

---

---

**NOTES D'ÉTUDES**

---

**ET DE RECHERCHE**

---

**LES AJUSTEMENTS MICROÉCONOMIQUES**

**DES PRIX :**

**UNE SYNTHÈSE DES MODÈLES THÉORIQUES ET**

**RÉSULTATS EMPIRIQUES**

Erwan Gautier

Avril 2008

**NER - E # 211**



**LES AJUSTEMENTS MICROÉCONOMIQUES**  
**DES PRIX :**  
**UNE SYNTHÈSE DES MODÈLES THÉORIQUES ET**  
**RÉSULTATS EMPIRIQUES**

Erwan Gautier

Avril 2008

**NER - E # 211**

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « [www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr) ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website “[www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr)”.

Les ajustements microéconomiques des prix :  
une synthèse des modèles théoriques et résultats empiriques\*

**Erwan GAUTIER**<sup>†</sup>

15 Avril 2008

---

\*DGEI-DIR-RECFIN 41-1391, Banque de France, 31 rue Croix-des-petits-champs, 75049 Paris Cedex 01, France (erwan.gautier@banque-france.fr). Je tiens à remercier H. Kempf et H. Le Bihan ainsi que les participants au séminaire de recherche de la Banque de France pour leurs remarques et suggestions. Les opinions exprimées dans ce papier ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France.

<sup>†</sup>Banque de France, Service de Recherche en Economie et Finance - GRECSTA (UMR 2200 CNRS).

## **Résumé**

La macroéconomie néo-keynésienne repose sur l'hypothèse qu'il existe des rigidités nominales au niveau microéconomique et notamment que les prix sont rigides : les entreprises ne peuvent pas ajuster leur prix de façon continue. Cet article propose une synthèse des différents travaux récents portant sur les modèles microéconomiques de fixation des prix et sur leur évaluation empirique. Deux explications justifient la rigidité des prix au niveau microéconomique : un premier modèle suppose que les prix sont dépendants du temps, à chaque période une proportion exogène des entreprises peut ajuster ses prix. La littérature empirique évalue cette proportion d'entreprises changeant à chaque période et teste la stabilité de cette proportion au cours du temps. Un deuxième modèle suppose que les prix sont dépendants de l'état. Les entreprises subissent à chaque changement de prix un coût fixe et il peut être alors optimal pour ces entreprises de différer le changement de prix. La littérature empirique s'est attachée à évaluer l'importance de ces coûts d'ajustement et leurs conséquences sur l'inflation notamment.

**Mots-clés :** Rigidité des prix, inflation, politique monétaire

**Codes JEL :** E31, E52

## **Abstract**

Microeconomic price rigidity is one of the main assumptions of the neo-keynesian macroeconomic models. Firms are not able to adjust continuously their prices. In this paper, we make a synthesis of the main microeconomic price setting theoretical models and of their empirical counterparts. Price rigidity is often justified by two models: a first one assumes that prices are time-dependent. At each period, a constant proportion of firms can change their prices. A lot of recent empirical works provide estimates of this proportion and evaluate its stability over time. A second model assumes that prices are state-dependent. Firms have to pay an adjustment cost each time they change their price and it can be optimal to differ a price change. These adjustments costs are empirically measured and empirical studies focus on the impact of these menu costs on the inflation process.

**Keywords:** Price rigidity, inflation, monetary policy

**JEL codes:** E31, E52

## Résumé non technique

La littérature portant sur la dynamique des prix au niveau microéconomique a connu un regain récent expliqué par la nécessité de mieux microfonder empiriquement les modèles macroéconomiques. Aujourd'hui, la plupart des modèles dynamiques d'équilibre général stochastique repose en effet sur l'hypothèse qu'au niveau microéconomique, les entreprises changent peu fréquemment leurs prix. La non-neutralité de la monnaie est ainsi expliquée par l'existence de rigidités nominales empêchant les entreprises d'ajuster leurs prix de façon continue aux chocs. On peut distinguer deux types de microfondations théoriques de la rigidité des prix. Un premier type d'hypothèses suppose que les prix sont dépendants du temps, c'est à dire qu'à chaque période une partie seulement des entreprises peut ajuster ses prix. Un deuxième type d'hypothèse théorique suppose que les prix sont dépendants de l'état : les entreprises font face à un coût fixe d'ajustement appelé coût de menu au moment de changer leurs prix et il peut être optimal pour ces entreprises de différer un changement de prix. Grâce à la disponibilité nouvelle de données microéconomiques de prix, les évaluations empiriques de ces hypothèses connaissent un développement récent. Dans cet article, nous confrontons les modèles théoriques de fixation des prix aux résultats empiriques obtenus ces dernières années. Il s'agit de comprendre dans quelle mesure les études empiriques récentes viennent confirmer ou infirmer les hypothèses des modèles théoriques et en quoi cette information est utile pour comprendre l'effet de la politique monétaire sur la production.

Un premier résultat est qu'au niveau microéconomique, les prix ne sont pas parfaitement flexibles. La durée entre deux changements de prix est de 6 mois en Europe et légèrement moins aux Etats-Unis. Par ailleurs, il existe une grande hétérogénéité sectorielle : les prix de l'énergie sont modifiés très fréquemment alors que ceux des services changent en moyenne tous les ans. Enfin, le dernier résultat important issu de ces études est que la proportion de baisses de prix est significative, autour de 40%.

Deuxièmement, les études semblent conclure que les règles de dépendance au temps permettent de reproduire un certain nombre de faits stylisés au niveau microéconomique comme : i) l'importance des contrats soulignée par les enquêtes auprès des entreprises; ii) l'échelonnement des changements de prix; iii) beaucoup d'études concluent qu'un mélange de modèles de Taylor et de Calvo permet de reproduire les fréquences de changements de prix observées. Toutefois, le modèle de *state-dependence*, plus riche dans son interprétation économique, permet de rendre compte des

coûts d'ajustement significatifs subis par les entreprises au moment des changements de prix. Un nombre important d'enquêtes mais aussi d'évaluations économétriques mettent en avant le rôle significatif joué par ces coûts. Enfin, les modèles structurels ou semi-structurels *state-dependent* estimés permettent une compréhension plus fine des comportements conduisant à un changement de prix. Il est maintenant possible de distinguer la rigidité des prix issue de la rigidité des facteurs déterminant le prix de celle issue des coûts à changer le prix.

Enfin, les études microéconomiques montrent que les modèles macroéconomiques utilisant une règle de fixation des prix à la Calvo et un paramètre d'indexation simplifient beaucoup le mécanisme de fixation des prix tel qu'il est observé. L'indexation des prix à l'inflation passée est très faible dans la plupart des pays et la probabilité de changer son prix n'est pas indépendante du contexte économique de l'entreprise. Toutefois, l'introduction de modes de fixation de prix plus complexes permet certes d'améliorer la pertinence empirique des microfondations mais ajoute aussi beaucoup de difficultés techniques et ne permet pas toujours de répliquer les dynamiques agrégées.

### **Non technical summary**

The number of studies dealing with microeconomic price setting has been recently renewed. This renewal is mostly explained by the need of better microfoundations in macroeconomic models. The assumption of infrequency of price change is one of the most important hypothesis of the dynamic stochastic general equilibrium models. The non neutrality of money is then explained by the existence of nominal rigidities that prevent firms from continuously adjusting their prices to shocks. Two types of theoretical microfoundations of price rigidity can be distinguished: first, prices are time-dependent. At each period, only a proportion of firms can adjust their prices. Secondly, prices are state-dependent: firms have to pay an adjustment cost (called menu cost) each time they change their prices and it could be optimal not to change their prices immediately. Thanks to a new availability of price microeconomic data sets, empirical evaluations of these assumptions have been recently growing. In this article, we compare the predictions of theoretical models with their empirical estimations. Do these new empirical studies confirm or not the main assumptions that are usually made in macroeconomic models? Can these new empirical results be useful to understand the effect of the monetary policy?

A first set of results show that at the microeconomic level, prices are not perfectly flexible. The price duration is around 6 months in Europe and a little less in the United States. There

also exists a huge heterogeneity across sectors: energy prices are modified very frequently whereas service prices are changed only once a year. The proportion of decreases is significant, around 40%.

Secondly, many empirical studies conclude that time dependent rules can replicate some stylised facts at the microeconomic level: i) the relevance of price contracts as shown by firms' surveys; ii) the staggering of price changes; iii) a mixture of Taylor and Calvo rules is able to replicate the main patterns of the frequency of price changes. However, state-dependent models help to provide a deeper economic analysis and can take into account the significant costs of adjustment that firms have to pay at the price change. A lot of surveys but also some econometric evaluations show that these adjustment costs are not negligible. Moreover, structural or semi-structural state-dependent models estimated with microeconomic data allow a better understanding of the price change behaviour. We could for example distinguish price rigidity caused by the rigidity of the underlying determinants of price and the rigidity caused by the menu costs.

Lastly, using a Calvo model and a parameter of indexation in macroeconomic models is an important simplification of the price change behaviour if we consider the microeconomic evidence. Very little evidence in favour of price indexation to past inflation is found in the data and the probability of price change depends on the firm economic shocks. However, introducing more complex price setting rules leads to important technical difficulties and macroeconomic models with state-dependent pricing rules are sometimes unable to replicate the main aggregate responses to shocks.

## 1 Introduction

Un champ nouveau pour la microéconométrie s'est ouvert récemment portant sur la question du comportement de fixation des prix des entreprises. Deux raisons peuvent être avancées pour ce regain d'intérêt pour la dynamique des prix au niveau microéconomique : la nécessité ou le souhait de mieux microfonder empiriquement les modèles macroéconomiques et la disponibilité nouvelle de données microéconomiques (notamment celles utilisées pour construire les indices de prix ou les données de "scanner" relevées dans les supermarchés).

Aujourd'hui, la plupart des modèles dynamiques d'équilibre général stochastique repose sur l'hypothèse qu'au niveau microéconomique, les entreprises changent peu fréquemment leurs prix (Woodford, 2003). La non-neutralité de la monnaie est ainsi expliquée par l'existence de rigidités nominales empêchant les entreprises d'ajuster leurs prix de façon continue en réaction aux différents changements de l'environnement économique (Goodfriend et King, 1997). Les modèles neo-keynésiens dérivent alors de microfondations théoriques un ensemble d'équations réduites issues du comportement d'optimisation des agents économiques. En suivant Blanchard et Fischer (1989), on peut distinguer deux grandes familles de microfondations théoriques de la rigidité des prix. Un premier type d'hypothèses suppose que les prix sont dépendants du temps, c'est à dire qu'à chaque période une partie seulement des entreprises peut ajuster ses prix. Taylor (1980) puis Calvo (1983) ont ainsi proposé des modèles à prix fixes, où les prix sont non seulement prédéterminés mais restent constants pour plusieurs périodes. Un deuxième type d'hypothèse théorique suppose que les prix sont dépendants de l'état : les entreprises font face à un coût fixe d'ajustement appelé coût de menu (traduction littérale de *menu-cost*) au moment de changer leurs prix et il peut être optimal pour ces entreprises d'attendre plutôt que de changer leurs prix à chaque période (Barro (1972), Sheshinski et Weiss (1977, 1979, 1983), Danziger (1983, 1984) et Hansen (1999)).

Si la littérature théorique sur les microfondations des modèles macroéconomiques keynésiens est assez riche (Kempf (1992a,b) pour une première synthèse), les évaluations empiriques de ces hypothèses connaissent un développement récent. Les premiers travaux empiriques datent de la fin des années 80 avec les travaux fondateurs de Cecchetti (1986) qui teste l'hypothèse de coût de menu sur des données microéconomiques de prix de magazines. Lach et Tsiddon (1992) proposent des résultats empiriques sur la rigidité des prix de détail alimentaires en Israël à la fin des années 70 durant une période de très grande inflation. Plus récemment, Genesove (2003) réalise une



étude similaire sur les loyers des appartements. Cependant, ces études sont encore assez partielles et concernent des produits ou des secteurs très spécifiques ; il est alors très difficile d'en tirer des tests robustes pour les modèles macroéconomiques. Cette relative rareté des études couvrant toute l'économie d'un pays traduit la difficulté d'accéder aux données microéconomiques de prix. Pourtant, des études récentes ont permis de caractériser plus complètement la rigidité des prix tant pour les prix à la consommation que pour les prix à la production. Pour les prix à la consommation, les résultats apparaissent nombreux (Bils et Klenow (2004) ou Nakamura et Steinsson (2007) pour les Etats-Unis, Dhyne *et al.* (2006) pour la zone euro<sup>1</sup>, Baudry *et al.* (2005) pour la France). Du côté des prix à la production, les études sont encore rares même si dans le cadre de l'IPN des résultats de plus en plus précis sont disponibles (Vermeulen *et al.* (2007) et Gautier (2008)). Par ailleurs, des enquêtes qualitatives auprès des entreprises sont aussi disponibles, elles ont été menées dans plusieurs pays pour rassembler des informations "structurelles" sur leur comportement de fixation de prix (Blinder (1991) et Blinder *et al.* (1998) aux Etats-Unis, Fabiani *et al.* (2006) pour la zone euro et Loupias et Ricart (2006) pour la France).

Jusqu'ici, les synthèses publiées sur la rigidité des prix (Taylor (1999) et Weiss (1993)) n'intègrent pas ces nombreux résultats empiriques récents<sup>2</sup>. De plus, les modèles et les résultats théoriques ne sont pas confrontés directement à ces résultats empiriques. Dans cet article, nous confrontons les modèles théoriques de fixation des prix aux résultats empiriques obtenus ces dernières années. Il s'agit de comprendre dans quelle mesure les études empiriques récentes viennent confirmer ou infirmer les hypothèses des modèles théoriques et en quoi cette information est utile pour comprendre l'effet de la politique monétaire sur la production.

Le plan de l'article est le suivant : dans la section 2, le modèle théorique de référence où les prix sont parfaitement flexibles est présenté. De nombreuses études empiriques utilisant des relevés de prix à la consommation et à la production rejettent la flexibilité des prix. Nous synthétisons leurs résultats pour justifier l'introduction de prix rigides. La troisième partie présente le modèle théorique de fixation des prix le plus souvent utilisé par les macroéconomistes, le modèle dépendant du temps. Les principaux tests empiriques de ce modèle sont aussi présentés dans cette partie. La

---

<sup>1</sup>Cet article synthétise les résultats obtenus dans le cadre de l'IPN (Inflation Persistence Network), réseau de recherche créé à l'initiative de la BCE et des Banques Centrales Nationales de la zone euro.

