustement		Caractéristiques des résidus	
	R <sup>2</sup>	t <sub>p-1</sub>	Q(.) <sup>a</sup>	
Citroën Visa	0,01	1,8*	6,2°	
Peugeot 205	0,03	3,0*	24,2°	
Peugeot 305	0,40	1,6*	10,4°	
Renault 5	0,30	3,0*	17,1°	
Renault 18	0,08	2,1*	11,5°	
Fiat Panda	0,59	3,0*	9,7°	
Fiat Uno	0,01	3,0*	8,4°	
Fiat Ritmo	0,08	1,8*	22,5°	
BMW 320	0,38	2,9*	22,8°	
Ford Fiesta	0,25	3,3*	12,5°	
Opel Corsa	0,18	2,1*	23,6°	
Opel Kadett	0,07	2,8*	7,9°	
VW Polo	0,20	1,1*	14,5°	
VW Golf	0,50	2,1*	10,9°	
Austin Metro	0,01	2,5*	12,2°	

b) France/RFA

Modèles	Qualité de l'ajustement		Caractéristiques des résidus	
	R <sup>2</sup>	t <sub>p-1</sub>	Q(.) <sup>a</sup>	
Citroën Visa	0,77	1,9*	14,3°	
Peugeot 205	0,18	2,5*	28,0°	
Peugeot 305	0,71	1,5*	10,2°	
Renault 5	0,82	2,5*	18,9°	
Renault 18	0,67	1,4*	9,4°	
Fiat Panda	0,53	1,7*	20,2°	
Fiat Uno	0,79	2,6*	13,1°	
Fiat Ritmo	0,47	1,4*	9,2°	
BMW 320	0,87	1,8*	15,9°	
Ford Escort	0,77	2,6*	8,8°	
Opel Corsa	0,60	1,5*	14,5°	
Opel Kadett	0,79	3,2*	8,2°	
VW Polo	0,28	1,4*	8,0°	
VW Golf	0,76	1,7*	13,2°	
Austin Metro	0,68	1,6*	11,7°	

## c) France/Royaume-Uni

Modèles	Qualité de l'ajustement	Caractéristiques des résidus	
	R <sup>2</sup>	t <sub>p=1</sub>	Q(.) <sup>a</sup>
Citroën Visa	0,15	2,9*	10,8°
Peugeot 205	0,25	2,3*	14,7°
Peugeot 305	0,13	1,3*	9,0°
Renault 5	0,12	1,8*	16,7°
Renault 18	0,00	1,9*	11,7°
Fiat Panda	0,13	1,6*	10,5°
Fiat Uno	0,50	1,8*	13,0°
Fiat Ritmo	0,09	2,0*	14,5°
BMW 320	0,00	2,5*	13,1°
Ford Fiesta	0,09	1,7*	26,4°
Ford Escort	0,24	3,2*	8,9°
Opel Kadett	0,11	2,0*	8,6°
VW Polo	0,06	2,5*	14,5°
VW Golf	0,43	3,0*	17,5°
Austin Metro	0,16	1,7*	18,7°

(a) Le nombre de retards pris en compte dans ce test est le plus souvent de 24 ; il est toutefois moindre dans les cas où l'on dispose d'une série de prix plus courte.

(\*) L'hypothèse  $\rho = 1$  ne peut être rejetée au seuil de significativité de 5 %.

Source : calculs des auteurs.

Globalement, ces résultats conduisent à rejeter l'hypothèse  $H_0$  de transmission parfaite ; mais, en raison des caractéristiques des résidus de (4), aucune indication ne peut être fournie sur l'existence même d'une relation systématique entre taux de change « automobile » et taux de change courant, ni sur l'ampleur d'une éventuelle transmission.

