

La rigidité des prix en France : quelques enseignements des relevés de prix à la consommation

Laurent Baudry, Hervé Le Bihan, Patrick Sevestre et Sylvie Tarrieu*

Pour décrire les changements de prix à la consommation en France, divers indicateurs (durée de vie des prix, fréquence et amplitude des changements de prix) sont calculés à partir des relevés utilisés pour le calcul de l'indice des prix à la consommation (IPC) sur la période 1994-2003.

La durée moyenne « pondérée » entre deux changements de prix est d'environ trois trimestres dans les secteurs couverts par la base de données (65 % de l'IPC). Il existe de fortes hétérogénéités entre les types de points de vente, et entre les secteurs : les prix dans le secteur des services changent plus rarement (en général, une fois par an) que les prix des produits manufacturés (en général, deux fois par an). Les prix des produits alimentaires (hors produits frais, non disponibles) et ceux de l'énergie (hors gaz de ville et électricité) sont plus flexibles.

Excepté dans le secteur des services, les baisses de prix sont presque aussi fréquentes que les hausses puisqu'en moyenne, quatre variations de prix sur dix sont des baisses de prix. Enfin, l'ampleur moyenne d'une variation de prix est importante (de l'ordre de plus ou moins dix pour cent), mais il existe une fraction non négligeable de petites variations (l'ampleur médiane des augmentations de prix, comme des baisses, est d'environ cinq pour cent).

L'inflation modérée observée en France au cours de la dernière décennie se décompose en termes de changements de prix individuels de la façon suivante : des hausses et des baisses relativement rares mais d'ampleur significative, les hausses étant légèrement plus fréquentes que les baisses.

** Laurent Baudry, Hervé Le Bihan, et Sylvie Tarrieu appartiennent au Centre de Recherche de la Banque de France. Patrick Sevestre, professeur à l'Université Paris-XII Val de Marne au moment de la rédaction de cette étude, est professeur à l'Université de Paris-I – Panthéon Sorbonne et consultant au Centre de Recherche de la Banque de France. Cette étude a été réalisée dans le cadre du réseau « Persistance de l'Inflation (IPN) » mis en place au sein de l'Eurosysteme. Nous remercions chaleureusement l'Insee pour nous avoir permis d'accéder aux données et, en particulier, Dominique Guédès pour ses conseils. Nous tenons aussi à remercier, pour leurs remarques et suggestions, un rapporteur de la série des documents de travail de la BCE, deux rapporteurs de la revue *Économie et Statistique*, nos collègues de l'IPN ainsi que les participants aux séminaires de la Banque de France, de la BCE, de l'Insee, de la DGTPE (séminaire Fourgeaud) et du NBER ; en particulier, Luis Alvarez, Ignazio Angeloni, Emmanuel Dhyne, Denis Fougère, Jordi Gall, Ignacio Hernando, Hubert Kempf, Andrew Levin, Pedro Neves et Philip Vermeulen. Les idées exposées dans cette étude ne reflètent pas nécessairement l'opinion de la Banque de France. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.*

Le degré et la nature de la rigidité des prix constituent des caractéristiques importantes pour l'analyse des fluctuations et des politiques macroéconomiques. En effet l'impact sur la production, l'emploi ou l'inflation d'une variation des taux d'intérêt ou des prix de l'énergie par exemple, dépend du degré de flexibilité (ou de rigidité) des prix et des salaires. Le présent article propose une description de la rigidité des prix en France s'appuyant sur des données individuelles de prix à la consommation. Le concept de rigidité des prix retenu ici doit être compris dans un sens élémentaire : sont qualifiés de rigides des prix qui ne sont que rarement modifiés. Cette acception peut différer d'une définition plus structurelle de la rigidité selon laquelle un prix est rigide lorsqu'il ne réagit pas, ou peu, aux variations de ses déterminants (coût de production, conditions de marché, etc.). Elle reste toutefois proche de celle implicitement utilisée pour le calibrage de certains modèles macroéconomiques à partir d'estimations tirées de données microéconomiques (1).

Les premiers travaux visant à évaluer les rigidités nominales de prix sur données microéconomiques étaient assez partiels en ce qu'ils concernaient des produits ou des marchés très spécifiques (voir par exemple la contribution de Cecchetti, 1986, sur les prix des magazines, ou celle de Kashyap, 1995, sur la vente par correspondance, ou les études mentionnées dans les synthèses de Weiss, 1993, et de Taylor, 1999). Ce manque de résultats empiriques reflétait la rareté et la difficulté d'accès à des données sur les prix au niveau individuel.

Plus récemment, quelques études ont proposé des analyses plus globales de la rigidité des prix pour les États-Unis (Bils et Klenow, 2004) et pour plusieurs pays européens (2). À notre connaissance, ce type d'analyse n'a jamais été réalisé à partir de données françaises, en tous cas à ce niveau. Les relevés de prix individuels effectués par l'Insee en vue de calculer l'indice des prix à la consommation, utilisés ici après anonymisation des données (3), couvrent une large part de la consommation des ménages et permettent de fournir des indicateurs de rigidité des prix représentatifs au niveau macroéconomique. La base de données est de grande taille à la fois dans sa dimension transversale (plus de 750 000 produits individuels identifiés au niveau du point de vente) et dans sa dimension temporelle (échantillon de prix mensuels de juillet 1994 à février 2003). Elle comprend au total plus de 13 millions d'observations.

Ces données sont ici utilisées pour caractériser la flexibilité des prix, à la fois en termes de durée entre deux changements de prix et en termes de fréquence de changement de prix sur une période donnée. À l'aide de ces indicateurs, l'hétérogénéité de la rigidité des prix selon les biens, les types de points de vente et son évolution éventuelle dans le temps, sont étudiées en détail. Nous présentons également des résultats sur les ampleurs de variations de prix.

Plus de 13 millions de relevés de prix

Les données utilisées sont constituées de la base longitudinale de relevés mensuels de prix collectés par l'Insee afin de calculer l'IPC (indice des prix à la consommation) (4).

L'échantillon contient les relevés de prix de juillet 1994 à février 2003, chaque relevé représentant précisément le prix de vente d'un produit défini, dans un point de vente particulier. Pour chacun des relevés, les informations suivantes sont enregistrées : le prix de vente du produit, l'année et le mois du relevé, un numéro d'identification du produit individuel, un code qualitatif sur le type de relevé (appelé *code enquête*) et, lorsque cette information a un sens, la quantité vendue (5). Par *produit individuel*, nous désignons un produit particulier, d'une marque et d'une qualité données, vendu dans un point de vente défini. Le numéro d'identification du produit individuel permet, tout en préservant l'anonymat (cf. note 3), de suivre le prix d'un produit dans le temps et également de caractériser le type de point de vente, la catégorie du produit et la région de collecte. La succession d'enregistrements correspondant à un produit individuel sera appelée *trajectoire de prix*. Si un produit donné dans un point de vente donné est remplacé de façon définitive par un produit similaire d'une autre marque ou d'une autre qualité, un

1. Les modèles de la « nouvelle synthèse » (présentés par Goodfriend et King, 1997) comportent généralement un paramètre mesurant la rigidité des prix, par exemple la durée séparant deux changements : voir ainsi Rotemberg et Woodford, 1997, Woodford, 2003.

2. Voir Dhyne et al. (2005), ainsi que les références y figurant, pour une synthèse relative à dix pays de la zone euro issue d'un groupe de travail de l'Eurosystème. Le présent article reprend les résultats de nos travaux au sein de ce réseau.

3. Ni la marque du produit, ni l'enseigne ou l'adresse du magasin ne sont fournies.

4. La méthodologie du recueil des données est décrite dans Insee (1998) et examinée par Lequiller (1997).

5. Si nécessaire, le prix est divisé par un indicateur de quantités vendues, afin d'obtenir un prix unitaire.

nouveau numéro identifiant est créé par l'Insee et une nouvelle trajectoire de prix commence. Le code *type de relevé* (ou *code enquête*) fournit de surcroît une information qualitative sur la nature du relevé : relevé de prix habituel, solde, promotion, ou *pseudo-observation* (cf. infra).

Au total, la base de données brute contient environ 13,2 millions de relevés de prix et couvre environ 65 % de l'IPC. Le taux de couverture se situe au-dessus de 70 % pour l'alimentaire et les biens manufacturés (hors énergie) et n'atteint que 50 % environ dans les services, une part importante des prix des services étant collectée de façon centralisée (6). De fait, certaines catégories de biens et services ne sont pas disponibles dans la base de données qui nous a été communiquée : les prix collectés de façon centralisée – pour la majeure partie les ventes d'automobile et les tarifs (prix du gaz, de l'électricité, des transports ferroviaires, etc.) ainsi que d'autres types de produits tels que les produits frais et les loyers.

Les « pseudo-observations »

Lors du calcul de l'IPC, l'Insee n'autorise pas de valeurs manquantes dans les relevés de prix des produits individuels entrant dans la composition de l'indice. Cependant, il est relativement fréquent que le prix d'un produit ne puisse pas être observé sur le moment. La valeur de la série renseignée dans la base est alors le résultat d'une procédure d'estimation (ou « d'imputation ») et elle est appelée *pseudo-observation* dans le présent article. Nous avons cependant choisi, pour quelques catégories de pseudo-observations de nous écarter de la méthode d'imputation de l'Insee.

En pratique, l'incapacité à observer un prix peut résulter de différentes causes, conduisant à différentes méthodes de calcul du *pseudo-prix*. Premièrement, certains des prix ne sont pas observés chaque mois car la procédure de collecte pour ces produits repose sur des relevés en fréquence trimestrielle et non mensuelle (5,6 % des relevés dans notre échantillon). Ces produits sont, pour la plupart, des biens durables. La proportion de prix collectés trimestriellement a nettement baissé tout au long de la période étudiée : de 15,3 % en 1994 à 7,6 % en 1995 et à 1,2 % en 2002. En second lieu, certains produits sont, par nature, saisonniers et leur prix n'est donc pas affiché toute l'année : par exemple, certains hôtels sont fermés durant l'hiver, tandis que les gants de ski peuvent ne pas être

vendus l'été. Les pseudo-observations des prix de ces produits représentent 7,1 % des relevés de prix et apparaissent essentiellement dans le secteur de l'habillement. Pour ces deux catégories d'observations manquantes, l'Insee utilise généralement la procédure de report automatique : le prix non observé de l'article est, par hypothèse, supposé identique au dernier prix observé. Il faut rappeler que les aliments frais qui sont, par nature, des produits saisonniers, subissent un traitement statistique différent basé sur un panier tournant mais, comme mentionné précédemment, ils sont exclus de notre base de données.

Une troisième cause de non-observation d'un prix réside dans l'absence temporaire du produit dans le point de vente, ou la fermeture temporaire du point de vente ou, plus rarement, l'absence temporaire de l'enquêteur (3,5 % des relevés de prix). Dans ce cas, l'Insee évalue le prix manquant soit par une procédure de report, soit par extrapolation, soit encore par le calcul d'un prix de remplacement (7). La méthode d'extrapolation procède par ajustement du prix précédent, en appliquant le taux de croissance d'un indice de prix du produit observé dans la même zone géographique. La procédure de remplacement consiste à reporter le prix observé d'un produit similaire dans le même point de vente ou dans un autre point de vente. Bien que cette méthode soit appropriée pour produire un IPC agrégé non biaisé, elle n'est pas retenue dans cette étude. En effet, nous nous intéressons à des trajectoires individuelles de prix. Si par exemple le point de vente ferme un mois donné, l'utilisation d'une procédure d'imputation, quelle que soit sa nature, induirait un changement de prix fictif puisque non observé. Nous avons donc choisi de remplacer la plupart des pseudo-observations de prix en utilisant la procédure de report automatique. Cette procédure peut être illustrée comme suit. Si un prix P est observé à une date $t - 1$ et un prix P' à une date $t + 1$, on suppose qu'un seul changement de prix a eu lieu et qu'il est intervenu à la date $t + 1$, le prix virtuel à la date t étant resté égal à P . Cette méthode peut créer un biais à la baisse dans l'estimation de la fréquence de changement de prix s'il se trouve par exemple que le produit était absent (ou le point de vente fermé) le jour précis de visite de l'enquêteur dans le point de vente, mais présent les autres jours du mois avec un prix P'' différent

6. Ces indications relatives à la structure de l'échantillon, comme celles utilisées comme pondération pour les autres calculs statistiques présentés dans l'article, renvoient sauf indication contraire à des moyennes sur la période étudiée.