<sup>2</sup>Wolman (2000, 2007) n'intègrent que partiellement ces nouveaux résultats pour les mettre en perspective historique.

quatrième partie porte sur le modèle de dépendance à l'état, elle présente le modèle simple avec coût d'ajustement puis ses extensions. Elle propose ensuite les validations empiriques de l'hypothèse de coûts d'ajustement proposées par la littérature et synthétise les résultats des estimations empiriques des effets de l'inflation sur la décision de changer les prix. La dernière partie montre dans quelle mesure l'hypothèse microéconomique de fixation des prix est déterminante pour la dynamique macroéconomique agrégée notamment pour la relation production-monnaie.

## 2 Des prix flexibles aux rigidités nominales

Dans un environnement économique changeant, la rigidité des prix est définie théoriquement comme un désajustement par rapport à l'équilibre. La rigidité nominale des prix est alors la différence entre la valeur effective observée du prix et sa valeur hypothétique résultant de l'équilibre du marché. La flexibilité des prix est complète lorsque l'on observe que tous les prix sont à leur valeur d'équilibre de marché. Nous explicitons dans cette section le modèle où les prix sont flexibles, puis nous présentons les enjeux empiriques de la mesure de cette rigidité et synthétisons les résultats des mesures des désajustements à partir de données microéconomiques.

### 2.1 Modèle à prix flexibles et modèles à prix rigides

Si les prix étaient entièrement flexibles, quel serait le prix fixé par l'entreprise?

Le cadre théorique usuel pour étudier la fixation des prix dans la littérature néo keynésienne est un cadre de concurrence monopolistique à  $n$  entreprises où les biens sont différenciés plutôt qu'un cadre de concurrence pure et parfaite à un seul bien. Cette hypothèse permet d'introduire un pouvoir de marché pour chaque entreprise et ainsi les entreprises peuvent fixer leur prix. Toutefois, il faut noter que cette hypothèse de concurrence monopolistique n'entraîne pas nécessairement de rigidité des prix et donc un effet de la politique monétaire. Elle permet simplement de pouvoir envisager des comportements alternatifs de fixation de prix (Woodford, 2003).

Dans ce cadre, la fonction de profit de l'entreprise  $i$  peut s'écrire :

$$\Pi_i = P_i Y_i - F(Y_i)$$

où  $P_i$  est le prix fixé par l'entreprise  $i$ ,  $Y_i$  est la production du produit  $i$  et  $F(.)$  est la fonction de coût. Les entreprises cherchent à maximiser cette fonction de profit sous la contrainte de leur

fonction de demande:

$$Y_i = P_i^{-\theta} Y$$

où  $\theta > 1$  est l'élasticité de la demande du bien  $i$  et  $Y$  est la demande totale. Les conditions du premier ordre permettent de déduire le prix optimal fixé par l'entreprise qui prend alors la forme :

$$P_i^* = \left(1 - \frac{1}{1-\theta}\right) F'(Y_i)$$

Le prix optimal est le produit du coût marginal  $F'(Y_i)$  et d'un taux de marge invariant dans le temps<sup>3</sup>  $\left(1 - \frac{1}{1-\theta}\right)$ . A l'équilibre, le prix fixé  $P$  est égal au prix optimal  $P^*$  à toutes les périodes et pour toutes les entreprises. Sous l'hypothèse que les entreprises sont continuellement confrontées à des chocs sur leur coût marginal, les prix devraient réagir instantanément à ces chocs et donc changer fréquemment. Une des conséquences macroéconomiques importantes est que même dans ce cadre de concurrence monopolistique, une hausse de la demande agrégée  $Y$  entraîne une hausse instantanée des prix (Woodford, 2003).

Pourtant, les travaux macroéconomiques empiriques montrent qu'une hausse de la demande n'entraîne pas instantanément une hausse de l'inflation. Cette dernière est alors considérée comme persistante. Ce constat a ouvert la voie à la littérature néo-keynésienne qui considère elle que les prix sont rigides au niveau microéconomique les empêchant de réagir instantanément aux chocs de demande agrégés. Pour répliquer cette rigidité au niveau microéconomique, la littérature théorique distingue deux modèles qui sont fréquemment utilisés : un modèle dit de dépendance au temps (*time-dependent model*) et un modèle de dépendance à l'état (*state-dependent model*)<sup>4</sup>. Le premier, le modèle de dépendance au temps est le plus fréquemment utilisé par la littérature macroéconomique, il s'agit généralement de supposer que le prix est fixé pour une certaine durée déterminée de façon exogène. La question est alors de savoir si cette simplification permet de répliquer les faits observés au niveau macroéconomique et de bien approximer le comportement des entreprises. Le deuxième modèle, celui de dépendance à l'état, permet de déterminer de façon endogène la durée des

---

<sup>3</sup>Si l'élasticité de la demande est constante

<sup>4</sup>D'autres modèles ont été proposés tels que le modèle UST (Uncertain and Sequential Trade model) où le producteur fait face à des périodes d'achat séquentielles, et doit faire un arbitrage entre son prix et la probabilité de faire des soldes (Eden (1994)) ou encore les modèles de search introduits par Benabou (1988, 1992) où les ménages supportent un coût à rechercher le meilleur prix (Konieczny et Skrzypacz (2004) pour un premier test de cette théorie). Toutefois, ces modèles de rigidité des prix au niveau microéconomique restent peu utilisés.

prix, l'entreprise doit arbitrer dans ce modèle, entre un coût à changer ses prix et le coût à s'écarter du prix optimal obtenu avec un modèle à prix flexibles. Toutefois, le modèle macroéconomique induit par ce modèle est plus difficile à manier. Il s'agit alors de déterminer la modélisation la plus adaptée, la moins coûteuse en termes de mise en oeuvre et la plus capable de répliquer la dynamique des prix au niveau micro et macroéconomique.

Est-il possible de valider empiriquement l'hypothèse de rigidité des prix au niveau microéconomique? Les prix sont-ils flexibles ou rigides? Ces questions sont au coeur d'une littérature renouvelée récemment par l'accès à de nombreuses bases de données microéconomiques. Celles-ci permettent en effet de suivre les évolutions des prix au cours du temps. Comme le souligne Kempf (2005), en théorie, les prix sont flexibles si le prix  $P$  observé est toujours égal à sa valeur hypothétique d'équilibre  $P^*$ . Toutefois, les bases de données sont souvent partielles et ne permettent pas d'avoir une estimation du coût marginal ou du taux de marge déterminant  $P^*$ . C'est pourquoi, le plus souvent, les travaux empiriques associent la flexibilité des prix à des durées de prix courtes et la rigidité est alors définie comme une fixité du prix pendant un certain temps plus ou moins long (dans les deux cas, l'hypothèse implicite est que les entreprises font face à des chocs continus). Means (1935) est le premier à proposer une définition empirique de la rigidité des prix. Selon lui, il existe des prix "administrés" qui sont "fixés par une décision "administrative" de l'entreprise et sont maintenus constants pour un laps de temps". Ces prix s'opposent aux "prix de marché" fixés par la rencontre de l'offre et de la demande et qui sont modifiés à chaque transaction (Stigler et Kindahl, 1970). Dans un premier temps, il peut ainsi être intéressant de mesurer à l'aide de statistiques simples, les grandes caractéristiques de l'ajustement des prix et d'en inférer la plus ou moins grande flexibilité des prix.

## **2.2 L'ajustement des prix : une synthèse des principaux résultats empiriques**

Combien de temps une entreprise maintient-elle le prix d'un bien qu'elle produit? Dans cette partie, nous présentons les réponses à cette question et proposons de décrire le processus d'ajustement des prix au travers des principaux résultats empiriques issus de l'analyse de millions de relevés de prix dans un grand nombre de pays. Deux approches statistiques sont possibles pour mesurer la durée d'un prix : une approche "directe" où les durées sont mesurées comme le laps de temps pendant lequel le prix est resté constant et une approche "indirecte" qui consiste à mesurer la

fréquence de changements de prix et en déduire ensuite la durée des prix. Ensuite, il s'agit d'agréger les résultats obtenus pour chaque produit pour obtenir un estimateur utilisable par les modèles macroéconomiques. Baharad et Eden (2004) et Baudry *et al.* (2005) soulignent les problèmes méthodologiques que cette agrégation pose et les implications en termes de prédiction théorique.

### 2.2.1 Des degrés de rigidité des prix hétérogènes entre pays

Taylor (1999) dans une précédente revue de littérature, estimait à un an la durée moyenne d'un prix. Toutefois, les études de plus en plus nombreuses portant sur l'estimation de cette durée semblent montrer que cette durée moyenne est inférieure et dépend fortement du pays et du secteur étudiés. Une synthèse d'un grand nombre de nouveaux résultats sur la durée des prix et la fréquence de changements de prix obtenus par la littérature est présentée dans les tableaux 1a, 1b, 2a et 2b.

Pour les études s'intéressant à l'ensemble des prix à la consommation (Tableau 1a), on peut distinguer les pays qui connaissent une forte inflation (Pologne, Slovaquie, Argentine, Colombie ou Mexique) et ceux où l'inflation est très modérée (zone Euro, Etats-Unis). Pour les premiers, la durée moyenne d'un prix est très courte (entre un et trois mois). Pour les seconds, les durées moyennes de prix sont plus importantes (entre 4 et 7 mois). Entre outre, à niveau d'inflation quasiment identique, les prix aux Etats-Unis ont des durées plus courtes qu'en Europe. Un deuxième constat est que les prix sont moins rigides qu'il ne l'étaient. Kackmeister (2007) montre ainsi à partir des prix des mêmes produits relevés à la fin du 19<sup>ème</sup> et à la fin du 20<sup>ème</sup> siècle que les durées de prix ont été divisées par 6.

Les prix de production ont des durées plus courtes que les prix de consommation (Tableau 1b) selon les études menées dans la zone euro. En moyenne, près de 21% des prix de production changent chaque mois dans la zone euro contre 15% des prix de consommation. La comparaison est plus difficile pour les Etats-Unis car la dernière étude (Carlton, 1986) utilise des données relevées dans les années soixante. Carlton (1986) montre qu'en moyenne un prix de production dure un peu moins d'un an. Caucutt *et al.* (1994, 1999) calculent eux aussi des durées de prix de production mais ils utilisent des micro indices calculés par le BLS américain, et ont des difficultés à mesurer des durées individuelles; ils trouvent que les prix durent en moyenne un peu moins de 4 mois, ce qui est inférieur aux 5 à 6 mois européens (Vermeulen *et al.*, 2007).

### 2.2.2 Une hétérogénéité sectorielle

Ces résultats dissimulent toutefois une grande hétérogénéité des durées de prix entre les différents secteurs. Les premiers travaux menés sur la fréquence de changements de prix à la fin des années 20 et au début des années 30 par Mills (1926) ou encore Means (1935, 1972) sur les prix de production mettaient en évidence une distribution des fréquences de changements de prix en forme de U. A la droite de la distribution se situent les secteurs caractérisés par des durées de prix très longues alors que la gauche de la distribution rassemblent plutôt des prix modifiés très fréquemment (Tucker, 1938). Cette forte hétérogénéité se retrouve dans les résultats récents portant sur les prix de consommation et les prix de production (Tableau 2a et 2b).

Les études sur les prix de l'énergie et de l'alimentaire non-transformé donnent des durées de prix très faibles comprises entre moins de un mois et 4 mois. Ainsi, les prix à la consommation et à la production de l'énergie durent à peine plus d'un mois aux Etats-Unis comme en Europe (Bils et Klenow (2004), Dhyne *et al.* (2006), Vermeulen *et al.* (2007), Caucutt *et al.* (1999), et Carlton (1986)). Les prix de l'alimentaire non-transformé sont modifiés un peu moins fréquemment: les prix à la consommation de ce secteur durent 2 mois en moyenne aux Etats-Unis (Bils et Klenow (2004) et Powells et Powells (2001)). En Europe, les prix à la consommation et à la production dans ce secteur durent entre 3 et 4 mois (Dhyne *et al.* (2006) et Vermeulen *et al.* (2007)).

Les études sur le secteur de l'alimentaire transformé sont un peu plus nombreuses. Lach et Tsiddon (1992) étudient des données de prix de produits alimentaires en Israël au cours d'une période de forte inflation : les prix changent assez souvent et encore plus à mesure que l'inflation atteint des niveaux élevés. A l'opposé, Levy et Young (2004) étudient le prix de la canette de Coca Cola aux Etats-Unis: en raison des contraintes technologiques sur les appareils de distribution, son prix nominal n'a pas varié de 1886 à 1959. Les travaux portant sur des périodes d'inflation basses en Israël (Baharad et Eden, 2001), aux Etats-Unis (Bils et Klenow, 2004), et en Europe (Dhyne *et al.*, 2006), obtiennent que la durée moyenne des prix se situe entre 4 et 7 mois.

Les prix du secteur manufacturier ont des durées moyennes plus longues : pour les prix à la consommation, 5 à 10 mois et pour les prix à la production, entre 6 et 9 mois en Europe (Vermeulen *et al.* (2007) et Gautier (2008)) et un peu plus aux Etats-Unis (Carlton, 1986).

Les services sont le secteur où les prix durent le plus longtemps : la probabilité mensuelle de voir un prix changer est inférieure à 10%. Aux Etats-Unis, les prix des services durent en moyenne un

peu plus de 6 mois (Bils et Klenow, 2004) mais McDonald et Aaronson (2006) et Genesove (2003) trouvent que pour les secteurs respectivement des restaurants et des loyers les prix durent plus d'un an en moyenne. En Europe, seulement un peu plus de 5% des prix de services changent chaque mois (Dhyne *et al.*, 2006). Goete *et al.* (2005) trouvent une durée moyenne des prix supérieure à un an pour les prix des restaurants en Suisse. Les prix des services aux entreprises sont encore peu étudiés, Gautier (2008) donne une évaluation de la durée des prix des services aux entreprises en France en moyenne proche d'une année.

Cette hétérogénéité sectorielle observée confirme l'hypothèse de Blanchard (1982) qui affirme que la décision de changement de prix est largement influencée par le niveau sur la chaîne de production; ainsi la variabilité des prix de l'énergie serait plus grande que celle des biens intermédiaires car la distance à la matière première est plus grande, de même les prix des biens finaux et des services seraient alors beaucoup moins variables que les prix des biens intermédiaires.