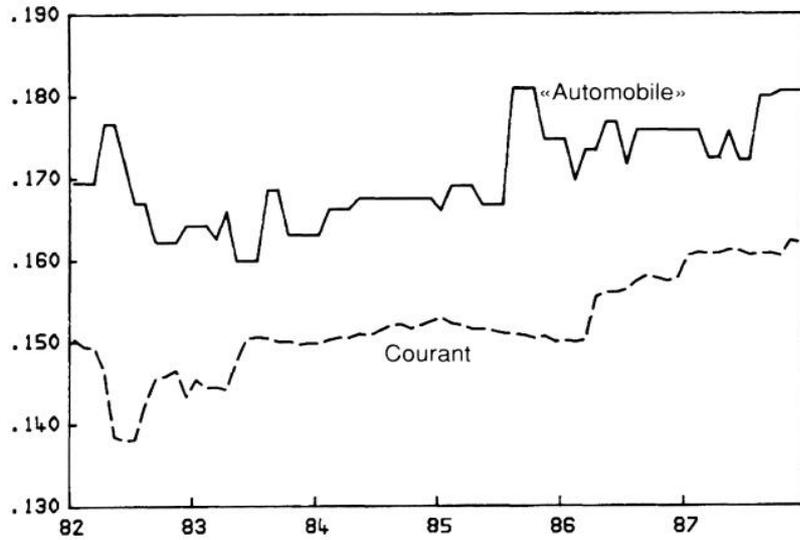
A la lecture des graphiques 4a,b et c, qui représentent ces deux taux pour un même modèle (Renault 5), pour la France vis-à-vis des trois autres pays considérés dans les régressions des tableaux 2, la cause des difficultés d'estimation apparaît clairement : la fréquence des ajustements des prix et des taux de change n'est pas du tout la même.

### Interaction dynamique

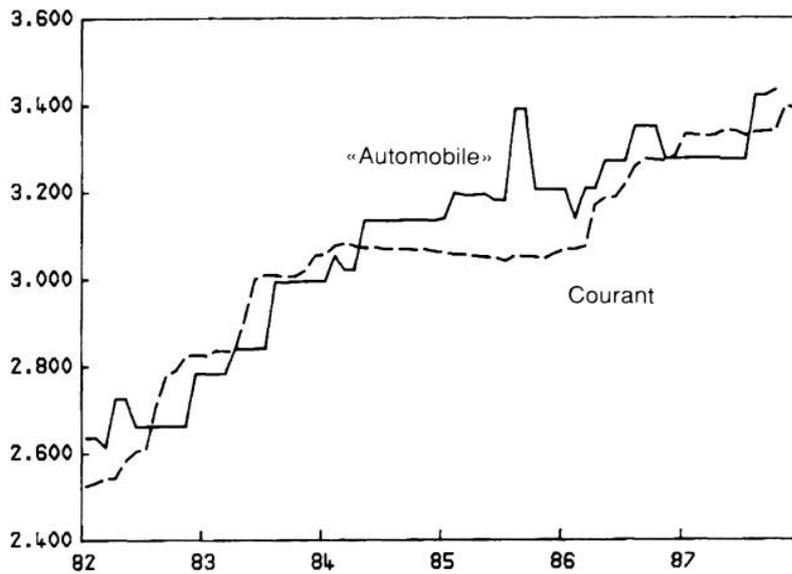
Les résultats des tests de transmission suggèrent non seulement qu'il n'y a pas identité entre les taux de change « automobiles » et le taux de change courant (loi du prix unique), mais également que, s'il existe une relation entre ces taux, elle est probablement variable. Il est, dès lors, naturel de chercher à appréhender la dynamique des écarts de prix et de tenter d'établir une relation entre celle-ci et les variations des taux de change courants. Nous avons limité cette partie de l'analyse aux relations entre la France et le Royaume-Uni — seul pays de notre échantillon à avoir un taux de change flexible dont les variations mensuelles ne sont pas négligeables.

4. Taux de change «automobile» de la Renault 5 et taux de change courant

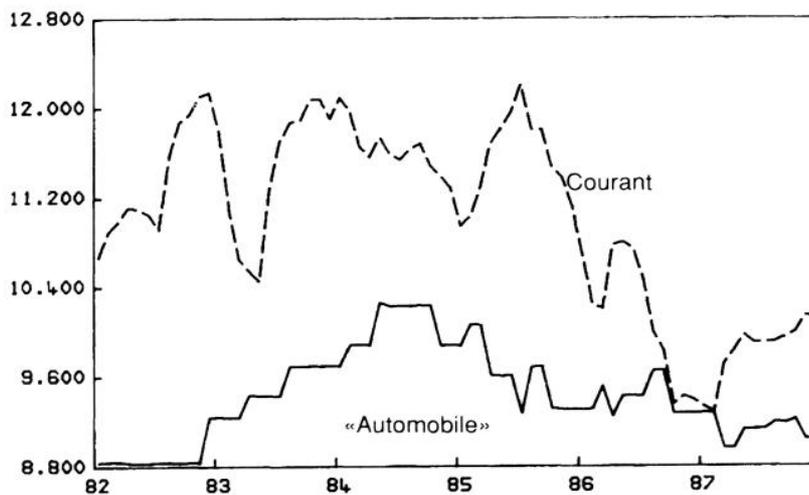
Mensuel 1982-1/1987-12



a) France/Belgique (FF/FB)



