

# Les ajustements individuels de prix à la consommation en France : de nouveaux résultats sur la période 2003-2011

Nicoletta Berardi \*, Erwan Gautier \*\* et Hervé Le Bihan \*

Comment et à quelle vitesse les prix s'ajustent-ils ? Cette étude examine la question à l'aide des relevés individuels de prix à la consommation en France, dans le but de mettre à jour de nouveaux faits et d'éclairer la dynamique de l'inflation.

Chaque mois, sont modifiés, en moyenne, environ 17 % des prix. La taille moyenne des changements de prix est proche de 10 %. Les petits changements, inférieurs à 1 %, représentent un dixième de l'ensemble. Les soldes et promotions jouent un rôle important mais moindre qu'aux États-Unis : 17 % des changements de prix en France sont liés aux soldes ou promotions contre 30 % aux États-Unis. La mise en place de la loi de modernisation de l'économie (LME) a peu affecté cette différence. Enfin, une part importante des changements de prix a lieu à l'occasion des remplacements de produits.

Les relevés individuels de prix permettent de séparer les marges extensive et intensive des variations de l'inflation, dues respectivement à la fréquence et au niveau des changements de prix, ainsi que la contribution des soldes et remplacements de produits. Les variations de la taille moyenne des hausses et des baisses de prix liées aux soldes et promotions contribuent fortement à la volatilité de l'inflation mensuelle. Une fois exclus les soldes et promotions, la variabilité de l'inflation est davantage corrélée à celle de la fréquence des hausses et des baisses de prix. Les remplacements de produits contribuent faiblement aux variations mensuelles de l'inflation mais ils contribuent positivement à son niveau moyen. Le pic de changements en janvier (notamment des hausses) joue également un rôle significatif sur le niveau moyen de l'inflation.

Malgré l'ampleur de la récente crise économique, le comportement d'ajustement de prix a été peu modifié : la fréquence des baisses de prix a légèrement augmenté alors que la taille des changements de prix a faiblement diminué.

## Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

\* Banque de France ;

\*\* Université de Nantes et Banque de France ;

Nous tenons à remercier Sylvie Tarrieu pour l'aide précieuse qu'elle nous a apportée au cours de cette recherche. Pour leurs remarques et suggestions, nous remercions les deux rapporteurs anonymes, Emmanuel Dhyne, Julio Rotemberg et Patrick Sevestre ainsi que les participants au séminaire de la Banque de France (Paris, septembre 2012), au Congrès de l'AFSE (Paris, juillet 2012) et à la Conférence Internationale sur les données de panels (Paris, juillet 2012). Nous remercions la Direction des statistiques démographiques et sociales de l'Insee, en particulier Patrick Sillard, pour leur aide. Les idées exposées dans cette étude ne reflètent pas nécessairement l'opinion de la Banque de France.

À quelle vitesse et comment les entreprises ajustent leurs prix sont des questions centrales pour l'analyse macroéconomique. L'observation des ajustements de prix au niveau microéconomique est susceptible d'identifier ces caractéristiques et d'enrichir la compréhension de la dynamique de l'inflation. En particulier, selon un grand nombre de modèles macroéconomiques utilisés pour l'analyse de la politique monétaire, le degré et la forme des rigidités nominales ont des conséquences importantes sur la dynamique agrégée de la production ou de l'inflation.

Depuis le début des années 2000, de nombreuses études empiriques ont eu pour objectif d'évaluer le degré de rigidité à un niveau individuel (voir Klenow et Malin, 2010 ; ou Nakamura et Steinsson, 2013, pour une synthèse des résultats empiriques). La plus grande disponibilité des données individuelles de prix (données collectées par les instituts statistiques pour construire les indices de prix, données de scanner de supermarchés ou données d'enquête auprès des entreprises) a permis de développer une littérature empirique qui était auparavant relativement limitée à certains secteurs de l'économie (voir Taylor, 1999, pour une synthèse des résultats avant 2000). Baudry *et al.* (2005) proposent ainsi une première analyse de la rigidité des prix en France à partir de relevés de prix à la consommation. Ces études se sont surtout attachées à mesurer le degré de rigidité des prix en calculant la durée entre deux changements de prix, cet indicateur étant essentiel pour calibrer les modèles macroéconomiques.

Toutefois, les études empiriques récentes, en particulier aux États-Unis, ont aussi mis en évidence de nombreux résultats nouveaux sur la rigidité des prix notamment sur la distribution des changements de prix, l'importance des promotions et soldes ou encore sur la question des remplacements de produits. Des travaux théoriques ont souligné l'importance de ces caractéristiques de la fixation des prix pour la dynamique macroéconomique et l'effet de la politique monétaire. Les modèles théoriques de rigidité des prix ont alors été enrichis de ces nouveaux résultats.

L'objectif de cet article est donc double : (i) mettre en évidence ces caractéristiques de la fixation des prix à la consommation dans le cas de la France ; (ii) mesurer et illustrer la contribution des ajustements individuels à l'inflation agrégée. Nous utilisons pour mener cette étude

la base de relevés individuels de prix effectués par l'Insee pour calculer l'indice de prix à la consommation (IPC) sur la période 2003-2011. Elle comprend plus de 10 millions de relevés de prix et couvre près de 65 % de l'indice de prix en termes de pondérations.

Tout d'abord, nous approfondissons l'étude de la distribution des changements de prix. Une partie importante des études théoriques et empiriques récentes (voir par exemple Gertler et Leahy, 2008 ; Midrigan, 2011 ; Eichenbaum *et al.*, 2012) sont centrées sur certaines de ses caractéristiques, la forte dispersion des changements de prix et la part importante des petits changements notamment. Une nouvelle génération de travaux a par ailleurs souligné l'importance de deux phénomènes pour la mesure de la rigidité des prix et l'étude de ses conséquences : les promotions et soldes, et les remplacements de produit. Les modifications de prix au moment des soldes sont par nature temporaires et selon certains auteurs (Kehoe et Midrigan, 2008) ne peuvent être assimilées à une véritable flexibilité des prix, ces changements temporaires ayant un impact faible sur la dynamique agrégée. Nous analysons l'importance des soldes et promotions sur la mesure de la rigidité des prix et quelle est leur contribution à la dynamique de l'inflation en France. En raison du problème de l'ajustement pour la qualité, les remplacements de produits créent une difficulté notoire pour la mesure de l'inflation et la même difficulté se retrouve pour la mesure de la rigidité des prix. Le rôle important des changements de prix effectués à l'occasion des remplacements sur la mesure de la rigidité des prix a été souligné notamment par Nakamura et Steinsson (2010 et 2012). Nous présentons ici des résultats empiriques sur l'importance des remplacements de produits pour la rigidité des prix et la dynamique de l'inflation dans le cas de la France.

Par ailleurs une originalité de notre étude, qui porte sur la période 2003-2011, est d'inclure la crise économique de 2008-2009, choc macroéconomique important dont nous analysons les conséquences éventuelles sur la fixation des prix. Jusqu'ici, la plupart des résultats empiriques sur la rigidité des prix portaient sur des environnements économiques stables et caractérisés par un niveau d'inflation relativement modéré<sup>1</sup>. La faible fréquence des

1. Deux exceptions sont Wulfsberg (2010) qui étudie une période allant des années 70 au début des années 2000 en Norvège et Gagnon (2009) qui analyse la rigidité des prix au Mexique.

changements de prix pourrait s'expliquer par la rareté et la faiblesse des chocs plutôt que par la rigidité intrinsèque des prix (voir Kempf, 2005, pour un développement dans ce sens). La crise constitue donc une étude de cas intéressante pour évaluer la rigidité des prix. De même, le passage au taux réduit de TVA du secteur de la restauration en 2009 nous permet de tester le degré de rigidité des prix pour ce secteur particulier.

## Mesurer la rigidité microéconomique des prix

Cette section liminaire rappelle tout d'abord quelques enjeux macroéconomiques de la rigidité des prix telle qu'observée au niveau individuel, puis décrit les données utilisées.

### Des enjeux macroéconomiques de la mesure microéconomique

L'hypothèse de rigidité des prix joue un rôle crucial en macroéconomie. Historiquement, la « synthèse néoclassique » des années soixante a placé au centre de l'analyse macroéconomique la « courbe de Phillips augmentée » qui traduit l'ajustement retardé des prix et des salaires aux fluctuations de l'activité. Si ce paradigme a été critiqué dans les années soixante-dix et quatre-vingts, pour son absence de traitement explicite des anticipations, et de fondement microéconomique des comportements, la « nouvelle synthèse néo classique » développée dans les années 1990 a redonné un rôle à l'hypothèse de rigidité des prix. Cette « nouvelle synthèse néoclassique » (voir par exemple Laffargue *et al.*, 2012, pour une introduction) retient l'hypothèse de comportements microéconomiques optimisateurs et d'anticipations rationnelles. La présence de rigidité et de concurrence imparfaite permettent même sous cette hypothèse d'obtenir une « nouvelle courbe de Phillips » (encadré 1) qui prédit un lien entre inflation et activité. Cette nouvelle courbe de Phillips, ingrédient essentiel de la nouvelle synthèse, est présente dans la plupart des modèles macroéconomiques de la nouvelle génération (pour un aperçu, le lecteur peut se reporter aux modèles présentés dans le numéro spécial de la revue, *Économie et Statistique*, 2012).

Si de nombreux travaux ont cherché à évaluer la validité de la nouvelle synthèse sur données

macroéconomiques (voir par exemple Portier, 1994), un examen au niveau microéconomique de la rigidité des prix se révèle particulièrement approprié. En effet, les données microéconomiques permettent de statuer directement sur la présence de rigidité des prix. Par contraste, l'examen des séries macroéconomiques agrégées peut soulever des problèmes d'« identification » : par exemple un ajustement retardé des prix aux quantités peut refléter des anticipations inertes, ou une rigidité des salaires plutôt que des prix. D'autre part, la nouvelle synthèse repose explicitement sur des comportements et des paramètres microéconomiques. L'utilisation de données individuelles permet donc un test plus précis des hypothèses et une quantification plus fiable des paramètres d'intérêt. Un exemple est le paramètre de probabilité de révision de prix associé à la nouvelle courbe de Phillips. À un niveau plus approfondi, différentes formes microéconomiques de rigidités de prix – qui sont difficiles à discriminer à l'aide de séries agrégées – peuvent avoir des conséquences très contrastées sur la réponse de l'économie aux chocs. Par exemple, selon que les ajustements des prix sont synchronisés ou échelonnés entre les entreprises, la persistance de l'inflation sera différente<sup>2</sup>. Un certain nombre de travaux récents ont par ailleurs cherché à utiliser la distribution des changements de prix pour tester les différents modèles de rigidité des prix. Par exemple si l'essentiel de la rigidité des prix s'explique par des coûts d'ajustement fixes, les « coûts de menu », on s'attend à ne pas observer des changements de prix de petite taille, ceux-ci n'étant pas rentables du point de vue de l'entreprise.

La mesure des rigidités de prix trouve un débouché dans les questions de politique monétaire. Dans la « nouvelle synthèse néoclassique », la rigidité des prix est un des principaux arguments pour un objectif de stabilité des prix. En effet, en présence de coûts d'ajustement, une tendance d'inflation élevée implique davantage de changements de prix, et donc un coût associé à l'inflation potentiellement important. La règle optimale de politique monétaire dépend de la nature et du degré de la rigidité des prix. Un résultat relativement général est que plus la rigidité des prix est élevée dans l'économie, plus la réponse de la politique monétaire aux variations de l'inflation et de l'activité devra être forte.

2. Chercher à tester formellement les différentes formes de rigidités des prix dépasse toutefois le cadre de cet article.

Enfin, la question de la rigidité des prix est d'intérêt dans le contexte de la crise observée depuis 2008. De nombreux observateurs (BCE, 2012 ; FMI, 2013) ont relevé que la réaction de l'inflation dans les pays de l'OCDE a été faible lors de la « grande récession » de 2008-2009. Plusieurs explications ont été avancées : l'ancrage particulièrement fort des anticipations, la rigidité des salaires à la baisse, et l'augmentation de la rigidité des prix sur la période récente. L'examen des ajustements de prix au niveau microéconomique permet de statuer directement sur cette dernière conjoncture.

## Près de 11 millions de relevés individuels de prix entre 2003 et 2011

La base de données utilisée pour cette étude est constituée par les relevés de prix effectués par l'Insee auprès des détaillants à une fréquence mensuelle entre avril 2003 et avril 2011. Ces données individuelles sont celles qui servent au calcul de l'indice de prix à la consommation et de l'inflation en France (voir Insee, 1998, pour une description détaillée de la méthodologie de collecte de ces données et de calcul de l'indice).

### Encadré 1

#### RIGIDITÉ DES PRIX, INFLATION ET ACTIVITÉ : LA COURBE DE PHILLIPS DES NOUVEAUX KEYNÉSIENS

Comment les prix répondent aux variations de l'activité ? La courbe de Phillips néo-keynésienne propose une relation structurelle permettant de relier l'inflation à l'inflation anticipée et à un écart de production par rapport à son potentiel. Cette courbe est obtenue à partir de l'agrégation de comportements intertemporels optimaux de fixation des prix (voir Le Bihan (2009) pour une présentation pédagogique). Elle repose sur trois hypothèses : les entreprises sont en concurrence monopolistique, les prix sont rigides et les entreprises forment des anticipations rationnelles.

En concurrence monopolistique, si les prix sont flexibles, le prix optimal des entreprises  $p_t^*$  est obtenu par l'application d'un taux de marge au coût marginal nominal. S'il existe des rigidités de prix, le prix  $p_t$  fixé par l'entreprise est différent de ce prix optimal. Par exemple, dans le cas où on suppose que la rigidité des prix est de type Calvo (1983), l'entreprise a une probabilité  $(1-\alpha)$  de pouvoir modifier son prix à chaque date. Dans ce cadre, si l'entreprise a l'opportunité de réviser son prix, elle fixe le prix révisé  $x_t$  de la façon suivante :

$$x_t = (1-\alpha)\sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j E_t(p_{t+j}^*)$$

Le prix fixé est ainsi une moyenne des prix optimaux futurs escomptés par la probabilité de pouvoir changer plus tard. Après log-linéarisation autour de l'état stationnaire, le niveau général des prix peut s'écrire comme la somme des prix modifiés à la date  $t$  et ceux qui ne l'ont pas été :

$$p_t = (1-\alpha)x_t + \alpha p_{t-1}$$

On peut alors écrire :

$$p_t - \alpha p_{t-1} = (1-\alpha)\sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j E_t(p_{t+j}^*)$$

En quasi différenciant, on aboutit à la nouvelle courbe de Phillips :

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \Phi mc_t$$

où  $\pi_t$  est l'inflation,  $\Phi = (1-\alpha)(1-\alpha\beta)/\alpha$  est une fonction du paramètre de rigidité des prix *i.e.* la probabilité de pouvoir changer ses prix et  $mc_t$  le coût marginal réel.

Cette « nouvelle » courbe de Phillips présente une parenté avec la courbe de Phillips traditionnelle car elle fait dépendre l'inflation d'une inflation anticipée et d'une variable liée à l'activité réelle. Toutefois elle s'en distingue sur plusieurs points (voir Le Bihan (2009) pour une discussion plus détaillée) : l'inflation modélisée est celle des prix, plutôt que celle des salaires dans la courbe de Phillips « augmentée » des modèles macroéconomiques traditionnels ; les anticipations sont ici rationnelles ; enfin c'est le coût marginal réel plutôt que le taux de chômage ou l'écart de production qui intervient comme variable explicative.

La courbe de Phillips prévoit donc que la réaction de l'inflation à l'activité économique peut passer par plusieurs canaux :

- Les anticipations d'inflation (ainsi au moment de la crise économique elles peuvent avoir été modifiées, si les agents ont anticipé un changement à la baisse de l'inflation future) ;
- Le coût marginal (qui peut avoir baissé au moment de la crise économique en raison d'une baisse des salaires par exemple) ;
- Le paramètre de rigidité des prix. Si la fréquence de changements de prix augmente, l'inflation réagira plus vite au choc de coût marginal.