### **2.2.3 Amplitude des changements de prix**

L'analyse de la distribution des amplitudes de changements de prix permet tout d'abord d'observer que les amplitudes de changements de prix sont relativement importantes pour les prix à la consommation, un peu moindre pour les prix de production. Klenow et Kryvstov (2005) trouvent ainsi pour les Etats-Unis une amplitude moyenne supérieure à 10%. Les conclusions de Dhyne *et al.* (2006) sont très proches avec une amplitude moyenne des changements de l'ordre de 15%. Sur les données françaises, Baudry *et al.* (2005) obtiennent qu'en moyenne les prix augmentent de 8% et baissent de 11% et un peu plus faiblement si on exclut les baisses et les hausses associées aux périodes de soldes (+7%, -6% respectivement). Pour les prix de production, l'amplitude des changements est inférieure en moyenne: pour les Etats-Unis et la zone euro, l'amplitude moyenne d'un changement est proche de 4% (Carlton (1986) et Vermeulen *et al.* (2007)). Cependant comme pour les fréquences, il existe des différences entre secteurs. Ainsi, pour les prix de la zone Euro, les prix de l'alimentaire non-transformé subissent des changements de grandes amplitudes en moyenne (autour de 15% pour les hausses comme pour les baisses) alors que les modifications de prix de l'énergie sont de plus faible amplitude (2% en moyenne). De même, sur les données françaises, l'amplitude des changements de prix dans le secteur des services aux entreprises est plus importante que pour les prix de production industriels (6% contre 4% pour les prix de production (Baudry *et al.* (2005) et Gautier

(2008))).

Cependant, les auteurs remarquent aussi la prévalence des petits changements de prix. Ratfai (2007) trouve ainsi que sur des biens de consommation en Hongrie, 5% des hausses de prix sont inférieures à 2%, Kashyap (1995) sur les données de prix de catalogues, observe que 20% des changements de prix positifs sont inférieurs à 3%, McDonald et Aaronson (2006) mettent en évidence que 25% des hausses de prix dans les restaurants qu'ils observent sont inférieures à 2%. De la même façon pour les prix de production, Carlton (1986) trouve que la médiane de la valeur absolue des changements de prix est de 2% et sur des données françaises, la proportion de changements de prix des biens durables se situant entre 0 et 2% est évaluée à 35% (Gautier, 2008).

L'observation de la distribution des changements de prix permet d'autre part de conclure à la faible asymétrie entre les hausses et les baisses. Les études sur les prix à la consommation et les prix à la production obtiennent qu'en moyenne 40% des changements de prix sont des baisses (Klenow et Kryvtsov (2005), Dhyne *et al.* (2006), Vermeulen *et al.* (2007)). Les baisses sont donc fréquentes. De plus l'ampleur des hausses est à peu près égale à celle des baisses. Certains secteurs présentent cependant une forte asymétrie à droite. La proportion de baisses dans les changements de prix est de 8% dans l'étude de Kashyap (1995) sur les prix de catalogue, 20% dans les services pour Dhyne *et al.* (2006) et à peine plus de 35 % pour le secteur des services aux entreprises en France (Gautier, 2008).

### 3 Les modèles de dépendance au temps

Les évidences empiriques en faveur d'une forme de rigidité des prix sont nombreuses, les prix ne s'ajustent pas de façon continue. L'hypothèse de rigidité des prix la plus fréquemment utilisée en macroéconomie est l'hypothèse de dépendance au temps. La section 2 propose une revue de la littérature de ce modèle et de ses contreparties empiriques.

#### 3.1 Les modèles théoriques

Deux types de règles de dépendance au temps peuvent être distingués: une première règle introduite par Fisher (1977)<sup>5</sup> suppose que les prix sont prédéterminés pour plusieurs périodes mais ne sont

---

<sup>5</sup>Ce modèle était originellement utilisé pour répliquer la dynamique des salaires.



pas forcément constants alors qu'une seconde règle suppose qu'ils sont prédéterminés et fixés pour plusieurs périodes (Taylor (1980) et Calvo (1983)).

Le premier type de modèle suppose que les entreprises décident à un instant donné de déterminer l'ensemble de leurs prix à venir. Pour Fisher (1977), les entreprises fixent la séquence de leurs prix à venir en essayant de minimiser l'écart entre le prix fixé  $P_t$  et le prix optimal  $P_t^*$  (cf partie 2). Dans le cas où l'entreprise fixe ces prix en  $t$  pour  $N$  périodes, l'objectif est donc de maximiser l'espérance de profit actualisé à chaque date future, le prix  $P_{it+j}$  pouvant changer à chaque période :

$$\max_{\{P_{it+j}\}} \left( \sum_{j=0}^{N-1} E_t [\beta^j (P_{it+j} Y_{it+j} - F(Y_{it+j}))] \right)$$

On obtient alors que le prix choisi à chaque date correspond à l'espérance du prix optimal à chaque date future :

$$p_{t+j} = E_t p_{t+j}^*$$

Mankiw et Reis (2002) proposent une extension de ce modèle où les prix sont prédéterminés mais la durée du prix individuelle est aléatoire. A chaque période, une entreprise a une probabilité  $\lambda$  de pouvoir modifier sa séquence de prix futurs  $\{p_{t,t+j}\}$ . Le comportement de fixation de prix des entreprises est identique à celui de Fisher (1977), les différences apparaissent ensuite sur la forme que l'on peut déduire pour le niveau général des prix.

Un deuxième type de modèles suppose lui que les prix sont non seulement prédéterminés mais aussi fixes pour une durée déterminée<sup>6</sup>. Pour Taylor (1980), les prix sont fixés pour une durée déterminée  $N$ , identique pour toutes les entreprises et les décisions de changement de prix sont échelonnées, à chaque période  $\frac{1}{N}$  entreprises changent leurs prix. Pour chaque entreprise il s'agit alors de maximiser le profit espéré sur les  $N$  périodes à venir, en considérant la demande fixée :

$$\max_{P_{it}} \left( \sum_{j=0}^{N-1} E_t [\beta^j (P_{it} Y_{it+j} - F(Y_{it+j}))] \right)$$

avec la même contrainte de demande que dans le cas prix flexibles. Le prix fixé en  $t$  peut alors s'écrire après log-linéarisation autour de l'état stationnaire et pour  $\beta = 1$  :

$$p_{it} = \frac{1}{N} \sum_{j=0}^{N-1} E_t p_{t+j}^*$$

---

<sup>6</sup>Kiley (2002) ou l'annexe technique de Jondeau et Le Bihan (2001) fournissent deux présentations de la fixation des prix dans ces modèles.

Dans le cas du modèle de Calvo (1983), le prix est également supposé fixé mais pour une durée aléatoire pour chaque entreprise. A chaque période, une entreprise a une probabilité  $\lambda$  constante de pouvoir modifier son prix. Elle maximise son profit intertemporel sachant la probabilité de pouvoir changer son prix :

$$\max_{P_{it}} \left( \sum_{j=0}^{\infty} E_t \left[ ((1-\lambda)\beta)^j (P_{it} Y_{it+j} - F(Y_{it+j})) \right] \right)$$

Après log-linéarisation autour de l'état stationnaire et pour  $\beta = 1$ , le prix  $p_t$  fixé par l'entreprise à la date  $t$  dépend des prix optimaux actuels et futurs pondérés par la probabilité de pouvoir changer son prix dans le futur:

$$p_{it} = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} ((1-\lambda))^j E_t p_{it+j}^*$$

Les modèles macroéconomiques utilisent pour la plupart un modèle de microfondation à la Calvo ou à la Taylor. La difficulté est pour ces modèles d'évaluer empiriquement la valeur du paramètre  $\lambda$  qui est la proportion de entreprises changeant ces prix en  $t$  ou  $N$  la longueur du contrat de Taylor. Les différentes calibrations de ces valeurs utilisent souvent les durées ou les fréquences de changement obtenues sur les bases de données microéconomiques (cf partie 2)<sup>7</sup>.

La littérature montre que la durée du contrat a une réelle importance pour évaluer l'effet de la politique monétaire sur la production. Cependant, une deuxième variable de décision de l'entreprise apparaît cruciale, c'est la date du changement de prix conditionnellement aux modifications des autres entreprises. On montre en effet, que si les modifications de prix sont synchronisées l'effet d'un changement de politique monétaire ne dure pas plus longtemps que la durée du contrat de prix alors que si les contrats de prix sont échelonnés, l'effet est plus long. Dans le cas de Calvo, les prix sont changés de manière échelonnée par construction, puisqu'à chaque période une fraction constante de prix change. Dans le modèle de Taylor, les prix peuvent ou non être modifiés de façon synchronisée. Le schéma de changements de prix échelonnés ne va pas de soi (Sheshinski et Weiss, 1992). En effet, en fonction du degré de complémentarité stratégique, si au cours d'une période la proportion de entreprises changeant leur prix augmente, une entreprise sera d'autant plus incitée à modifier son prix, les prix deviennent alors synchronisés. Plusieurs raisons pourraient

---

<sup>7</sup>Certains modèles macroéconomiques dérivent de leur modèle la durée des prix nécessaire pour répliquer les faits macroéconomiques (par exemple Gali et Gertler (1999)). Nous n'abordons pas cette littérature ici pour nous concentrer sur les résultats empiriques obtenus à partir de données microéconomiques.

expliquer l'échelonnement des contrats de prix : les entreprises peuvent subir des chocs idiosyncratiques; Bhashkar (2002) montre qu'il existe un équilibre pour lequel dans le cas de complémentarité stratégique, les entreprises à l'intérieur d'une même branche auront tendance à synchroniser leur prix alors que les modifications de prix entre branches ne seront pas synchronisées; Ball et Cecchetti (1988) justifient l'existence de contrats échelonnés par le fait que les entreprises se situent dans un contexte incertain où l'information sur les chocs subis par le marché ne leur parvient qu'indirectement. Pour l'entreprise, à l'équilibre, il est alors préférable d'attendre l'information sur les prix des autres avant de décider de changer son propre prix. Mankiw et Reis (2002) justifient l'échelonnement des décisions de changement de prix par le fait que les entreprises ne révisent pas leur prix à chaque date. Elles préfèrent attendre une certaine durée avant d'étudier les informations nouvelles sur leur environnement, c'est ce qui justifie aussi leur modèle à prix prédéterminés, les entreprises ne sont pas attentives de façon continue à la nouvelle information.

L'objectif est alors double pour la littérature empirique : existe-il des prix dépendant du temps, définis par des contrats par exemple? Quel est le degré de synchronisation des changements de prix?

### **3.2 Les prix sont-ils fixés en fonction de règle dépendant du temps?**

Les enquêtes menées auprès des entreprises sur leur comportement de fixation des prix permettent de répondre en grande partie à la première question. Dès le début des années 90, Blinder *et al.* (1998) mènent une enquête auprès des entreprises américaines pour tenter de comprendre comment les entrepreneurs choisissent leur prix et ce qui permet d'expliquer la rigidité des prix. Des enquêtes similaires ont également menées en Europe (Apel *et al.* (2005) en Suède, Hall *et al.* (2000) au Royaume-Uni, Fabiani *et al.* (2006) dans la zone euro). Les questions sont pour la plupart directement reliées à la théorie et tentent de distinguer leur importance relative. Les résultats montrent l'importance d'un comportement de fixation des prix dépendant du temps. Ainsi, la proportion d'entreprises suivant une règle de prix dépendant du temps est de 79% au Royaume-Uni (Hall *et al.*, 2000), 45 % en Suède (Apel *et al.*, 2005), 40% aux Etats-Unis (Blinder *et al.*, 1998) et 34% dans la zone euro (Fabiani *et al.*, 2006).

Les réponses données par les entreprises quant aux causes de la rigidité des prix renforcent la légitimité empirique du modèle *time-dependent*. Ainsi comme le montre le tableau 3, dans

la plupart des pays, les entreprises classent parmi les toutes premières causes de la rigidité des prix l'existence de contrats implicites ou explicites. Dans les enquêtes européennes, l'existence de contrats implicites ou explicites avec les clients est classée première ou deuxième pour toutes les enquêtes (Fabiani *et al.* (2006), Apel *et al.* (2005) et Hall *et al.* (2000)). Au Canada, le constat est identique ces explications sont classées respectivement au deuxième et troisième rang par les entreprises (Amirault *et al.*, 2004): 45,3% des entreprises canadiennes interrogées souhaiteraient pouvoir modifier leur prix mais des contrats à prix fixés avec leurs clients les en empêchent. Ce dernier résultat met en lumière la pertinence empirique de l'hypothèse de modèles à la Taylor (1980).

Enfin, une dernière voie de recherche récemment initiée par Fougère *et al.* (2007) ou Dias *et al.* (2007) propose d'étudier en particulier les durées de prix. Les modèles théoriques de rigidité des prix permettent d'inférer des comportements différents pour les fonctions de hasard<sup>8</sup> estimées sur la durée des prix. Si les prix sont fixés selon un modèle de Calvo, alors la probabilité de changer de prix est constante quelle que soit la durée du prix, la fonction de hasard est horizontale. Pour un contrat de Taylor où la durée est fixée, la fonction de hasard aura tendance à présenter un profil en pics, un prix ayant une probabilité égale à 1 d'être modifiée tous les 12 mois dans un modèle de contrats annuels à la Taylor. Fougère *et al.* (2007) estiment ainsi un modèle pour chaque produit soit au total environ 700 modèles et obtiennent que les comportements de changement de prix peuvent être bien répliqués par des modèles de Calvo ou des mélanges de modèles de dépendance au temps.

### 3.3 Les contrats de prix sont-ils échelonnés ?

Les travaux mesurant la synchronisation des changements de prix font appel à différents tests résumés dans le Tableau 4a. Lach et Tsiddon (1996) proposent ainsi de considérer les corrélations deux à deux des trajectoires de prix pour tenter de tester l'hypothèse d'absence de synchronisation. Cette statistique de test est basée sur un test d'indépendance deux à deux des trajectoires de prix. Les auteurs considèrent la variable indicatrice  $X_{jit}$  qui vaut 1 si le prix du produit  $j$  dans le magasin  $i$  change en  $t$  et 0 sinon puis la variable  $S_{it}(j, k) = X_{jit} \cdot X_{kit}$  qui vaut donc 1

---

<sup>8</sup>La fonction de hasard est la probabilité de changement de prix conditionnellement à la durée depuis le dernier changement de prix.

quand le changement de prix des deux produits intervient dans un magasin  $i$  au même moment et 0 sinon. La moyenne de cette variable permet de trouver la proportion de prix ayant changé au même moment. Lach et Tsiddon (1996) ne peuvent rejeter l'hypothèse d'absence de synchronisation intra-entreprise. Chakrabarti et Scholnick (2005) montrent toutefois que cet indicateur est difficilement interprétable puisqu'il ne suit pas une loi standard et ils simulent la loi de cette statistique pour évaluer l'hypothèse  $H_0$ . Sur des données de prix relevés sur internet, ils trouvent que les changements de prix sont synchronisés entre les entreprises.