b) France/RFA (FF/DM)



c) France/Royaume-Uni (FF/LS)

Sources : Schueller, calculs des auteurs.

Pour analyser une telle interaction dynamique, nous utilisons un indicateur proposé par Froot et Klemperer (1988) dans le contexte des ajustements de prix des importations américaines aux variations du taux de change du dollar. Définissant par :

$$(6) \quad d_t = \Delta p_{i,t}^j - \Delta p_{i,t}^k$$

la différence des variations en pourcentage des prix de vente, en monnaie du producteur (i), d'un même modèle dans deux pays, d'un mois à l'autre.  $d$  est un indicateur du changement d'amplitude de la transmission (les lettres minuscules représentent les logarithmes des variables). Les indices  $i$  représentent le modèle et la nationalité du producteur,  $j$  et  $k$  les marchés où ce modèle est vendu. La signification de cet indicateur et du test suivant peut être clarifiée à l'aide d'un exemple. Considérons les prix de vente en marks de la VW Polo en France et au Royaume-Uni, respectivement.  $\Delta p_{i,t}^j$  est alors la variation mensuelle, en pourcentage, du prix de la Polo en France, en marks et  $\Delta p_{i,t}^k$  la variation mensuelle en pourcentage du prix de cette même voiture au Royaume-Uni en marks. Supposons que la devise britannique s'apprécie, en termes nominaux, de 1 % par rapport aux monnaies du SME, au cours du même mois. En l'absence de transmission du taux de change sur les prix, cette appréciation se traduira par une diminution, d'un même pourcentage, du prix de la Polo en marks, au Royaume-Uni (le prix en livres demeurant inchangé). Le prix en France n'est pas modifié et  $d_t$  augmentera de 1 % exactement. Inversement, si, en réponse à l'appréciation nominale de la livre, le constructeur allemand réduit son prix de vente en livres sur le marché anglais, et maintient inchangé son prix de vente en marks sur ce marché — c'est-à-dire s'il y a transmission parfaite —,  $d$  ne variera pas. La variable exogène retenue est donc, cette fois, la variation mensuelle, en pourcentage, du taux de change courant bilatéral correspondant et l'équation estimée pour chaque modèle est :

$$(7) \quad \hat{d}_t = \alpha + \beta \Delta e_{j,k,t} + \hat{u}_t$$

Dans le cas d'une transmission parfaite des variations de change sur les prix,  $d = 0$ . Dans le cas contraire d'absence de transmission, le coefficient  $\beta$  devrait être égal à un. La simple observation des données montre que  $d$  n'est pas égal à zéro, ce qui permet de rejeter l'hypothèse simple de transmission parfaite.

Les principaux résultats des régressions sont consignés dans le tableau 3. Ils indiquent que  $\alpha$  n'est pas significativement différent de zéro ; mais que  $\beta$  est à la fois significativement différent de zéro et pas significativement différent de un. Ces résultats indiquent très clairement que les variations du taux de change courant sont immédiatement transmises sur les écarts de prix en monnaie commune, c'est-à-dire

que la segmentation des marchés augmente proportionnellement à l'ampleur des variations de change.