Chaque relevé donne le prix de vente observé par l'enquêteur de l'Insee d'un produit particulier vendu dans un point de vente particulier. Avec chaque relevé, un ensemble d'informations sur le prix, le produit ou le point de vente est disponible : le mois et l'année du relevé, un code qualitatif sur le relevé indiquant si le prix est soldé, en promotion, ou si le point de vente est fermé, le type de produit, le format du produit. Un numéro identifiant le produit individuel nous permet de suivre le prix d'un produit particulier au cours du temps<sup>3</sup>. Par ailleurs, un indicateur permet de suivre les produits remplaçant ceux qui disparaissent de l'échantillon et de tenir compte l'éventuel ajustement de qualité. Ces informations nous permettront d'évaluer l'impact des substitutions de produits sur la dynamique de l'inflation. La base de données contient plus de 10 millions de relevés de prix collectés dans environ 31 000 points de vente dans plus de 100 agglomérations différentes. Cette base de données couvre environ 65 % des poids de l'indice des prix à la consommation. Certains biens et services dont les prix sont relevés de façon centralisée et/ou des prix administrés ne sont pas disponibles dans notre base de données (par exemple, les loyers, les prix des automobiles neuves, du tabac, de l'électricité, du gaz ou des produits frais).

En outre, nous disposons des pondérations associées à chaque produit (niveau 6 de la nomenclature COICOP, soit environ 300 catégories de produits). Ces pondérations correspondent à celles utilisées par l'Insee pour calculer les indices de prix et sont définies pour une année en fonction du poids des produits dans la consommation totale des ménages. Nous utilisons ces poids pour calculer des statistiques pondérées représentatives au niveau macroéconomique. Nous calculons pour cela des moyennes de poids sur l'ensemble de la période 2003-2011<sup>4</sup>. Nous présentons des résultats sectoriels en regroupant les produits selon quatre catégories : « produits alimentaires », « biens manufacturés », « énergie » et « services ». Parmi les biens manufacturés, nous distinguons : les biens durables, l'habillement et les autres biens manufacturés, ces trois catégories présentant des caractéristiques spécifiques.

## Les ajustements individuels de prix : caractéristiques et contribution à la dynamique agrégée de l'inflation

Comment caractériser la rigidité des prix ? Théoriquement, la rigidité des prix est

définie comme l'absence de réaction immédiate des prix à la suite d'un choc. Empiriquement, elle est souvent approximée par la durée moyenne entre deux changements de prix. Si une entreprise est soumise à des chocs fréquents ou continus, une durée longue entre deux changements de prix suggère que les prix sont rigides. Dans les modèles macroéconomiques récents développés pour l'analyse de la politique monétaire, un paramètre clé approximant le degré de rigidité nominale de l'économie est la probabilité de changement de prix<sup>5</sup>.

### Des nouveaux faits sur la distribution des changements des prix

Hors changements de prix liés aux remplacements de produits, la fréquence mensuelle de changements de prix, *i.e.* la part des détaillants modifiant leurs prix un mois donné, est proche de 17 % en moyenne (tableau 1). Ce résultat est assez proche de celui obtenu par Baudry *et al.* (2005) sur la période 1994-2003 (voir l'encadré 2 pour une comparaison avec les résultats de cette précédente étude). Par comparaison, la fréquence mensuelle des changements de prix obtenue sur les données de relevés de prix aux États-Unis sur la période 1998-2005 par Nakamura et Steinsson (2008) est égale à 26,5 %. Au niveau sectoriel, les prix de l'énergie et des produits alimentaires sont ceux qui sont modifiés le plus fréquemment<sup>6</sup> alors que les prix des services sont modifiés peu fréquemment (6,7 % de changements par mois, tableau 2). L'hétérogénéité sectorielle du degré de rigidité des prix est un fait stylisé récurrent ; selon les modèles macroéconomiques, elle permet d'expliquer en partie les effets de la politique monétaire sur l'économie réelle et la persistance de l'inflation (Nakamura et Steinsson, 2010).

La fréquence de hausses de prix est en moyenne de 10,5 %, tandis que celle des baisses est de 6,8 % entre 2003 et 2011 (tableau 1). La proportion

3. Les données utilisées dans cette étude sont cependant anonymisées, nous ne pouvons identifier la marque du produit ou la localisation du point de vente.

4. Nous utilisons pour cette étude des poids moyens sur l'ensemble de la période 2003-2011 afin de produire des résultats ne dépendant pas de modifications de la structure de consommation. Toutefois, les modifications de la structure de consommation sur une période d'un peu moins de 10 ans sont relativement limitées et les implications de cette repondération sont vraisemblablement limitées.

5. Cette probabilité de changement de prix est dite de Calvo en référence au modèle d'ajustement des prix couramment utilisé dans ces modèles macroéconomiques (Calvo, 1983).

6. Certains prix peuvent changer plusieurs fois par mois. Toutefois, ce phénomène concerne un nombre limité de produits de notre échantillon, les carburants constituant une notable exception (voir Gautier et le Saout, 2012, pour une analyse).

de baisses parmi les changements de prix est ainsi très proche de 40 %. La taille moyenne des hausses de prix est de 9,2 %, alors que pour les baisses la taille moyenne est de -9,7 %<sup>7</sup>. L'amplitude moyenne d'un changement de prix individuel est donc grande, par comparaison avec le taux d'inflation moyen sur la période, voisin de 2 % par an. De grandes variations moyennes sont observées sur données américaines (14 %, Klenow et Kryvtsov, 2008) ou européennes (10 %, Dhyne *et al.*, 2006). Les changements individuels de prix ne correspondent ainsi manifestement pas à une simple indexation mécanique des prix sur l'inflation agrégée, mais incorporent sans doute des chocs

spécifiques de variance plus grande (Klenow et Malin, 2010). Pour les baisses, les promotions et soldes jouent aussi un rôle important. Les différences sectorielles sur l'ampleur moyenne des changements de prix sont notables (tableau 2) et s'expliquent par le comportement de soldes et promotions dans ces secteurs.

7. La variation d'un prix est ici mesurée en pourcentage. Si  $P_t$  est le prix d'un produit relevé à la date  $t$ , la variation est :  $g_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$ . En économétrie il est parfois utile de considérer la variation du logarithme du prix soit  $\Delta p_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ . Lorsque la variation du prix est modérée, les deux mesures sont proches. Par exemple lorsque  $g_t = 5\%$ ,  $\Delta p_t \approx 4,88\%$ . En revanche lorsque la variation est grande, ces deux mesures peuvent s'écarter.

Tableau 1  
Caractéristiques des ajustements individuels de prix

Fréquence (en %)	
Changements	17,2
Hausses	10,5
Baisses	6,8
Taille	
Hausse moyenne (en %)	9,2
Baisse moyenne (en %)	-9,7
Écart type	13,3
Kurtosis	9,6
Proportion de changements de prix (en %)	
compris entre - 2 % et 2 %	26,7
compris entre - 1 % et 1 %	12,5
moins du quart de la moyenne par catégorie de produit	13,9

Lecture : en moyenne, 17,2 % des prix sont modifiés chaque mois sur la période avril 2003 - avril 2011. La taille des hausses et des baisses est la moyenne mesurée sur l'ensemble des changements de prix observés quand ils sont différents de 0. Écart-type et kurtosis ont été calculés au niveau de chaque catégorie de produit (en différence de log) et le chiffre contenu dans le tableau est la moyenne de ces moments calculés au niveau de chaque catégorie de produit. Toutes les statistiques ont été pondérées en utilisant la structure de pondérations de l'indice à un niveau désagrégé.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation en excluant les changements de prix liés aux changements de produits, hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

Tableau 2  
Hétérogénéité sectorielle de la fréquence et des tailles de changements de prix

(en %)

	Fréquence	Fréquence des hausses	Fréquence des baisses	Taille des hausses	Taille des baisses
Produits alimentaires	19,5	11,0	8,4	9,7	- 8,8
Biens manufacturés					
Biens durables	15,4	6,6	8,8	16,1	- 13,3
Habillement Textile	11,1	5,0	6,2	60,8	- 33,6
Autres	11,7	7,6	4,0	9,6	- 11,9
Énergie	77,0	46,8	30,2	3,8	- 3,9
Services	6,7	5,3	1,3	7,0	- 11,3

Lecture : les statistiques ont été pondérées en utilisant la structure de pondérations de l'indice à un niveau désagrégé. En moyenne, 19,5 % des prix des produits alimentaires sont modifiés chaque mois sur la période avril 2003 - avril 2011. La taille des hausses et des baisses est la moyenne mesurée sur l'ensemble des changements de prix différents de 0.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation en excluant les changements de prix liés aux changements de produits, hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

Le graphique I représente la distribution des changements de prix individuels en excluant les prix qui ne sont pas modifiés et les changements de prix associés aux changements de produits. Cette distribution présente un mode autour de 2-3 %, elle est relativement symétrique autour de ce mode, et les changements de prix de grande taille sont assez fréquents<sup>8</sup>. Nous retrouvons ainsi des résultats soulignés par des études récentes, par exemple Midrigan (2011) : (i) la distribution des changements de prix présente des queues épaisses ; (ii) la proportion de petits changements de prix est significative. L'importance des grands changements de prix peut être évaluée à l'aide de la kurtosis (le moment centré d'ordre 4) de la distribution des changements de prix, qui mesure le degré d'aplatissement de la distribution. En moyenne, la kurtosis estimée sur la distribution des changements de prix par catégorie de produit est proche de 10, contre 3 pour une loi normale (tableau 1). Cette valeur élevée est cohérente à celles obtenues par Kashyap (1995) ou Klenow et Malin (2010) (supérieures à 15 sur des relevés de prix américains)<sup>9</sup>. Par ailleurs, la part des petits changements de prix est aussi significative dans les données françaises sur la période 2003-2011 : plus du quart des changements

sont inférieurs à 2 % en valeur absolue. Un quart des changements de prix sont inférieurs à 2,5 % pour les prix à la consommation aux États-Unis (Klenow and Kryvtsov, 2008). Eichenbaum *et al.* (2012) ont toutefois remis en cause récemment ce résultat et l'expliquent par la présence d'erreurs de mesure liées à certains produits (automobiles neuves, électricité et gaz, hôpitaux...). Notre échantillon ne contient pas la plupart des produits cités comme problématiques par cette étude et la proportion de petits changements de prix reste un résultat significatif sur les données françaises.

Les caractéristiques de la distribution de changements de prix mettent en question les modèles simples de rigidité des prix : selon le modèle de coût d'ajustement par exemple, la part des petits changements de prix devrait être nulle ou

8. Les distributions des changements de prix (non reportées ici) diffèrent fortement selon les secteurs. Pour les biens durables et les produits de l'habillement, la dispersion des changements de prix est très forte alors que la variance des changements de prix est beaucoup plus faible pour l'énergie et les services.

9. Il faut noter toutefois que la valeur de la kurtosis obtenue est sensible à la présence de valeurs extrêmes. En outre, il peut exister une hétérogénéité importante qui peut conduire à une kurtosis importante au niveau agrégé alors qu'au sein de chaque catégorie les kurtosis sont plus faibles.

## Encadré 2

### STABILITÉ DES CARACTÉRISTIQUES DE L'AJUSTEMENT DES PRIX EN FRANCE

Nous présentons dans cet encadré une comparaison des caractéristiques de l'ajustement des prix sur la période 1994-2003 (Baudry *et al.*, 2005) à celles observées sur la période 2003-2011.

La fréquence des changements sur la période 1994-2003 était légèrement inférieure (16,2 % contre 17,2 % entre 2003 et 2011). La fréquence de hausses et de baisses ont toutes les deux augmenté entre les deux périodes : la fréquence de hausses (resp. de baisses) est en moyenne de 9,7 % (resp. 6,5 %) entre 1994 et 2003 contre 10,5 % (resp. 6,8 %) entre 2003 et 2011. De façon similaire, les tailles moyennes de changements de prix ont légèrement augmenté entre la période 1994-2003 et la période 2003-2011 (en valeur absolue). Pour les hausses, la taille moyenne des hausses augmente de 7,7 % à 9,2 % alors que pour les baisses, la taille moyenne passe de - 8,2 % à - 9,7 %.

Pour mesurer l'effet possible des changements de structure de pondérations des produits dans l'indice de prix entre les deux périodes, nous avons aussi recalculé les statistiques de fréquence et de taille sur la période 2003-2011 en utilisant les pondérations de la période 1994-2003. La fréquence de

changements obtenue est de 17,5 % (10,5 % pour les hausses et 6,9 % pour les baisses) alors que la taille moyenne des hausses est de 9,8 % contre - 10,1 % pour les baisses. Au total, les effets de structure de l'indice modifient peu les résultats et ont tendance à les renforcer : la fréquence de changements de prix augmente de 1,3 points de pourcentage et les tailles moyennes de changement de prix de près de 2 points de pourcentage. Cette hausse simultanée de la fréquence et de l'amplitude des changements de prix pourrait s'expliquer par la plus grande variabilité des chocs économiques sur la période récente (liés aux mouvements sur le prix des matières premières et à la récession récente).

Les différences de fréquence de changements de prix entre secteurs sont restées similaires à celles observées la période 1994-2003. Toutefois, quelques évolutions sont à noter : excepté dans les services, les fréquences de changements de prix ont augmenté dans tous les secteurs, en particulier pour l'énergie (sous l'effet de l'augmentation du prix du pétrole sur la période récente). Entre la période 1994-2003 et la période 2003-2011, la taille des changements de prix a augmenté (en valeur absolue) pour dans presque tous les secteurs.

très faible (voir Gautier, 2009, pour une présentation simple des modèles de rigidité des prix). Midrigan (2011) ou Gertler et Leahy (2008) montrent d'autre part que l'importance des très grands changements de prix ne peut s'expliquer par un modèle simple de rigidité des prix et suggèrent la présence de chocs spécifiques de grande taille.

### La variabilité des tailles de hausses et de baisses de prix contribue fortement aux variations de l'inflation

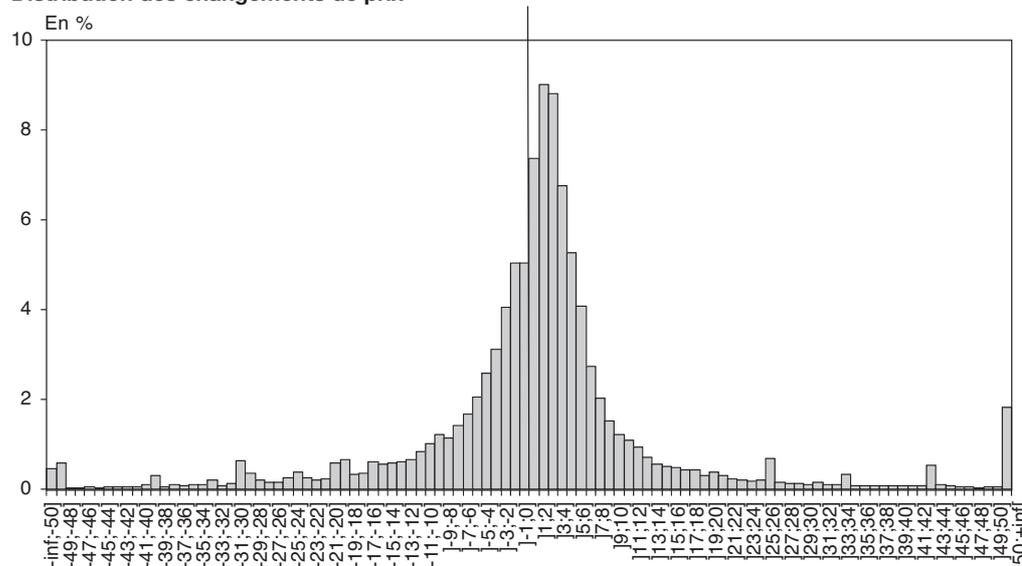
Le graphique II présente les évolutions de l'inflation sur la période d'avril 2003 à avril 2011. Entre 2003 et 2006, l'inflation est relativement stable autour de 2 % mais connaît des variations plus amples entre 2007 et 2011. Le fort recul de l'inflation de la fin de l'année 2008 correspond en particulier à une baisse sensible de l'activité lors de la récession de 2008-2009. Les évolutions de l'inflation sont cependant en grande partie expliquées par les mouvements des prix de l'énergie et l'inflation hors énergie connaît des évolutions moins marquées.

L'inflation résulte de la somme de comportements individuels de prix. Un mois donné,

certains détaillants changent leur prix, alors que les autres ne les modifient pas. En outre lorsqu'il change un prix, le détaillant peut baisser ou augmenter ce prix, et choisir l'amplitude de ce changement. L'inflation dépend donc de la proportion de détaillants faisant varier leur prix (à la hausse ou à la baisse) et de la taille moyenne des changements de prix. Les variations du taux d'inflation peuvent ainsi être décomposées en une marge d'ajustement extensive – la fréquence de changement de prix – et une marge intensive – la taille moyenne des changements de prix<sup>10</sup> (voir encadré 3). Cette décomposition renseigne en outre sur la pertinence empirique des modèles théoriques de rigidité des prix. Deux types de modèles sont souvent considérés : les modèles de « dépendance au temps » qui supposent que la fréquence des changements de prix est prédéterminée et exogène (par exemple, s'il existe des calendriers réguliers de changement de prix, en janvier) et des modèles de « dépendance à l'état » (comme les modèles de *menu cost*) qui supposent que la fréquence des changements de prix dépend de l'environnement économique. Dans le premier cas, ce sont

10. La taille moyenne des changements est ici calculée en différence de logarithme, formulation qui se révèle plus appropriée pour effectuer des décompositions de l'inflation agrégée.