Par la suite, la synchronisation des prix est essentiellement mesurée par l'écart-type de la proportion d'entreprises changeant de prix. Si les changements de prix sont totalement synchronisés, les périodes avec des fréquences de changement proches de 1 suivent d'autres avec des fréquences quasi nulles, l'écart-type de la proportion de entreprises changeant leur prix est alors très grand. L'écart-type de la fréquence est au contraire faible voire nul dans le cas des changements échelonnés. Ainsi, à partir de leurs données, Lach et Tsiddon (1992,1996) obtiennent un écart-type très proche de 0 (Tableau 4a) et concluent à la faible synchronisation entre les entreprises des changements de prix. Tommasi (1993) montre avec cette approche que l'échelonnement des changements de prix ne s'observe pas entre les entreprises mais entre les différents produits.

Un test plus formel de la synchronisation des changements de prix est proposé par Fisher et Konieczny (2000) à l'aide de l'indicateur suivant :

$$FK = \sqrt{\frac{\frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T (f_t - \bar{f})^2}{\bar{f}(1 - \bar{f})}}$$

où  $\frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T (f_t - \bar{f})^2$  est la variance empirique de la fréquence de changement de prix  $f_t$  et  $\bar{f}$  la fréquence moyenne de changements de prix. En cas de synchronisation des changements de prix, la fréquence de changement de prix vaut 0 ou 1 à chaque période et sa variance peut donc s'écrire comme celle d'une loi binomiale  $\bar{f}(1 - \bar{f})$ . Par conséquent, si le ratio  $FK$  est proche de 1, les prix sont probablement synchronisés et plus ce ratio se rapproche de 0 plus les prix sont échelonnés (Dias *et al.* (2005) pour une interprétation plus structurelle). Fisher et Konieczny (2000) proposent un test de  $\chi^2$  permettant de tester le degré d'échelonnement des prix supposé par Calvo (1983).

Les applications de ce ratio FK ont été assez nombreuses (Fisher et Konieczny (2000), Dias *et al.* (2005), Loy et Weiss (2002 et 2004) ou Chakrabarti *et al.* (2005)). Ce ratio calculé sur l'ensemble

des prix utilisés pour construire les indices de prix est proche de 0 dans la zone-euro (Dhyne *et al.*, 2006). Dhyne et Konieczny (2006) montrent sur l'exemple des prix à la consommation en Belgique, que le caractère échelonné des changements de prix croît avec le niveau d'agrégation. Ainsi, si au niveau des produits le test du  $\chi^2$  permet d'accepter pour une large majorité l'échelonnement des changements de prix, l'échelonnement est encore plus fort à un niveau agrégé.

Un dernier test mesurant l'échelonnement des modifications de prix a été développé par Klenow et Kryvtsov (2005) et repose sur une décomposition de la variance de l'inflation. L'inflation peut en effet se décomposer comme  $\pi_t^* = f_t \times \Delta p_t$  où  $f_t$  est la fréquence de changement de prix en  $t$ ,  $\Delta p_t$  la moyenne de l'ampleur des changements de prix à chaque date, et  $\pi_t^*$  la mesure approximée de l'inflation. A partir de cette expression la variance de l'inflation peut s'écrire :

$$V(\pi_t^*) = \bar{f}^2 V(\Delta p_t) + \overline{\Delta p}^2 V(f_t) + 2\overline{\Delta p f} cov(\Delta p_t, f_t) + o_t$$

où  $\bar{f}$  est la fréquence moyenne de changement de prix,  $\overline{\Delta p}$  la moyenne de l'ampleur des changements de prix, et  $o_t$  les termes de second ordre. Si les prix sont échelonnés la variance de la fréquence est nulle et c'est la variance de l'ampleur des changements qui contribue le plus à la variance de l'inflation. Dans ce cas, le premier terme est bien la contribution d'une fixation des prix échelonnée à la variance de l'inflation. Les résultats de ce test révèlent la forte contribution du premier terme dans l'ensemble des pays étudiés. Plus de 90% de la variance de l'inflation est expliquée par le premier terme pour Klenow et Kryvtsov (2005), plus de 70% pour Baudry *et al.* (2005) et Dias *et al.* (2006). Le constat est identique sur les données de prix de production (Dias *et al.* (2006), Cornille et Dossche (2008) et Gautier (2008)). Au Mexique, Gagnon (2006) trouve une contribution faible (36%) dans un contexte de forte inflation (1995-1999) et forte (84%) quand l'inflation est relativement basse (Tableau 4b).

Au total, même si les indicateurs utilisés manquent de structure économique (Dias *et al.* , 2006), les résultats montrent que les prix sont relativement échelonnés à un niveau agrégé et un peu moins au niveau fin, ce qui est concordant avec la théorie formulée par Bhashkar (2002).

## 4 Les modèles de dépendance à l'état

Alors que les modèles de dépendance au temps supposent que la probabilité de changer de prix est exogène et sont considérés par beaucoup comme *ad hoc*, les modèles de dépendance à l'état

permettent une détermination endogène des prix. L'hypothèse principale qui sous-tend ce modèle est qu'il existe des coûts aux révisions de prix. Le changement de prix dépend alors d'un arbitrage entre le coût d'ajustement à payer au moment du changement de prix et le coût à s'éloigner de son prix optimal. Dans cette partie, nous exposons le cadre du modèle de dépendance à l'état dans sa forme la plus simple et ses extensions. Puis nous montrons dans quelle mesure l'hypothèse essentielle du coût d'ajustement trouve des justifications empiriques dans la littérature. Enfin, nous présentons les différentes évaluations empiriques des modèles de dépendance à l'état.

## 4.1 Les modèles théoriques

Deux approches théoriques se sont succédées selon que l'inflation était modélisée comme un processus déterministe ou stochastique.

### 4.1.1 Le modèle théorique standard

Dans les années 70, la littérature théorique suppose que l'écart entre le prix observé et le prix que l'on observerait en l'absence de rigidité peut être approximé par une fonction de l'inflation cumulée depuis le dernier changement de prix. Le premier modèle développé par Sheshinski et Weiss (1977) suppose que le niveau d'inflation est déterministe et constant et qu'il est donc parfaitement anticipé par les entreprises. On suppose que l'entreprise prévoit de changer ses prix en  $t_\tau$  et  $t_{\tau+1}$ . Ses profits totaux au cours de la période  $[t_\tau; t_{\tau+1}]$  peuvent s'écrire comme :

$$\int_{t_\tau}^{t_{\tau+1}} \Pi(p_\tau e^{-\pi t}) e^{-rt} dt - C e^{-rt_{\tau+1}}$$

où  $\pi$  le taux d'inflation,  $p_\tau e^{-\pi t} = z_t$  le prix réel,  $r$  le taux d'intérêt réel,  $C$  le coût d'ajustement du prix nominal, et si  $y_t = f(z_t)$  est la fonction de demande,  $\Pi(z_t) = [z_t - \xi(f(z_t))]f(z_t)$  est la fonction de profit.

Une fonction de profits sur l'ensemble de la période peut alors s'écrire :

$$V_0 = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left[ \int_{t_\tau}^{t_{\tau+1}} \Pi(p_\tau e^{-\pi t}) e^{-rt} dt - C e^{-rt_{\tau+1}} \right]$$

La stratégie de l'entreprise consiste à trouver l'ensemble des  $\{p_\tau\}, \{t_\tau\}$  maximisant  $V_0$ . Les condi-

tions du premier ordre s'écrivent :

$$\frac{\partial V_0}{\partial t_\tau} = [-\Pi(p_\tau e^{-\pi t_\tau}) + \Pi(p_{\tau-1} e^{-\pi t_\tau}) + Cr] e^{-rt_\tau} = 0 \quad (1)$$

$$\frac{\partial V_0}{\partial p_\tau} = \int_{t_\tau}^{t_{\tau+1}} \Pi'(p_\tau e^{-\pi t}) e^{-(r+\pi)t} dt = 0 \quad (2)$$

On suppose que  $\pi \neq 0$  et  $C > 0$ <sup>9</sup>.

Sheshinski et Weiss (1977) montrent de manière récursive, qu'il existe une solution périodique à ce problème de maximisation qui s'écrit :

$$\begin{aligned} p_\tau &= p_{\tau-1} e^{-\pi \varepsilon} \\ t_{\tau+1} &= t_\tau + \varepsilon \end{aligned}$$

avec  $\varepsilon > 0$ . Le prix réel,  $z_t = p_t e^{-\pi t}$ , se déplace alors entre deux bandes  $S$  et  $s$  qui sont définies par  $S = s e^{\pi \varepsilon}$  (Figure 1). On peut alors remplacer dans les deux équations d'optimalité (1) et (2) et obtenir que :

$$\begin{aligned} \Pi(s) + rC &= \Pi(S) \\ \int_s^S \Pi'(z) z^{\frac{r}{\pi}} dz &= 0 \end{aligned}$$

Il existe une solution unique à ce système. A l'optimum, gains et pertes s'égalisent. Les pertes sont les coûts d'ajustement  $rC$  et les profits juste avant  $s$ ,  $\Pi(s)$ . Les gains sont mesurés par les profits juste après le changement de prix  $\Pi(S)$ . Le prix nominal doit être fixé de telle manière que le profit marginal du changement de prix réel doit être égal en moyenne à zéro. La politique de fixation du prix optimal donne donc l'ampleur du changement de prix  $\frac{S}{s} = e^{\pi \varepsilon}$  et la fréquence des changements  $\varepsilon = \frac{\ln S - \ln s}{\pi}$ . Sheshinski et Weiss (1977) évaluent ensuite les conséquences d'une variation du rythme d'inflation. Ils obtiennent qu'une augmentation de l'inflation a pour conséquence une hausse de l'ampleur des changements de prix mais les effets sur la fréquence de changement sont plus ambigus. L'augmentation du coût réel d'ajustement fait augmenter la durée des prix mais conduit à des ajustements plus amples.

Cette prédiction peut se comprendre graphiquement. Dans le modèle de Sheshinski et Weiss (1977), le processus de  $z_t$  est monotone et décroissant car l'inflation est déterminée selon une

<sup>9</sup> Si  $\pi = 0$ , il existe un  $p^*$  optimal tel que  $F'(p^*) = 0$  pour tout  $\tau$  par conséquent les prix restent inchangés quoiqu'il arrive, et si  $C = 0$ , c'est le prix réel qui est maintenu constant en ajustant de façon continue le prix nominal.



tendance positive.  $z_t$  se déplace entre deux bornes  $s$  et  $S$ . Dès que  $z_t$  atteint ou dépasse la borne  $s$ , le prix est augmenté et  $z_t$  vaut alors  $S$ . La distance entre  $s$  et  $S$  est fonction du coût d'ajustement : plus il est important plus la bande d'inaction est grande.

#### 4.1.2 Modèle de dépendance à l'état et inflation incertaine

Des extensions à ce modèle simple ont ensuite été proposées. Il est toutefois difficile de s'écarter de ce cadre en modifiant certaines hypothèses sans que la solution devienne inextricable et les calculs aboutissent à des résultats très complexes à interpréter.

Trois articles parus à la même période (Sheshinski et Weiss (1983), Danziger (1983) et Danziger (1984)) supposent que l'inflation n'est plus parfaitement anticipée mais incertaine et modélisée comme un processus stochastique. Pour Sheshinski et Weiss (1983), le processus alterne entre deux états, dans le premier l'inflation est nulle et dans le second, l'inflation croît à un taux  $\pi$ , le temps passé dans chaque état est modélisé par une loi exponentielle. Pour Danziger (1983), le processus d'inflation suit un mouvement brownien géométrique qui suppose que conditionnellement au niveau de prix agrégé  $p_t$ , le niveau de prix  $p_{t+\tau}$  en  $t + \tau$  suit une loi log-normale  $\Lambda \left[ \ln p_t + \left( \mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) \tau; \sigma^2 \tau \right]$  où  $\mu$  est le taux d'inflation espéré et  $\sigma^2$  mesure le niveau d'incertitude sur le processus d'inflation. Pour Danziger (1984), le processus d'inflation est modélisé comme la convolution de deux lois de Poisson, dans ce cas les chocs d'inflation interviennent de manière discrète et l'ampleur et la fréquence des chocs sont aléatoires. Dans les trois cas, les auteurs résolvent le modèle en montrant que le problème est équivalent à un problème caractérisé par un taux d'inflation "équivalent certain" où le taux d'inflation n'est plus un paramètre donné mais une fonction de paramètres du processus d'inflation. Cette résolution permet de se ramener au cas de Sheshinski et Weiss (1977) et de montrer que la politique optimale de fixation des prix est un modèle  $(S, s)$  unique. Cependant, Ahlin et Shintani (2006) reprennent le modèle de Sheshinski et Weiss (1983) où deux régimes d'inflation alternent (un régime d'inflation nulle et un régime avec une inflation positive) et montrent qu'une règle  $(S, s)$  unique dans ce cas n'est pas optimale, il faut deux règles différentes correspondant aux deux régimes d'inflation. Les bandes de la règle avec inflation nulle sont contenues dans les bandes où l'inflation est non-nulle.

Les prédictions des différents modèles sont assez semblables : pour Sheshinski et Weiss (1983), si le temps passé dans le régime où l'inflation est positive est long, l'écart entre les bandes  $s$  et

$S$  s'élargit. De plus l'augmentation de la variabilité du niveau des prix conduit à une hausse de l'amplitude des changements de prix. Danziger (1983) montre que l'augmentation de l'inflation anticipée tend à élargir la bande  $(S, s)$ , la hausse de l'incertitude sur le processus d'inflation joue un rôle plus ambigu sur les bandes  $(S, s)$  et dépend de la fonction de profit de l'entreprise. Les coûts d'ajustement jouent positivement sur la largeur de la bande  $(S, s)$ . Enfin, pour Danziger (1984), l'augmentation de la fréquence ou de la taille des chocs d'inflation fait augmenter  $S$  et diminuer  $s$ . Même si l'équivalence cas déterministe - cas incertain n'est plus pertinente, selon Ahlin et Shintani (2006), les prédictions restent vraies.