7. Cf. Insee (1998) pp. 86-87.

de P , et si le prix est ensuite passé à P' le mois suivant. Le biais possible dans notre calcul des fréquences de changement de prix est faible. En effet, dans la base de données, lorsque le prix à la date t est une pseudo-observation, on observe *a posteriori*, dans plus de la moitié des cas, que. Par ailleurs nous avons vérifié que les résultats obtenus pour la fréquence de changement de prix étaient peu différents lorsque les pseudo-observations étaient éliminées de la base.

Une exception est faite à cette procédure de report automatique : quand à la date t , l'article est codé transitoirement absent et quand il s'avère ultérieurement qu'il a été remplacé de façon permanente à la date $t + 1$ ou $t + 2$, nous avons supprimé les observations de la base à partir de la date t , ce qui traduit le fait que la dernière véritable observation de prix concerne la date $t - 1$ (8). Soulignons que la raison majeure nous permettant d'adopter une méthode de traitement différente de celle de l'Insee est que celui-ci doit évaluer les prix en temps réel (à la date t), il ne peut, par définition, utiliser les informations de la date $t + 1$ (9).

Le passage à l'euro

Le passage à l'euro fiduciaire a eu lieu le 1^{er} janvier 2002. Tous les prix à la consommation ont changé en numéraire du fait de leur conversion en euros, au taux de change de 1 euro = 6,55957 francs. Ce problème de numéraire est traité en divisant, dans la base de données, tous les prix antérieurs à janvier 2002 par 6,55957, sans arrondir. En effet, si on avait arrondi les prix sur cette première sous-période, quelques prix, bien que différents en francs, auraient été arrondis au même prix en euros, fusionnant ainsi à tort différents épisodes de prix. Cependant, au moment du passage à l'euro (janvier 2002), tous les prix ont été exprimés en euros et arrondis à la deuxième décimale (dès lors tous les prix tels que nous les avons construits changent, du fait de l'arrondi, par exemple de 8 à 2 décimales). Pour pouvoir constituer des épisodes de prix cohérents, nous avons adopté la règle suivante : si le prix (en « euros ») en décembre 2001, arrondi à la seconde décimale, est égal au prix observé en euros en janvier 2002, alors les deux prix sont considérés comme identiques et faisant partie du même épisode (aucun changement de prix n'est enregistré dans notre comptage des changements de prix).

Même ainsi corrigés du changement de numéraire, beaucoup de prix ont changé au moment

du passage à l'euro, car les détaillants ont fixé des prix « ronds » ou des prix psychologiques en euros, ce qui a induit une hausse de la fréquence de changements de prix, ou de façon équivalente, une interruption de nombreux épisodes de prix (cette hausse est restée modérée, cf. Insee, 2003, et la discussion ci-dessous). La hausse de la fréquence de changements de prix a commencé avant la date du passage à l'euro. Cependant, les résultats ne sont pas affectés de manière significative lorsque l'on limite la période de l'échantillon de juillet 1994 à décembre 2000, c'est-à-dire à la période finissant une année avant le passage à l'euro (cf. infra). Par conséquent, les tableaux présentés dans cet article concernent principalement toute la période, de juillet 1994 à février 2003, avec des prix convertis en euros.

Soldes, promotions et modification des taxes

La base de donnée permet d'identifier les prix observés qui correspondent à des soldes ou à des promotions temporaires. Les proportions de relevés correspondant à des prix soldés et à des promotions temporaires s'élèvent respectivement à 0,76 % et 1,92 %. On peut aussi noter que deux événements spécifiques majeurs ont eu lieu pendant la période observée : en août 1995, le taux de TVA est passé de 18,6 % à 20,6 %, puis, en avril 2002, le taux est redescendu à 19,6 %. Dans l'analyse de base, nous avons considéré tous les changements de prix associés à ces événements comme des changements de prix à part entière, car les points de vente pouvaient néanmoins choisir de ne pas changer leurs prix. L'effet des soldes est quant à lui étudié spécifiquement dans la partie consacrée à l'analyse de la robustesse.

Les pondérations

Afin de présenter des mesures agrégées de la fréquence de changements de prix et d'autres indicateurs, nous calculons des moyennes pondérées en faisant appel aux poids de l'IPC. Comme ces poids ne sont pas définis au niveau du point de vente, notre méthode de calcul des grandeurs agrégées est la suivante. Dans un

8. Suivant la directive européenne EC 1749/96, trois observations de prix successives ne peuvent être des prix « estimés ». Si un article manque plus de deux mois consécutifs, il est automatiquement remplacé par un autre produit dans le panier de l'IPC.
9. L'indice des prix à la consommation n'est pas sujet à révision.

premier temps, nous faisons une moyenne non pondérée sur tous les relevés de prix (ou épisodes de prix) et tous les points de vente, pour chacune des variétés, c'est-à-dire des produits élémentaires de l'IPC. Les variétés représentent le niveau le plus fin pour lequel les poids dans l'IPC sont définis (10). Il existe environ 1 300 variétés, dont le contenu exact est soumis à confidentialité statistique. Ce niveau est utilisé ici dans un but d'agrégation et les résultats par variété ne sont pas présentés. Dans un second temps, nous calculons une moyenne agrégée de toutes les variétés en utilisant leur poids moyen dans l'IPC sur la période 1994-2003 (établis par l'Insee sur la base de la structure des dépenses de consommation), et un poids égal à zéro aux dates où la variété n'est pas incluse dans le panier de l'IPC.

Quelle est la durée moyenne d'un épisode de prix ?

Une manière simple d'évaluer le degré de rigidité des prix est de calculer la durée moyenne entre deux changements de prix, pour un produit donné dans un point de vente donné. Les prix sont considérés comme rigides si la durée est longue, alors qu'ils seront considérés comme flexibles dans le cas inverse (11). L'une des raisons qui amènent à s'intéresser à cet indicateur est que la durée moyenne d'un prix est un paramètre structurel clé dans de nombreux modèles macroéconomiques intégrant la rigidité des prix (Gali et Gertler, 1999 et Taylor, 1999). Par exemple, Rotemberg et Woodford (1997) calibrent la probabilité de changement de prix, en utilisant diverses estimations de la durée moyenne d'un prix, tirées de données microéconomiques. De la même façon, dans le modèle de contrats échelonnés (Taylor, 1999), la longueur du contrat est un des paramètres à calibrer.

La durée des épisodes de prix : mesures directes

Une première série de résultats sur les épisodes de prix est présentée dans le tableau 1. Pour quelques éléments méthodologiques, on peut se reporter à l'encadré 1.

La durée moyenne globale non pondérée de tous les épisodes de prix est évaluée à 5,28 mois, et on vérifie qu'elle correspond au rapport entre la durée moyenne des trajectoires (16,65 mois) et le nombre moyen d'épisodes de prix par trajectoire (3,15) (12). La distribution autour de cette moyenne est, sans surprise, très asymétrique : la durée médiane des épisodes de prix est de trois mois. La distribution présente un important mode à un mois : les produits dont les prix changent fréquemment sont mécaniquement sur-représentés. Une très longue queue de distribution est, par ailleurs, présente à droite : 25 % des épisodes de prix durent plus de sept mois, et environ 2 % des épisodes durent plus de deux ans. Dans chaque catégorie de biens, quelques très longues durées, de plusieurs années, sont observées. Les prix des services sont fortement présents dans la queue de distribution (13).

La durée moyenne non pondérée sur-représente les produits qui ont des durées de prix courtes, puisque pour une durée de trajectoire donnée, un grand nombre d'épisodes de prix est observé. Le tableau 1 fournit donc également les résultats

10. Notons qu'une agrégation intermédiaire, par région, est utilisée dans le calcul de l'IPC. Cette information n'est pas prise en compte dans nos calculs.

11. Comme nous l'avons signalé dans l'introduction, bien qu'apparaissant naturelle, une telle approche n'est pas exempte d'inconvénients. En effet, des prix peuvent être flexibles mais restés inchangés si les facteurs déterminant les prix sont eux-mêmes constants.

12. Le lecteur intéressé par un ensemble de résultats détaillés peut se reporter à Baudry et al. (2004).

13. L'entrée à une exposition ou au musée est un exemple de produit pour lequel on trouve des durées longues.

Tableau 1
Durée des épisodes de prix en mois (1)

Population	Nombre d'observations	Moyenne	Médiane	Écart-type	Maximum	25° percentile	75° percentile
Tous les épisodes de prix (non pondérés)	2 377 682	5,28	3,00	6,73	104,00	1,00	7,00
Épisodes agrégés par trajectoires individuelles (non pondérés)	754 220	6,83	4,60	6,81	104,00	3,00	9,00
Épisodes agrégés par variétés (pondérés)	1 328	7,24	5,88	4,35	37,53	4,44	9,55

1. Les durées minimales sont égales à 1 mois.

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.
Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

en utilisant des pondérations. Lorsqu'on calcule d'abord la moyenne des durées par trajectoire individuelle, la durée moyenne non pondérée atteint 6,83 mois. De fait, la distribution globale

se déplace vers la droite (le premier quartile se situe à trois mois). La troisième ligne du tableau résume la distribution des durées consolidées par variété (T_j), pondérées par les poids de

Encadré 1

DÉFINITIONS ET NOTATIONS

Les observations brutes de la base de données sont constituées de séquences de relevés de prix $P_{j,k,t}$, où $j = 1, \dots, J$ est un indice représentant les produits élémentaires, k est un indice (spécifique au produit j , avec $k = 1, \dots, K_j$) représentant les points de vente où est vendu le produit j , et t est un indice temporel (date), $t = 1, \dots, T$. Un bien ou service individuel, identifié dans notre base par un numéro d'identification, est un produit j vendu dans le point de vente k et il est ainsi défini par le couple (j, k) . Pour la simplicité de l'exposé, nous omettons parfois, par la suite, l'indice k .

Un épisode de prix est une succession de relevés consécutifs dont le prix est inchangé, pour un produit spécifique j dans un point de vente particulier k . Considérons i , l'indice des épisodes de prix, avec $i = 1, \dots, N_{j,k}$ où $N_{j,k}$ désigne le nombre d'épisodes de prix fixes pour un couple spécifique (j, k) . La durée de l'épisode de prix $T_{j,k,i}$ est le temps écoulé entre deux changements de prix du produit j dans le point de vente k ($T_{j,k,i} \geq 1$). Alors, le $i^{\text{ème}}$ épisode de prix peut être caractérisé par sa durée observée $T_{j,k,i}$, par le niveau de prix prévalant durant cet épisode de prix ($P_{j,k,i}$) et par $t_{j,k,i}$, la date du $i^{\text{ème}}$ changement de prix. Le système de collecte des données implique que des durées de prix infra-mensuelles ne sont pas observées. Par exemple, si $0 < T \leq 1$ mois, nous observons une durée de un mois, créant ainsi un biais à la hausse dans la mesure de la durée des épisodes. Ce biais est relativement plus nuisible pour les durées courtes. De plus, quand le prix change dans la période entre deux relevés de prix puis revient ensuite à son niveau initial, ce type de changement de prix ne peut pas être observé.