Graphique I  
Distribution des changements de prix



Lecture : sur l'ensemble des changements de prix, 7,3 % des changements de prix sont compris entre 0 et 1 %. Les observations sont pondérées en utilisant les poids de l'indice des prix à la consommation à un niveau fin.

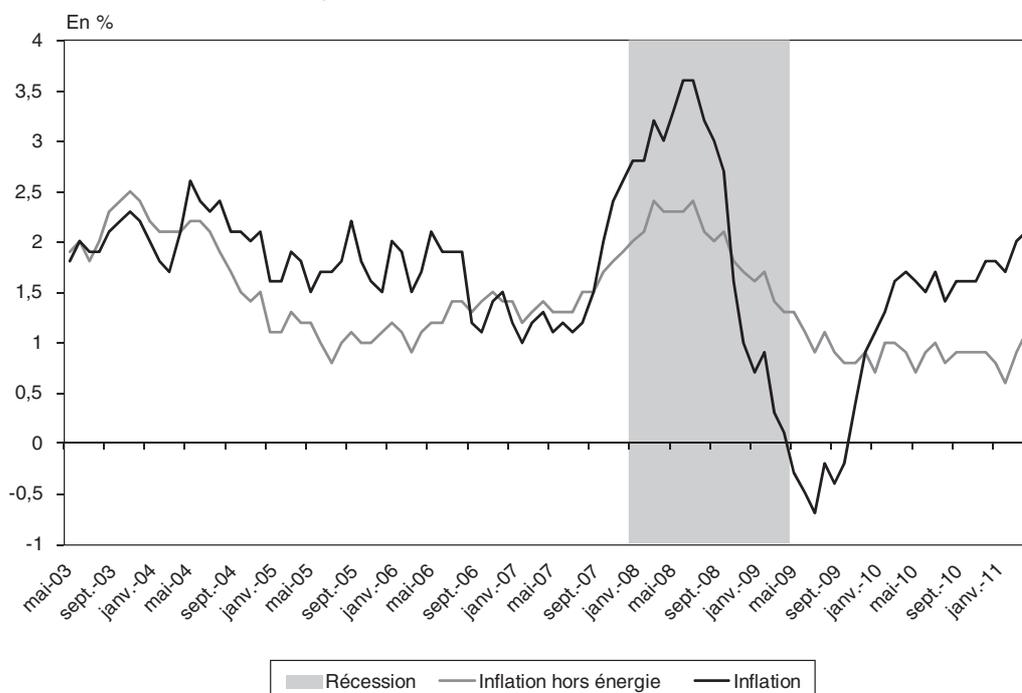
Champ : parmi les détaillants ayant modifié leur prix, changements individuels de prix à la consommation en excluant les changements liés aux remplacements de produits, hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

les variations de la taille des changements qui contribuent à la variabilité de l'inflation alors

que dans le second, ce sont plutôt les variations de la fréquence des changements.

Graphique II  
Inflation et inflation hors énergie sur la période 2003-2011



Lecture : en noir, est représenté le glissement annuel de l'indice de prix à la consommation (ensemble) et en gris le glissement annuel de l'indice de prix à la consommation hors énergie. La zone grise désigne la période de récession économique en France (croissance trimestrielle du PIB négative).

Champ : indice de prix à la consommation ensemble et ensemble hors énergie, période mai 2003 - avril 2011.

Source : indice de prix à la consommation (Insee) (Mensuel, Ensemble, Base 1998 et Mensuel, Ensemble hors énergie, Base 1998) et Produit intérieur brut total (Volume aux prix de l'année précédente chaînés - CVS-CJO) (Insee).

### Encadré 3

#### DÉCOMPOSITION DE L'INFLATION ET CALCUL DE CONTRIBUTIONS

L'indice de prix à la consommation est obtenu à partir d'une agrégation effectuée à partir des relevés individuels réalisés par l'Insee (Lequiller, 1997). L'inflation se mesure comme la variation entre deux dates de la valeur de cet indice agrégé. Klenow et Kryvtsov (2008) ont montré qu'il est possible d'approximer l'inflation à la date  $t$ , notée  $\pi_t$ , par une agrégation simple des comportements individuels de prix. L'inflation est alors égale à la somme pondérée (par les poids  $\lambda_i$  de chaque produit  $i$ ) des différences (en logarithme) de prix individuels  $p_i$  observés entre deux dates  $t$  et  $t-1$  :

$$\pi_t \approx \sum_{i=1}^N \lambda_i (p_{i,t} - p_{i,t-1})$$

Certains détaillants décident entre ces deux dates de ne pas changer leur prix et une proportion importante de changements de prix sont égaux à 0. Pour

les autres détaillants, les entreprises choisissent de combien elles augmentent leur prix. Nous introduisons dans l'expression précédente la fréquence de changement de prix (marge extensive d'ajustement des prix) et la somme des changements de prix parmi les détaillants qui modifient leur prix (marge intensive d'ajustement des prix) :

$$\pi_t^* = \left( \sum_{i=1}^N \lambda_i I_{i,t} \right) \times \left( \frac{\sum_{i=1}^N \lambda_i (p_{i,t} - p_{i,t-1})}{\sum_{i=1}^N \lambda_i I_{i,t}} \right) = f_t \times dp_t$$

avec  $I_{i,t} = 1$  si  $p_{i,t} \neq p_{i,t-1}$  et  $I_{i,t} = 0$  si  $p_{i,t} = p_{i,t-1}$  et  $\pi_t^*$  l'inflation approchée. L'inflation peut donc s'approximer comme le produit de la fréquence de changements de prix  $f_t$  et la taille moyenne des changements de prix à la date  $t$ ,  $dp_t$ .

Les graphiques III et IV représentent l'évolution des fréquences et des tailles moyennes des hausses et des baisses de prix au cours du temps. Malgré les chocs, la fréquence de changements de prix est relativement stable entre 15 et 20 % sur la période (graphique III). Les mouvements principaux de la fréquence des changements de prix sont associés à des variations saisonnières ou à l'augmentation du prix du pétrole en 2008-2009. Les fréquences de hausses et de baisses de prix présentent davantage de variations.

Sur la période, les hausses et baisses de prix moyennes sont également stables autour d'un peu moins de 10 % pour les hausses et de - 10 % pour les baisses (graphique IV). Les principales

variations des séries de hausses et de baisses moyennes de prix proviennent de mouvements saisonniers importants expliqués en grande partie par les comportements de soldes. Toutefois, la variabilité temporelle de la hausse moyenne de prix tend à augmenter à partir de 2008 : l'écart-type passe de 2 entre 2003 et 2008 à 3 entre 2008 et 2011. La variance de la distribution en coupe des hausses de prix passe de 17 (en moyenne) entre 2003 et 2008 à environ 20 en moyenne sur la période 2008-2011. La variance de la distribution des baisses reste elle stable. Des résultats similaires sont observés pour les États-Unis par Berger et Vavra (2011). Vavra (2013) souligne que cette volatilité contractuelle des changements de prix peut avoir des effets macroéconomiques importants.

### Encadré 3 (suite)

On peut décomposer ensuite les changements de prix entre hausses et baisses et l'expression précédente devient :

$$\pi_t^* = f_t^+ \times dp_t^+ + f_t^- \times dp_t^-$$

où  $f_t^+$  et  $f_t^-$  sont les fréquences de hausses et de baisses et  $dp_t^+$  et  $dp_t^-$  sont les tailles moyennes de hausses et de baisses.

Dans un deuxième temps, il est possible de mesurer les contributions des différentes composantes (fréquence, taille des hausses et baisses) à l'inflation. Pour cela, nous écrivons l'inflation comme la somme d'une composante moyenne sur la période  $\bar{\pi}$  et une composante variable dans le temps  $\tilde{\pi}_t = \pi_t - \bar{\pi}$ . Les fréquences et les tailles de changements de prix peuvent être réécrites de la même manière en reprenant des notations comparables :

$$\pi_t^* = (\bar{f}^+ + \tilde{f}_t^+) \times (\bar{dp}^+ + d\tilde{p}_t^+) + (\bar{f}^- + \tilde{f}_t^-) \times (\bar{dp}^- + d\tilde{p}_t^-)$$

En réarrangeant les termes on obtient que l'écart de l'inflation à sa moyenne s'explique respectivement par une contribution de la fréquence, une contribution de la taille des changements de prix et par un terme résiduel :

$$\pi_t^* - \bar{\pi} = \tilde{\pi}_t = (\tilde{f}_t^+ \bar{dp}^+ + \tilde{f}_t^- \bar{dp}^-) + (\bar{f}^+ d\tilde{p}_t^+ + \bar{f}^- d\tilde{p}_t^-) + (\tilde{f}_t^+ d\tilde{p}_t^+ + \tilde{f}_t^- d\tilde{p}_t^-)$$

Nous proposons à l'aide de cette décomposition de l'inflation d'expliquer les variations de l'inflation soit par des modifications au cours du temps de la fréquence des hausses ou des baisses ou par la taille moyenne des hausses ou des baisses.

Tableau  
Comparaison de l'inflation recomposée et de l'inflation observée

	Moyenne (Écart-type)			Corrélation avec l'inflation recomposée $\pi_t^*$	
	$\pi_t^*$	$\pi_t$		Ensemble	Hors loyers et tabac
		Ensemble	Hors loyers et tabac		
Sans remplacement	0,06 (0,44)	0,14 (0,29)	0,13 (0,30)	0,88	0,88
Avec remplacement	0,16 (0,46)			0,86	0,87

Lecture :  $\pi_t^*$  est l'inflation recomposée selon la formule de l'encadré et selon différentes hypothèses de remplacement,  $\pi_t$  est la variation mensuelle des indices de prix à la consommation (ensemble et ensemble hors loyers et tabac). Les moyennes et les écarts-type des séries mensuelles ont été calculées ainsi que les corrélations entre les trois séries d'inflation mensuelle et l'inflation mensuelle recomposée.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation sur la période 2003-2011 et indice de prix à la consommation sur la même période.

Source : calculs des auteurs à partir des séries d'IPC (Insee).



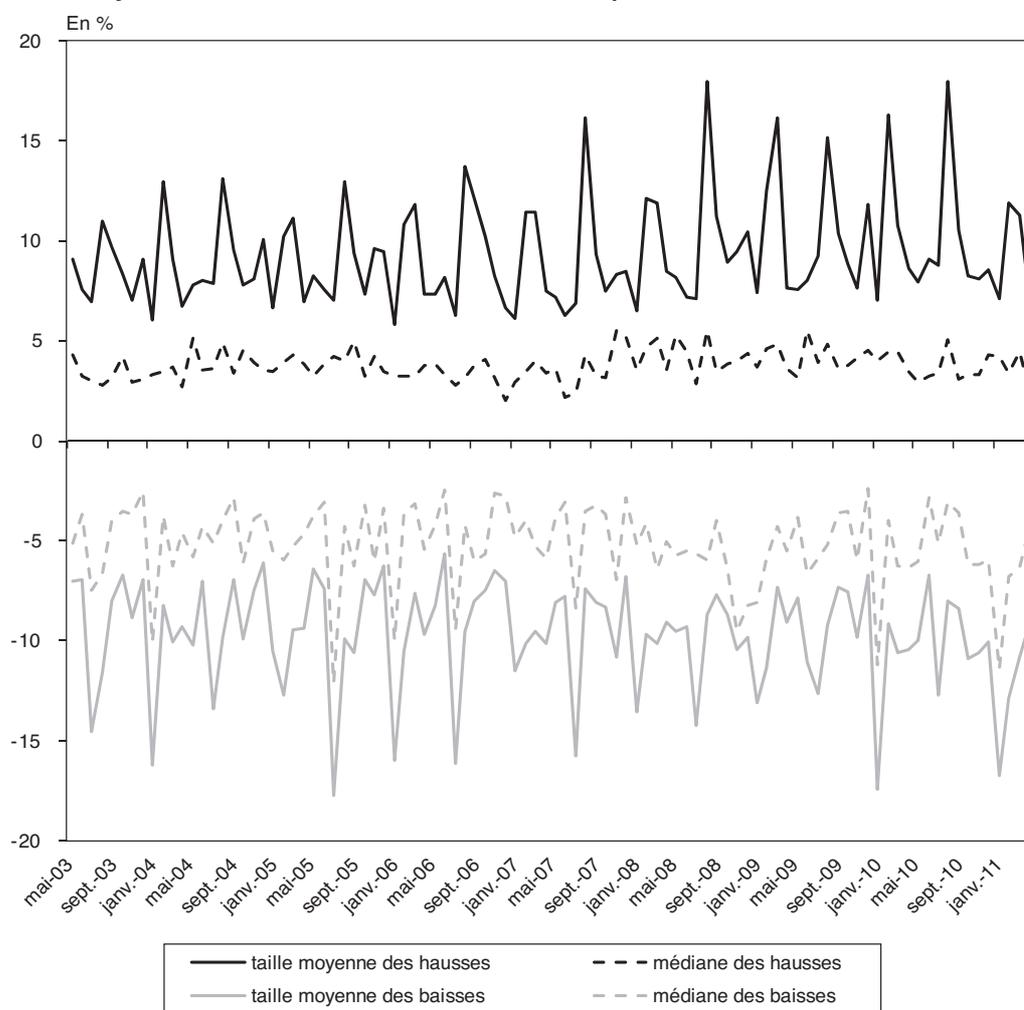
hausse et de baisse (calculées comme décrit dans l'encadré 3). Les importantes variations de l'inflation sont très corrélées aux variations saisonnières des tailles de hausses et de baisses liées aux soldes. La contribution des fréquences de hausses et de baisses de prix aux variations d'inflation est plus limitée.

Pour approfondir l'analyse, nous examinons dans le reste de cette section les déterminants des variations temporelles des fréquences et tailles de changement de prix.

### Un quart des prix sont modifiés en janvier

Tout d'abord, une caractéristique manifeste de la fréquence de changements de prix est sa saisonnalité. Les changements de prix sont plus fréquents en début d'année en particulier en janvier (23,8 % de changements de prix contre 17,2 % en moyenne), février et mars (tableau 4). Entre avril et septembre, la fréquence de changements de prix est légèrement inférieure à sa moyenne alors qu'entre octobre et décembre cette fréquence est relativement basse (inférieure à 16 %).

Graphique IV  
Tailles moyennes et médianes des hausses et baisses de prix 2003-2011



Lecture : en noir continu : taille moyenne des hausses de prix ; en noir pointillé : médiane des hausses de prix ; en gris continu : taille moyenne des baisses de prix, en gris pointillé la médiane des baisses de prix. Les statistiques mensuelles ont été pondérées en utilisant la structure de pondérations de l'indice à un niveau désagrégé.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation en excluant les changements liés aux remplacements de produits et hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee avril 2003 - avril 2011.

L'effet « janvier » est présent dans à peu près tous les secteurs (excepté l'énergie et les biens alimentaires). Cet effet est particulièrement marqué pour l'habillement et les services. En outre, dans le secteur des biens manufacturés, une hausse importante de la fréquence des changements liée à la période de soldes d'été apparaît en juillet et août. Aux États-Unis, la fréquence des changements de prix diminue au cours de l'année<sup>12</sup>. Dans la zone euro, l'effet « janvier » est souligné dans la plupart des études empiriques sur les prix à la consommation (Dhyne *et al.*, 2006) mais aussi sur les prix à la production (Vermeulen *et al.*, 2012). Cet effet « janvier » peut s'expliquer par des chocs spécifiques intervenant en janvier ou plus vraisemblablement par des révisions annuelles de prix régulières en janvier. Des études théoriques attribuent le caractère peu fréquent des changements de prix à l'existence d'un processus long et coûteux de recherche d'information sur les coûts, les prix

des concurrents etc. Espacer dans le temps les changements de prix permet d'économiser ces coûts de recherche (Alvarez *et al.*, 2011).

La saisonnalité des hausses de prix contribue fortement à la saisonnalité de la fréquence des changements de prix. La fraction des prix ajustés à la hausse est de 15,3 % en janvier, 12 % entre février et avril, 10 % entre mai et septembre et moins de 9 % sur le dernier trimestre. En dehors du pic en janvier, les variations de la fréquence des baisses sont moins fortes et surtout expliquées par les soldes.