Plus récemment, Dixit (1991) mais surtout Hansen (1999) ont contribué à l'extension de ces modèles. Hansen (1999) fournit une solution analytique au problème résolu par approximation chez Dixit (1991). Sa conclusion paradoxale au vu des travaux précédents est que l'observation de changements de prix fréquents n'est pas contradictoire avec la théorie du coût de menu. Le modèle est très proche de celui proposé par Danziger (1983) où l'inflation suit un mouvement brownien. La stratégie de l'entreprise est toujours modélisée comme un *wait-and-see*, l'entreprise doit attendre le moment où la perte de profit engendrée par les chocs est supérieure au coût d'ajustement des prix. La solution du modèle tend à montrer que plus le coût de menu est important plus la zone d'inaction est large mais aussi que plus la variance de l'inflation anticipée est importante, plus les chances d'atteindre les bornes sont grandes. Hansen (1999) montre qu'à court terme, les effets de l'incertitude sur l'inflation restent ambigus. Par contre, à long terme, une incertitude plus grande entraîne une fréquence de changement plus importante.

Enfin, Tsiddon (1993) propose une solution analytique dans le cas où des hausses et des baisses de prix sont possibles (Figure 2). Dans le cas sans tendance sur l'inflation, le mouvement de  $z_t$  conduit à des baisses de prix dès que  $z_t$  franchit la borne  $S$  et à des hausses de prix dès que  $z_t$  atteint la borne  $s$ . L'ampleur des changements de prix est défini par un point de retour  $I$  qui permet d'expliquer une rigidité à la hausse ou à la baisse des changements de prix. En effet, si la distance entre  $I$  et  $s$  est plus grande qu'entre  $I$  et  $S$ , les baisses de prix pourraient être moins fréquentes que les hausses de prix (cf Figure 2). Toutefois, les résultats analytiques ne sont obtenus que dans le cas où on suppose  $S$  valant l'infini, équivalent à n'observer aucune baisse de prix. Une généralisation est même proposée par Caballero et Bertola (1990) où le point de retour  $I$  peut prendre deux valeurs différentes pour les hausses et les baisses.

Dans les deux sections suivantes, nous présentons les différents tests proposés par la littérature des prédictions empiriques de ces modèles : une hausse du coût d’ajustement entraîne-t-elle une hausse de la fréquence de changement de prix? Quel est l’effet de l’inflation sur la décision de changer de prix?

## 4.2 Mesurer le coût d’ajustement

### 4.2.1 Un coût d’ajustement fixe

Les modèles de dépendance à l’état supposent qu’il existe pour l’entreprise un coût  $C$  qui intervient à chaque changement de prix. Le terme employé à l’origine pour désigner ce coût d’ajustement est ”coût de menu” en référence aux coûts pour les restaurants à modifier la carte des prix. Cette terminologie associe alors de manière restrictive, les coûts d’ajustement aux seuls coûts physiques de changement des étiquettes, ce qui peut rendre le problème trivial. Comme le soulignent Ball et Mankiw (1994) dans leur manifeste en faveur des prix rigides, cette définition peut être élargie au temps passé par les dirigeants pour collecter une information sur les prix des concurrents par exemple. Galbraith (1936) fait lui aussi référence à ce type de coût de menu étendu “Pr Means has drawn my attention to the cost of making a price change under modern conditions as an incentive to the holding of prices constant”. Il donne trois exemples: prévenir les distributeurs des nouveaux prix, les fournir en catalogues et avertir le public de ce changement et conclut : “All of these things cost money and all of this expenditure is avoided if prices are allowed to stay where they are”.

Selon les enquêtes, les coûts physiques à changer les prix ne sont pour les entrepreneurs qu’une cause secondaire de la rigidité de leurs prix quel que soit le pays (Tableau 1). Bergen *et al.* (2004) montrent avec des exemples concrets dans quelle mesure les entreprises doivent faire face à des coûts d’ajustement aux formes multiples. Face à cette multiplicité des coûts d’ajustement, se pose alors la question de la mesure de l’ampleur des coûts de menu. Blinder (1991) remarque ainsi que si en principe les coûts d’ajustement pourraient être mesurés et observés, en pratique ces coûts sont multiformes et il est difficile d’obtenir des données précises sur leur ampleur. C’est ce qui le conduit à affirmer que l’évaluation de la théorie des coûts de menu peut se faire, au mieux, grâce à des preuves indirectes et au pire est impossible.

Des études récentes menées par un groupe de chercheurs américains ont consisté à observer directement dans les entreprises quel rôle jouait ces coûts de menu en étudiant les pratiques des

changements de prix à partir de données de comptabilité ou d'observations *in vivo*. Dans un premier temps, Levy *et al.* (1997) ont étudié le comportement de fixation des prix de cinq chaînes de supermarchés aux Etats-Unis. Ils décomposent le processus de changement de prix en cinq types de coût associés respectivement au travail nécessaire pour changer les prix dans les rayons, à l'impression et à la livraison des nouvelles étiquettes, aux erreurs commises durant le processus de changement, à la supervision du changement de prix et enfin au temps passé par les directeurs à trouver un prix. Ils trouvent que ces coûts représentent environ 0,7% du chiffre d'affaires de ces chaînes de supermarché, soit plus de 35% de leur marges nettes et environ 0,52 \$ par changement de prix. Avec la même méthodologie, ils étudient les coûts de menu dans une chaîne de drugstore (Dutta *et al.*, 1999) et obtiennent que les coûts de menu représentent 0,6% du chiffre d'affaires et 0,33\$ par changement de prix. Pour les prix à la consommation, les coûts physiques de changements de prix représentent une large part des coûts d'ajustement. Zbaracki *et al.* (2004) étudient enfin le comportement de fixation des prix d'une entreprise industrielle. Ils observent tout d'abord que le changement de prix est le résultat d'un long processus appelé "pricing season" qui dure environ une année. Ils distinguent ensuite cinq types de coûts d'ajustement liés à la recherche d'informations des concurrents, à la communication interne, à la transmission des nouveaux prix aux clients, à la négociation avec les clients, et aux coûts physiques de menu. Ils obtiennent que les coûts associés à la décision représentent 6 fois les coûts physiques et que les coûts associés à l'information des clients représentent 20 fois les coûts physiques. Ils mettent surtout en évidence le rôle primordial du coût d'"opposition" du client au changement de prix.

#### **4.2.2 Des composantes de coût variable**

Une première extension des modèles à coûts d'ajustement fixe est de supposer que ces coûts sont variables et dépendent soit de l'ampleur, soit de la fréquence des changements de prix.

Rotemberg (1982) suppose que les coûts ne sont pas nécessairement fixes mais peuvent dépendre de l'ampleur du changement de prix. Selon lui, le changement de prix a un effet négatif sur la réputation de l'entreprise, les clients auront tendance à préférer traiter avec des entreprises dont les prix sont relativement stables et éviter les entreprises qui pratiquent des changements de prix très larges et fréquents. Il suppose donc des coûts quadratiques dépendant de l'ampleur du changement de prix. Cette idée sera ensuite reprise et conceptualisée comme "customer anger" (Rotemberg,

2005). Ce coût d'antagonisation est aussi mis en évidence dans les enquêtes qualitatives. Par exemple, en Suède, la première explication du temps écoulé entre deux révisions de prix est le risque pour l'entreprise de détériorer les relations avec son client (Apel *et al.*, 2005). Au Canada, 55,3% des entreprises enquêtées ne changent pas leur prix de crainte de l'altération de leurs relations commerciales (Amirault *et al.*, 2004).

Konieczny (1993) reprend une idée semblable en supposant que les coûts d'ajustement se composent d'un coût fixe assimilable au coût physique et un coût variable lié à la perte de réputation. Sa contribution est de supposer que ce coût variable peut soit dépendre de l'ampleur du changement, soit de la fréquence de changement des prix. Dans le premier cas, il justifie l'hypothèse de coût variable de deux manières : reprenant les arguments de Rotemberg (1982) mais aussi de Stiglitz (1984), il suppose qu'une hausse de prix peut conduire le client à mener une nouvelle recherche du meilleur prix du marché, la hausse apparaissant comme un signal d'un possible changement de prix relatifs; le deuxième argument suggère qu'une hausse de prix peut être un signal pour les autres entreprises d'un bon état de la nature sur le marché, ce qui favorise l'entrée de nouveaux concurrents, les entreprises présentes ont donc tout intérêt à garder leur prix fixe et chaque hausse est coûteuse. Dans ce premier cas, si le prix change, le coût d'ajustement s'écrit comme :

$$C(p_{t+1} - p_t) = c_v(p_{t+1} - p_t) + c_f$$

où  $C(\cdot)$ , est le coût total d'ajustement,  $c_v(\cdot)$  est le coût variable dépendant de la réponse du marché au changement, et  $c_f$  le coût fixe.

Dans le second cas, il suppose que le coût variable dépend de la fréquence de changement de prix, la justification est sans doute un peu moins convaincante que pour le premier cas, deux arguments sont évoqués, le premier suggère que si la recherche pour le consommateur dure un certain temps, il est préférable que le prix reste constant et soit rappelé. De même en supposant que la mémoire des agents est limitée, il est préférable pour une entreprise d'être réputée ne pas changer souvent ses prix. Dans ce deuxième cas, le coût d'ajustement dépend de la fréquence de changement  $f$  et peut s'écrire :

$$C(f) = c_v(f) + c_f$$

Les évaluations empiriques de l'importance relative des coûts fixes et des coûts variables ne sont pas très nombreuses Le Tableau 5 résume les résultats obtenus dans la littérature.

Slade (1999) propose un modèle structurel où le coût d’ajustement se compose d’un coût fixe et d’un coût variable dépendant de l’ampleur du changement :

$$C_t = c_f + g |p_{t+1} - p_t|$$

La dynamique du modèle va être causée par deux facteurs, le stock de “bienveillance” des consommateurs à l’égard de l’entreprise (qui peut être liée à des habitudes) et le coût d’ajustement. Les données utilisées sont des prix et les ventes de gâteaux salés vendus en supermarché, les variables explicatives utilisées sont des séries macroéconomiques mensuelles de salaires, de prix de production. Les résultats sur la structure des coûts d’ajustement montrent la faiblesse des coûts variables, les coûts d’ajustement sont évalués à 2,72\$ par changement de prix, 2,55\$ pour le coût fixe et 0,17\$ pour le coût variable.

Kano (2006) propose d’étendre le modèle de Slade (1998) au cas où les entreprises ne sont plus en concurrence monopolistique mais en concurrence oligopolistique. Ce modèle nécessite alors de tenir compte des interactions stratégiques entre les entreprises, Kano (2006) obtient des coûts de menu deux fois plus importants dans le cas oligopolistique que dans le cas monopolistique. Il obtient aussi que la rigidité à la baisse est plus importante que la rigidité à la hausse.

Aguirregabiria (1999) estime un modèle où l’entreprise peut à la fois avoir des coûts de menu associés à la décision de changer ses prix et des coûts de stockage, l’interaction de ces deux coûts permet d’expliquer de longues périodes sans changement de prix et certaines plus courtes où des rabais importants sont concédés. Le programme d’optimisation dynamique à choix discret permet d’obtenir des règles de décision avec et sans coûts de menu. Ce modèle est estimé sur une base de données contenant les prix, les stocks, les ventes, les prix de gros et les commandes de plus de 534 marques vendues dans des supermarchés entre 1990 et 1992. La méthode d’estimation est très proche de celle de Slade (1998). Les résultats obtenus mettent en avant l’importance des coûts de commande comparés aux coûts d’ajustement des prix. Toutefois, les ordres de grandeur des estimations de coût de menu sont très proches de ceux trouvés dans la littérature 2,23\$ pour une hausse de prix soit 0,31% du chiffre d’affaires et 0,83\$ pour une baisse soit 0,39% du chiffre d’affaires, au total, les coûts de menu représentent 0,70% du chiffre d’affaires.

Pour évaluer le coût variable à changer les prix, Willis (2000) propose une formalisation alternative des coûts de menu. Il reprend les données annuelles de prix des magazines utilisées par Cecchetti (1986) pour construire un modèle structurel où les coûts d’ajustement sont représentés

selon une forme AR (1). Le coût d'ajustement de chaque entreprise est persistant :

$$C_{it} = \mu + \rho C_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Les paramètres d'intérêt sont la moyenne des coûts  $\mu$ , le paramètre de persistance  $\rho$  et l'écart-type des innovations du processus. Le problème d'optimisation pour l'entreprise est de choisir compte tenu de l'état (prix à la période précédente, inflation, production, coût d'ajustement) entre garder son prix constant ou le modifier. Ce modèle d'optimisation à choix discret est estimé par l'inférence indirecte. Un premier modèle est estimé en supposant que les coûts d'ajustement ne présentent aucune persistance, dans ce cas, les coûts fixes d'ajustement sont très importants, environ 4% des ventes. Un deuxième modèle permettant la persistance des coûts d'ajustement permet d'obtenir des coûts d'ajustement moitié moins importants environ 2% des ventes (soit 3,3% des profits) ce qui est plus proche de ce que Levy *et al.* (1997), Dutta *et al.* (1999), Zbaracki *et al.* (2004) ou Slade (1998, 1999) peuvent trouver. Ces coûts d'ajustement sont toutefois dans ce cas très persistants ( $\rho = 0.68$ ).

#### 4.2.3 Coûts de menu et rigidité des prix

Au total, toutes les études concluent à l'existence d'un coût fixe (coût de menu) au changement de prix significatif. La présence d'un coût variable est elle plus douteuse. Une partie de la littérature a ensuite étudié le rôle de ces coûts d'ajustement sur la rigidité des prix. Le modèle théorique prévoit en effet que plus les coûts d'ajustement sont importants, plus la rigidité des prix devraient être grande.

Levy *et al.* (1997) testent l'impact d'une hausse des coûts de menu sur la fréquence des changements de prix en utilisant l'application d'une loi américaine *Item pricing law* qui oblige les détaillants, dans certains Etats américains à étiqueter chaque produit vendu. La théorie montre en effet que si les coûts d'ajustement augmentent, la zone d'inaction est plus grande, ce qui implique que le prix durera plus longtemps pour l'entreprise. Les auteurs montrent que les supermarchés ayant à appliquer cette loi ont un coût de menu beaucoup plus important et qu'ils changent leurs prix beaucoup moins fréquemment que les autres supermarchés. Environ 6% des prix sont modifiés chaque semaine dans les supermarchés contraints par la loi, contre plus de 15 % pour les autres supermarchés.

Cependant, Owen et Trzepacz (2002) infirment ces résultats en insistant sur le rôle joué par les stratégies de prix adoptées par les supermarchés. Dans cette étude deux cas sont possibles : soit les prix changent peu et tous les biens subissent des soldes régulières, soit un grand nombre de prix se situent à des niveaux élevés avec en permanence de fortes réductions ciblées sur certains produits. Les auteurs mettent en avant l'importance de ces stratégies relativement aux coûts de menu pour la décision de changer de prix. Ils soulignent toutefois que ces stratégies peuvent être aussi choisies en fonction des coûts de menu auxquels l'entreprise fait face.