Une trajectoire de prix est constituée de la succession de plusieurs épisodes de prix fixes. Elle peut être définie par la date de la première observation et l'ensemble des épisodes de prix successifs. La longueur de la trajectoire $L_{j,k}$ est le nombre de périodes pour lesquelles un produit (j, k) et son prix sont observés de façon continue. Le nombre de relevés de prix dans la base de données est clairement la somme de toutes les durées de l'ensemble des trajectoires $Q = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} L_{j,k}$. Le nombre d'épisodes de prix est noté : $N = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} N_{j,k}$.

Notre objectif étant de calculer une estimation macroéconomique de la durée des prix, l'agrégation est une question importante. Il existe plusieurs approches possibles pour agréger des durées dans le calcul d'un agrégat de durée de prix. Une première mesure est la moyenne non pondérée des durées de tous les épisodes de prix :

$$\bar{T} = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} \left[\frac{1}{N} \right] T_{j,k,i} = \frac{Q}{N}$$

Dans ce premier calcul, tous les épisodes de prix ont le même poids. La durée moyenne non pondérée correspond en fait au nombre d'observations divisé par le nombre d'épisodes de prix. Il en résulte que les produits changeant de prix fréquemment ont un poids relatif plus important que ceux dont les prix sont assez stables. Pour éviter ce biais, qui tend à sous-estimer la durée moyenne des prix, il semble préférable de calculer des durées par sous-groupes homogènes et d'agréger ensuite les durées. Nous calculons donc dans un premier temps la durée moyenne pour un produit spécifique j , obtenue en faisant la moyenne sur tous les épisodes de prix et tous les points de vente :

$$\bar{T}_j = \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} \left[\frac{1}{\sum_{k=1}^{K_j} N_{j,k}} \right] T_{j,k,i} \quad (I)$$

À partir de cette dernière formule, nous pouvons définir une durée moyenne non pondérée des épisodes de prix (basée sur les moyennes par produit) comme :

$$\bar{T}^P = \sum_{j=1}^J \frac{1}{J} \bar{T}_j = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} \left[\frac{1}{J \cdot \sum_{k=1}^{K_j} N_{j,k}} \right] T_{j,k,i}$$

Il est important de remarquer que la définition de cette statistique donne moins de poids que \bar{T} aux produits qui ont des changements de prix fréquents.

Enfin, les poids de l'IPC peuvent être introduits dans le but de calculer la durée moyenne pondérée des épisodes de prix, définie ainsi :

$$\bar{T}^W = \sum_{j=1}^J \omega_j \bar{T}_j = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} \alpha_{j,k,i} T_{j,k,i} \quad (II)$$

Le premier objectif étant de fournir des mesures ayant une pertinence macroéconomique, nous privilégions ce dernier indicateur. Il revient à pondérer chaque épisode individuel $T_{j,k,i}$ par le poids $\alpha_{j,k,i} = \omega_j / (\sum_{k=1}^{K_j} N_{j,k})$, qui est le poids dans l'IPC de la variété, divisé par le nombre d'épisodes de prix dans la variété donnée. Ces poids $\alpha_{j,k,i}$ sont aussi utilisés dans l'article pour calculer la durée médiane pondérée ou d'autres grandeurs. Notons qu'on doit s'attendre, ainsi qu'il est habituel avec les données de durées, à une distribution asymétrique et en particulier une durée médiane inférieure à la durée moyenne. Par exemple, si les durées suivent une distribution homogène exponentielle (comme le suppose le modèle de Calvo, 1983), alors, la durée médiane est : $Médiane(T) = -\ln(0,5) E(T) \approx 0,69 E(T)$ où $E(T)$ est l'espérance de la durée.

l'IPC. La durée moyenne pondérée des épisodes de prix (\bar{T}^W) est de 7,24 mois, alors que la médiane pondérée est égale à 5,88 mois.

Le traitement de la troncation, de la censure et du remplacement des produits (attrition)

Un des problèmes posés par la mesure directe des durées des épisodes de prix, est celui de la troncation et de la censure. La censure et l'attrition (14) sont des phénomènes non négligeables dans notre base de données puisque, comme le montre le tableau 2, seulement 58,59 % des épisodes de prix observés sont non censurés (les calculs pour la censure utilisent les poids de l'IPC). Généralement, les premiers et derniers épisodes d'une trajectoire de prix sont tronqués.

La *censure à gauche* signifie que la date de début du premier épisode de prix d'un produit n'est pas observée. En effet, le prix a vraisemblablement été fixé avant le mois où le produit a été inclus dans le panier de l'IPC, ou celui où il a commencé à être observé dans un point de vente particulier. La censure à gauche est le cas le plus fréquent de censure dans la base de données, puisque 27,28 % des épisodes de prix sont censurés à gauche.

La *troncation à droite* signifie que la date de fin du dernier épisode de prix n'est pas observée. *Trois raisons peuvent expliquer la troncation à droite.* La première raison est l'interruption du processus d'observation, ce qui correspond au phénomène habituel de censure à droite dans l'analyse des durées. Pour les produits individuels inclus dans le panier de l'IPC à la fin de la période de l'échantillon, l'observation est interrompue alors que le processus se poursuit, c'est-à-dire que la dernière observation disponible du prix ne correspond pas à la fin de l'épisode de prix. Un second cas de troncation à droite se présente lorsque l'Insee ne peut plus relever le prix d'un produit donné dans un point de vente parce que le produit n'y est plus vendu, ou, plus rarement, parce que le point de vente lui-même a fermé. Suivant la littérature sur les données longitudinales, nous désignons ce phénomène par *attrition*. En général, l'Insee choisit de remplacer le produit manquant en sélectionnant un autre article dans le même magasin ou dans un autre point de vente. Ce type de remplacement est appelé « remplacement contraint » par certains auteurs (15). Une troisième cause

de troncation à droite existe lorsque, pour des raisons de représentativité statistique, l'Insee modifie son échantillon et décide d'abandonner un produit ou un point de vente (16). Un tel cas est appelé « remplacement volontaire » ou « remplacement de produit facultatif ». Le produit peut continuer à être vendu, mais son prix n'est plus relevé.

Nous disposons ici de l'information permettant de faire la distinction entre ces trois types de troncation à droite. Environ 60 % des épisodes de prix tronqués à droite représentent des remplacements contraints, 20 % sont des remplacements présumés volontaires et 20 % correspondent à la fin du processus d'observation (relevés de prix de février 2003). Nous utilisons cette information pour traiter différemment ces cas de troncation à droite dans l'analyse des durées. Notre hypothèse, tout au long de l'analyse, est qu'un épisode de prix se terminant par un remplacement contraint peut être considéré comme complet (non censuré). Cette hypothèse peut être confortée par l'exemple du secteur de l'habillement. Du fait de la succession des collections hiver/été, le cycle de vie de ces produits est très court. Quand la collection change, les articles (par exemple, les chemises) sont habituellement remplacés par des articles ayant des caractéristiques différentes. Dans la base de données, la trajectoire du produit individuel concerné est arrêtée, sans qu'un changement de prix ne soit enregistré. En conséquence, le nombre de changements de prix réellement observés, pour un produit de caractéristiques données, est relativement faible. Pour ce type de produits, les changements de prix accompagnent généralement les changements de modèles. Dans le calcul de l'IPC, le calcul de la variation de prix nécessite une correction de l'effet qualité (cf. Insee, 1998, pp. 95-102). Nous ne sommes pas ici en mesure de corriger l'effet qualité. Toutefois, comme l'indique Guédès (2004), le traitement de l'effet qualité par l'Insee aboutit pratiquement systématiquement à identifier un changement de prix, à la hausse ou à la baisse. C'est pourquoi notre approche de référence consiste à considérer chaque cas de remplacement contraint comme indiquant la fin d'un épisode de prix, en lui associant un changement de prix virtuel. Cette hypothèse aura un impact important sur les résultats. En effet, ne pas prendre en compte de la sorte l'attrition des produits

14. Nous employons ici ce terme, utilisé dans l'analyse des données longitudinales, pour signifier la sortie d'un individu de l'échantillon.

15. Par exemple Turvey (1999).

16. Cf. Insee (1998), pp. 103-104.

conduit à estimer une fréquence de changement de prix très faible et, de ce fait, des durées très longues. Soulignons que, même sous l'hypothèse de prise en compte de l'attrition, qui a notre préférence, il reste un grand nombre d'épisodes de prix censurés à droite, qui correspondent à des formes de troncation à droite autres que l'attrition (cf. tableau 2). Notons enfin qu'un épisode de prix peut être tronqué à la fois à gauche et à droite. Ces types d'épisodes de prix ne sont pas négligeables dans la base de données (4,52 % des épisodes) : un produit qui a été intégré récemment dans le panier de l'IPC peut cesser d'être vendu avant qu'on ait pu observer un seul changement de prix. Dans ce cas, la trajectoire n'est constituée que d'un seul épisode de prix.

Les conséquences de la censure sur la mesure des durées de prix sont les suivantes. Tout d'abord, la censure tronque certains épisodes de prix de sorte que, *ceteris paribus*, la durée de l'épisode de prix est raccourcie. Lorsque la censure est un phénomène quantitativement important, se limiter aux épisodes de prix non censurés, pour se prémunir d'un tel biais, n'est pas une option satisfaisante, car cela peut donner lieu à un effet de sélection. Les épisodes de prix de longue durée sont, en effet, davantage susceptibles d'être censurés. Ignorer les épisodes de prix censurés conduirait alors typiquement à sous-évaluer la véritable durée moyenne.

Dans la base de données, l'effet de sélection, induit par l'analyse des seules données non censurées, est manifeste : se limiter aux épisodes de prix non censurés conduit à une durée moyenne de prix de 5,97 mois, comparée à celle de 7,24 mois pour tous les épisodes (cf. tableau 2). À l'opposé, la durée moyenne des épisodes de prix censurés, à la fois à gauche et à droite, est de 12,29 mois. L'importance de la censure sug-

gère que la durée moyenne de 7,24 mois est probablement biaisée à la baisse.

Un traitement pertinent de la troncation repose sur l'estimation de modèles de durée (Kiefer, 1988 ou Lancaster, 1990). La mise en œuvre d'un traitement économétrique de ces problèmes dépasse l'objet du présent article. Pour produire un indicateur robuste à la censure, nous utilisons ici une approche alternative reposant sur la fréquence des changements de prix.

Estimation indirecte de la durée des prix : l'approche par les fréquences

La fréquence des changements de prix peut être utilisée pour fournir une mesure indirecte de la durée moyenne des épisodes de prix : par exemple, si la fréquence mensuelle moyenne de changement de prix est 10 %, la durée moyenne sera évaluée à 1/0,1, soit dix mois (le calcul de cet indicateur est présenté plus en détail dans l'encadré 2). Cet indicateur présente, par ailleurs, un intérêt en soi pour caractériser la rigidité des prix.