L'ampleur des changements de prix est aussi fortement marquée par la saisonnalité liée aux

12. Nakamura et Steinsson (2008) mettent en évidence des pics de fréquence en début de trimestre et un profil décroissant selon les trimestres de l'année. Toutefois, leurs résultats sont toutefois obtenus hors prix soldés et promotions.

Tableau 3  
Caractéristiques temporelles de l'inflation recomposée (hors énergie)

(a) Moyenne et écart-type de l'inflation recomposée ( $\pi_t$ )

	Avec soldes et promotions		Hors soldes et promotions	
	Hors remplacements	Avec remplacements	Hors remplacements	Avec remplacements
Moyenne	0,02	0,13	0,09	0,14
Écart-type	0,41	0,43	0,11	0,11

(b) Corrélation de l'inflation recomposée ( $\pi_t$ ) avec taille et fréquence de changements de prix

	Avec soldes et promotions		Hors soldes et promotions	
	Hors remplacements	Avec remplacements	Hors remplacements	Avec remplacements
<b>Fréquence</b>				
des changements	- 0,30 (0,00)	- 0,14 (0,17)	0,64 (0,00)	0,60 (0,00)
des hausses	- 0,10 (0,35)	0,03 (0,74)	0,78 (0,00)	0,78 (0,00)
des baisses	- 0,63 (0,00)	- 0,48 (0,00)	- 0,19 (0,07)	- 0,19 (0,06)
<b>Taille</b>				
des changements	0,98 (0,00)	0,99 (0,00)	0,93 (0,00)	0,92 (0,00)
des hausses	0,72 (0,00)	0,77 (0,00)	- 0,11 (0,29)	- 0,63 (0,00)
des baisses	0,69 (0,00)	0,65 (0,00)	0,26 (0,01)	0,37 (0,00)
$\pi_t$	0,85	0,84	- 0,15	- 0,16

Lecture :  $\pi_t$  est l'inflation recomposée selon la formule de l'encadré 3 et selon différentes hypothèses de remplacement et de prise en compte des prix en soldes, est la variation mensuelle des indices de prix à la consommation (ensemble hors énergie). Les moyennes et les écarts-type des séries mensuelles ont été calculés ainsi que les corrélations entre l'inflation mensuelle recomposée, la fréquence de changements, hausses et baisses de prix, les tailles moyennes de hausse, baisses et changements de prix (entre parenthèses, les p-values des coefficients de corrélation).

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation hors tarifs et produits frais et hors énergie sur la période 2003-2011 et indice de prix à la consommation ensemble hors énergie, période mai 2003 - avril 2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee et indice de prix à la consommation (Insee) (Mensuel, Ensemble hors énergie, Base 1998).

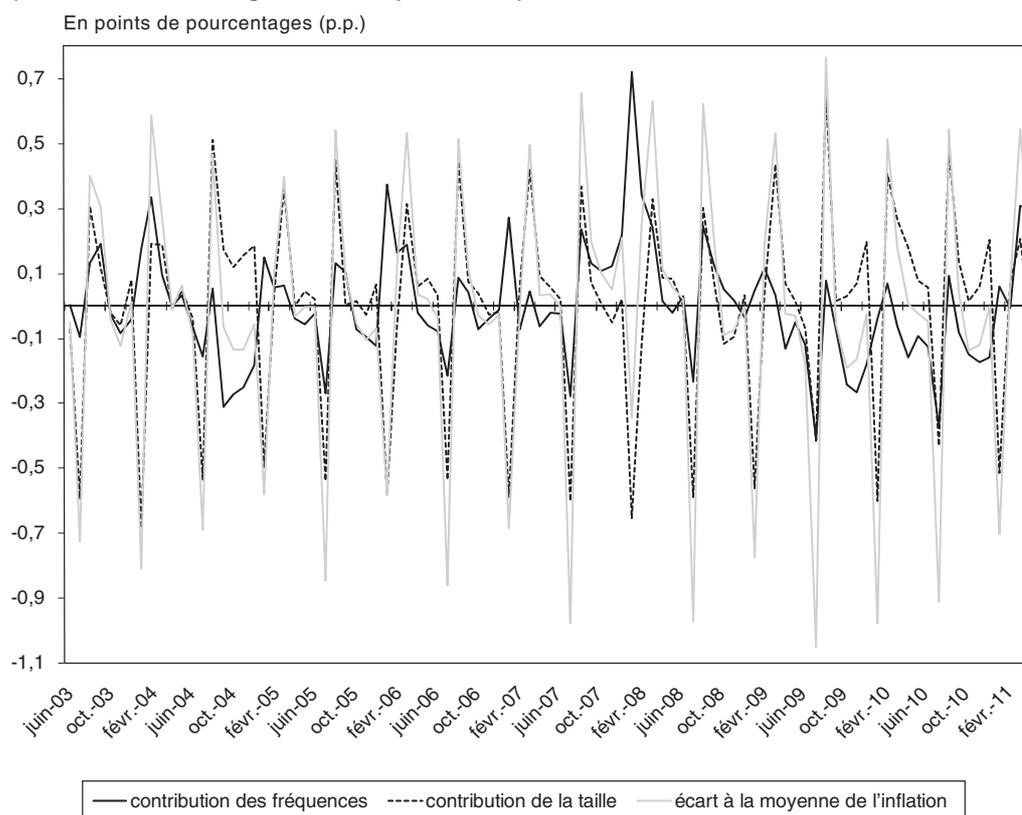
soldes. Les baisses de prix sont d'ampleur moyenne plus importante en janvier et juillet tandis que l'ampleur des hausses est symétriquement plus importante en février-mars et août-septembre (tableau 4). La saisonnalité est faible sur la taille moyenne des changements dans les services alors qu'elle est plus marquée pour les biens manufacturés.

### Les déterminants de la fréquence et de la taille des changements de prix

De façon comptable, la volatilité de l'inflation résulte de variations de la fréquence et de la taille des changements de prix. Plusieurs facteurs peuvent jouer un rôle sur la décision et la

taille des changements en particulier l'évolution des coûts de production (souvent approchée par l'inflation passée) ou encore l'activité économique. Nous nous intéressons maintenant à la relation entre ces facteurs et la fréquence et la taille des changements de prix. Une des difficultés de la littérature empirique sur la rigidité des prix est de relier la fréquence de changements de prix au concept théorique de la rigidité des prix (Kempf, 2005). En effet, si les chocs sont peu fréquents ou faibles, les prix seront modifiés rarement sans qu'ils soient particulièrement rigides. La période 2003-2011 est marquée par la volatilité des chocs macroéconomiques : augmentation de la volatilité des prix des matières premières entre 2008 et 2009 mais surtout par la récession en 2009.

Graphique V  
Contribution de la taille et de la fréquence des changements à l'inflation mensuelle (2003-2011 – hors énergie – hors remplacements)



Lecture : en gris continu, l'écart à la moyenne de l'inflation reconstruite à partir de la fréquence et de la taille moyenne des changements de prix (cf. encadré 3) (hors remplacements de produits) ; en noir, la contribution des fréquences de hausses et de baisses de prix aux écarts à la moyenne de l'inflation ; en noir pointillé, la contribution de la taille moyenne des hausses et baisses de prix aux écarts à la moyenne de l'inflation. Le terme résiduel de la décomposition est omis. Par exemple en septembre 2003, l'écart à l'inflation moyenne est proche de 0,3 point de pourcentage. La taille des changements de prix a une contribution positive de 0,12 point de pourcentage à cet écart et les fréquences de hausses et baisses ont une contribution positive de 0,19 point de pourcentage.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation en excluant les changements liés aux remplacements de produits, hors tarifs, produits frais et énergie sur la période 2003-2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

Pour exploiter la dimension microéconomique des données, nous estimons un modèle de type Tobit reliant la probabilité et la taille des changements de prix individuels à l'inflation et aux ralentissements de l'activité. Comme souvent dans la littérature empirique sur la rigidité des prix (Cecchetti, 1986 ; ou Fougère *et al.*, 2007), nous utilisons ici l'inflation sectorielle, calculée à un niveau fin de produit, cumulée depuis le dernier changement de prix. Cette variable traduit la dérive des prix relatifs subie par l'entreprise et approxime l'ensemble des chocs subis par une entreprise. Nous considérons séparément les hausses et les baisses de prix. Le modèle estimé est constitué de deux équations corrélées. La première équation détermine la décision, binaire, de changement de prix :

$$y_{it}^* = a + b\pi_{it} + cx_t + d_a + e_m + f_p + u_{it}$$

où  $i$  est un produit individuel,  $t$  la date,  $y_{it}^*$  est une variable inobservable latente qui détermine la décision de hausse ou de baisse de prix,  $\pi_{it}$  est l'inflation cumulée mesurée au niveau fin de la nomenclature COICOP depuis le dernier changement de prix du produit  $i$ ,  $x_t$  est une variable indicatrice qui vaut 1 si l'activité économique dans l'industrie (mesurée par l'indice de climat des affaires (Banque de France)) est inférieure à sa moyenne de longue période. Nous incluons par ailleurs des variables indicatrices d'année,

de mois et de produit. Nous soulignons que la variable de cumul d'inflation est spécifique au produit individuel et à la date, ce qui contribue à l'identification de l'effet de l'inflation sur la probabilité et la taille des changements de prix. Si  $y_{it}^* > 0$  alors le prix augmente (ou diminue), il reste inchangé sinon. Si le prix augmente (ou diminue), une deuxième équation explique la taille de l'ajustement, sachant que le prix est modifié :

$$dp_{it}^* = \alpha + \beta\pi_{it} + \gamma x_t + \delta_a + \theta_p + \varepsilon_{it}$$

où  $dp_{it}^*$  est une variable latente inobservable qui vaut  $dp_{it}$  (la hausse ou la baisse observée) si  $y_{it}^* > 0$  et 0 sinon. Nous utilisons une procédure en deux étapes à la Heckman pour estimer ce modèle. Les résultats sont présentés dans le tableau 5 pour différentes hypothèses d'inclusion ou d'exclusion des changements de prix associés aux remplacements et aux soldes/promotions.

L'inflation cumulée a un effet positif significatif sur la probabilité de hausses de prix et négatif sur la probabilité de baisses. Plus l'inflation augmente, plus les chocs de coût s'accumulent pour le produit  $i$  à la date  $t$ , plus le détaillant tend à augmenter ses prix et moins il tend à diminuer ses prix. Ce résultat suggère que le calendrier des changements de prix n'est pas

Tableau 4  
Saisonnalité de la fréquence et de la taille des changements de prix

(en %)	Fréquence de changements			Taille des changements		Répartition par mois	
	Total	Hausses	Baisses	Hausses	Baisses	Soldes	Promotions
Janvier	23,8	15,3	8,5	6,5	- 14,0	37,8	7,8
Février	19,2	12,1	7,1	12,2	- 10,5	15,4	8,1
Mars	18,1	12,7	5,4	11,4	- 9,2	0,2	9,4
Avril	17,0	11,8	5,1	7,5	- 9,6	0,2	9,4
Mai	16,0	10,0	6,0	7,8	- 8,1	0,1	7,9
Juin	15,7	9,2	6,4	7,6	- 7,5	1,7	7,8
Juillet	17,7	9,9	7,7	7,4	- 14,4	39,3	6,6
Août	16,1	10,4	5,8	14,5	- 9,0	4,6	7,6
Septembre	17,6	10,0	7,6	10,1	- 8,0	0,1	8,5
Octobre	16,1	8,7	7,4	8,2	- 8,2	0,2	8,7
Novembre	15,5	8,5	6,9	8,2	- 8,9	0,2	9,4
Décembre	14,2	7,0	7,2	9,1	- 7,5	0,0	9,0

Lecture : la fréquence est la proportion moyenne pondérée de prix qui sont modifiés un mois donné : en moyenne, en janvier, 23,8 % des prix sont modifiés. La taille des changements est la moyenne pondérée des hausses ou des baisses de prix quand les prix sont modifiés. La répartition par mois des soldes et des promotions est la proportion des soldes ou des promotions qui sont observées un mois donné. Par exemple, en moyenne sur la période, 37,8 % des produits dont les prix sont en soldes sont observés en janvier.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation en excluant les changements de prix liés aux changements de produits, hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

déterminé uniquement par la saisonnalité mais aussi par les chocs subis par l'économie. Par ailleurs, la taille des changements de prix est aussi affectée significativement par l'inflation cumulée. Nakamura et Steinsson (2008) obtiennent pour les États-Unis des effets similaires de l'inflation sur la fréquence mais non-significatifs sur la taille des changements. L'ensemble de nos résultats est relativement robuste aux hypothèses sur les promotions et les remplacements.

L'effet des ralentissements économiques sur la probabilité et la taille des changements de prix apparaît limité. Sur la probabilité de baisses de prix, l'effet marginal est faiblement positif mais significatif alors qu'il n'est pas généralement pas significatif pour les hausses de prix. L'effet des ralentissements économiques est légèrement négatif sur les hausses et baisses de prix. Au total, les chocs macroéconomiques récents ne semblent modifier que légèrement le degré apparent de rigidité des prix<sup>13</sup>. Les raisons

de cette relativement faible réaction des prix pourraient alors être à rechercher du côté des variations modérées du coût marginal.

### Un cas particulier : l'exemple de la baisse de la TVA dans la restauration

Afin de tester le degré de rigidité des prix, il est aussi possible d'isoler des chocs spécifiques à certains secteurs. Le passage à un taux de TVA réduit dans la restauration de 19,6 % à 5,5 % en juillet 2009 permet d'illustrer le délai de réaction des prix à un choc.

Une répercussion « mécanique », totale et immédiate de la baisse de TVA sur les prix aurait conduit à une baisse de - 11,8 % des prix toutes taxes comprises. À partir de juillet 2009,

13. BCE (2012) montre que la réaction des prix a été très faible au moment de la récession par rapport à ce qui a pu être observé notamment au début des années 90.

Tableau 5  
Déterminants de la probabilité et de la taille des changements de prix – Modèle TOBIT

	Probabilité		Taille	
	Inflation cumulée	Récession	Inflation cumulée	Récession
<b>Hausses</b>				
Remplacements exclus (RE) et promotions incluses (PI)	0,023*** (0,001)	0,001 (0,000)	0,025*** (0,002)	- 0,001*** (0,000)
Remplacements exclus (RE) et promotions exclues (PE)	0,057*** (0,001)	- 0,000 (0,000)	0,113*** (0,002)	- 0,002*** (0,000)
Remplacements inclus (RI) et promotions incluses (PI)	0,010*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,020*** (0,002)	- 0,001 (0,000)
Remplacements inclus (RI) et promotions exclues (PE)	0,014*** (0,001)	0,000 (0,000)	0,055*** (0,001)	- 0,002*** (0,000)
<b>Baisses</b>				
Remplacements exclus (RE) et promotions incluses (PI)	- 0,206*** (0,002)	0,003*** (0,000)	0,046*** (0,002)	- 0,001** (0,001)
Remplacements exclus (RE) et promotions exclues (PE)	- 0,488*** (0,003)	0,002*** (0,000)	0,088*** (0,001)	- 0,000*** (0,000)
Remplacements inclus (RI) et promotions incluses (PI)	- 0,051*** (0,001)	0,002*** (0,000)	0,016*** (0,001)	- 0,001 (0,001)
Remplacements inclus (RI) et promotions exclues (PE)	- 0,160*** (0,002)	0,002*** (0,000)	0,039*** (0,001)	- 0,001*** (0,000)

Lecture : chaque ligne du tableau correspond à une régression de type Tobit. Les paramètres reportés sont les effets marginaux : par exemple pour la première ligne 1 % d'inflation mensuelle supplémentaire augmente la probabilité de hausses de prix de 2,3 point de pourcentage (= 100\*0,023), et 2,5 point de pourcentage la taille des changements (lorsqu'un changement de prix individuel intervient) ; un ralentissement économique a un impact de + 0,1 point sur la probabilité de hausses et - 0,1 point sur la taille des hausses. « Inflation cumulée » est le taux de croissance cumulé de l'indice de prix désagrégé (niveau 4 de la nomenclature COICOP) depuis le dernier changement de prix individuel. « Récession » est une variable indicatrice qui vaut 1 quand l'indicateur du climat des affaires dans l'industrie (Banque de France) est au dessous de sa moyenne à une date donnée. Les deux premières colonnes du tableau présentent les résultats sur la probabilité de hausses ou de baisses de prix alors que les deux suivantes présentent les résultats sur la taille de changements (sachant que le prix a été modifié). Des variables indicatrices d'année et de produit (niveau 6 de la nomenclature COICOP) ont été ajoutées et des indicatrices pour le mois ont été ajoutées dans l'équation expliquant la probabilité de changement. \*\* : effet significatif à 5 % ; \*\*\* : effet significatif à 1 %.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011 et indices de prix à la consommation désagrégés, indicateur de climat des affaires dans l'industrie, période mai 2003 - avril 2011.