### 4.3 Modélisations empiriques des modèles de dépendance à l'état

Dans les années 70, la littérature théorique approxime l'écart entre le prix nominal observé et le prix qui serait fixé en l'absence de rigidité par une fonction de l'inflation cumulée depuis le dernier changement de prix, la littérature empirique dans les années 80-90 puis plus intensivement au cours de la période récente a tenté d'estimer des modèles structurels essayant de valider les prédictions théoriques des modèles de dépendance à l'état. L'évaluation de l'effet de l'inflation sur la décision de changement de prix s'avère relativement difficile dans le cadre d'un modèle structurel. Une large palette de modèles ont permis de tester ces prédictions allant de formes réduites assez simples à des modèles semi-structurels plus complexes.

#### 4.3.1 Formes réduites

Cecchetti (1986) analyse l'effet de l'inflation sur la fixation des prix, il suppose que l'entreprise compare la distance du prix nominal actuel et le prix optimal si elle pouvait changer son prix de façon continue avec le coût de menu. La probabilité pour l'entreprise  $i$  de changer en  $t$  le prix qu'elle a fixé en  $\tilde{t}$  peut s'écrire :

$$\Pr(d_{it}=1) = \Pr(p_{it}^* - p_{i\tilde{t}} \geq h_{it}^c) = \Pr(\Delta p_{i\tilde{t}}^* \geq h_{it}^c - h_{i\tilde{t}}^o)$$

où  $d_{it}$  vaut 1 si le prix change et 0 sinon,  $h_{it}^c$  est le maximum que la différence entre le prix optimal  $p_{it}^*$  et le prix réel  $p_{i\tilde{t}}$  peut atteindre. Le prix fixé en  $\tilde{t}$  est la somme du prix optimal en  $\tilde{t}$  et d'un terme  $h_{i\tilde{t}}^o$  qui mesure la valeur seuil du dernier changement de prix. Dans ce modèle la règle change donc au cours du temps. Cecchetti modélise le changement de prix optimal comme  $\Delta p_{i\tilde{t}}^* = bw_{i\tilde{t}} + u_{it}$  où  $w_{i\tilde{t}}$  est un ensemble de variables explicatives comprenant notamment la durée et l'inflation cumulée



depuis le dernier changement de prix et  $u_{it}$  le résidu stochastique.

$$\Pr(d_{it} = 1) = P(u_{it} \geq -bw_{it}\tilde{\omega} + (h_{it}^c - h_{it}^o)) = P(u_{it} \geq -bw_{it}\tilde{\omega} + a_{it})$$

Supposer que la règle change à toutes les périodes pour toutes les entreprises ne permet pas d'identifier le modèle, Cecchetti (1986) suppose donc que la règle est fixe par entreprise pour trois années. Il montre que les coûts d'ajustement ont fortement augmenté à mesure que l'inflation croissait. Cette observation apparaît parfaitement cohérente avec Rotemberg (1982). Cependant, Willis (2006) affirme que la méthode d'estimation choisie ne permet pas d'estimer correctement le modèle. En effet, les variables explicatives choisies (comme la durée) peuvent toutes s'écrire comme fonctions des valeurs passées de la variable expliquée. Aussi les tests de spécification utilisés par Cecchetti (1986) ne sont pas convergents. Willis (2006) propose d'utiliser un modèle à effets aléatoires où les effets sont modélisés comme des points de masse, il retrouve l'importance de l'inflation sur la décision de changement de prix.

D'autres auteurs plus récemment ont repris des estimations similaires : Baudry *et al.* (2005) estiment un probit multinomial sur les données françaises et obtiennent que l'inflation joue un rôle important sur les hausses de prix mais pas sur les baisses de prix. De manière générale, Dhyne *et al.* (2006) mettent en évidence que dans la plupart des pays étudiés l'inflation joue un rôle positif sur la fréquence de changer de prix. L'impact de l'inflation sur la durée des prix a aussi été examinée. Ainsi, en utilisant un modèle de durée à hasard proportionnel, Fougère *et al.* (2007) introduisent l'inflation cumulée depuis le dernier changement de prix comme explicative et montrent que pour environ 45% des produits étudiés l'inflation joue un rôle significatif positif sur la distribution des durées de prix. Davis et Hamilton (2005) utilisent eux aussi des modèles de durée pour expliquer le comportement de prix sur l'essence en gros et proposent un modèle ACD (Autoregressive Conditional Duration) où la durée en  $t$  dépend des durées passées et de variables exogènes. Les auteurs montrent que la décision de changer ses prix provient bien de l'écart entre le prix fixé et les "fondamentaux" économiques comme le modèle de dépendance à l'état le suggère.

#### 4.3.2 Modèles semi-structurels

Des modèles plus structurels ont aussi permis d'analyser sur des données sectorielles la fixation des prix modélisée par le modèle de dépendance à l'état. L'idée commune à l'ensemble de cette

littérature est d'estimer le modèle  $(S, s)$  issu du modèle structurel proposé par Sheshinski et Weiss (1977) ou Tsiddon (1993). Pour cela, les modèles empiriques utilisent des modèles non-linéaires de type probit ou logit sur la décision de changement de prix augmentés parfois d'une équation d'intérêt déterminant la taille du changement de prix.

L'idée des premiers modèles empiriques est de considérer la variable de prix "réel"  $p_{it-1} - \tilde{p}_t$  comme dans le modèle de Sheshinski et Weiss (1977) et de proposer une forme stochastique aux bornes  $S$  et  $s$ . Ces bornes dépendent alors de variables exogènes comme l'inflation anticipée ou le taux d'intérêt. Ainsi, utilisant des données de prix des cafés instantanés et des pâtes de 1965 à 1978, Sheshinski, Tischler et Weiss (1981) modélisent les bornes  $s$ ,  $S$  et  $I$ <sup>10</sup> comme dépendant de l'inflation anticipée avec un modèle à deux équations : les bornes  $s$  et  $S$  sont déterminées par un modèle à choix discret sur la décision de changer de prix, la borne  $I$  est elle déterminée par une équation sur l'ampleur du changement de prix sachant que le prix a été modifié. Le modèle s'écrit avec trois équations  $S_{it} = b_1 x_{it} + \varepsilon_{1it}$ ,  $s_{it} = b_2 x_{it} + \varepsilon_{2it}$  et  $I_{it} = b_3 x_{it} + \varepsilon_{3it}$ . D'après le modèle de Sheshinski et Weiss (1977),  $p_{it-1} - \tilde{p}_t = S_{it}$  au moment des baisses de prix et  $p_{it-1} - \tilde{p}_t = s_{it}$  au moment des hausses de prix. Quand le prix change, on obtient alors que :  $I_{it} = p_{it} - \tilde{p}_t$ . Ils obtiennent que l'inflation anticipée joue un rôle positif non seulement sur la borne supérieure  $S$  mais aussi sur la borne inférieure  $s$ .

Une autre estimation des prédictions du modèle de Sheshinski et Weiss (1977) est proposée par Dahlby (1992) qui utilise des données d'assurance automobile au Canada de 1974 à 1983. Cet article utilise la même méthodologie que Sheshinski *et al.* (1981) mais les variables explicatives sont l'inflation observée, l'inflation anticipée, le taux d'intérêt réel. Ces trois variables n'ont pas d'impact sur la fréquence de changement de prix, ni sur les bornes  $s$  et  $S$  et n'ont souvent pas le signe prédit par la théorie.

Fischer et Konieczny (2006)<sup>11</sup> utilisent le même modèle sur des données de prix de journaux canadiens sur la période 1965-1990 où seules des hausses de prix sont observées. L'idée est identique : tester l'impact de variables explicatives dont l'inflation anticipée sur la décision de changer de prix dans le cadre d'un modèle  $(S, s)$ . La principale différence tient au fait qu'ils supposent

---

<sup>10</sup>  $s$  est la borne inférieure déclenchant les hausses de prix,  $S$  est la borne supérieure déclenchant les baisses de prix et à chaque changement de prix l'écart entre le nouveau prix nominal observé et le prix qui serait fixé sans rigidité est égal à  $I$ .

<sup>11</sup> Fisher et Konieczny (1995) proposent une première version du modèle présenté ici.

aussi que l'entreprise révisé pas ses prix de façon continue et décide de réévaluer l'information nouvelle uniquement au moment du changement de prix. Dans le cas continu, la date du prochain changement de prix est affectée par le taux d'inflation et la révision des connaissances sur la borne inférieure alors que dans le cas discret, l'entreprise ne change son prix que lorsque elle a dépassé la borne inférieure fixée au dernier changement de prix et la date du changement de prix ne dépend donc que de l'inflation. Le modèle économétrique est un modèle de sélection. La première équation détermine la probabilité de changement de prix alors que la seconde estime l'ampleur du changement compte tenu de la sélection. Les résultats obtenus sont assez différents : dans le cas discret, l'inflation a bien un impact positif sur la distance entre  $s$  et  $S$ , dans le cas continu, les estimateurs sont non significativement différents de 0.

La stratégie d'estimation de ces modèles a été reprise récemment par Ratfai (2006) et Dhyne *et al.* (2007). Ces auteurs proposent des cadres d'analyse où les bandes d'inaction sont mieux identifiées et permettent de distinguer deux sources de rigidité : la rigidité nominale liée aux coût de menu et l'absence de changement de prix provenant des facteurs sous-jacents déterminant le prix (par exemple, en l'absence de coût de menu, des coûts marginaux constants conduisent à ne pas modifier les prix). La variable endogène n'est plus le prix "réel"  $p_{it-1} - \tilde{p}_t$  mais bien l'écart entre le prix fixé au dernier changement et le prix optimal en l'absence de rigidité des prix  $p_{it}^*$ . Ce dernier prix est inobservable, il dépend du coût marginal et des marges (Partie 2). Dans la plupart des pays, les bases de données de prix ne sont constituées que des relevés et très rarement d'autres variables explicatives individuelles. Dans le cas de Ratfai (2006) qui étudie le prix de la viande vendue au détail,  $p_{it}^*$  est approximé par le prix de gros de la viande. Pour Dhyne *et al.* (2007) ce prix est estimé comme un facteur inobservable commun à l'ensemble des détaillants vendant le produit et des effets individuel et aléatoire. Le modèle de Ratfai, propose un cadre où les bandes sont constantes et correspondent aux seuils où les prix changent. Il utilise un logit multinomial du type :

$$\begin{aligned}
 p_{it} &< p_{it-1} \text{ si } p_{it-1} - p_{it}^* > S \\
 p_{it} &= p_{it-1} \text{ si } s < p_{it-1} - p_{it}^* < S \\
 p_{it} &> p_{it-1} \text{ si } p_{it-1} - p_{it}^* < s
 \end{aligned}$$

Dhyne *et al.* (2007) proposent un cadre sans doute plus complet où l'information sur les ampleurs de

changement sont aussi utilisées. Le modèle utilisé est proche mais les bandes sont ici stochastiques comme présenté sur le graphique. En outre, le cas considéré est celui où  $S = -s$  et  $I = 0$ . Le modèle peut s'écrire simplement comme :

$$p_{it} = p_{it}^* \text{ si } |p_{it-1} - p_{it}^*| > S_{it}$$

$$p_{it} = p_{it-1} \text{ si } |p_{it-1} - p_{it}^*| < S_{it}$$

La Figure 3 résume le modèle ainsi estimé. La nature stochastique des bandes n'est pas une prédiction du modèle théorique mais permet une meilleure réplique des faits observés. Ceci permet notamment d'obtenir des amplitudes de changements de prix relativement dispersées entre les entreprises et dans le temps, ce que l'on observe dans les données.

Dhyne *et al.* (2007) évaluent dans ce cadre l'ampleur des coûts d'ajustement pour un très grand nombre de produits de consommation finale en France et en Belgique. Ils obtiennent que les coûts d'ajustement sont un facteur important d'explication de la rigidité nominale. Ils montrent ainsi qu'observer des fréquences de changement de prix faibles est bien corrélé avec des coûts d'ajustement élevés.

## 5 Agrégation, inflation, politique monétaire

Les effets réels à court terme de la politique monétaire sont le plus souvent justifiés par l'existence de la rigidité des prix. Les sections précédentes ont synthétisé l'apport de l'utilisation des données microéconomiques pour mieux caractériser cette rigidité. Cette section présente l'impact du choix de la modélisation de cette rigidité des prix (règle dépendant du temps ou de l'état par exemple) pour la modélisation macroéconomique et notamment la forme de la courbe de Phillips et la relation monnaie-production prévue par les modèles agrégés. Quelle est la la forme la plus utilisée pour modéliser la rigidité des prix, apparaît-elle pertinente au vu des résultats microéconomiques? Quels modèles propose la macroéconomie pour renforcer la pertinence empirique des microfondations?

### 5.1 Hypothèse de dépendance au temps et politique monétaire

Dans la plupart des modèles macroéconomiques néo keynésiens, le choix de l'hypothèse microéconomique de fixation des prix est guidé par des considérations techniques. Il est ainsi plus facile de supposer la dépendance au temps des prix pour dériver un processus d'inflation agrégée.

L'agrégation des comportements individuels à la Calvo par exemple est relativement simple<sup>12</sup> (Gali et Gertler (1999) et Roberts (1995)). Si  $\beta \neq 1$ , le prix fixé s'écrit :

$$p_{it} = \lambda\beta \sum_{j=0}^{\infty} ((1-\lambda)\beta)^j E_t p_{it+j}^*$$

Le niveau des prix  $\tilde{p}_t$  est une moyenne des prix changés en  $t$  et de ceux qui n'ont pas été modifiés à cette période, ce qui peut s'écrire après log-linéarisation autour de l'état stationnaire, comme :

$$\tilde{p}_t = \lambda p_{it} + (1-\lambda)\tilde{p}_{t-1}$$

En combinant ces deux équations on peut écrire que :

$$\tilde{p}_t - (1-\lambda)\tilde{p}_{t-1} = \lambda \times \lambda\beta \sum_{j=0}^{\infty} ((1-\lambda)\beta)^j E_t p_{it+j}^*$$

Après quasi-différenciation de cette formule, on obtient la "nouvelle" courbe de Phillips :

$$\tilde{p}_t - \tilde{p}_{t-1} = \beta E_t (\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t) + \frac{\lambda\beta \times \lambda}{1-\lambda} (p_t^* - \tilde{p}_t)$$

ou encore :

$$\pi_t = \beta E_t (\pi_{t+1}) + \varphi mc_t$$

où  $\pi_t$  est l'inflation et  $mc_t$  le coût marginal réel. Les modèles néo keynésiens supposent presque tous que les prix sont fixés selon un processus de Calvo et le paramètre  $\lambda$  est souvent calibré à l'aide des estimations de fréquence sur les bases de données microéconomiques (cf partie 2). Roberts (1995) montre que la formulation de la courbe de Phillips obtenue avec le modèle de Taylor est identique.