L'approche par les fréquences, employée entre autres par Bils et Klenow (2004), offre de nombreux avantages pratiques. Premièrement, il n'est pas nécessaire de disposer de séries temporelles sur une longue durée. Pourvu que l'homogénéité et la stationnarité soient des hypothèses valides, on peut estimer des durées, même si l'échantillon observé est très court ; par exemple, plus court que la durée moyenne d'un épisode de prix. Deuxièmement, cette approche est probablement plus robuste en présence d'événements particuliers. Elle permet, par exemple, d'ignorer un mois spécifique caractérisé par un événement exceptionnel, tel qu'une hausse du taux de TVA ou le passage à l'euro. Troisièmement, cette approche permet de calculer des

Tableau 2
Nombre d'épisodes de prix et durée (en mois) par type de censure (données pondérées)

Censure à gauche	Censure à droite	Nombre d'observations	Pourcentage	Moyenne	Médiane	Écart-type
Non	Non	1 454 983	58,59	5,97	3	7,73
Non	Oui	164 586	9,62	8,83	6	8,96
Oui	Non	662 952	27,28	8,57	5	10,48
Oui	Oui	89 160	4,52	12,29	7	13,63
Tous les épisodes de prix		2 371 681	100,00	7,24	4	9,16

Lecture : le poids associé à un épisode de prix est obtenu en divisant le poids de la variété correspondante dans l'IPC (moyenne 1994-2003) par le nombre d'épisodes de prix observés pour cette variété. La colonne Pourcentage fournit la répartition des épisodes par types de censure (en utilisant les pondérations).

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.

Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

Encadré 2

DES FRÉQUENCES AUX DURÉES

La fréquence de changements de prix est définie comme suit (pour simplifier, nous omettons les indices correspondant aux points de vente). Soit $I_{j,t}$ une variable indicatrice de changement de prix, définie par $I_{j,t} = 0$ si $P_{j,t} = P_{j,t-1}$ et $I_{j,t} = 1$ si $P_{j,t} \neq P_{j,t-1}$. On note Γ la date de la dernière observation et on suppose, pour simplifier, que les données sont cylindrées (le nombre d'observations est J à chaque date), afin que Q , le nombre total d'observations, soit égal à ΓJ . La fréquence moyenne

de changement de prix à la date t est définie comme

$$F_t = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J I_{j,t}$$

Nous supposons que les données sont cylindrées et non censurées à gauche, c'est-à-dire que la première observation de prix de chaque épisode correspond à un « nouveau » prix (à cette première observation est associée à un changement de prix). La fréquence moyenne de changement de

prix pour le produit j est $F_j^{nlc} = \frac{1}{\Gamma} \sum_{t=1}^{\Gamma} I_{j,t} = N_j / \Gamma$

De même, la fréquence moyenne de changements de prix de tout l'échantillon est définie comme

$$F = \frac{1}{Q} \sum_{t=1}^{\Gamma} \sum_{j=1}^J I_{j,t}$$

et la fréquence moyenne de changements de prix pondérée est définie comme

$$F^W = \frac{1}{\Gamma} \sum_{t=1}^{\Gamma} \sum_{j=1}^J \omega_j I_{j,t}$$

La durée moyenne implicite, calculée à partir de la fréquence observée est définie comme suit :

$$\bar{T}^F = \frac{1}{F} \tag{III}$$

Cette formule peut être justifiée par la propriété suivante : *s'il n'y a pas de censure et si les données ne sont pas pondérées*, la moyenne des durées observées est égale à l'inverse de la fréquence moyenne. En effet, quand des relevés de prix appartiennent à des épisodes non censurés, chaque épisode de prix est associé à une valeur de $I_{j,t}$ égale à 1. Le numérateur de F est alors $\sum_{t=1}^{\Gamma} \sum_{j=1}^J I_{j,t} = \sum_{j=1}^J N_j = N$. Q étant

le nombre total d'observations, l'estimateur basé sur l'inverse de la fréquence vaut donc Q/N (nombre moyen d'observations par épisode) qui est équivalent à la moyenne simple des durées observées $\bar{T}^F = \bar{T}$.

Une justification plus générale est que, dans un environnement stationnaire et sur un échantillon important, l'inverse de la fréquence de changements de prix converge vers la durée moyenne (ou, si \hat{p} est un estimateur de la probabilité inconditionnelle d'un changement de prix, alors $\hat{p} = 1/E(T)$). Cette égalité est vérifiée asymptotiquement sous des conditions générales dans un processus de renouvellement (cf. Lancaster, 1990, p. 90). Nous soulignons que cette propriété ne dépend pas de la distribution des durées, mais elle nécessite la stationnarité, ainsi que l'homogénéité dans le comportement de changement de prix dans l'échantillon. Sous ces conditions, le calcul des fréquences de changements de prix, dans

chacune des dimensions temporelle ou transversale, permet une estimation indirecte de la durée moyenne des prix. Notons que l'égalité $E(T) = 1/p = 1/E(F)$ est vérifiée exactement dans un modèle de hasard constant (dans lequel p est la probabilité constante de changement de prix). En outre, sous l'hypothèse de hasard constant, la durée médiane entre deux changements de prix consécutifs est *Médiane* (T^F) = $-\ln(0,5)/F$.

Il faut aussi noter que l'équation (III) ci-dessus suppose un temps discret : implicitement, les détaillants changent leurs prix au plus une fois par mois, et à la fin du mois. Dans les estimations empiriques, suivant Bils et Klenow (2004), nous relâchons cette hypothèse en supposant un hasard constant, c'est-à-dire une probabilité de changement de prix constante au cours d'un mois. On peut estimer la durée moyenne en « temps continu » par $\bar{T}^F = -1/\ln(1-F)$. (En pratique, cela revient à soustraire un demi mois à la mesure des durées moyennes. La mesure correspondante de la durée médiane est $\bar{T}^{med,F} = \ln(0,5)/\ln(1-F)$).

La mise en œuvre de l'approche par les fréquences appelle néanmoins quelques remarques. Premièrement, afin que les conditions d'homogénéité et de stationnarité soient remplies, il est important que l'analyse s'applique, à la fois, au niveau désagrégé et pour des sous-périodes homogènes.

Deuxièmement l'attrition doit être reconnue comme une forme de troncation, qui n'est pas indépendante de la fixation des prix. Dans ce qui suit, nous considérons chaque remplacement comme la fin d'un épisode de prix, c'est-à-dire comme étant équivalent à un changement de prix (on note $I_{j,t} = 1$ si un remplacement contraint est observé à la date t).

En troisième lieu, l'agrégation soulève plusieurs difficultés. En supposant des données non censurées, un indicateur simple de la durée globale serait l'inverse de la fréquence moyenne pondérée de changements de prix $\bar{T}^{F,H} = 1/F^W$. Cependant, si les différents produits sont hétérogènes, l'approche la plus pertinente consiste à calculer une moyenne pondérée de l'inverse des fréquences, comme suit. Pour un bien donné j , la durée moyenne est estimée par $\bar{T}_j = 1/\bar{F}_j$. Alors, par une moyenne pondérée sur tous les produits, on obtient $\bar{T}^{F,W} = \sum_{j=1}^J \omega_j (1/\bar{F}_j) = \bar{T}^W$. Ainsi, en l'absence de censure, la mesure directe de la durée pondérée est la moyenne pondérée des inverses des fréquences. Sous l'hypothèse de censure indépendante (et d'une distribution identique entre les produits), cet indicateur est une mesure de la durée moyenne moins affectée par la censure que la mesure directe par les durées. Une propriété notable est que cette approche fournit un résultat différent de celui obtenu par le calcul de l'inverse de la fréquence moyenne pondérée. →

durées, sans avoir accès aux relevés individuels. Par exemple, Bils et Klenow (2004) ont utilisé des données mensuelles à un niveau sectoriel désagrégé. Quatrièmement, cette approche n'exige pas un traitement explicite de la censure. À condition que la censure soit indépendante du processus engendrant les durées, estimer la durée moyenne par l'inverse de la fréquence produit un estimateur convergent.

Sur notre échantillon, la fréquence moyenne pondérée de changement de prix, sur toute la période est de 18,9 % par mois (cf. tableau 3). Du fait de l'hétérogénéité entre produits, l'estimation implicite de la durée que l'on peut en déduire (5,29 mois) est inférieure à la durée moyenne calculée comme la moyenne pondérée des durées implicites par variété (calculée sous l'hypothèse de « temps continu »), qui vaut 8,38 mois. Puisque la censure n'affecte

pas les estimations obtenues indirectement *via* les fréquences, il est naturel que cette estimation soit plus élevée que la moyenne des durées (7,24 mois) obtenue dans le paragraphe précédent avec une approche directe. Cette estimation est proche de la valeur trouvée par Bils et Klenow (2004) pour les États-Unis.

Enfin, on peut également remarquer que la médiane pondérée des durées implicites n'est que de 6,20 mois, valeur qui se situe au centre des estimations trouvées récemment dans des études similaires (Aucremanne et Dhyne, 2004 ; Dias, Dias et Neves, 2004 ; Bils et Klenow, 2004). La différence entre la médiane et la moyenne pondérée est due à certaines fréquences de changements de prix (F_j), proches de zéro, qui induisent des durées assez longues pour quelques variétés particulières. De fait, la distribution des fréquences par produits élémentaires est très asymétrique (cf. tableau 4 et graphique I). Alors que quelques groupes de produits ont des fréquences proches de 100 %, la plus grande partie de la distribution se situe entre 5 % et 25 % par mois. À peu près 25 % des produits ont des durées moyennes implicites égales ou supérieures à 12 mois.

Tableau 3
Distribution de la fréquence et de la durée implicite

Fréquence mensuelle de changement de prix (%)	
Moyenne	18,9
Médiane	14,9
Cinquième percentile	4,8
Vingt-cinquième percentile	8,3
Soixante-quinzième percentile	20,8
Quatre-vingt-quinzième percentile	75,8
Durée implicite des prix (mois)	
Moyenne	8,38
Médiane	6,20
Cinquième percentile	0,71
Vingt-cinquième percentile	4,30
Soixante-quinzième percentile	11,60
Quatre-vingt-quinzième percentile	20,31

Les fréquences estimées prennent en compte l'attrition.

Lecture : chaque mois, 18,9 % des produits vendus, voient leur prix changer, en moyenne.

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.

Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

L'hétérogénéité dans la fréquence de changement de prix

La rigidité des prix, mesurée par l'estimation directe de la durée moyenne des épisodes de prix, varie fortement selon les secteurs (cf. tableau 5). Le contraste le plus significatif apparaît entre les services et les autres types de biens. La durée moyenne d'un prix est deux fois plus élevée dans le secteur des services (11,43 mois) que dans les secteurs manufacturier (biens durables, habillement, autres biens manufacturés) et alimentaire (environ 5 mois).

Encadré 2 (suite)

$$\text{En effet, } \bar{T}^{\bar{F},H} = 1/\bar{F}^W = \frac{1}{\sum_{j=1}^J \omega_j \bar{F}_j} = \frac{1}{\sum_{j=1}^J \omega_j \frac{1}{\bar{T}_j}}$$

est une moyenne harmonique de la durée des biens individuels. Selon une propriété de la moyenne harmonique, nous avons $\bar{T}^{\bar{F},H} < \bar{T}^{\bar{F},W}$.