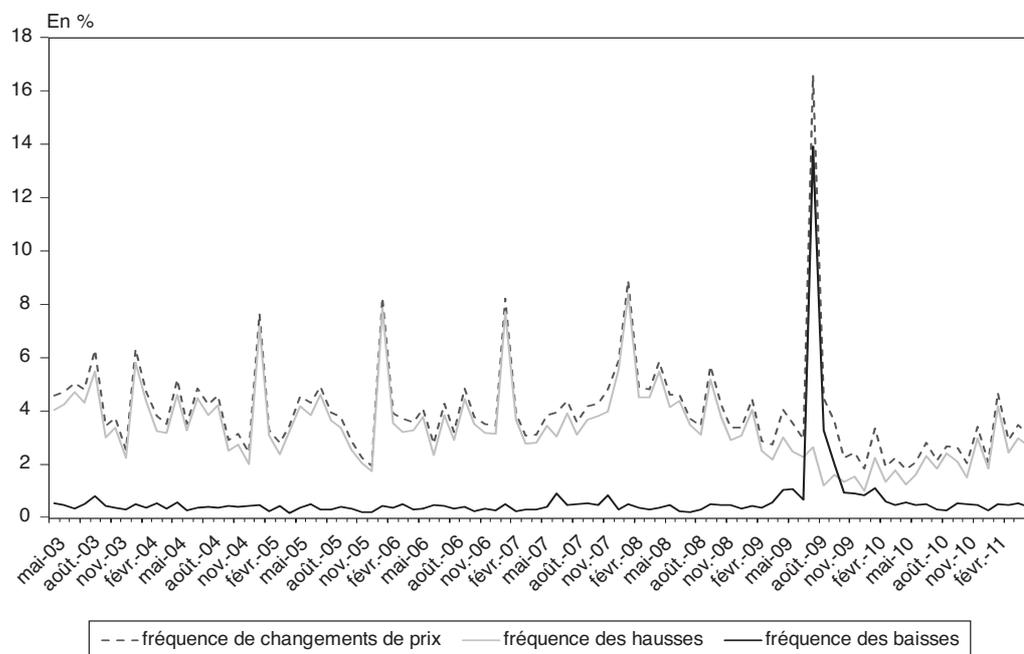
Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee et indices de prix à la consommation (Insee) (Mensuel, Ensemble, Base 1998), indice de climat des affaires industrie (Banque de France).

l'inflation dans le secteur des restaurants a ainsi reculé passant de 2 % à - 1 % en quelques mois (malgré une stabilité de l'inflation sous jacente à moins de 2 %). L'ajustement a ainsi été partiel. Un facteur de cette répercussion partielle est qu'en contrepartie de cette baisse de TVA, les entreprises du secteur ont pris plusieurs engagements (création d'au moins 40 000 emplois, ouverture de négociations sociales sur les salaires et augmentation de l'investissement...) qui ont pu augmenter le prix hors taxe et limiter l'effet de la baisse de TVA<sup>14</sup>. Par ailleurs, la théorie des coûts de menu est une voie possible pour expliquer cet ajustement partiel : s'il existe un coût à changer les prix et que les prix dans le secteur sont tendanciellement croissants (par exemple en raison de la hausse tendancielle des coûts de production), alors il peut être optimal pour les entreprises de ne pas baisser leur prix, afin d'économiser le coût d'ajustement ; on s'attend toutefois dans ce schéma à ce qu'elles retardent les hausses programmées. La probabilité de hausses de prix devrait donc diminuer sans que les entreprises baissent leur prix.

En juillet 2009, suite à la baisse de TVA, seulement 16 % des prix ont baissé (contre moins de 1 % en moyenne) et la fréquence des baisses est restée légèrement supérieure à la moyenne jusqu'au début 2010 (graphique VIa). Dans le même temps, la fréquence des hausses de prix a ralenti avant juillet 2009 (en particulier, le pic annuel en janvier est plus faible en 2009) et après juillet 2009 la fréquence des hausses de prix est restée au dessous de la moyenne (proche de 2 % contre plus de 5 % avant 2009). Au total, l'effet de la baisse de TVA a eu des effets sur la fréquence de baisses mais aussi de hausses de prix dans la restauration, qualitativement conformes à la théorie des coûts de menu. Il est cependant incertain qu'un modèle de coût de menu puisse quantitativement expliquer une réponse partielle.

14. Carbonnier (2009) montre que dans un cadre de concurrence imparfaite, les petites entreprises pourraient ne pas s'ajuster à la hausse de l'offre et amortiraient une partie de la baisse de TVA.

Graphique VI  
Effets du passage de TVA au taux réduit dans la restauration en juillet 2009  
(a) Fréquences de changements de prix (hausses, baisses, total)



Lecture : en noir : fréquence de baisses ; en gris : fréquence de hausses ; en gris : tirets fréquence totale.  
Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation dans le secteur de la restauration sur la période 2003-2011.  
Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

Dans les restaurants, comme pour les services en général, la distribution des changements de prix est asymétrique : les hausses sont plus fréquentes que les baisses. Cette asymétrie peut s'expliquer par l'asymétrie des chocs dans ce secteur. Toutefois, en juillet 2009, quand les restaurants ont baissé leur prix, les baisses observées étaient de relative grande ampleur et un peu plus d'un tiers des baisses sont supérieures à - 11 % (graphique VIb). La distribution des changements de prix au moment de la baisse de TVA se déplace bien vers la gauche par rapport aux changements de prix du même mois un an plus tard, puisque les hausses sont peu nombreuses et d'ampleur très limitée.

2010). Une forte incidence des soldes crée une difficulté pour la mesure et l'interprétation des la rigidité des prix. Les soldes et les promotions se traduisent généralement par des durées de prix plus courtes, des amplitudes de changements importantes, et donc une flexibilité apparente des prix plus importante. Des travaux empiriques et théoriques (Anderson *et al.*, 2013 ; Coibion *et al.*, 2012 ; Eichenbaum *et al.*, 2011 ; Kehoe et Midrigan, 2008 et 2012 ; Sheedy et Guimaraes, 2011, entre autres) suggèrent cependant que seuls les changements de prix « permanents », par opposition aux changements de prix liés aux soldes, jouent un rôle au niveau agrégé sur la persistance de la dynamique agrégée et sur les effets réels de la politique monétaire. Qu'en est-il dans le cas de la France ?

### Promotions et soldes : quel impact sur la dynamique des prix ?

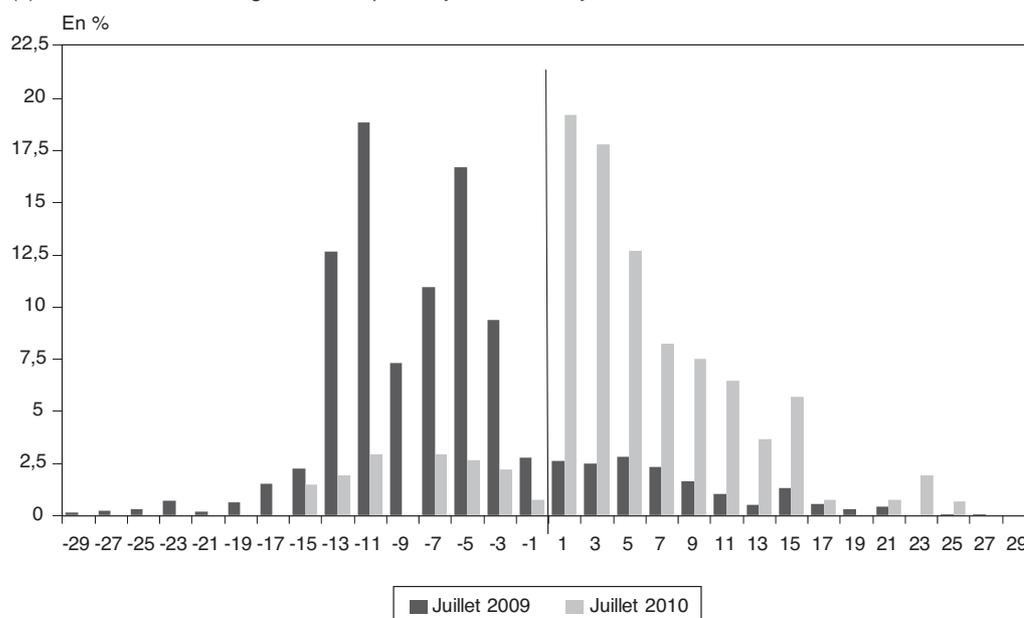
On se focalise maintenant sur la contribution spécifique des soldes et des promotions. Aux États-Unis, des études empiriques nombreuses ont mis en évidence la proportion importante des promotions et des soldes parmi les changements de prix (Klenow et Malin,

### Une proportion de prix de produits soldés plus faible en France qu'aux États-Unis

En France, le régime des soldes et des promotions est règlementé (encadré 4) alors qu'aux États-Unis, au Royaume Uni ou en Allemagne, les soldes ne sont que peu ou pas règlementés.

Environ 2 % des relevés de prix correspondent à des produits en soldes ou en promotions : 0,5 %

Graphique VI (suite)  
(b) Distribution des changements de prix en juillet 2009 et juillet 2010



Lecture : en noir, juillet 2009 ; en gris juillet 2010.  
Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation dans le secteur de la restauration sur la période 2003-2011.  
Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

des relevés sont des prix de produits en soldes et 1,6 % des relevés de prix sont des promotions. Ces réductions temporaires de prix sont relativement moins nombreuses qu'aux États-Unis, où elles représentent environ 10 % des relevés de prix (Klenow et Kryvtsov, 2008). Si la part des prix soldés ou en promotions parmi les relevés est faible, les soldes expliquent une partie non-négligeable des changements de prix : environ 10 % des changements de prix sont des soldes ou des promotions en France. Cette contribution reste toutefois beaucoup plus faible qu'aux États-Unis où 21,5 % des changements de prix sont expliqués par les soldes (Nakamura et Steinsson, 2008). Les soldes et promotions représentent une fraction plus importante encore des baisses de prix en France, en moyenne près du quart. Après la baisse temporaire des prix, le retour au prix hors promotions ou soldes se traduit soit par une hausse du prix, soit par un remplacement du produit. Les réductions temporaires de prix et les hausses marquant la fin des soldes ou des promotions expliquent à elles deux 17 % des changements de prix observés. Au total, si 17,2 % des prix sont modifiés en moyenne chaque mois, la contribution des soldes et promotions à cette fréquence est de l'ordre de 3 p.p.

(points de pourcentage). La fréquence des changements calculée hors épisode de soldes/promotions est de 14,3 %. Aux États-Unis, la fréquence de changements hors soldes est proche de 21 % contre 27 % si on les inclut.

Les tailles de changements de prix sont d'ampleur plus importante quand il s'agit de soldes ou de promotions. La taille moyenne des baisses de prix au moment de soldes ou promotions est de 23,7 % (contre - 9,7 % pour l'ensemble des baisses). Pour les soldes, la taille moyenne des baisses est un peu plus importante que pour les promotions (environ - 35 % contre - 20 % en moyenne), ce qui reflète l'interdiction de vente à perte lors des promotions qui est levée au moment des soldes. Par comparaison, Nakamura et Steinsson (2008) obtiennent une taille médiane de changement de l'ordre de 29,5 % en valeur absolue.

#### Les produits en soldes se concentrent dans quelques secteurs

La part des produits et le comportement des prix concernés par les soldes et les promotions sont très différents selon les secteurs. Plus de

#### Encadré 4

##### SOLDES, PROMOTIONS ET RIGIDITÉ DES PRIX

Les promotions et les soldes sont deux types de réductions temporaires de prix destinées à augmenter le volume des ventes :

(i) Les promotions sont des baisses de prix limitées dans le temps et ont pour objectif le plus souvent de faire connaître un produit, de relancer les ventes ou de faire profiter aux clients d'une baisse de prix accordée par un fournisseur. Les promotions sont possibles tout au long de l'année, mais ne peuvent pas conduire à de la revente à perte.

(ii) Les soldes sont des baisses de prix qui ont pour objectif d'écouler les stocks. Ils font l'objet d'une publicité et les dates de début et de fin de soldes sont encadrées par des décrets. Enfin, les ventes à perte sont autorisées pendant les soldes. La loi de modernisation de l'économie (dite LME) du 4 août 2008 a entraîné des changements importants sur la définition des périodes de soldes. Avant le 1<sup>er</sup> janvier 2009, deux périodes d'une durée de 6 semaines chacune (souvent en janvier-février et en juillet-août) étaient établies par décret (Des dates différentes peuvent être prévues dans les départements pour tenir compte de la très forte saisonnalité des ventes). La loi dite LME modifie ces dispositions : à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2009, les deux périodes de 6 semaines sont raccourcies à 5 semaines

et une période d'une durée de deux semaines ou deux périodes d'une durée maximale d'une semaine (appelées périodes de « soldes flottants ») peuvent être choisies par les commerçants librement. Ces périodes complémentaires doivent toutefois se terminer au moins un mois avant la période des soldes traditionnelles et font l'objet d'une déclaration administrative par le commerçant (Code de commerce - Article L310-3).

Comment mesurer qu'un produit est soldé, qu'une promotion est en cours et que plus généralement un changement de prix est temporaire ? La plupart des instituts de statistiques nationaux en charge de la construction de l'indice des prix, relèvent au moment des enquêtes de prix une information qualitative sur la nature du prix. Ainsi, les enquêteurs de l'Insee précisent si le produit est en solde ou encore en promotion. Nous utilisons cette variable pour identifier les soldes et promotions dans les données utilisées ici. Cette information est aussi disponible sur les données américaines exploitées par Nakamura et Steinsson (2008). Nakamura et Steinsson (2008) et Kehoe et Midrigan (2011) ont ensuite proposé une définition plus large de ce que sont des prix soldés et ont mis en place des procédures de filtres statistiques appliquées aux trajectoires de prix.

6 % des observations des produits de l'habillement sont des prix de produits en soldes ou en promotions, 5,5 % pour les biens durables, entre 2 et 3 % pour l'alimentation et moins de 0,2 % pour les services et l'énergie (tableau 6). Cette hétérogénéité sectorielle est similaire aux États-Unis mais la fréquence des prix soldés y est beaucoup plus importante<sup>15</sup>.

Les changements de prix liés aux soldes ou aux promotions jouent un rôle significatif dans la dynamique de prix de certains produits. Dans le secteur de l'habillement, plus de 50 % des changements de prix et près de 95 % des baisses sont dus aux soldes ou aux promotions ; pour les biens durables, près de 30 % des changements et de 50 % des baisses sont des réductions de prix temporaires ; pour les services et l'énergie, la part des changements de prix expliqués par les soldes est au contraire très faible. Des résultats relativement similaires sont obtenus pour les États-Unis (Nakamura et Steinsson, 2008). Si on considère l'ensemble de la dynamique « temporaire » d'ajustement (*i.e.* la baisse due à la promotion ou aux soldes et la hausse qui suit), la contribution des ajustements temporaires est de 9 points de pourcentages (p.p.) dans le secteur de l'habillement pour une fréquence totale de changement de 11,1 %, 7 p.p. pour les biens durables pour une fréquence de 15,4 %, et

4,6 p.p. pour les produits alimentaires pour une fréquence totale de 19,5 %.

L'hétérogénéité sectorielle sur la taille des baisses de prix au moment des soldes et promotions est plus modérée. Les baisses de prix sont les plus fortes dans le secteur de l'habillement (- 35,2 % en moyenne au moment des soldes) alors que dans les autres secteurs, les baisses moyennes au moment des réductions temporaires se situent entre - 20 et - 25 %. Les différences observées entre les produits de l'habillement et les autres produits et services traduisent en grande partie l'importance relative des soldes et des promotions dans la fréquence des réductions temporaires de prix.

### Les soldes expliquent une grande partie de la saisonnalité des changements de prix

Dans quelle mesure les soldes et promotions contribuent aux variations temporelles de l'inflation ? Nous analysons dans cette partie

15. Nakamura et Steinsson (2008) obtiennent que les prix en soldes se concentrent dans les secteurs de l'habillement (où ils représentent 34,5 % des observations de prix), des meubles (21 % des observations), puis produits alimentaires (17 % des observations) et enfin, des produits de loisirs et autres biens (entre 11 et 15 % des observations).