En bouclant le modèle par une équation de demande de monnaie  $m_t = \tilde{p}_t + y_t$ , Kiley (2002) montre toutefois que les effets de la monnaie sur la production sont assez différents. Dans les deux cas, le choc monétaire a un effet sur la production qui est persistant. Cependant, la réponse de la production dans le modèle d'ajustement partiel à la Calvo est plus longue que dans le modèle de Taylor. En effet, dans un modèle de Calvo, une partie des entreprises peut ne changer ses prix que très rarement, plus rarement que la moyenne, contrairement au modèle échelonné où toutes les entreprises ont la même durée de prix. Dixon et Kara (2006) montrent que Kiley (2002), par construction, choisit des durées moyennes de contrat différentes entre le modèle de Calvo et le

<sup>12</sup>Voir aussi Jondeau et Le Bihan (2001) et Ben Aissa et Musy (2005) pour une synthèse des courbes de Philips avec d'autres modèles de dépendance au temps.

modèle de Taylor. Si la durée moyenne des contrats est choisie égale dans les deux modèles, alors les différences dans la réaction du produit aux chocs de monnaie demeurent mais elles sont de moindre ampleur. L'explication de ces différences fournie par Kiley est toujours vraie, elles s'expliquent par la distribution des contrats dans le modèle de Calvo<sup>13</sup>.

Les modèles macroéconomiques de type DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) supposent souvent que les prix sont fixés selon une règle de Calvo (dont le paramètre  $\lambda$  est calibré à partir des études réalisées sur les bases de données microéconomiques) et ajoutent aussi qu'une partie des prix est indexée sur l'inflation passée (Woodford, 2003). Cette extension du modèle de Calvo est justifiée par une meilleure réplique des faits macroéconomiques. Le degré d'indexation est soit fixé (à 1 par exemple pour Christiano *et al.* (2005)) ou laissé libre (Smets et Wouters, 2007). L'inclusion de ce paramètre d'indexation introduit un terme d'inflation retardée dans la courbe de Phillips précédente. L'utilisation de cette règle étendue de fixation des prix semble faire consensus dans la littérature macroéconomique et présente deux avantages: répliquer au mieux les dynamiques agrégées et les réponses aux chocs et rendre techniquement possible l'estimation de ces modèles. Toutefois, cette règle n'est qu'une simplification de la formation des prix. Ainsi, les études microéconomiques ne donnent pas de preuves de l'existence de règle d'indexation suivie par les entreprises et montrent que le comportement de changement de prix est plus complexe qu'un changement aléatoire à la Calvo. Comme le souligne Woodford (2003), il est possible d'améliorer la pertinence empirique des microfondations, une des voies consiste à endogénéiser la décision de changement de prix.

## 5.2 Coûts d'ajustement et politique monétaire

Une des conséquences de la relative facilité d'utilisation des modèles de dépendance au temps est que les modèles microéconomiques de fixation des prix avec coût d'ajustement restent peu utilisés dans les modèles macroéconomiques et que les implications de ces modèles sont encore mal évaluées (Eichenbaum et Fisher, 2007). Sont-elles différentes de celles issues d'une hypothèse de dépendance au temps? Rares sont les modèles qui proposent des courbes de Phillips analytiques dans le cadre de modèles de dépendance à l'état, la plupart du temps la relation production-monnaie est envisagée avec des solutions numériques.

---

<sup>13</sup>Ben Aissa *et al.* (2007) soulignent par ailleurs l'importance de la périodicité choisie.

### 5.2.1 Modèles $(S, s)$ et politique monétaire

Caplin et Spulber (1987) sont les premiers à proposer un modèle où les entreprises suivent des règles de formation des prix  $(S, s)$  et où les décisions de changements de prix sont imparfaitement synchronisées (grâce à une hypothèse de distribution uniforme des prix initiaux). L'inflation est générée par l'agrégation des comportements de prix de l'ensemble des entreprises. Les auteurs obtiennent que la rigidité des prix disparaît au niveau agrégé et que la monnaie est alors neutre. Leur modèle permet en effet aux entreprises de réagir complètement aux chocs monétaires dès qu'ils apparaissent puisque la proportion d'entreprises changeant leurs prix est uniquement fonction du degré du choc monétaire. Caballero et Engel (2007) résument ainsi le modèle : le choc monétaire  $\Delta m$  conduit  $\frac{\Delta m}{S-s}$  entreprises à modifier leur prix d'un montant  $(S - s)$ , on obtient alors aisément que le changement du niveau des prix est le produit de ces deux termes et donc que  $\Delta p = \Delta m$ . Ce résultat est donc différent de celui obtenu avec un modèle de dépendance au temps. Cependant, les auteurs notent que ce résultat dépend largement de la forme de l'offre de monnaie (continue et monotone dans le cas présent), dans le cas non-monotone par exemple, il faudrait envisager une règle permettant des baisses de prix.

Ce dernier cas est envisagé par Caplin et Leahy (1991) (la monnaie suit un mouvement brownien permettant des chocs positifs et négatifs), ils obtiennent alors des effets de la politique monétaire sur la production. Certaines prédictions sont alors proches de celles d'un modèle de dépendance au temps. Toutefois, les auteurs soulignent aussi certaines différences : l'effet de la monnaie sur le produit dépend de l'état de l'économie (et la relation monnaie-production ne peut pas comme dans un modèle de dépendance au temps être captée par un simple ARMA), les expansions monétaires sont plus efficaces en bas de cycle et une contraction monétaire est plus efficace en haut de cycle.

En outre, Ahlin et Shintani (2006) soulignent que le résultat de Caplin et Spulber (1987) est obtenu en faisant l'hypothèse que les entreprises sont distribuées uniformément et qu'elles ont une règle unique de fixation des prix (comme démontré par Sheshinski et Weiss (1983)). Or, Ahlin et Shintani (2006) montrent que les entreprises suivent deux règles de fixation des prix, ce qui entraîne une non-neutralité de la monnaie. Si l'inflation passe d'un régime non-nul à un régime nul (comme le supposent Sheshinski et Weiss (1983)) alors les bandes se rétrécissent et un certain nombre de hausses de prix sont observées, ce qui implique une persistance de l'inflation et des coûts à la désinflation.

### 5.2.2 Modèles $(S, s)$ , chocs idiosyncratiques et politique monétaire

Un ensemble d'articles proposent d'introduire des chocs idiosyncratiques notamment sur la façon dont les chocs de demande sont perçus par les entreprises et sur leur coût d'ajustement.

Caballero et Engel (1993) généralisent ainsi les travaux de Caplin et Spulber (1987) en incorporant des chocs propres à chaque entreprise (demande perçue, coûts d'ajustement) et un degré de complémentarité stratégique (ou rigidité "réelle"), et étudient la distribution endogène des prix au cours du temps et notamment en dehors de l'état stationnaire. Ils montrent que la monnaie est bien neutre en moyenne à l'état stationnaire mais que l'effet de la monnaie sur la production est d'autant plus important que l'économie s'éloigne de l'état stationnaire. Ils montrent aussi que la complémentarité stratégique est à l'origine de la réaction asymétrique de la production aux chocs de politique monétaire<sup>14</sup>.

Danziger (1999) est un des premiers à proposer un cadre macro-économique néo keynésien incorporant des coûts d'ajustement. Chaque entreprise fait face à des chocs idiosyncratiques et agrégés de productivité. Des chocs monétaires (à la hausse et à la baisse) sont aussi introduits dans le modèle. Tous les comportements de production, de consommation et de fixation des prix sont déterminés par l'optimisation de comportements microéconomiques. Contrairement à la plupart des modèles précédents, il montre qu'il existe un équilibre où la fixation des prix selon un modèle  $(S, s)$  est optimale. Un choc monétaire a un impact sur l'inflation, son effet est complet à long terme. Les effets non anticipés de l'inflation ont un effet (faible) à court terme sur le produit.

Deux articles très proches (Goloso et Lucas (2007) et Gertler et Leahy (2006)) proposent de dériver une courbe de Phillips des modèles de microfondation  $(S, s)$  pour ensuite proposer les conséquences des chocs de monnaie sur la production. Goloso et Lucas (2007) introduisent des chocs idiosyncratiques de productivité (dont la variance et les autocorrélations sont calibrées à partir de Klenow et Kryvstov (2005)) et des chocs agrégés d'inflation. Ils montrent que la majorité des ajustements de prix sont dus aux chocs idiosyncratiques. Leur modèle prédit en outre que les effets de la monnaie sont faibles et transitoires, contrairement aux prédictions obtenues avec

---

<sup>14</sup> Tsiddon (1993) reprend aussi les travaux de Caplin, Spulber (1987) et de Caballero, Engel (1993) mais l'analyse est cette fois centrée sur l'effet de l'inflation sur la rigidité des prix. Il montre que plus la tendance de l'inflation anticipée croît plus la rigidité des prix devient faible, il met en évidence aussi que les ajustements à la hausse sont plus fréquents que les ajustements à la baisse.



le modèle de Calvo. L'explication est que le modèle permet de capter l'“effet de sélection” du modèle de dépendance à l'état : plus les entreprises sont loin de l'optimum, plus elles ont tendance à ajuster leur prix, ce qui n'est pas vrai dans un modèle de dépendance au temps où les entreprises ont toutes la même probabilité d'ajuster leur prix. Ainsi, dans le modèle de dépendance à l'état, après un choc positif, les prix qui sont modifiés sont ceux qui sont les plus proches de la bande  $s$ , les ajustements sont donc de grande ampleur et la réponse importante. Dans le cas de Calvo, les prix modifiés sont choisis au hasard et les entreprises peuvent ne procéder qu'à un faible ajustement. La réponse agrégée est donc plus mesurée et plus longue. Leurs résultats se rapprochent en ce sens de ceux de Caplin et Spulber (1987).

Gertler et Leahy (2006) enrichissent ce modèle en introduisant des complémentarités stratégiques. Ils parviennent à obtenir une formalisation simple d'une courbe de Phillips dans le cadre de modèles de dépendance à l'état. La courbe de Phillips obtenue est pratiquement de la même forme que celle obtenue dans le cas Calvo, excepté que le paramètre  $\varphi'$  devant le coût marginal dépend de la probabilité de subir un choc idiosyncratique nul et non de la probabilité de non-ajustement.

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \varphi' mc_t$$

Le modèle réplique les faits stylisés de Klenow et Kryvtsov (2005), le modèle  $(S, s)$  présente une flexibilité plus grande que le modèle de dépendance au temps à cause de l'effet de sélection. En outre, le degré de complémentarité stratégique introduit permet de répliquer la persistance de l'inflation et l'effet de la monnaie sur la production. Dans ce modèle, cet effet est même plus important que dans le cas du modèle de dépendance au temps.

### 5.3 Coûts d'ajustement stochastiques: une synthèse?

Le cadre de modélisation macroéconomique proposé par Dotsey *et al.* (1999) propose un cadre de synthèse pour l'étude de la relation monnaie- production dans le cadre des modèles à prix rigides. Il permet de réaliser des comparaisons des différentes propriétés des modèles dans un cadre de référence.

Dotsey *et al.* (1999) supposent que le coût d'ajustement d'une entreprise est tiré dans la distribution d'une variable aléatoire si bien que seulement certaines entreprises ajustent leur prix à chaque période. Celles qui modifient leur prix sont celles qui ont bénéficié d'un coût d'ajustement faible

relativement aux chocs subis au cours de la période. Dans un cadre macroéconomique d'équilibre général, cette hypothèse leur permet d'introduire de la dépendance à l'état beaucoup plus facilement qu'en supposant des règles de type  $(S, s)$  agrégées. Leur modèle prédit que les chocs monétaires ont des effets sur les prix et sur la production. Ce modèle présente l'avantage de fournir un cadre macroéconomique dans lequel la dépendance au temps et la dépendance à l'état sont des cas particuliers du modèle. Bakshi, Khan et Rudolf (2004) montrent ainsi que la courbe de Phillips dérivée du modèle de Dotsey *et al.* (1999) contient le cas particulier de la courbe de Phillips traditionnelle. La courbe de Phillips obtenue dans ce cadre fait dépendre l'inflation de l'inflation future et passée, des coûts marginaux futurs et passés et de la probabilité future de pouvoir ajuster son prix.

Dotsey et King (2005) propose enfin, dans le cadre du modèle de Dotsey *et al.* (1999) une comparaison des propriétés des différents modèles avec dépendance à l'état/au temps, avec/sans élasticités à la demande variables, et avec/sans marchés des facteurs locaux. Ils mettent en évidence des différences importantes entre les modèles supposant la dépendance au temps et ceux supposant la dépendance à l'état: la réaction de la production à un choc de monnaie est notamment beaucoup plus complexe dans le cadre de la dépendance à l'état que dans celui de la dépendance au temps. Ils proposent ensuite de revenir sur l'importance des petits changements de prix observés et comment les expliquer dans le cadre des modèles de dépendance à l'état. Ils enrichissent le modèle de deux façons : en incorporant des élasticités à la demande variables et des marchés des facteurs locaux. En introduisant une élasticité à la demande variable et un marché du travail, ils montrent ainsi que les frictions introduites par le marché du travail entraîne une baisse de la rigidité sous l'hypothèse de dépendance à l'état alors qu'elle l'augmente sous l'hypothèse de dépendance au temps. La modélisation à la Dotsey *et al.* (1999) apparaît alors comme une des plus prometteuses pour réaliser une synthèse des différents effets de la monnaie en fonction des hypothèses sur la forme de la rigidité des prix.

## 6 Conclusion : quels enseignements ?

Les prix sont-ils rigides ou flexibles? Au niveau microéconomique, les prix ne sont pas parfaitement flexibles. Dans une précédente synthèse, Taylor (1999) estimait la durée moyenne d'un prix à une année. Au vu des nombreuses nouvelles estimations obtenues sur données microéconomiques, la durée entre deux changements de prix est plus courte, ce qui suggère que la rigidité des prix est

moins forte que celle obtenue par Taylor (1999). Par ailleurs, il existe une grande hétérogénéité sectorielle : les prix de l'énergie sont modifiés très fréquemment alors que ceux des services changent en moyenne tous les ans. Enfin, le dernier résultat important issu de ses études est que la proportion de baisses de prix est significative, autour de 40%.