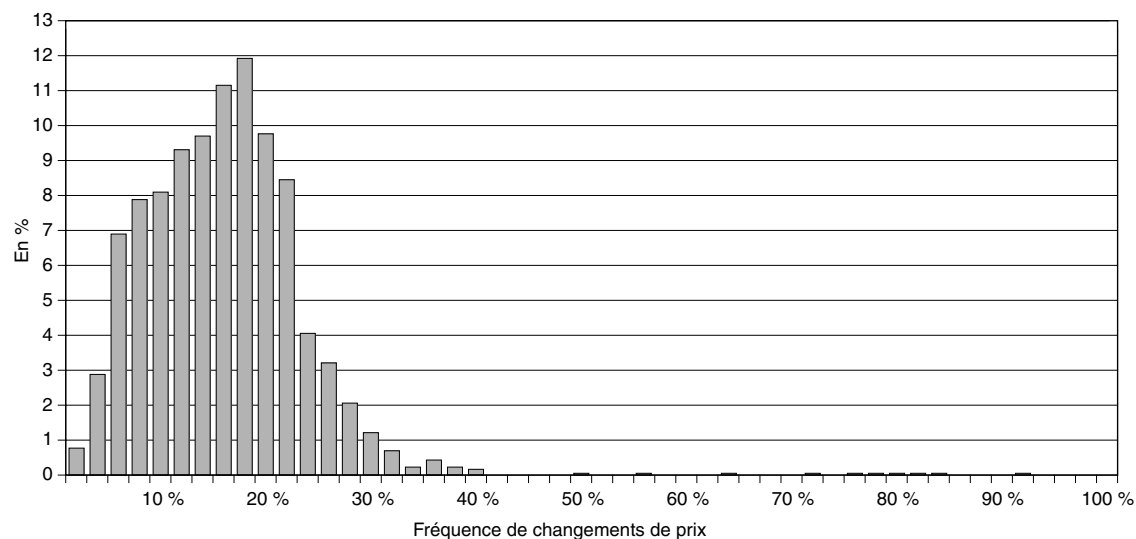
Une autre statistique d'intérêt (utilisée par Bils et Klenow, 2004) est la médiane pondérée des fréquences inversées. Cette mesure est intéressante car pour certains secteurs, la fréquence (\bar{F}_j) est proche de

zéro, impliquant de très grandes valeurs de la durée implicite ($1/\bar{F}_j$) qui influencent fortement la moyenne. Soulignons toutefois que la médiane pondérée ne peut pas être interprétée comme un estimateur de la durée moyenne des prix. Il est important aussi de rappeler qu'utiliser les fréquences permet de caractériser la durée moyenne, mais pas la distribution complète des durées de prix. En particulier, la forme de la fonction de hasard, c'est-à-dire la probabilité conditionnelle de changement de prix, ne peut pas être dérivée des fréquences de changements de prix.

Le tableau 5 présente l'analyse par secteur des durées implicites dérivées de l'approche indirecte (par la fréquence), que l'on peut considérer comme moins sensible à la censure. La

grande hétérogénéité des durées selon le type de biens est confirmée. Le secteur caractérisé par la rigidité de prix la plus faible est l'énergie. Rappelons que l'échantillon n'inclut pas les

Graphique I
Distribution (non pondérée) des « variétés » selon la fréquence de changements de prix



Lecture : L'histogramme représente la distribution des 1 328 « variétés » (produits élémentaires de l'indice des prix) selon leur fréquence de changement de prix (en pourcentage par mois). Ainsi 8,2 % des variétés voient entre 8 et 10 % de leurs prix changer chaque mois, en moyenne.

Tableau 4
Fréquences mensuelles de changement de prix (en % par mois) et durées implicites (en mois) par secteur

Secteur	Fréquence de changement de prix (en % par mois)	Durée implicite moyenne	Durée implicite médiane	Fréquence sans prise en compte de l'attrition (en % par mois)
Produits alimentaires	19,5	5,49	4,70	17,9
Biens durables	18,4	5,54	5,07	11,2
Habillement, textile	17,8	5,98	4,86	9,8
Autres produits manufacturés	14,3	7,85	6,95	11,2
Énergie	70,7	1,38	0,63	70,5
Services	8,3	14,54	13,51	7,2
Total	18,9	8,38	6,20	16,2

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.
Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

Tableau 5
Durée des trajectoires et des épisodes de prix par secteur

Secteur	Longueur des trajectoires		Nombre d'observations	Moyenne	Médiane	Écart-Type	25° percentile	75° percentile
	Moyenne	Médiane						
Alimentation	29,34	19	847 566	5,27	3	6,84	1	6
Biens durables	11,83	8	256 854	5,53	3	6,01	2	7
Habillement, textile	10,29	9	438 144	5,46	4	5,94	1	7
Autres biens manufacturés	23,68	15	395 496	7,10	5	8,09	2	9
Énergie	42,50	34	220 369	1,87	1	2,91	1	2
Services	36,64	27	213 252	11,43	9	12,05	4	14
Total	28,26	18	2 371 681	7,24	4	9,16	2	10

Données pondérées.

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.
Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

prix du gaz, ni de l'électricité qui sont recueillis de façon centralisée, ce secteur étant composé ici essentiellement de l'essence et du fuel. Les prix y durent en moyenne 1,38 mois. Les prix des produits alimentaires non transformés (principalement la viande, car l'échantillon disponible n'inclut pas les produits alimentaires frais saisonniers) durent en moyenne 4,6 mois. Le secteur des services se démarque nettement des autres secteurs avec une durée moyenne de 14,5 mois.

En outre, l'importance de l'attrition et de la censure varie considérablement selon les catégories de produits. La première colonne du tableau 4 donne la fréquence moyenne des changements de prix par catégorie, prenant en compte le phénomène d'attrition, alors que la dernière colonne présente la même chose sans tenir compte de ce phénomène. Pour les vêtements, en particulier, le dernier indicateur, c'est-à-dire la fréquence des changements de prix effectivement observés, est très faible (9,8 %, en utilisant notre analyse par secteur). Cela reflète le fait qu'une telle mesure élémentaire de la fréquence ne capte pas les changements de prix implicites qui résultent des changements de collections dans le secteur de l'habillement. Si on suppose que chaque remplacement indique la fin d'un épisode de prix et qu'il peut être traité comme un changement de prix, nous obtenons alors, dans ce secteur, une fréquence égale à 17,8 % et retrouvons une durée moyenne implicite, plus plausible, de 5,98 mois.

Notre traitement de l'attrition, c'est-à-dire le fait d'assimiler un remplacement contraint à une fin d'épisode de prix, fait de façon attendue augmenter la fréquence de changements de prix, particulièrement dans les secteurs qui ont un cycle de vie court. Par conséquent, l'estimateur indirect de la durée moyenne, corrigé de l'attrition, fournit une durée plus faible que l'estimateur non corrigé de l'attrition. La différence entre les deux estimateurs est d'autant plus importante que le nombre d'épisodes de prix par trajectoire est faible, ce qui est notamment le cas dans le secteur de l'habillement.

L'importance de la censure (autre que le remplacement contraint) varie aussi considérablement selon les catégories de produits. Seuls 55 % des épisodes de prix sont non censurés dans les « autres biens manufacturés ». La censure pose moins de problème dans l'alimentaire (avec environ 72 % d'épisodes non censurés) et dans l'énergie (environ 91 % d'épisodes non censurés).

La fréquence de changement de prix diffère aussi selon les points de vente et varie dans le temps

Pour illustrer d'une manière simple les déterminants de la fréquence de changements de prix, nous avons estimé un modèle *Logit* (cf. tableau 6). Ce modèle se veut ici être une forme réduite, de type analyse de la variance, plutôt qu'un modèle structurel. La variable dépendante est la variable dichotomique indiquant l'occurrence d'un changement de prix. Les variables explicatives sont le secteur, le type de point de vente, le mois (pour prendre en compte la saisonnalité dans les changements de prix), l'année (pour rendre compte des changements structurels et des effets de cycle) et des variables indicatrices qui représentent des événements spécifiques (tels que les deux mois ayant connu un changement du taux de TVA, le mois du passage à l'euro et la période autour du passage à l'euro, correspondant aux 6 mois avant et aux 6 mois après janvier 2002).

Les observations dans cette analyse ne sont pas pondérées. L'impact du secteur est conforme à ce qui a été observé dans la partie précédente. Par rapport au secteur des biens manufacturés, la fréquence conditionnelle de changement de prix est de 3,5 points de pourcentage plus élevée dans le secteur de l'alimentaire et 3,7 points moins élevée dans le secteur des services. Dans le cas des services, il convient de prendre en compte simultanément l'effet point de vente, qui est d'un ordre de grandeur comparable, car typiquement, les services ne sont pas vendus dans des supermarchés, mais par l'intermédiaire de prestataires de services. Le type de point de vente a un effet notable, même si l'on contrôle par le type de biens vendus. Les prix sont plus flexibles dans les hypermarchés (la probabilité conditionnelle d'un changement de prix est de 14,4 % contre 11,9 % pour la catégorie de référence, les supermarchés), alors qu'ils sont plus rigides dans les magasins de *discount* et les magasins traditionnels (les probabilités sont respectivement de 6,9 et 7,9 %). Les indicatrices temporelles pour les événements majeurs sont très significatives. La probabilité instantanée d'un changement de prix a été sensiblement plus affectée par la baisse du taux de TVA en 2002 que par sa hausse en 1995 (cette analyse ne renseigne pas sur l'ampleur du changement de prix). Il existe une saisonnalité claire dans la fixation des prix. Janvier et septembre sont des mois connaissant de nombreux changements de prix. Il semble y avoir quelques signes de hausse tendancielle de la fréquence de changements de prix sur toute la période. On note que les indica-

Tableau 6
Probabilité conditionnelle de changement de prix (Modèle Logit estimé par la méthode du maximum de vraisemblance)

Catégorie	Variable	Paramètre estimé	Écart-Type	p-value	Impact sur la probabilité de changement de prix
	Constante	- 2,002	0,004	***	0,119
Type de produit	Produits alimentaires	0,299	0,002	***	0,035
	Biens durables	0,280	0,003	***	0,033
	Habillement, textile	0,405	0,003	***	0,049
	Énergie	2,444	0,004	***	0,490
	<i>Produits manufacturés (hors habillement, biens durables et énergie)</i>	<i>Réf.</i>			
	Services	- 0,414	0,004	***	- 0,037
Année	1994	- 0,227	0,004	***	- 0,022
	1995	- 0,057	0,003	***	- 0,006
	1996	- 0,053	0,003	***	- 0,005
	1997	- 0,006	0,003	0,08	- 0,001
	1998	<i>Réf.</i>			
	1999	- 0,002	0,003	0,59	- 0,0002
	2000	0,112	0,003	***	0,012
	2001	0,261	0,004	***	0,030
	2002	0,094	0,004	***	0,010
	2003	0,080	0,006	***	0,009
Indicatrices temporelles	TVA 1995	0,451	0,008	***	0,056
	TVA 2000	0,641	0,008	***	0,085
	Passage à l'euro (janvier 2002)	0,537	0,008	***	0,069
	Période de passage à l'euro (juillet 2001 - juin 2002)	0,053	0,003	***	0,006
Mois	Janvier	0,612	0,004	***	0,081
	Février	0,489	0,004	***	0,062
	Mars	0,504	0,004	***	0,064
	Avril	0,270	0,004	***	0,031
	Mai	0,218	0,004	***	0,025
	Juin	0,117	0,004	***	0,013
	Juillet	0,295	0,004	***	0,035
	Août	0,324	0,004	***	0,038
	Septembre	0,604	0,004	***	0,079
	Octobre	0,315	0,004	***	0,037
	Novembre	0,136	0,004	***	0,015
	<i>Décembre</i>	<i>Réf.</i>			
Point de vente	Hypermarché	0,216	0,003	***	0,025
	Magasin hard discount	- 0,600	0,008	***	- 0,050
	Supérette	- 0,440	0,006	***	- 0,039
	Magasin populaire	0,003	0,004	0,46	0,0003
	Grand magasin	- 0,179	0,005	***	- 0,018
	Grande surface spécialisée	- 0,037	0,003	***	- 0,004
	Petit magasin traditionnel	- 0,449	0,003	***	- 0,040
	Marché	- 0,824	0,014	***	- 0,063
	Service	- 0,465	0,005	***	- 0,041
	Autres	- 0,201	0,009	***	- 0,020
	<i>Supermarché</i>	<i>Réf.</i>			
Nombre d'observations : 12 429 686. Moyenne de la variable dépendante : 0,181.					
Log-vraisemblance : ln L = - 5 491 344					
*** Signifie que la p-value est inférieure à 0,001 ; étant donné le nombre très important d'observations, la régression est très significative.					