Tableau 6  
Proportion de prix et taille des changements de prix des produits soldés ou en promotions

(en %)	Pourcentage de relevés de prix		Part des réductions temporaires parmi		Part de l'ensemble de la dynamique des réductions temporaires parmi les changements	Taille des baisses
	Soldes	Promotions	Changements	Baisses		
Total	0,5	1,6	9,9	24,0	17,0	- 23,7
Produits alimentaires	0,0	3,0	13,3	28,7	23,6	- 18,2
Biens manufacturés						
Biens durables	1,1	4,4	27,6	46,1	45,4	- 18,6
Habillement Textile	4,2	1,9	53,0	94,2	89,2	- 35,2
Autres	0,2	1,6	12,0	32,0	20,1	- 23,9
Énergie	0,0	0,1	0,1	0,3	0,2	- 9,0
Services	0,0	0,2	2,2	10,2	3,7	- 21,0

Lecture : le pourcentage de relevés de prix en soldes ou promotion est la proportion (pondérée) des relevés qui sont repérés comme en soldes ou en promotions par l'enquêteur de l'Insee. 0,5 % des relevés de prix sont des prix dont les produits sont soldés. Nous désignons par « réduction temporaire » une observation en solde ou promotion. La part des réductions temporaires parmi les changements ou les baisses de prix est le nombre de prix soldés ou en promotion parmi les changements de prix ou les baisses de prix. En moyenne, 9,9 % des changements de prix sont des prix dont le produit est soldé. La part de l'ensemble de la dynamique des soldes tient compte aussi de la hausse qui suit les soldes : c'est la part des changements (souvent baisse puis hausse) générés par les soldes ou les promotions parmi l'ensemble des changements de prix. 17,0 % des changements de prix sont dus à des baisses ou des hausses liées aux soldes ou aux promotions. La taille des changements mesure la moyenne des changements de prix au moment des soldes et promotions (baisses) et à la sortie des soldes ou des promotions (hausses). Les statistiques ont été pondérées en utilisant la structure de pondérations de l'indice à un niveau désagrégé.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation en excluant les changements de prix liés aux changements de produits, hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011.

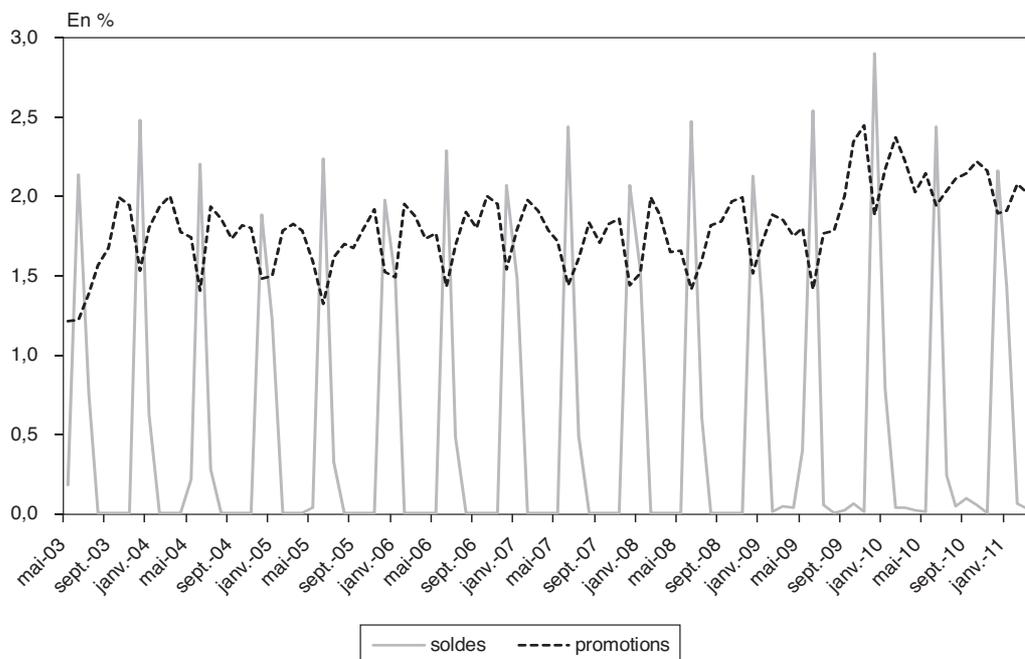
Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

le comportement des changements temporaires de prix au cours du temps en distinguant les

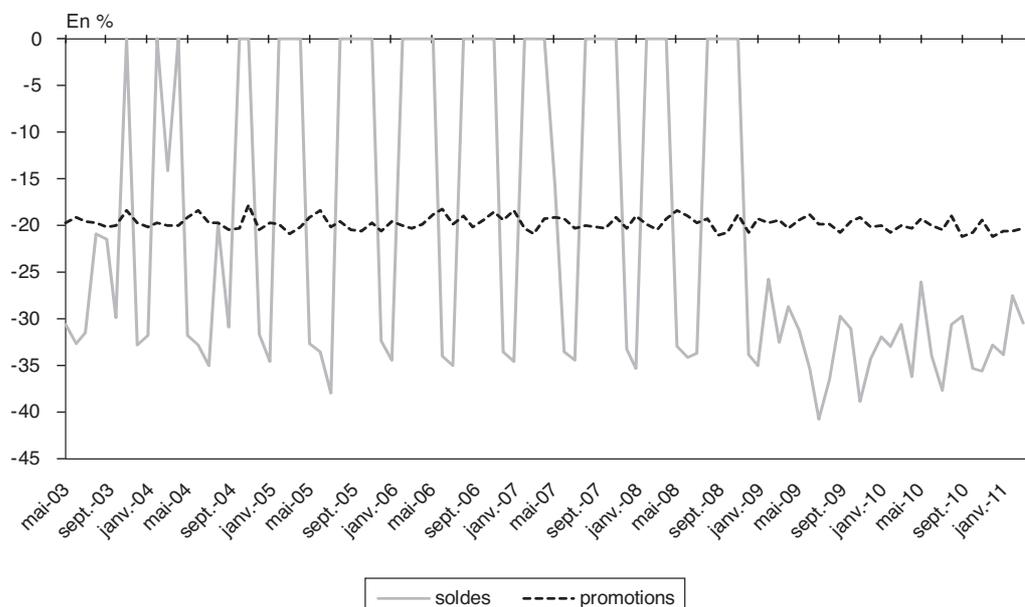
mouvements saisonniers des mouvements sur l'ensemble de la période.

Graphique VII  
Soldes et promotions dans le temps (hors énergie)

(a) Fréquence



(b) Taille



Lecture : (haut) en gris, la proportion de prix de produits signalés en soldes parmi l'ensemble des relevés de prix par mois ; en noir pointillé, la proportion de prix de produits signalés en promotions parmi l'ensemble des relevés de prix par mois ; (bas) en gris, taille moyenne des changements de prix de produits en soldes par mois ; en noir pointillé, taille moyenne des changements de prix relevés de produits en promotion. Les statistiques mensuelles ont été pondérées en utilisant la structure de pondérations de l'indice à un niveau désagrégé. Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation hors tarifs, produits frais et énergie 2003-2011. Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee avril 2003 - avril 2011.

La fréquence des soldes et dans une moindre mesure, celle des promotions présentent un profil saisonnier marqué. Le tableau 4 présente la répartition des prix soldés au cours des mois de l'année. Plus de trois quarts des prix soldés sont observés en janvier et juillet, 15 % en février et un peu moins de 5 % en août. Le pourcentage de prix en soldes parmi les relevés de prix est en janvier presque chaque année supérieure à 2 % (graphique VIIa). Les soldes sont en effet par définition, le reflet de changement de mode et de saison pour certains produits, par ailleurs, le calendrier des soldes est réglementé en France (encadré 4). Cette caractéristique permet notamment d'expliquer la hausse de la fréquence des baisses en janvier-février et juillet et aussi en partie l'augmentation de la fréquence et de la taille des hausses qui suivent ces mois. La saisonnalité des promotions est beaucoup moins marquée que celle des soldes : la part des promotions augmente légèrement durant les mois autour des périodes de soldes alors qu'elle diminue au moment des soldes. Près de 40 % des promotions sont observées au cours des périodes mars-avril et octobre-novembre (tableau 4). La saisonnalité des soldes très marquée distingue la France des États-Unis puisqu'aux États-Unis, la fréquence des prix en soldes est relativement stable au cours de l'année et la saisonnalité des réductions temporaires est remarquable seulement pour les biens de l'habillement.

La saisonnalité de la taille moyenne des baisses de prix au moment des promotions ou soldes est faible (graphique VIIb).

### **Promotions, soldes et dynamique de l'inflation**

Nous évaluons la contribution des soldes et promotions à la variation mensuelle agrégée des prix. Pour cela, nous reconstruisons une inflation « hors soldes et promotions » en considérant que les prix en soldes ou en promotions ne sont pas modifiés (tableau 3). Plusieurs résultats apparaissent. Tout d'abord, la moyenne de l'inflation mensuelle « hors soldes et promotions » est plus importante que l'inflation incluant les soldes et promotions (0,09 % contre 0,02 %). Si on exclut les promotions et soldes, la fréquence et la taille moyennes de changements sont en effet plus faibles. De plus, les soldes se terminent souvent par un remplacement de produit. Si l'on inclut les changements de prix associés aux

remplacements de produits, l'effet des soldes sur le niveau d'inflation est plus faible car le produit nouveau a généralement un prix proche du produit qu'il remplace. Ensuite, l'inflation hors soldes et promotions est beaucoup moins variable que celle incluant les prix en promotions ou soldes (l'écart-type diminue de 0,41 à 0,11). En moyenne, les soldes et promotions expliquent donc trois quarts de la variabilité de l'inflation mensuelle. Par ailleurs, l'inflation hors soldes et promotions est très corrélée à la fréquence des hausses et des baisses alors que la corrélation avec la taille des hausses et baisses est beaucoup plus faible (tableau 3). Quand les soldes et promotions sont exclus, les fréquences de hausses et de baisses de prix contribuent largement aux variations de l'inflation mensuelle alors que la contribution de la taille des changements est plus limitée (graphique VIII). Enfin, une fois exclus les soldes et les promotions saisonniers, le mois de janvier continue de jouer un rôle particulier : l'inflation mensuelle y est nettement plus élevée que les autres mois en raison du pic régulier de la fréquence des hausses.

Dans quelle mesure les changements de prix associés aux promotions ou soldes ont des déterminants différents des changements de prix habituels ? Nous ré-estimons le modèle Tobit (tableau 5) reliant fréquence et taille de changements de prix à l'inflation et aux récessions, mais en ne considérant pas les soldes et promotions comme des changements de prix. Pour les hausses comme pour les baisses de prix, l'effet marginal de l'inflation cumulée augmente, ce qui suggère que l'inflation jouerait un rôle faible sur l'occurrence et la taille des changements liés aux soldes. Récemment, Anderson *et al.* (2013) obtiennent des résultats similaires : les changements liés aux soldes seraient transitoires et peu déterminés par les variables macroéconomiques. De la même manière, l'effet de la récession est plus souvent significativement négatif sur les ampleurs de changements de prix quand les prix soldés ou en promotions sont exclus. Ce résultat est à relier au caractère réglementé des soldes en France.

### **Soldes et promotions après la loi de modernisation de l'économie**

À partir de janvier 2009, la réglementation des soldes en France a été modifiée. La loi de modernisation de l'économie (LME) permet

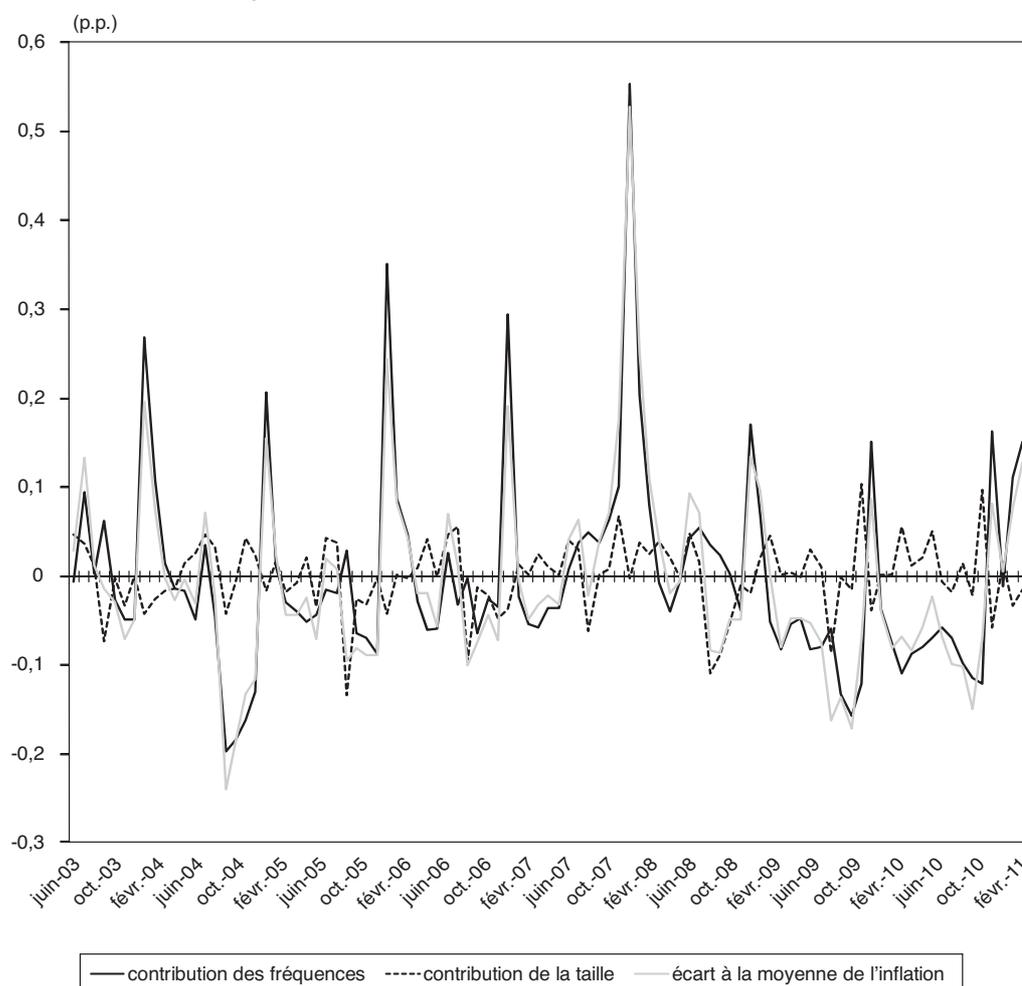
aux détaillants de pratiquer des soldes en dehors des mois de janvier et juillet (encadré 4). L'effet de cette loi sur les réductions temporaires semble modeste. En dehors des mois de janvier et juillet, la fréquence des soldes augmente très légèrement à partir du début de l'année 2009 (graphique VIIa)<sup>16</sup>. La LME semble avoir eu aussi un impact modeste sur les promotions<sup>17</sup> : à partir de la fin 2009, la part des prix des produits

en promotion augmente passant d'environ 1,7 % à 1,9 % en 2010 à un peu plus de 2 % en

16. L'Insee relève les prix de façon mensuelle aussi la mesure de l'apparition d'une semaine de soldes flottants au cours de l'année dans un magasin peut ne pas être mesurée précisément. Toutefois, le grand nombre de détaillants présent dans la base doit permettre d'obtenir des statistiques agrégées représentatives.

17. La LME ne concerne théoriquement que les soldes mais il est possible aussi que la différence entre soldes et promotions soit moins facile à établir pour les enquêteurs de l'Insee après la LME.

Graphique VIII  
Contribution de la taille et de la fréquence des changements à l'inflation mensuelle (2003-2011 – hors énergie – hors soldes et hors remplacements)



Lecture : en noir : l'écart à la moyenne de l'inflation reconstruite à partir de la fréquence et de la taille moyenne des changements de prix (cf. encadré 3) (hors remplacements de produits) ; en gris : contribution des fréquences de hausses et de baisses de prix aux écarts à la moyenne de l'inflation ; en pointillé : la contribution de la taille moyenne des hausses et baisses de prix aux écarts à la moyenne de l'inflation. Le terme résiduel de la décomposition est omis. Par exemple en septembre 2003, l'écart à l'inflation moyenne est proche de - 0,01 point de pourcentage. La taille des changements de prix à une contribution négative de - 0,07 point de pourcentage à cet écart et les fréquences de hausses et baisses ont une contribution positive de 0,06 point de pourcentage.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation en excluant les changements liés aux remplacements de produits, aux promotions et aux soldes et hors tarifs, produits frais et énergie sur la période 2003-2011.  
Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee avril 2003 - avril 2011.