### Incidence des anticipations de change

Etant donné la relative inertie des prix en monnaie nationale sur les différents marchés, il n'est guère surprenant que le taux de change n'ait pas d'incidence aisément décelable sur les comportements de prix. En effet, les marges réalisées par un exportateur sur les différents marchés étrangers seront davantage fonction du taux de change qui prévaudra pendant la période de fixité de prix, que du taux de change actuel (Fitoussi et Le Cacheux, 1988). Le même raisonnement peut également être tenu du point de vue de l'importateur, pour qui le taux de change entre dans le coût d'acquisition d'un produit qu'il revend à un prix relativement inflexible à court terme. Dans une perspective de plus long terme, si l'implantation sur un marché constitue effectivement un «investissement en part de marché», sa profitabilité dépend aussi des taux de change anticipés à plus longue échéance, et ce à double titre : directement, puisque le taux de change est une composante du coût pour l'importateur ; indirectement, dans la mesure où les différentiels de taux d'intérêt entre pays reflètent des variations anticipées du taux de change. Par ce biais du taux d'intérêt, les anticipations de change peuvent avoir une incidence sur les choix stratégiques des firmes et sur les comportements de prix et de marges (Fitoussi et Phelps, 1987; Froot et Klemperer, 1988). Il se peut aussi qu'une variation du taux de change n'ait pas le même effet sur les comportements de prix selon qu'elle est perçue comme permanente ou transitoire, ou bien selon qu'elle a été anticipée ou non (Froot et Klemperer, 1988).

Pour tenter d'appréhender cet aspect, nous avons estimé une équation similaire à l'équation (7), mais en y incluant une variable représentative des anticipations de change. La difficulté est double : d'une part en effet, l'horizon d'anticipation est pratiquement impossible à déterminer *a priori* ; d'autre part, et surtout, on ne dispose pas de données d'enquête sur les anticipations de change des firmes. Nous avons donc choisi, en nous fondant sur l'hypothèse de parité des taux d'intérêt anticipés, de considérer que le différentiel de taux d'intérêt nominaux entre pays pouvait constituer un indicateur du pourcentage de variation anticipée du taux de change nominal<sup>(12)</sup>.

L'équation estimée est la suivante :

$$(8) \quad \hat{d}_t = \alpha + \beta \Delta e_{jk,t} + \gamma \Delta e_{jk,t}^a + \hat{u}_t$$

$$\text{où } \Delta e_{jk,t}^a = r_{j,t} - r_{k,t}$$

est le pourcentage de variation anticipée du taux de change,  $r_{j,t}$  et  $r_{k,t}$  étant les taux d'intérêt nominaux sur les euro-dépôts correspondants.

(12) Les données utilisées concernent les taux à trois mois sur les euro-marchés (source : *World Financial Markets*, Morgan Guarantee Trust), pour éviter, autant que possible, les distorsions dues aux contrôles nationaux sur les mouvements de capitaux.

### 3. Principaux résultats des régressions France/Royaume-Uni

Régression (7)

	R <sup>2</sup>	Q(k) <sup>a</sup>	H <sub>0</sub> : α = 0 t <sub>α</sub>	H <sub>0</sub> : β = 0 t <sub>β</sub>	H <sub>0</sub> : β = 1 F(1,N) <sup>b</sup>
Citroën Visa	0,54	21,45°	0,23	8,76*	0,03+
Peugeot 205	0,49	41,55°	0,18	6,63*	0,12+
Peugeot 305	0,37	17,45°	0,79	5,13*	0,04+
Renault 5	0,72	27,26°	0,13	13,39*	1,08+
Renault 18	0,54	32,72°	0,49	7,68*	0,48+
Fiat Panda	0,38	11,42°	0,04	6,51*	0,18+
Fiat Uno	0,42	17,51°	0,77	5,44*	0,05+
Fiat Ritmo	0,56	26,00°	0,22	9,33*	1,10+
BMW 320	0,70	6,13°	0,43	6,28*	1,00+
Ford Fiesta	0,57	63,67°	0,47	9,55*	0,21+
Ford Escort	0,41	25,90°	0,73	6,96*	0,38+
Opel Kadett	0,45	25,67°	0,04	7,48*	0,01+
VW Polo	0,34	23,30°	0,17	5,98*	0,96+
VW Golf	0,41	42,76°	0,68	6,95*	0,04+
Austin Metro	0,33	19,62°	0,61	5,80*	0,44+

(a) Le nombre de retards (k) pris en compte dans ce test est le plus souvent de 24 ; il est toutefois moindre dans les cas où l'on dispose d'une série de prix plus courte.

(b) N est le nombre d'observations.

(°) Indique que l'on ne peut rejeter l'hypothèse selon laquelle les résidus sont un «bruit blanc», au seuil de signification de 5 %.