Lecture : la dernière colonne mesure l'impact de chaque facteur sur la probabilité de changement de prix, toutes choses égales par ailleurs. La référence est le prix d'un bien manufacturé vendu dans un supermarché, en décembre de l'année 1998. La probabilité estimée d'un changement de prix pour la catégorie de référence est de 11,9 %. Ainsi, la probabilité estimée de changement de prix dans un hypermarché en décembre 2000 est égale à $11,9 + 2,5 + 1,2 = 15,6$ %.

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.

Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

trices pour les années 2001 et 2002 sont significatives malgré la présence d'un indicateur pour le mois du passage à l'euro (en janvier 2002) et pour les 12 mois encadrant ce passage (de juillet 2001 à juin 2002). Cela peut signifier que l'impact du passage à l'euro s'est étalé sur plus de 12 mois, ou indiquer un changement récent dans la rigidité des prix au niveau agrégé.

Certains de ces résultats sont illustrés dans le graphique II qui représente les séries temporelles de fréquence moyenne de changements de prix, calculée au niveau de l'échantillon comme une moyenne pondérée des fréquences de changements de prix sur les variétés. Le comportement saisonnier avec des pics en janvier et septembre est manifeste. Les pics dans la fréquence de changements de prix au moment des changements de TVA et du passage à l'euro apparaissent également très clairement.

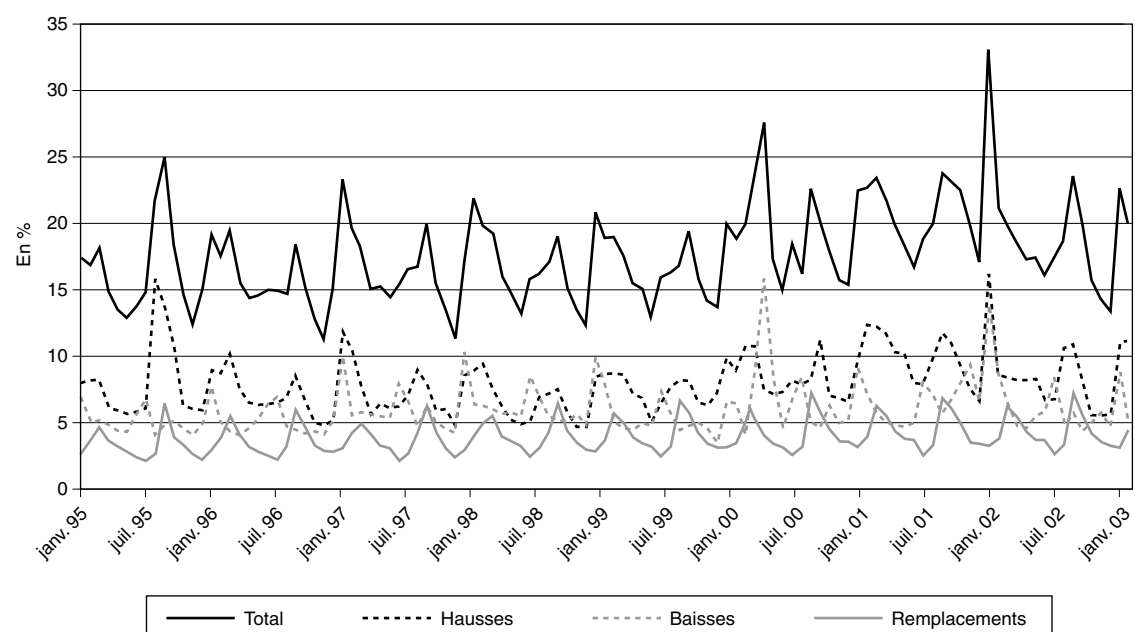
La dépendance à la durée : les prix les plus « anciens » ont-ils plus de chance de changer ?

La fonction de hasard d'un changement de prix permet d'étudier la probabilité de changement de prix conditionnellement à la durée

écoulée depuis le début de l'épisode de prix. Il s'agit d'un outil standard pour l'analyse des données de durée (Kiefer, 1988). Leur intérêt réside également ici dans le fait que certaines théories de fixation des prix prévoient directement leur forme. Par exemple, le modèle de Calvo (1983), souvent utilisé pour l'analyse des politiques monétaires, repose sur l'hypothèse d'un hasard constant. Le modèle « pur » de Taylor (1980) prédit un hasard égal à 1 pour la durée correspondant à la périodicité des contrats et nul sinon (cf. Wolman, 1999, pour d'autres exemples).

Les fonctions de hasard par secteur, calculées en utilisant la méthode *life table* (cf. par exemple Kalbfleisch et Prentice, 2002, pour une description), sont présentées dans le graphique III. L'approche prend en compte la censure. Des contrastes importants entre les secteurs apparaissent. Pour les secteurs manufacturier et alimentaire, le hasard a rapidement une forme décroissante, avec un maximum très marqué à un mois. Cela reflète le fait qu'un grand nombre de prix est révisé tous les mois. Pour l'habillement, il y a aussi un maximum important à un mois : il s'explique par les périodes de soldes et disparaît pratiquement lorsque les périodes de soldes ou de promotions temporaires sont supprimées de la base de données. Il reflète également la surreprésentation mécanique des

Graphique II
Fréquences de changements de prix



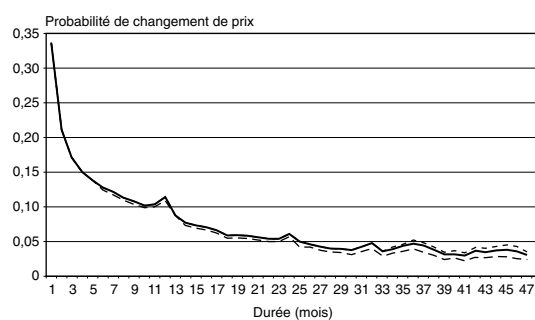
Lecture : Pour chaque mois, le pourcentage de prix qui augmentent, qui baissent et le pourcentage de produits qui sont remplacés, sont représentés. La courbe « fréquence des changements de prix » est la somme des trois autres courbes. Ainsi, en janvier 1995, 8,0 % des prix ont augmenté, 7,1 % des prix ont diminué et 2,4 % des produits ont été remplacés. Au total, 17,4 % des prix ont varié (le remplacement de produit est assimilé à un changement de prix dont on ne peut identifier le signe).

épisodes de prix les plus courts. Il existe aussi un pic à six mois pour les vêtements, ce qui reflète la succession des collections été/hiver. Dans le secteur des biens durables, la forme globale est décroissante, mais il y a des pics dans la fonction de hasard tous les trois mois. Ce profil reflète principalement la méthode de collecte des données, car dans ce secteur, beaucoup de prix étaient collectés, au début de l'échantillon, à une fréquence trimestrielle. La fonction de hasard n'est pas représentée pour le secteur de l'énergie : dans ce secteur, moins de 10 % des épisodes de prix durent plus de deux mois. Finalement, dans le secteur des services, la principale caractéristique est le pic très marqué à 12 mois et, dans une moindre mesure, à 24 et 36 mois. Par ailleurs, le hasard est tout à fait plat et, comme il est attendu, plus bas que dans les autres secteurs. Cela suggère que, dans ce secteur, un schéma typique de fixation des prix consiste à réviser mécaniquement les prix tous les 12 mois. La forme du hasard semble indiquer que si un détaillant s'abstient d'ajuster les prix une année donnée, il attendra une année supplémentaire avant de changer son prix. Dans l'ensemble, ces graphiques montrent que, pour les services, le modèle de hasard constant n'est

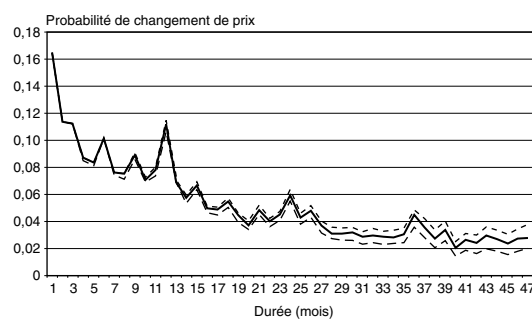
pas conforme aux résultats microéconomiques. Le modèle de Calvo « tronqué » pourrait, plus probablement, se justifier au vu de la forme de la fonction de hasard. Dotsey, King et Wolman (1999) ont proposé un modèle qui généralise le modèle de Calvo tronqué. Il faut noter que dans l'étude de Dotsey *et al.*, comme dans d'autres approches théoriques, on s'attend à observer un taux de hasard croissant. La forme décroissante des fonctions de hasard empiriques, dans les secteurs autres que les services, est en apparence paradoxale au regard des modèles théoriques. L'interprétation la plus vraisemblable est que, suivant un résultat classique de l'analyse des durées, la décroissance du hasard est la conséquence de l'hétérogénéité des comportements dans la population (cf. par exemple Kiefer, 1988). Ainsi Alvarez, Burriel, Hernando (2004) et Campbell et Eden (2004) rationalisent des fonctions de hasard décroissantes (obtenues sur données mensuelles espagnoles et données hebdomadaires américaines respectivement) par des mélanges de population. Une approche alternative consiste à estimer des modèles de durée à un niveau très désagrégé pour limiter l'incidence de l'hétérogénéité non prise en compte (Fougère, Le Bihan, Sevestre, 2005).

Graphique III
Fonctions de hasard

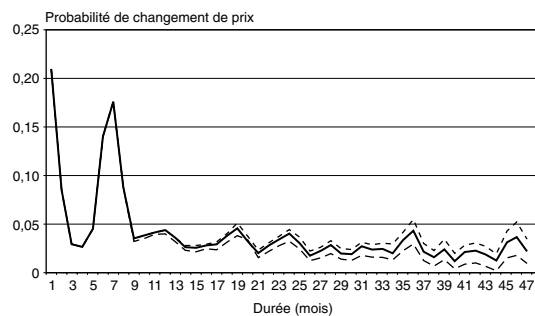
A - Produits alimentaires



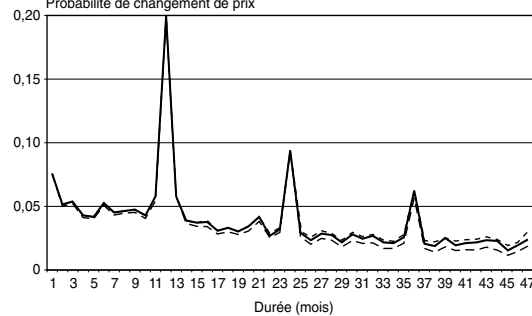
C - Autres biens manufacturés



B - Habillement, textile



D - Services



Lecture : La courbe en trait plein décrit la probabilité de changement de prix pour un prix n'ayant pas été modifié depuis x mois. Ainsi dans le secteur des « autres biens manufacturés » si un prix n'a pas varié depuis 12 mois la probabilité d'observer un changement de prix au cours du 12^{ème} mois est de 11,1 %. Les courbes en pointillés fournissent un intervalle de confiance permettant d'apprécier la précision de l'estimation.