2011 en moyenne<sup>18</sup>. Au total, l'effet de la LME semble marginal sur le comportement de fixation des prix et les écarts peu significatifs.

## Remplacement des produits et changements de prix

La première partie de l'étude s'était centrée sur les changements de prix à produits constants, hors renouvellement mais comme les soldes et les promotions, le renouvellement des produits nécessite un examen spécifique de ses conséquences sur le comportement d'ajustement des prix. Les renouvellements résultent de l'apparition de produits nouveaux sur le marché, de remplacements de produits disparus ou aussi

de changements de point de vente. Ils soulèvent des questions statistiques (encadré 5), mais ils posent aussi des problèmes pour l'interprétation économique puisque le renouvellement d'un produit induit une décision sur le nouveau prix du produit. Ainsi, Shapiro et Wilcox (1996) et Moulton et Moses (1997) soulignent que les remplacements de produits permettent d'expliquer la moitié de l'inflation (un tiers si on exclut le secteur de l'habillement). Nakamura et Steinsson (2010 et 2012) ont récemment illustré le rôle du renouvellement des produits dans la dynamique des prix et ses effets macro-économiques. Les modèles de rigidité des prix

18. À partir de données sur le secteur de l'habillement une analyse du Credoc (2012) montre le faible recours aux soldes flottants mais aussi l'augmentation du volume d'achats en promotions sur cette période.

### Encadré 5

#### PRISE EN COMPTE ET MESURE DES REMPLACEMENTS DE PRODUIT

La prise en compte et la mesure du renouvellement des produits représente une difficulté particulière pour le calcul de l'indice de prix (Lequiller 1997 et Guédès 2004). Il convient de distinguer tout d'abord les remplacements de produit volontaires et ceux qui sont forcés. Les premiers correspondent au rééchantillonnage des produits composant l'indice. Pour ces produits l'Insee procède ainsi souvent en décembre à une mise à jour des produits et des pondérations des produits qui composent l'indice et mesure les prix avant et après le remplacement pour le produit remplacé et celui qui le remplace. Ce cas ne pose pas de problème particulier pour l'indice de prix dans la mesure où l'indice du mois de janvier est calculé uniquement sur le nouvel échantillon de produits et l'introduction de nouveaux produits n'a pas d'impact sur l'indice de janvier. Les remplacements forcés correspondent non pas à un choix d'échantillonnage par l'Insee mais à la disparition du produit du point de vente pour différentes raisons (changement de mode, fin de vie d'un produit liée au changement technologique, etc....).

Différents traitements sont utilisés :

- i) Le produit est remplacé en « équivalent » – c'est-à-dire si le nouveau produit est considéré semblable au précédent, en particulier si les caractéristiques techniques sont équivalentes. Dans ce cas, la différence de prix est totalement assimilée à une variation pure de prix. Par exemple, si une bouteille d'eau minérale de 1,5 litre est remplacée par une bouteille de 1 litre de la même marque dans un point de vente, la variation retenue sera la variation du prix au litre entre les deux produits (qui ne sont pas considérés comme des produits qualitativement différents).
- ii) Le produit est remplacé en « dissemblable » – c'est-à-dire que les caractéristiques techniques entre le

nouveau et l'ancien produit diffèrent assez. Dans la plupart de ces cas, l'Insee attribue au produit disparu l'évolution de prix de produits proches dans le même point de vente ou un point de vente analogue. Un exemple possible est le cas d'un modèle de meuble cessant d'être vendu (les différences de forme, de design rendant difficile la quantification de la différence de qualité).

iii) Enfin, le dernier cas est celui où le changement des caractéristiques du produit et de sa qualité est évalué explicitement, par exemple par une méthode de prix hédoniques. Dans ce cas, l'Insee corrige la différence de prix en appliquant un coefficient de qualité. C'est le cas par exemple pour les lave-linges : le prix peut être expliqué économétriquement par des caractéristiques techniques : capacité de chargement en kg, nombre de tours/minutes,... La hausse de prix observée lors de l'apparition d'un nouveau modèle plus performant sera corrigée de la hausse de prix « expliquée » par l'amélioration des caractéristiques techniques.

Dans le calcul des statistiques de fréquence et de durées présentés dans cet article nous présentons des calculs sous des hypothèses alternatives : i) en excluant les observations (et les changements de prix) associés à des changements de produits ; ii) en incluant les changements de prix observés lors des changements de produits ; iii) en incluant les changements de prix observés lors des changements de produits et en corrigeant par le coefficient qualité lorsqu'il est renseigné dans les données utilisées. Dans les deux derniers cas, le changement de produit n'implique pas une nouvelle trajectoire de prix, mais on considère que le changement de produit a induit un changement de prix pour ce produit. L'information fournie par l'Insee pour les remplacements forcés est un code qualitatif précisant comment le produit a été remplacé et par quel produit il a été remplacé.

supposent qu'il existe un coût à changer les prix et que c'est l'existence de ce coût qui incite les entreprises à espacer leur décision de changer de prix. Nakamura et Steinsson (2010) suggèrent qu'à l'occasion d'un remplacement de produit, le coût à payer pour changer son prix est marginalement très faible notamment si ce changement de produit est justifié par des considérations techniques, des changements de goût des consommateurs... Dans ce cas, il est optimal pour l'entreprise d'attendre pour changer son prix, le moment où le coût d'ajustement sera marginalement le plus faible, c'est-à-dire au moment du renouvellement des produits. Sous cette hypothèse, il est opportun de prendre en compte les changements de prix associés aux renouvellements des produits dans l'estimation de la fréquence de changements de prix et dans l'évaluation du degré de rigidité des prix. En outre, Nakamura et Steinsson (2012) mettent en évidence l'importance de la prise en compte du renouvellement des produits pour comprendre la dynamique agrégée de l'inflation. Cette partie de notre étude vise à caractériser des comportements de renouvellement ou de substitution de produits, à en mesurer l'effet sur les mesures de rigidité des prix et l'impact sur la dynamique agrégée de l'inflation en France.

### En moyenne, 3,6% des relevés de prix correspondent à un remplacement de produit

Sur l'ensemble des relevés de prix, chaque mois en moyenne, 3,6 % des observations sont affectées par un changement de produit (tableau 8).

Par comparaison, sur les seuls relevés de prix de l'année 2003, Guédès (2004) obtient un taux de remplacement de 2,7 % (en considérant les remplacements « en dissemblable » avec ajustement qualité) et supérieur à 4 % pour l'ensemble des remplacements. Des résultats comparables sont aussi obtenus sur données américaines : 3,4 % selon Bills et Klenow (2004).

Le remplacement des produits crée une difficulté pour la mesure des variations de prix. Les résultats présentés précédemment ont été obtenus en considérant que le changement de produit marquait la fin d'une trajectoire de prix. On peut aussi considérer qu'après le remplacement d'un produit on continue à observer un produit équivalent et que le changement de prix éventuel au moment du remplacement doit être considéré comme un ajustement effectif de prix. Si on fait cette hypothèse, la fréquence de changements de prix est alors plus élevée : elle passe de 17,2 % à 19,3 % (tableau 7). Ce résultat est peu modifié si on tient compte des ajustements qualité au moment des remplacements de produit<sup>19</sup>. Sur données américaines, considérer les substitutions de produits comme des changements de prix conduit à réévaluer la fréquence de changement de prix de l'ordre de 1 à 2,5 p.p. (26,5 à 27,7 % pour Nakamura et Steinsson, 2008 ; 23,6 à 26,1 % pour Bills et Klenow, 2004).

19. Ceux pour lesquels nous disposons d'une information dans la base de données.

Tableau 7  
Fréquence et taille des changements de prix : prise en compte des remplacements

(en %)	Hors remplacement	Avec remplacement, sans ajustement qualité	Avec remplacement, avec ajustement qualité
Fréquence	17,2	19,3	19,4
Part de baisses	39,2	39,4	39,4
Taille moyenne des hausses de prix	9,2	11,5	11,4
Taille moyenne des baisses de prix	- 9,7	- 10,6	- 10,6

Lecture : l'hypothèse « Hors remplacement » correspond au cas où les remplacements de produits ne sont pas considérés comme des changements de prix. Dans ce cas, les trajectoires s'arrêtent le mois du remplacement. Dans les deux autres cas, les remplacements sont considérés comme de possibles changements de prix et les trajectoires sont poursuivies et ne s'arrêtent pas avec le remplacement du produit. Dans le cas « Avec remplacement, avec ajustement qualité », le prix du nouveau produit est corrigé d'un effet qualité alors que ce n'est pas le cas dans l'hypothèse « Avec remplacement, sans ajustement qualité ». La part des baisses est la proportion moyenne de baisses de prix parmi les changements de prix. La taille des hausses et des baisses est la moyenne mesurée sur l'ensemble des changements de prix observés quand ils sont différents de 0. Les statistiques ont été pondérées en utilisant la structure de pondérations de l'indice à un niveau désagrégé. En moyenne, 19,3 % des prix sont modifiés chaque mois sur la période avril 2003 - avril 2011 quand on prend en compte les changements de prix associés aux changements de produits.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

La prise en compte des remplacements a aussi un impact sur la mesure de la taille des changements. Une fois considéré le remplacement de produits, la taille moyenne des changements est supérieure 11,5 % pour les hausses contre 9,2 % sans les remplacements et -10,6 % contre - 9,7 % pour les baisses (tableau 7).

### 10 % des relevés de prix pour l'habillement et les biens durables sont des remplacements

Les taux de substitution varient assez fortement selon les secteurs ce qui reflète les cycles de vie différents des produits. Les remplacements de produits concernent principalement les produits manufacturés : pour les biens durables, 9,5 % des relevés sont des remplacements de produits, pour les produits de l'habillement, le taux de remplacement mensuel moyen est de 10,3 % alors que pour les autres produits manufacturés le taux de remplacement est plus faible (3,9 %) (tableau 8). Pour les produits alimentaires, les services ou l'énergie, les taux de remplacement sont voisins de ou inférieurs à 2 %<sup>20</sup>. La fréquence de remplacement mesurée aux États-Unis par Nakamura et Steinsson (2008) est de 10 % pour les secteurs de l'habillement et des transports, environ 5 % par mois pour les meubles et les produits de loisirs et entre 0 et 2 % pour le reste des produits ou des services.

La prise en compte des substitutions dans la fréquence des changements de prix augmente donc surtout la fréquence de changements pour les biens manufacturés. Pour l'habillement et les biens durables la fréquence de changements augmente passant de 11 % et 15 % à 17 % et 22 %. La hausse est de 3 p.p. pour les autres biens manufacturés (tableau 8).

Les substitutions de produits sont suivies pour environ 44 % par une hausse de prix, pour 30 % par une baisse et pour 26 % des remplacements les prix ne changent pas, les différences entre secteurs étant limitées<sup>21</sup>. Cette répartition hausses/baisses au moment de la substitution est peu modifiée une fois que l'effet qualité est pris en compte. La taille des changements de prix pour les biens manufacturés est sensiblement affectée par la prise en compte des remplacements : pour les biens durables et les autres biens manufacturés, la prise en compte des remplacements augmente la taille moyenne des hausses de l'ordre de 4 p.p. et modifie plus

20. Guédès (2004) souligne cette hétérogénéité sectorielle importante et met en avant quelques produits où les taux de substitution sont importants : les produits de communication (11,2 %), habillement et chaussures (6,4 %), produits de loisirs et culture (4,2 %) et ameublement (3,9 %).

21. Pour les biens durables, les services et l'énergie la part des hausses est un peu plus importante que la moyenne alors que pour l'énergie, les produits alimentaires et les biens durables c'est la part des baisses qui est légèrement supérieure à la moyenne.

Tableau 8  
Fréquence des remplacements de produits, fréquence et taille des changements de prix par produit

(en %)	Pourcentage de remplacements	Fréquence de changement	Taille des hausses	Taille des baisses	À la date du remplacement	
					Proportion de hausses	Proportion de baisses
Total	3,6	19,3	11,5	-10,6	43,7	30,0
Produits alimentaires	2,2	20,6	10,5	-9,3	38,9	34,8
Biens manufacturés						
Biens durables	9,5	21,9	20,0	-14,2	48,0	35,1
Habillement Textile	10,3	17,0	48,4	-28,1	40,0	26,2
Autres	3,9	14,1	12,9	-12,9	41,6	31,1
Énergie	0,7	77,1	3,8	-3,9	50,4	35,3
Services	2,0	8,0	8,8	-12,6	48,8	23,2

Lecture : le pourcentage de remplacements est le nombre de prix correspondant à des changements de produits parmi l'ensemble des relevés de prix effectués sur la période. Les remplacements sont considérés comme de possibles changements de prix et les trajectoires sont poursuivies et ne s'arrêtent pas avec le remplacement du produit. Les statistiques par produit sont calculées avec l'hypothèse « sans ajustement qualité » mais les résultats sont très semblables avec l'hypothèse de remplacement où on tient aussi compte de l'effet qualité. La fréquence de changements est la proportion de prix qui sont modifiés parmi l'ensemble des relevés de prix. La taille des hausses et des baisses est la moyenne mesurée sur l'ensemble des changements de prix observés quand ils sont différents de 0. Les proportions de hausses et de baisses au moment du remplacement sont les proportions de prix qui sont modifiés à la hausse ou à la baisse le mois du changement de produit. Par exemple, 43,7 % des remplacements conduisent à une hausse de prix. Les statistiques ont été pondérées en utilisant la structure de pondérations de l'indice à un niveau désagrégé.

Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation hors tarifs et produits frais sur la période 2003-2011.

Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

faiblement la taille moyenne des baisses. Au contraire pour l'habillement, la prise en compte des remplacements diminue la taille moyenne des changements de prix en valeur absolue (- 12 p.p. pour les hausses et - 5 p.p. pour les baisses) (tableau 8).

### **Les remplacements de produits sont plus fréquents en mars, septembre et octobre**

La fréquence des remplacements de produits est légèrement saisonnière. Les remplacements sont un peu plus fréquents en février-mars et septembre-octobre. Au contraire, les remplacements sont moins fréquents en juillet. Des différences sectorielles existent : la saisonnalité des remplacements est très marquée pour les produits manufacturés notamment l'habillement en mars et septembre alors que dans les services, les remplacements sont concentrés en janvier<sup>22</sup>.

Afin de tester l'impact de l'inflation ou de l'activité économique sur les changements de prix liés aux remplacements de produits, nous ré-estimons le modèle Tobit (voir tableau 5) en considérant que les remplacements de produit induisent un changement de prix. Dans cette configuration, l'effet marginal de l'inflation cumulée a tendance à diminuer pour la probabilité et la taille de changement de prix. Ce résultat suggère que les remplacements de produit sont peu affectés par les mouvements sur l'inflation mais sans doute davantage par le cycle du produit ou la saisonnalité de la demande de certains produits. L'effet marginal associé au ralentissement de l'activité économique est peu affecté quand on inclut les substitutions de produit comme changements de prix.

### **Les remplacements contribuent positivement au niveau d'inflation**

Pour évaluer l'effet des remplacements sur l'inflation, nous reconstituons une inflation mensuelle en considérant que la trajectoire de prix d'un produit se poursuit même s'il est remplacé au cours du temps (*i.e.* les remplacements de produits sont équivalents à des changements de prix). Le tableau 3 indique que les remplacements ont un impact positif important sur l'inflation mensuelle moyenne qui passe de 0,02 hors remplacements à 0,13 avec remplacements. Le graphique IX représente l'inflation en considérant les changements de produits et l'inflation mensuelle en les excluant. La différence

positive entre les deux inflations mensuelles est significative et stable au cours du temps. Quand on considère les remplacements, les tailles et fréquence de hausses de prix augmentent davantage que pour les baisses, ce qui explique la hausse de l'inflation moyenne (graphique IXa). La variabilité de l'inflation mensuelle n'augmente que légèrement passant de 0,41 à 0,43. Les corrélations avec fréquence et taille de changements sont du même ordre de grandeur que celles obtenues en ne considérant pas les remplacements. Si on considère le cas où sont exclus les changements de prix temporaires liés aux soldes et promotions, l'inflation mensuelle augmente significativement : elle passe de 0,09 % en ne considérant pas les remplacements à 0,14 % en les considérant. Cet écart est aussi très stable au cours du temps (graphique IXb). Par ailleurs, la variabilité de l'inflation mensuelle hors soldes et promotions est égale à 0,11 avec ou sans remplacements.