(\*) Indique que le coefficient correspondant est significativement différent de zéro au seuil de 1 %

(+) Indique que le coefficient correspondant n'est pas significativement différent de un.

### 4. Principaux résultats des régressions France/Royaume-Uni

Régression (8)

	R <sup>2</sup>	Q(k) <sup>a</sup>	H <sub>0</sub> : α = 0 t <sub>α</sub>	H <sub>0</sub> : β = 0 t <sub>β</sub>	H <sub>0</sub> : γ = 1 t <sub>γ</sub>
Citroën Visa	0,57	25,58°	0,68	9,14*	2,06
Peugeot 205	0,49	41,51°	0,12	6,48*	0,41
Peugeot 305	0,38	17,50°	0,101	5,17*	0,82
Renault 5	0,74	30,79°	0,68	13,84*	1,99
Renault 18	0,54	34,88°	0,19	7,72*	1,02
Fiat Panda	0,41	11,55°	0,66	6,75*	1,75
Fiat Uno	0,42	17,73°	0,37	5,27*	0,63
Fiat Ritmo	0,56	26,80°	0,17	9,37*	0,94
BMW 320	0,70	6,17°	0,08	6,10*	0,14
Ford Fiesta	0,58	63,86°	0,16	9,73*	1,47
Ford Escort	0,42	26,37°	0,38	6,96*	0,70
Opel Kadett	0,45	25,68°	0,03	7,32*	0,02
VW Polo	0,34	23,23°	0,11	5,92*	0,10
VW Golf	0,44	41,59°	0,13	7,06*	1,23
Austin Metro	0,33	19,59°	0,78	5,69*	0,54

(a) Le nombre de retards (k) pris en compte dans ce test est le plus souvent de 24 ; il est toutefois moindre dans les cas où l'on dispose d'une série de prix plus courte.

(°) Indique que l'on ne peut rejeter l'hypothèse selon laquelle les résidus sont un «bruit blanc», au seuil de signification de 5 %.

(\*) Indique que le coefficient correspondant est significativement différent de zéro au seuil de 1 %

Source : calculs des auteurs.

Afin de tester si l'ajustement est différent selon que les variations sont ou non anticipées, on devrait en principe étudier la différence ( $\beta - \gamma$ ). Toutefois, comme il apparaît dans la dernière colonne du tableau 4, le coefficient  $\gamma$  de la variable représentant les anticipations de change n'est pas significativement différent de zéro. L'introduction de cette variable ne modifie donc pratiquement pas les résultats obtenus avec l'équation (7) (tableau 3). Il est probable que cette absence d'effet soit due à ce que le différentiel de taux d'intérêt n'est en réalité pas un bon indicateur des anticipations de change ; mais on sait, par ailleurs, qu'il n'en existe pas (voir, par exemple, Hodrick, 1987).

## Conclusion

Les résultats de cette étude nous amènent à formuler quatre conclusions : que la «loi du prix unique» n'est pas vérifiée dans le cas des marchés automobiles européens ; que les variations des taux de change ne sont pas transmises dans les prix d'importations ; que les écarts de prix entre marchés nationaux pour un produit donné sont variables dans le temps et que, dans le cas des changes flexibles, leur variation est proportionnelle aux mouvements du taux de change courant.

Ces caractéristiques traduisent la segmentation des marchés et sont compatibles avec une organisation non-concurrentielle des marchés. La variabilité observée dans les écarts de prix entre marchés suggère qu'à court terme les marges des producteurs sont elles-mêmes très variables.

Mais aucune conclusion claire n'émerge sur les tendances à plus long terme, en raison des difficultés à interpréter statistiquement les relations entre des variables dont les ajustements sont discrets et peu fréquents — les prix — et des variables s'ajustant quasi-continuellement — les taux de change. Cependant la simple observation des écarts de prix ne fait pas apparaître de divergence croissante des prix de vente. Ceci suggère qu'à plus longue échéance les coûts de production et de distribution sont contraints de s'ajuster à des fluctuations persistantes des taux de change nominaux, les marges n'étant pas susceptibles d'être réduites — ou accrues — indéfiniment. Et de même, le maintien de parités fixes contraint, à terme, les évolutions relatives des coûts de production.