Fréquence et ampleur des changements de prix

L'ampleur des changements de prix pour chacune des catégories de produits peut s'étudier en elle-même ou en relation avec la fréquence de changements de prix. Une prédiction du modèle des « *coûts de menu* » (ou « *coûts de catalogue* ») est que, dans les secteurs où ces coûts sont les plus élevés, les changements de prix sont moins fréquents et, dans le même temps, l'ampleur moyenne des variations de prix est plus élevée.

Les résultats sur l'ampleur des hausses et des baisses de prix sont présentés dans le tableau 7. Dans cet exercice, nous ne sommes pas en mesure de prendre en compte le phénomène de l'attrition, de la même façon que nous l'avons fait précédemment pour l'analyse des fréquences. En effet, lorsqu'un produit disparaît d'un point de vente suite à son remplacement par un autre, l'épisode de prix est considéré comme terminé et nous en avons tenu compte en recodant un changement de prix virtuel. Ici, il n'est évidemment pas possible de savoir si le changement virtuel du prix est une hausse ou une baisse. En effet, bien que la base de données contienne l'information sur le prix du produit de remplacement, fournir une analyse correcte impliquerait la prise en compte du changement de qualité, ce qui dépasse le champ de notre étude (17). La fréquence totale de changement de prix est la somme de la fréquence des hausses, de celle des baisses de prix et des remplacements (contraints) de produits (cf. graphique III). Par ailleurs, la somme pondérée des hausses et baisses moyennes présentées dans le tableau 7 diffère du taux d'inflation moyen observé sur la période, pour différentes raisons : l'IPC fait

appel à une formule de Lapeyres, le champ considéré est ici plus restreint et nos chiffres ne prennent pas en compte les ajustements de qualité liés à l'attrition des produits.

Un premier enseignement de la distribution des changements de prix (cf. graphique IV) (18) est que les baisses de prix sont relativement fréquentes. Environ 40 % des changements de prix observés sont des baisses, laissant supposer une absence de rigidité nominale à la baisse (19). Nous observons à nouveau un fort contraste entre les services et les autres secteurs. Les changements de prix dans les services sont moins fréquents et sont le plus souvent des hausses (20 % seulement des changements de prix sont à la baisse). Dans les autres secteurs, les prix baissent presque aussi souvent qu'ils augmentent. Des changements de faible ampleur et des variations importantes coexistent. La moyenne pondérée des hausses de prix est de 10,80 % et l'ampleur moyenne d'une baisse de prix est de 9,97 %. La hausse médiane pondérée est de 4,15 %, alors que la baisse médiane pondérée est de 5,31 %. Dans le secteur de l'énergie, les changements de prix moyens sont modestes (4,71 % pour les hausses) mais fréquents (la probabilité mensuelle de changement de prix à la hausse ou à la baisse est respectivement proche de 40 % et 30 %), suggérant l'absence de *coûts de menu*. Pour certains biens manufacturés tels que les vêtements, les changements de prix sont, à la fois, assez fréquents et d'une

17. Cf. Guédès (2004) pour une étude de l'impact des ajustements de qualité dans le calcul de l'IPC.

18. La distribution représentée est tronquée à - 50 % et + 50 % des baisses et hausses. Elle est conditionnée par un changement de prix, sans quoi, de toute évidence, le pic à zéro dominerait la distribution.

19. Pour une étude récente, sur données microéconomiques, de la rigidité nominale des salaires français, voir l'article de Biscourp, Dessy et Fourcade (2005) dans ce numéro.

Tableau 7
Fréquence mensuelle et amplitude des hausses et baisses de prix

Secteur	En %					
	Fréquence des hausses de prix (en % par mois)	Fréquence des baisses de prix (en % par mois)	Hausse de prix moyenne (%)	Baisse de prix moyenne (%)	Hausse des prix médiane (%)	Baisse de prix médiane (%)
Alimentation	10,5	7,3	10,06	- 9,67	4,55	- 5,75
Biens durables	4,6	6,3	10,61	- 11,51	6,08	- 9,28
Habillement, textile	4,1	5,4	39,38	- 26,05	27,95	- 26,58
Autres biens manufacturés	6,9	4,2	8,03	- 8,87	3,50	- 4,27
Énergie	40,4	30,0	3,05	- 2,77	2,09	- 1,71
Services	5,8	1,4	6,38	- 7,39	3,52	- 4,17
Total	9,7	6,5	10,80	- 9,97	4,15	- 5,31

Données pondérées. La somme de la fréquence des hausses et des baisses diffère de la fréquence des changements car ces derniers incluent également les remplacements de produits pour lesquels le signe de la variation de prix n'est pas identifié.

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.

Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

grande ampleur (la hausse moyenne du prix des vêtements est de 39,42 % et la baisse moyenne de 26,06 %) (20). Cette caractéristique reflète l'impact des soldes.

Un calcul de corrélation (21) entre la fréquence des hausses de prix par produit, celle des baisses, et leur ampleur respective montre que les produits ayant des hausses de prix fréquentes connaissent aussi des baisses fréquentes (la corrélation est de 0,936). Nous observons également une corrélation positive et significative entre l'ampleur des hausses des prix et celle, en valeur absolue, des baisses. Ainsi, les produits qui connaissent des hausses de prix élevées connaissent aussi des baisses importantes. Ce résultat restera valable lorsque les soldes et les promotions temporaires sont exclues de l'échantillon.

La corrélation probablement la plus intéressante est celle qui existe entre la fréquence de changements de prix et leur amplitude. En effet, la théorie des *coûts de menu* tend à prévoir une corrélation négative entre ces grandeurs. Les prix qui changent moins souvent à cause de l'existence de *coûts de menu* varient alors dans une proportion plus importante que les prix des produits les plus flexibles. Bien que significative, la corrélation entre la fréquence des baisses de prix et leur ampleur n'est pas très forte. Il en est de même pour les hausses de prix. La faiblesse de ces corrélations semble donc ne pas concorder avec les prédictions de la théorie des *coûts de menu*. Il est néanmoins difficile de conclure au

rejet net de cette théorie. Par exemple, l'absence d'une corrélation significative peut résulter de *coûts de menu* qui diffèrent selon les points de vente plutôt que selon le type de biens.

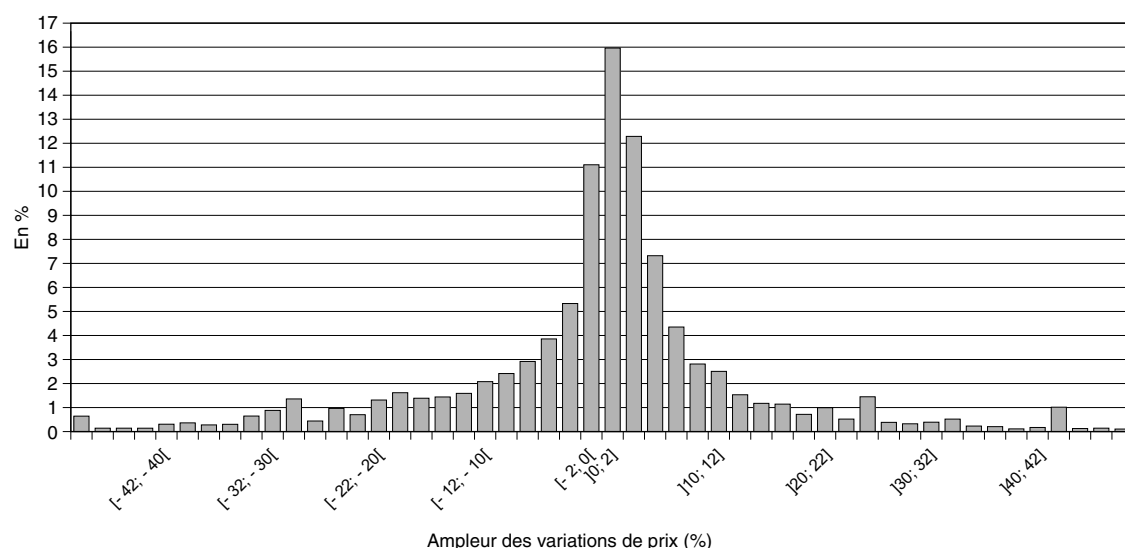
Quelques tests de robustesse

Parmi les questions qui peuvent se poser quant à la robustesse de nos résultats, la première est liée à l'introduction de l'euro ; celle-ci pourrait biaiser vers le bas la durée moyenne estimée des épisodes de prix, puisque cet événement exceptionnel a provoqué l'interruption de nombreux épisodes de prix. Le tableau 8 donne une mesure de l'impact du passage à l'euro, en présentant des statistiques sur les durées, lorsque la base de données est tronquée à la fin de l'année 2000. Nous la tronquons intentionnellement une année avant l'introduction de l'euro, afin de nous prémunir du fait que certains prix ont été fixés implicitement en euros quelques mois à l'avance. La durée moyenne estimée est de 7,38 mois dans la période « pré-euro », de juillet 1994 à décembre 2000 (cf. tableau 8, seconde

20. On s'attend à ce que l'ampleur des fortes hausses et baisses de prix soit asymétrique, aux alentours de zéro. Rappelons qu'après une baisse de prix temporaire de 50 %, le prix doit remonter de 100 % pour atteindre le prix antérieur.

21. Le coefficient de corrélation ne constitue qu'une mesure approximative d'association, car un modèle structurel ne prédirait probablement pas une relation linéaire entre ces grandeurs.

Graphique IV
Distribution (non pondérées) des variations de prix



Lecture : Cet histogramme décrit la distribution (non pondérée) de l'ampleur des variations de prix (exprimées en pourcentage), en excluant les variations nulles, sans quoi une masse en zéro dominerait la distribution. Ainsi, 16 % des variations de prix observées sont comprises entre 0,01 % et 2 %.

partie). Comme attendu, la durée moyenne est plus importante sur la période pré-euro que sur toute la période (7,24 mois). Cependant, la différence, inférieure à une semaine, est marginale. Cette conclusion est confirmée par l'analyse des fréquences de changements de prix. La fréquence moyenne pondérée du sous-échantillon est 18,0 % sur la période pré-euro contre 18,9 % sur toute la période.

Une autre préoccupation réside dans le fait que certains relevés de prix sont collectés uniquement à une fréquence trimestrielle, principalement dans le secteur des biens durables. Cela crée un biais, à la hausse cette fois, dans la mesure des durées de prix. Une manière d'évaluer ce biais est de calculer des durées en excluant les trajectoires de prix qui contiennent des observations collectées trimestriellement. Cette estimation est certes approximative, puisqu'il est probable que les épisodes de prix collectés à une fréquence trimestrielle ne sont pas homogènes avec le reste des épisodes. Par ailleurs, il est vraisemblable que l'Insee recueille les prix trimestriellement lorsque l'information existante suggère que le prix change habituellement à une fréquence trimestrielle. La durée implicite

moyenne pondérée des prix excluant de telles trajectoires est de 8,17 mois (cf. tableau 8, troisième partie). La différence est donc mineure si l'on compare cette durée à la durée moyenne de 8,38 mois, utilisant toutes les trajectoires. La principale différence dans la fréquence des changements de prix est bien observée dans le secteur des biens durables : la fréquence de changement de prix est de 21,0 % (et la durée implicite de 4,85 mois) si l'on enlève les trajectoires contenant des prix collectés trimestriellement, contre 18,4 % (et 5,54 mois) pour toutes les trajectoires de ce secteur.

De la même façon les résultats sont relativement robustes au traitement des pseudo-observations. En effet, lorsque l'on supprime de la base toutes les pseudo-observations, la fréquence moyenne pondérée de changement de prix obtenue passe de 18,9 % à 20,3 % par mois (résultat non présenté dans le tableau 8).