Au total, les remplacements de produits semblent donc jouer un effet positif important sur l'inflation moyenne. Une explication possible est l'absence de coût d'ajustement des prix au moment des changements de produit (Nakamura et Steinsson 2010) qui fait des remplacements de produits une circonstance opportune de changement de prix. La contribution significative des remplacements à l'inflation moyenne, et le fait que l'inflation « hors remplacements » soit proche de 0, ne signifie pas toutefois que les remplacements soient la cause fondamentale de l'inflation, ou même un facteur principal : d'autres facteurs (comme le progrès technique, la politique monétaire...) peuvent aussi avoir un impact considérable (négatif ou positif) sur l'inflation moyenne mais se neutraliser<sup>23</sup>. Enfin, les remplacements ont un impact limité sur la variabilité de l'inflation mensuelle.

\* \*  
\*

Pour conclure, nous revenons sur les principaux résultats de notre étude et discutons quelques enseignements possibles pour la question de la rigidité des prix.

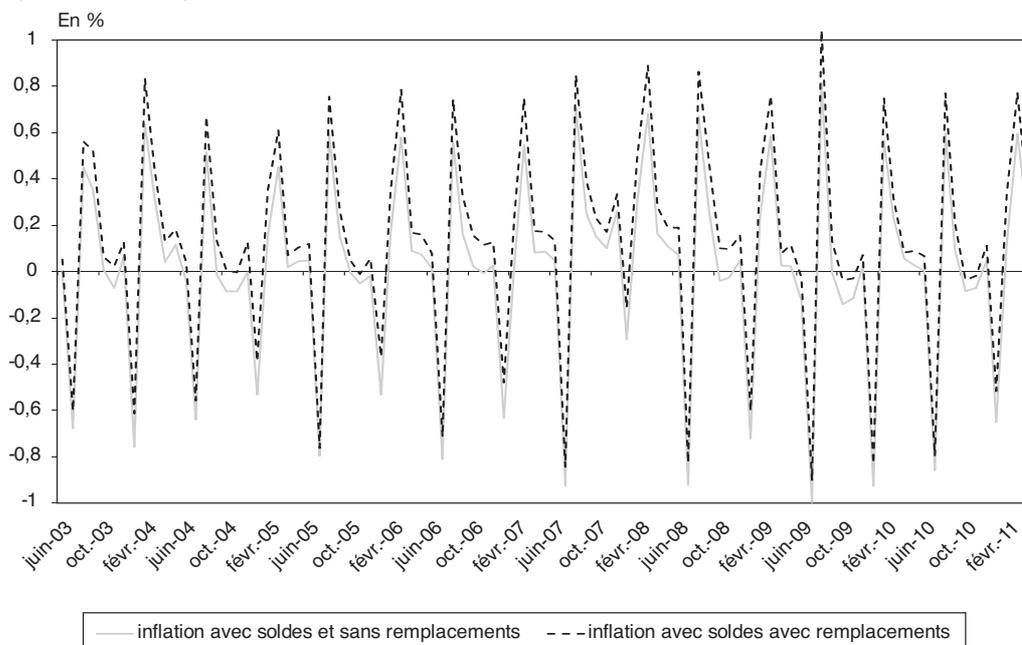
22. Nakamura et Steinsson (2010) mettent aussi en évidence des saisonnalités différenciées d'introduction de nouveaux produits selon les produits : février et septembre pour l'habillement, octobre-novembre pour les produits de l'automobile alors que pour les meubles ou les produits de loisir aucune saisonnalité n'apparaît.  
23. En outre, il est important de noter que ce résultat n'est obtenu que sur 65 % du champ de l'indice de prix.

Tout d'abord, les prix changent relativement peu fréquemment, et la variance de la distribution

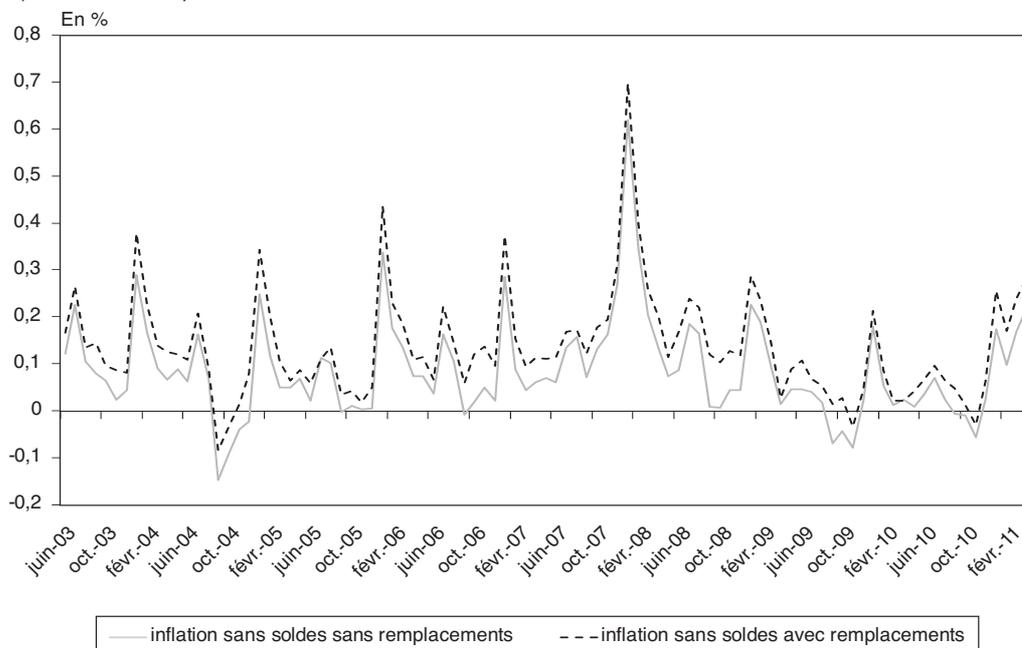
des changements de prix est importante. Les changements de prix de grande taille sont

Graphique IX  
**Inflation mensuelle avec ou sans prise en compte des remplacements sur la période 2003-2011 (sauf énergie)**

a) Avec soldes et promotions



b) Hors soldes et promotions



Lecture : en gris, inflation mensuelle en considérant que les changements de produits sont de possibles changements de prix et les trajectoires sont poursuivies et ne s'arrêtent pas avec le remplacement du produit ; en noir pointillé, inflation mensuelle en ne considérant pas que les remplacements sont de possibles changements de prix et les trajectoires s'arrêtent avec le remplacement du produit. Champ : relevés mensuels individuels de prix à la consommation hors tarifs, produits frais et énergie sur la période 2003-2011. Source : relevés des prix à la consommation de l'Insee.

nombreux même si une partie d'entre eux sont reliés aux comportements de soldes et de promotions. Par ailleurs, les petits changements de prix sont très fréquents. Ce résultat est peu compatible avec l'explication de la rigidité des prix par un modèle standard de « coût de menu » et suggère des formes plus complexes de coûts associés aux changements de prix. Midrigan (2011) propose par exemple un modèle où un seul coût d'ajustement est subi par le détaillant quand il change le prix de plusieurs produits simultanément, ce qui introduit des économies d'échelle dans la révision des prix et donne lieu à des petits changements de prix.

Les soldes et promotions contribuent fortement à la volatilité de l'ampleur des hausses et des baisses de prix. Les trois quarts de la variabilité de l'inflation mensuelle sont expliqués par les soldes et les promotions, alors que les remplacements ne contribuent que très marginalement à ces variations. Hors soldes et promotions, la variance de l'inflation mensuelle est presque entièrement expliquée par des variations sur les fréquences de hausses et de baisses de prix. Il semble que les changements de prix associés aux soldes et promotions répondent plus faiblement aux déterminants macroéconomiques que les autres changements de prix. Les décisions de changements de prix des détaillants au moment des soldes seraient pour l'essentiel guidées par des chocs spécifiques, par opposition aux chocs macroéconomiques. Ceci suggère qu'il est

légitime, dans les travaux macroéconomiques de considérer une mesure de la rigidité des prix hors soldes.

Même en excluant les soldes, les changements de prix sont beaucoup plus fréquents en janvier, et les changements de prix de janvier contribuent fortement à l'inflation. Au contraire, une fois les soldes exclus, la taille des changements n'est pas saisonnière. En janvier ont lieu des révisions de prix régulières qui ne sont pas forcément déterminées par la taille des chocs. La présence de telles révisions de prix est cohérente avec les modèles théoriques de « rigidité d'information » qui s'explique par les coûts associés au processus d'acquisition de l'information. La présence de rigidité d'information tend à accroître la persistance de l'inflation.

Enfin, l'impact de la récession de 2008-2009 sur la rigidité des prix est significatif mais faible. Cette stabilité de la fréquence de changements de prix au moment de la récession s'est traduite par la relative stabilité de l'inflation sur cette période. Le paradoxe de la faible réaction de l'inflation à la crise économique récente a été relevé par différents observateurs (BCE, 2012 ; FMI, 2013). Nos résultats suggèrent que l'explication n'est pas à rechercher du côté d'une rigidité accrue des prix, mais plutôt de la rigidité de leurs déterminants (coûts notamment). Un examen de cette conjecture serait un prolongement intéressant de la présente étude. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Alvarez F. E., Lippi F. et Paciello L. (2011)**, « Optimal Price Setting With Observation and Menu Costs », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 126(4), pp. 1909-1960.

**Anderson E., Nakamura E., Simester D. et Steinsson J. (2013)**, « Informational Rigidities and the Stickiness of Temporary Sales », *Document de travail*, Columbia Business School.

**Banque Centrale Européenne (2012)**, « The development of prices and costs during the 2008-2009 Recession », *Monthly Bulletin*, April 2012.

**Baudry L., Le Bihan H., Sevestre P. et Tarrieu S. (2005)**, « La rigidité des prix en France : quelques enseignements des relevés de prix à la consommation », *Économie et Statistique*, 386, pp. 37-57.

**Berger D. et Vavra J. (2011)**, « Dynamics of the U.S. Price Distribution » *Document de travail*, University of Chicago.

**Bils M. et Klenow P.J. (2004)**, « Some Evidence on the Importance of Sticky Prices », *Journal of Political Economy*, 112, 5, pp. 947-985.

**Calvo G. (1983)**, « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), pp. 383-98.

**Carbonnier C. (2009)**, « Différence des ajustements de prix à des baisses ou hausses de TVA : un examen empirique à partir des réformes de 1995 et 2000 », *Économie et Statistique*, 413, pp. 3-20.

**Cecchetti S. (1986)**, « The Frequency of Price Adjustment: A Study of the Newsstand Prices

- of Magazines », *Journal of Econometrics*, 31, pp. 255-274.
- Coibion O., Gorodnichenko Y. et Hong G.H. (2012)**, « The Cyclicalities of Sales, Regular, and Effective Prices: Business Cycle and Policy Implications », *Working Paper 18273*, NBER.
- Credoc (2012)**, *Rapport de Mission sur les dispositifs de soldes, soldes flottants, promotions, ventes et autres soldes privés*, Y. Merlière, D. Jacomet et E. Chaballier (dir.).
- Dhyne E., Alvarez L., Le Bihan H. et al (2006)**, « Price Changes in the Euro Area and the United States : Some Facts from Individual Consumer Price Data », *Journal of Economic Perspectives* 20, 2, pp. 171-192.
- Économie et Statistique (2012)**, *La modélisation macroéconomique. Continuités, tensions*, numéro special 451-453, Pierre Morin (dir.).
- Eichenbaum M., Jaimovitch N. et Rebelo S. (2011)**, « Reference Prices, Costs and Nominal Rigidities », *American Economic Review*, 101(1), pp. 234-262.
- Eichenbaum M., Jaimovitch N., Rebelo S. et Smith J. (2012)**, « How Frequent Are Small Prices ? », *Working Paper 17956*, NBER.
- Fonds Monétaire International (2013)**, « The dog that didn't bark: has inflation been muzzled or was it just sleeping ? », *World Economic Outlook*, chap. 3, Avril.
- Fougère D., Le Bihan H. et Sevestre P. (2007)**, « Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: a Microeconomic Investigation », *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, pp. 247-264.
- Gagnon E. (2009)**, « Price Setting during Low and High Inflation: Evidence from Mexico », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 124(3), pp. 1221-1263.
- Gautier E. (2009)**, « Les ajustements microéconomiques des prix : une synthèse des modèles théoriques et résultats empiriques », *Revue d'Économie Politique*, 119(3), pp. 323-372.
- Gautier E. et Le Saout R. (2012)**, « The Dynamics of Gasoline Prices: Evidence from Daily French Micro Data », *Document de Travail 375*, Banque de France.
- Gertler M. et Leahy J. (2008)**, « A Phillips Curve with an Ss Foundation », *Journal of Political Economy*, vol. 116(3), pp. 533-572.
- Guédès D. (2004)**, « Impact des ajustements de qualité dans le calcul de l'indice des prix à la consommation », *Document de Travail n° F0404*, Insee.
- Insee (1998)**, Pour comprendre l'indice des Prix, *INSEE Méthodes*, n° 81-82.
- Kashyap A.K. (1995)**, « Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110(1), pp. 245-74.
- Kehoe P.J. et Midrigan V. (2008)**, « Temporary Price Changes and the Real Effects of Monetary Policy », *May 2008 - Working Paper 661*, Federal Reserve of Minneapolis.
- Kehoe P.J. et Midrigan V. (2012)**, « Prices are Sticky After All », *Staff Report 413*, Federal Reserve of Minneapolis.
- Kempf H. (2005)**, « Rigidités nominales : le difficile passage de l'empirique au théorique », *Économie et Statistique*, n° 386, pp. 81-89.
- Klenow P.J. et Kryvtsov O. (2008)**, « State Dependent or Time Dependent Pricing: Does It Matter for Recent US Inflation », *Quarterly Journal of Economics*, vol 123(3), pp. 863-904.
- Klenow P.J. et Malin B.A. (2010)**, « Microeconomic Evidence on Price-Setting », dans Benjamin M. Friedman & Michael Woodford (ed.), *Handbook of Monetary Economics*, ed. 1, vol. 3, chap. 6, pp. 231-284.
- Laffargue J., Malgrange P. et Morin P. (2012)**, « La nouvelle synthèse néo-classique : une introduction », *Économie et Statistique*, 451-453, pp. 31-44.
- Le Bihan H. (2009)**, « 1958-2008, Avatars et enjeux de la courbe de Phillips », *Revue de l'OFCE*, 4, pp. 81-101.
- Lequiller F. (1997)**, « L'indice des prix à la consommation surestime-t-il l'inflation ? », *Économie et Statistique*, n°303, pp. 3-32.
- Midrigan V. (2011)**, « Menu Costs, Multi-Product Firms and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, vol. 79(4), pp. 1139-1180.
- Moulton B. R. et Moses K. E. (1997)**, « Addressing the Quality Change Issue in the

- Consumer Price Index », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 28(1), pp. 305-366.
- Nakamura E. et Steinsson J. (2008)**, « Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models », *Quarterly Journal of Economics*, 123 (4), pp. 1415-1464.
- Nakamura E. et Steinsson J. (2010)**, « Monetary Non-Neutrality in a Multisector Menu Cost Model », *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), pp. 961-1013.
- Nakamura E. et Steinsson J. (2012)**, « Lost in Transit: Product Replacement Bias and Pricing to Market », *American Economic Review*, vol. 102(7), pp. 3277-3316.
- Nakamura E. et Steinsson J. (2013)**, « Price Rigidity: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications », *Annual Review of Economics*, vol. 5, pp. 133-163.
- Portier F. (1994)**, « Les ajustements des prix et salaires : enjeux théoriques et mesure statistique », *Économie et Statistique*, 273, pp. 53-73.
- Shapiro M. D. et Wilcox D. W. (1996)**, « Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation », NBER Chapters, dans *NBER Macroeconomics Annual 1996*, vol. 11, pp. 93-154.
- Sheedy K. et Guimaraes B. (2011)**, « Sales and Monetary Policy », *American Economic Review*, 101(2), pp. 844-876.
- Taylor J.B. (1999)**, « Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics », dans Taylor, J.B. et M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland.
- Vavra J. (2013)**, « Inflation Dynamics and Time-Varying Volatility: New Evidence and an Ss Interpretation », *Quarterly Journal of Economics*, à paraître.
- Vermeulen P., Dias D., Dossche M., Gautier E., Hernando I., Sabbatini R. et Stahl H. (2012)**, « Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Producer Price Data », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 44, n° 8, pp. 1631-1650.
- Wulfsberg F. (2010)**, « Inflation and Price Adjustments: Evidence from Norwegian Consumer Price Data 1975-2004 », *Working Paper*, Norges Bank.
-