Les facteurs non institutionnels à l'origine d'une telle structure de marché paraissent, *a priori*, devoir être présents sur les marchés de nombreux autres produits (informatique, biens d'équipement, ...). Si cette présomption est fondée, la segmentation des marchés est davantage la règle que l'exception. Quant aux facteurs institutionnels — «barrières non-tarifaires» — il nous est impossible, faute de données précises, d'apprécier leur importance relative dans le phénomène de segmentation que l'on observe. Il est, de ce fait, malaisé de prévoir les

conséquences des avancées envisageables dans le processus d'intégration européenne. Certes, une plus grande fixité des changes réduirait la variabilité à court terme des écarts de prix, facilitant ainsi les arbitrages. Et l'application de l'Acte unique européen, devrait se traduire par un démantèlement — progressif et lent, sans doute — des «barrières non-tarifaires», ne laissant subsister que les seuls causes non-institutionnelles de la segmentation des marchés. Mais celle-ci s'en trouvera-t-elle considérablement amoindrie ?

## Références bibliographiques

- BALDWIN R., 1988, «Hysteresis in Trade», *American Economic Review*, vol. 78, n° 5, décembre.
- BOURDET Y., 1988, *International Integration, Market Structure and Prices*, Londres : Routledge.
- COSSUTTA D. et GRILLO M., 1986, «Excess Capacity, Sunk Costs and Collusion. A Non-Cooperative Bargaining Game», *International Journal of Industrial Organisation*, vol. 4.
- DORNBUSH R., 1987, «Exchange Rates and Prices», *American Economic Review*, vol. 77, mars.
- FITOUSSI J.P. et LE CACHEUX J., 1988, «On Macroeconomic Implications of Price Setting in the Open Economy», *AEA Papers and Proceedings, American Economic Review*, vol. 78 n° 2, mai.
- FITOUSSI J.P. et PHELPS E.S., 1988, *The Slump in Europe*, Oxford : Basil Blackwell.
- FROOT K.A. et KLEMPERER P., 1988, «Exchange Rate Pass-Through when Market Share Matters», NBER working paper n° 2542, mars.
- GRANGER C.W.J. et NEWBOLD P., 1974, «Spurious Regressions in Econometrics», *Journal of Econometrics*, vol. 2.
- GUAL J., 1987, «An Econometric Analysis of Price Differentials in the EEC Automobile Market», Research Paper n° 126, IESE, Barcelone.
- HELPMAN E. et KRUGMAN P., 1986, *Market Structure and Foreign Trade*, Cambridge MA : MIT Press.
- HODRICK R.J., 1987, *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Future Foreign Exchange Markets*, London : Harwood Academic Publishers.

- KIRMAN A. et SCHUELLER N., 1988, «Price Leadership and Discrimination in European Car Markets», mimeo, Institut universitaire européen, Florence, décembre.
- KRUGMAN P et BALDWIN R., 1987, «The Persistence of the US Trade Deficit», *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1.
- LE CACHEUX J. et LECOINTE F., 1987, «Changes réels et compétitivité», *Observations et diagnostics économiques*, revue de l'OFCE n° 20, juillet.
- LE CACHEUX J. et LECOINTE F., 1989, «Les taux de change effectifs des grandes devises», *Observations et diagnostics économiques*, revue de l'OFCE n° 26, janvier.
- MORGAN GUARANTEE TRUST, *World Financial Markets*, divers numéros, Londres.
- OKUN A., 1981, *Prices and Quantities*, Washington DC : Brookings Institution.
- PHELPS E.S. et WINTER S.Y., 1970, «Optimal Price Policy under Atomistic Competition», in E.S. Phelps et al., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York, NY : WW Norton.

## Erratum

à l'article de Jacques Le Cacheux et François Lecoïnte, «Les taux de change effectifs des grandes devises», *Revue de l'OFCE*, n° 26, janvier 1989.

Deux erreurs se sont glissées dans la note méthodologique de présentation des taux de change effectifs des grandes devises à la page 190.

S'agissant de moyennes géométriques pondérées, il fallait lire :

$$EN_j = \Pi (E_i)^{\alpha_i}$$

et

$$ER_j = \Pi (R_i)^{\alpha_i}$$

D'autre part, étant donné notre définition du taux de change nominal, le taux bilatéral *réel* doit être défini par :

$$R_j = E_i(P_j/P_i)$$