Un dernier problème réside dans l'impact des soldes et des promotions temporaires. Le tableau 9 présente les résultats sur la fréquence et l'ampleur des changements de prix, lorsqu'on élimine les observations de prix qui correspon-

Tableau 8
Étude de robustesse – durées (en mois)

	Nombre d'observations	Moyenne	Médiane	Écart-Type	25 ^e percentile	75 ^e percentile
Période de référence : juillet 1994 – février 2003						
Tous les épisodes de prix (non pondérés)	2 377 682	5,28	3,00	6,73	1,00	7,00
Épisodes de prix (moyenne par variété pondérée)	1 328	7,24	5,88	4,35	4,44	9,55
Durées implicites	1 328	8,38	6,20	7,57	4,30	11,60
Période antérieure au passage à l'euro : juillet 1994 – décembre 2000						
Tous les épisodes de prix (non pondérés)	1 774 919	5,41	3,00	6,82	1,00	7,00
Épisodes de prix (moyenne par variété pondérée)	1 262	7,38	6,02	4,68	4,42	9,54
Durées implicites	1 260	9,62	6,54	9,66	4,47	12,82
Exclusion des trajectoires avec des relevés trimestriels : juillet 1994 – février 2003						
Tous les épisodes de prix (non pondérés)	2 182 542	4,97	3,00	6,40	1,00	6,00
Épisodes de prix (moyenne par variété pondérée)	1 308	6,91	5,60	4,17	4,31	8,40
Durées implicites	1 294	8,17	5,91	7,52	4,19	10,52
Exclusion des soldes, des promotions et des sorties de soldes et promotions : juillet 1994 – février 2003						
Tous les épisodes de prix (non pondérés)	2 110 997	5,74	3,00	6,98	1,00	7,00
Épisodes de prix (moyenne par variété pondérée)	1 328	7,53	6,25	4,28	4,90	9,82
Durées implicites	1 327	9,35	7,49	7,85	5,44	12,03
Exclusion des baisses temporaires : juillet 1994 – février 2003						
Tous les épisodes de prix (non pondérés)	2 199 411	5,57	3,00	6,90	1,00	7,00
Épisodes de prix (moyenne par variété pondérée)	1 328	7,45	6,16	4,35	4,73	9,73
Durées implicites	1 328	8,60	6,41	7,59	4,58	11,65
Exclusion des soldes, promotions et sorties, ainsi que des baisses temporaires : juillet 1994 – février 2003						
Tous les épisodes de prix (non pondérés)	2 057 361	5,82	3,00	7,03	1,00	7,00
Épisodes de prix (moyenne par variété pondérée)	1 328	7,60	6,36	4,29	4,97	9,87
Durées implicites	1 327	9,44	7,63	7,86	5,54	12,04

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.
Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

Tableau 9

Étude de la robustesse**Fréquence mensuelle et ampleur des hausses et baisses de prix, hors soldes et promotions temporaires**

Secteur	Fréquence des hausses de prix (en % par mois)	Fréquence des baisses de prix (en % par mois)	Hausse de prix moyenne (%)	Baisse de prix moyenne (%)	Hausse des prix médiane (%)	Baisse de prix médiane
Alimentation	9,0	5,2	5,95	- 5,37	3,65	- 3,64
Biens durables	3,5	3,9	6,81	- 5,99	4,17	- 4,35
Habillement, textile	1,6	0,7	20,19	- 7,08	7,59	- 3,94
Autres biens manufacturés	6,4	3,2	5,65	- 5,30	3,05	- 2,46
Énergie	40,4	30,0	2,97	- 2,66	2,08	- 1,69
Services	5,7	1,3	5,94	- 6,40	3,45	- 3,57
Total	8,8	5,1	7,05	- 5,66	3,48	- 3,17
Données pondérées.						

Champ : relevés mensuels de prix de détail, hors « tarifs » et produits frais, sur la période 1994-2003.

Source : calcul des auteurs d'après les relevés de prix à la consommation de l'Insee.

dent au début ou à la fin des soldes ou promotions (22). La fréquence à la fois des hausses et des baisses de prix est de ce fait plus basse pour tous les secteurs. L'impact est très marqué pour les vêtements, où la fréquence respective des hausses et des baisses de prix excluant les soldes est de 1,6 % et 0,7 % par mois, contre respectivement 4,1 % et 5,4 % si l'on considère tous les changements de prix. Ainsi, la plupart des baisses de prix dans le secteur de l'habillement correspondent à des soldes ou à des promotions. La valeur élevée des baisses et des hausses médianes de prix dans ce secteur reflète donc le rôle des soldes et des promotions. Leur impact est, cependant, modéré dans les autres secteurs. Dans l'ensemble, en enlevant les soldes et les promotions, la fréquence moyenne des hausses de prix descend de 9,7 % à 8,8 %, alors que la fréquence moyenne des baisses de prix diminue de 6,5 % à 5,1 %. Cet effet modéré des soldes et des promotions est identique à celui présenté par Bils et Klenow (2004) pour les États-Unis. Il apparaît que le ratio de la fréquence des baisses de prix dans le total des changements de prix observés, excluant les soldes et les promotions temporaires, est encore plutôt élevé, à 36,7 % (contre 40,1 %, si on inclut tous les changements de prix). Au total, la fréquence des baisses de prix dans l'économie n'est pas un simple reflet des épisodes de soldes, et traduit l'absence de rigidité des prix à la baisse.

* *
*

22. Ce tableau est à comparer au tableau 7 qui présente les résultats pour tous les changements de prix.

Bien que l'analyse proposée dans cet article soit descriptive, les résultats fournissent néanmoins des indications permettant de mettre en perspective les différents schémas de rigidité des prix utilisés dans les modèles macroéconomiques. Tout d'abord les changements de prix sont de nature discontinue, comme le montrent la plupart des études microéconomiques. Ceci va à l'encontre des prédictions des modèles à coûts d'ajustement quadratiques qui induisent des ajustements graduels et répétés des prix. Dans le secteur des services, l'existence d'un pic à 12 mois dans la fonction de hasard suggère la présence de comportements de prix répondant au modèle de Taylor ou au modèle de Calvo tronqué. Par ailleurs, un des faits stylisés obtenus pour les autres secteurs est la décroissance de la fonction de hasard pour les changements de prix. Ce fait en apparence paradoxal au regard de la plupart des modèles existants sur la fixation des prix avec rigidité nominale qui impliquent un hasard constant, voire croissant, est le symptôme d'une hétérogénéité des comportements. L'hétérogénéité des comportements explique assez largement cette décroissance du hasard agrégé (cf. par exemple Kiefer, 1988).

De multiples pistes de recherche restent à explorer. Deux d'entre elles nous semblent prioritaires. D'une part tester les modèles alternatifs de rigidité des prix en spécifiant et en estimant des fonctions de hasard conditionnelles tenant compte au mieux de l'hétérogénéité des comportements de fixation des prix. D'autre part, analyser la relation entre la durée et l'ampleur des changements de prix, en prenant en compte des indicateurs de coût. □

BIBLIOGRAPHIE

- Alvarez L., Burriel P. et Hernando I. (2004)**, « Do Decreasing Hazard Function of Price Duration Make Any Sense? », *ECB Working Paper*, n° 460.
- Aucremanne L. et Dhyne E. (2004)**, « How Frequently Do Price Changes? First Results on the Micro Data Underlying the Belgian », *ECB Working Paper*, n° 332.
- Baudry L., Le Bihan H., Sevestre P. et Tarrieu S. (2004)**, « Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data », *ECB Working Paper*, n° 384.
- Bils M. et Klenow P. (2004)**, « Some Evidence on the Importance of Sticky Prices », *Journal of Political Economy*, vol. 112, n° 5, pp. 947-985.
- Biscourp P., Dessy O. et Fourcade N. (2005)**, « Les salaires sont-ils rigides ? Le cas de la France à la fin des années 1990 », *Économie et Statistique*, 386, ce numéro.
- Calvo G.A. (1983)**, « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, pp. 383-398.
- Campbell J. et Eden B. (2004)**, « Rigid Prices: Evidence from US Scanner Data », *mimeo*, Vanderbilt University.
- Cecchetti S. (1986)**, « The Frequency of Price Adjustment: A Study of the Newsstand Prices of Magazines », *Journal of Econometrics*, vol. 31, n° 3, pp. 255-274.
- Dhyne E., Alvarez L., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffman J., Jonker N., Lünemann P., Rumler F. et Vilmunen J. (2005)**, « Price Setting in the Euro Area. Some Stylised Facts from Individual Consumer Price Data », *Note d'Études et de Recherche*, Banque de France, n° 136.
- Dias M., Dias D. et Neves P. (2004)**, « Stylised Feature of Price Setting Behaviour in Portugal: 1992-2001 », *ECB Working Paper*, n° 332.
- Fougère D., Le Bihan H. et Sevestre P. (2005)**, « Heterogeneity in Price Stickiness: a Micro-econometric Investigation », *Note d'Études et de Recherche*, Banque de France, n° 137.
- Gali J. et Gertler M. (1999)**, « Inflation Dynamics. A Structural Econometric Analysis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, pp. 195-222.
- Goodfriend M. et King R. (1997)** «The New Neoclassical Synthesis and The Role of Monetary Policy», *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 12, pp. 231-295.
- Guédès D. (2004)**, « Impact des ajustements de qualité dans le calcul de l'indice des prix à la consommation », *document de travail*, Insee, n° F0404.
- Insee (1998)**, « Pour comprendre l'indice des prix », *Insee Méthodes*, n° 81-82.
- Insee (2003)**, « L'inflation au moment du passage à l'euro », in *L'Économie française 2003-2004*, Le Livre de Poche, Paris.
- Kalbfleisch J.D. et Prentice R.L. (2002)**, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Wiley, New York, deuxième édition.
- Kashyap A.K. (1995)**, « Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n° 1, pp. 245-274.
- Klenow P. et Kryvtsov O. (2003)**, « State-Dependent or Time Dependent Pricing: Does it Matter for Recent US Inflation? », *mimeo*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Kiefer N. (1988)**, « Economic Duration Data and Hazard Functions », *Journal of Economic Literature*, vol. 26, n° 2, pp. 646-679.
- Lancaster T. (1997)**, *The Econometric Analysis of Duration Data*, Cambridge University Press.
- Lequiller F. (1997)**, « L'indice des prix à la consommation surestime-t-il l'inflation ? », *Économie et Statistique*, n° 303, pp. 3-32.
- Rotemberg J.J. (1982)**, « Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output », *Review of Economic Studies*, vol. 49, n° 4, pp. 517-531.
- Rotemberg J.J. et Woodford M. (1997)**, « An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy », *NBER Macroeconomic Annual*, vol. 12, pp. 298-361.
- Taylor J.B. (1980)**, « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 1, pp. 1-23.
- Taylor J.B. (1999)**, « Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics », *Handbook of Macroeconomics*, J.B. Taylor et M. Woodford éditeurs, vol. 1B, chapitre 15, pp. 1009-1050.

Turvey R. (1999), « CPI terminology », *Working Paper*, Joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, 3-5 november 1999.

Weiss Y. (1993), « Inflation and Price Adjustment: a Survey of Findings from Micro-Data », in *Optimal Pricing, and the Cost of Price Adjustment*, E. Sheshinski et Y. Weiss éditeurs, MIT Press.

Wolman A.L. (1999), « Sticky Prices, Marginal Cost, and the Behavior of Inflation », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 85, n° 4, pp. 29-48.

Woodford M. (2003), *Interest and Prices*, Princeton University Press.