Les prix sont-ils *time-* ou *state-dependent*? L'hypothèse de prix fixé selon une règle de dépendance au temps est souvent choisie en première approximation pour sa plus grande facilité de manipulation et la question est de savoir si les modèles de dépendance au temps permettent de reproduire les faits stylisés microéconomiques. Les études empiriques récentes montrent que cette hypothèse permet de reproduire en effet un certain nombre de faits stylisés: i) l'importance des contrats soulignée par les enquêtes auprès des entreprises; ii) l'échelonnement des changements de prix; iii) un mélange de modèles de Taylor et de Calvo permet de reproduire les fréquences de changements de prix observées. Toutefois, le modèle de *state-dependence*, plus riche dans son interprétation économique, permet de rendre compte des coûts d'ajustement significatifs subis par les entreprises au moment des changements de prix. Un nombre important d'enquêtes mais aussi d'évaluations économétriques mettent en avant le rôle significatif joué par ces coûts aux formes multiples. Le coût d'opposition du client aux changements de prix apparaît notamment comme primordial même s'il est difficile à déceler dans les données disponibles. Enfin, les modèles structurels ou semi-structurels *state-dependent* estimés permettent une compréhension plus fine des comportements conduisant à un changement de prix. Il est maintenant possible de distinguer la rigidité des prix issue de la rigidité des facteurs déterminant le prix de celle issue des coûts à changer le prix.

Ces résultats ne sont pas sans conséquence pour les modèles macroéconomiques. Au vu des études microéconomiques, la règle de fixation des prix utilisant une règle de Calvo et un paramètre d'indexation utilisée par les modèles macroéconomiques est une grande simplification du mode de fixation des prix observée au niveau microéconomique. L'indexation des prix à l'inflation passée est très faible dans la plupart des pays et la probabilité de changer son prix n'est pas indépendante du contexte économique de l'entreprise. Toutefois, l'introduction de modes de fixation de prix plus complexes permet certes d'améliorer la pertinence empirique des microfondations mais ajoute aussi beaucoup de difficultés techniques et ne permet pas toujours de répliquer les dynamiques agrégées. Une voie intéressante de recherche pour améliorer à la fois la validité empirique des microfondations

et conserver de bonnes propriétés macroéconomiques pourrait être celle poursuivie par Dotsey *et al.* (1999). Leur modélisation des coûts d'ajustement est assez générale pour englober à la fois les modèles de dépendance au temps et à l'état.

Quelques pistes de recherche sont en cours d'approfondissement. Les travaux microéconomiques sur la rigidité des prix s'attachent à mieux comprendre l'origine de la rigidité des prix observée. Certains travaux essaient notamment de mesurer l'impact de la rigidité des facteurs sous-jacents (comme les salaires par exemple) sur la détermination du prix. Toutefois, cette voie de recherche est limitée par la disponibilité des données car elle nécessite de pouvoir avoir accès à des données d'entreprise encore plus précises sur la structure de la demande ou les coûts de production. D'autres travaux essaient de répliquer l'importance des coûts d'opposition des clients et leur impact sur la rigidité des prix. Une deuxième voie de recherche tente de mieux incorporer aux modèles macroéconomiques l'hétérogénéité sectorielle observée dans les données microéconomiques (Carvalho(2006) et Bouakez *et al.* (2006) par exemple). Ces travaux évaluent dans quelle mesure cette hétérogénéité affecte l'impact de la politique monétaire sur la production.

## 7 Bibliographie

- Aguirregabiria V.**, (1999), The Dynamics of Markups and Inventories in Retailing Firms, *Review of Economic Studies*, 66, 2, 275-308.
- Ahlin C., Shintani M.**, (2006), Menu Costs and Markov Inflation: a Theoretical Revision with New Evidence, *Journal of Monetary Economics*, 54, 3, 753-784.
- Álvarez L.J., Dhyne E., Hoeberichts M., Kwapil C., Le Bihan H., Lünnemann P., Martins F., Sabbatini R., Stahl H., Vermeulen P., Vilmunen J.** (2006), Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro-Evidence, *Journal of the European Economic Association*, 4, 2-3, 575-584.
- Álvarez L. J. et Hernando H.**, (2006), Price Setting Behaviour in Spain: Evidence from Consumer Price Micro-data, *Economic Modelling*, 23, 4, 699-716.
- Álvarez L. J., Burriel P. et Hernando I.**, (2005), Price Setting Behaviour in Spain: Evidence from Micro PPI Data, *ECB Working Paper* N°522.
- Apel M., Friberg R. et Hallsten K.**, (2005), Microfoundations of Macroeconomic Price Adjustment: Survey Evidence from Swedish Firms, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37, 2, 313-338.
- Amirault D., Kwan C. et Wilkinson G.**, (2004), A Survey of the Price-Setting Behaviour of Canadian Companies, *Bank of Canada Review*, Winter 2004-2005.
- Baharad E. et Eden B.**, (2004), Price Rigidity and Price Dispersion: Evidence from Micro Data, *Review of Economic Dynamics*, 7, 613-641.
- Bakshi H., Khan H et Rudolf B.**, (2004), The Phillips Curve State-dependent Pricing, *Bank of England Working Paper*, N°227.
- Ball L., et Cecchetti S.G.**, (1988), Imperfect Information and Staggered Price Setting, *American Economic Review*, 78, 5, 999-1018.
- Ball L. et Mankiw G.**, (1994), A Sticky Price Manifesto, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 127-151.

- Barro R.**, (1972), A Theory of Monopolistic Price Adjustment, *Review of Economic Studies*, 39, 1, 17-26.
- Baudry L., Le Bihan H., Sevestre P. et Tarrieu S.**, (2005), La rigidité des prix en France: quelques enseignements des relevés des prix à la consommation, *Economie et Statistique*, n°386, 37-57.
- Benabou R.**, (1988), Search, Price setting and Inflation, *Review of Economic Studies*, 55, 3, 353-376.
- Benabou R.**, (1992), Inflation and Efficiency in Search Markets, *Review of Economic Studies*, 59, 299-329.
- Ben Aïssa M. S. et Musy X.**, (2005), La persistance de l'inflation dans les modèles néo-keynésiens, *Recherches économiques de Louvain*, 71, 175-191.
- Ben Aïssa M. S., Musy X., et Pereaud J.-C.**, (2007), Modelling Inflation Persistence with Periodicity Changes in Fixed and Predetermined Prices Models, *Economic Modelling*, 24, 5, 823-838
- Bergen M., Ritson M., Dutta S., Levy D. et Zbaracki M.**, (2003), Shattering the Myth of Costless Price Changes, *European Management Journal*, 21, 6, 663-669.
- Bhaskhar V.**, (2002), On Endogenously Staggered Prices, *Review of Economic Studies*, 69, 97-116
- Bils M. et Klenow P.J.**, (2004), Some Evidence on the Importance of Sticky Prices, *Journal of Political Economy*, 112, 947-985.
- Blanchard, O.J.**, (1982), Price Desynchronisation and Price Level Inertia, *NBER Working paper*, 900.
- Blanchard, O.J. et Fischer, S.**, (1989), Nominal Rigidities and Economic Fluctuations, Chapter 8, Lecture on Macroeconomics, MIT Press, Cambridge.
- Blinder A.**, (1991), Why are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 81, 2, 89-96

- Blinder A., Canetti E., Lebow D. et Rudd J.**, (1998), Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness, ed. Russell Sage Foundation.
- Bouakez A., Cardia E., et Ruge-Murcia F.**, (2006), The Transmission of Monetary Policy in a Multi-Sector Economy, *CIREQ Cahier* 20-2005.
- Caballero R. et Bertola G.** (1990), Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics, NBER Macroeconomics Annual 1990, The MIT Press.
- Caballero R. et Engel E.**, (1993), Heterogeneity and Output Fluctuations in a Dynamic Menu-Cost Economy, *Review of Economic Studies*, 60, 95-119.
- Caballero R. et Engel E.**, (2007), Price Stickiness in Ss Models: New Interpretations of Old Results, *Journal of Monetary Economics* 54, Supplement 1, 100-121
- Calvo G.**, (1983), Staggered Prices in a Utility Maximising Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Caplin A. et Leahy J.**, (1991), State-dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 683-708.
- Caplin A. et Spulber D.**, (1987), Menu Costs and the Neutrality of Money, *Quarterly Journal of Economics*, 102, 4, 703-725.
- Carlton D. W.**, (1986), The Rigidity of Prices, *American Economic Review*, 76, 4, 637-658.
- Carlton D. W.**, (1987), Theory and the facts of how markets clear: is industrial organization valuable for understanding macroeconomics?, In Handbook of Industrial Economics, ed. R. Schmalensee and R. Willig (Amsterdam, North Holland).
- Carvalho C.**, (2006), Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks, *Frontiers of Macroeconomics*, 2, 1, 1-56.
- Caucutt E, Ghosh M. et Kelton C.**, (1994), Pricing Behavior in United States Manufacturing Industries: a Statistical Study using Disaggregated Data, *Review of Industrial Organization*, 9, 745-771.

- Caucutt E, Ghosh M. et Kelton C.**, (1999), Durability versus Concentration as an Explanation for Price Inflexibility, *Review of Industrial Organization*, 14, 27-50.
- Cecchetti S.**, (1985), Staggered Contracts and the Frequency of Price Adjustment., *Quarterly Journal of Economics*, 100, 935-959.
- Cecchetti S.** (1986), The Frequency of Price Adjustment, *Journal of Econometrics*, 31, 255-274.
- Chakrabarti R. et Scholnik B.**, (2005), Nominal Rigidities without Literal Menu Costs: Evidence from E-commerce, *Economics Letters*, 86, 187-191.
- Christiano L., Eichenbaum M. et Evans C.**, (2005), Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, *Journal of Political Economy*, 113, 1-45
- Corcelli F. et Horvath R.**, (2006), Price Setting Behaviour: Micro Evidence on Slovakia, *CEPR Discussion Paper No. 5445*.
- Cornille D. et Dossche M.**, (2008), The Patterns and Determinants of Price Setting in the Belgian Industry, *Scandinavian Journal of Economics*, à paraître.
- Dahlby B.**, (1992), Price Adjustment in an Automobile Insurance Market: a Test of the Sheshinski-Weiss Model, *Canadian Journal of Economics*, 25, 3, 564-583.
- Danziger B.**, (1983), Price Adjustments with Stochastic Inflation, *International Economic Review*, 24, 3, 699-707.
- Danziger B.**, (1984), Stochastic Inflation and the Optimal Policy of Price Adjustment, *Economic Inquiry*, 22, 98-108.
- Danziger B.**, (1987), Inflation, Fixed Cost of Price Adjustment, and Measurement of Relative-price Variability: Theory and Evidence, *American Economic Review*, 77, 4, 704-713.
- Danziger L.**, (1999), A Dynamic Economy with Costly Price Adjustments, *American Economic Review*, 89, 4, 878-901.
- Davis M.C et Hamilton JD.**, (2004), Why Are Prices Sticky? The Dynamics of Wholesale Gasoline Prices, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 1, 17-37.



- Desplat R.**, (2000), Hétérogénéité des prix et salaires, pouvoir de marché et emploi : quatre analyses économétriques sur données individuelles d'entreprises, Thèse de doctorat, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- Dhyne E., Álvarez L. J., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffmann J., Jonker N., Lünnemann P., Rumler F. et Vilmunen J.**, (2006), Price Setting in the Euro Area: some Stylised Facts from Individual Consumer Price Data", *Journal of Economic Perspectives*, 20, 2, 171–192.
- Dhyne E., Fuss C., Pesaran H. et Sevestre P.**, (2007), Lumpy Price Adjustments: a Micro-econometric Analysis, Banque de France, NER 185.
- Dhyne E. et Konieczny J.**, (2006), Temporal Distribution of Price Changes: Staggering in the Large and Synchronization in the Small, *mimeo*.
- Dias D.A., Robalo Marques C., Neves P.D. et Santos Silva J.M.C.**, (2005), On the Fisher–Konieczny Index of Price Changes Synchronization, *Economic Letters*, 87, 279–283.
- Dias M., Dias D. et Neves P.**, (2004), Stylised Features of Price Setting Behaviour in Portugal: 1992 - 2001, *ECB Working Paper N°332*.
- Dias D., Robalo Marques C. et Santos Silva J.M.C.**, (2006), Measuring the Importance of the Uniform Nonsynchronization Hypothesis, *ECB Working Paper N° 606*.
- Dias D., Robalo Marques C. et Santos Silva J.M.C.**, (2007), Time or State Dependent Price Setting Rules? Evidence from Portuguese Micro Data, *European Economic Review*, 51, 7, 1589-1613.
- Dixit A.**, (1991), Analytical Approximations in Models of Hysteresis, *Review of Economic Studies*, 58, 1, 141-151.
- Dixon H. et Kara E.**, (2006), How to Compare Taylor and Calvo Contracts: a Comment on Michael Kiley, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 4, 1119-1126.
- Dotsey M. et King R.**, (2005), Implications of State-dependent Pricing for Dynamic Macroeconomic Models, *Journal of Monetary Economics*, 52, 213-242.

- Dotsey M., King R. et Wolman A.**, (1999), State-dependent Pricing and their General Equilibrium Dynamics of Money and Output, *Quarterly Journal of Economics*, 114, 655-690.
- Dutta S., Bergen M., Levy D. et Venable R.**, (1999), Menu Costs, Posted Prices, and Multiproduct Retailers, *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, 4, 683-703.
- Eden, B.** (1994), The Adjustment of Prices to Monetary Shocks when Trade is Uncertain and Sequential, *Journal of Political Economy*, 102, 493-509.
- Eichenbaum M. et Fisher J.D.M.**, (2007), Estimating the Frequency of Price Re-optimization in Calvo-style Models, *Journal of Monetary Economics*, 54, 2032–2047.
- Fabiani S., Druant M., Hernando I., Kwapil C., Landau B., Loupias C., Martins F., Mathä T., Sabbatini R., Stahl H. et Stokman ACJ**, (2006), What Firms' Surveys Tell us about Price-setting Behaviour in the Euro Area., *International Journal of Central Banking*, 2, 3, 3-47.
- Fischer S**, (1977), Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy*, 85, 1, 191-205.
- Fisher T. et Konieczny J.**, (1995), The Relative Rigidity of Oligopoly Pricing, *Economics Letters*, 49, 33-38.
- Fisher T. et Konieczny J.**, (2000), Synchronisation of Price Changes by Multiproduct Firms: Evidence from Canadian Newspaper Prices, *Economics Letters*, 68, 271-277.
- Fisher T. et Konieczny J.**, (2006), Inflation and Costly Price Adjustment: a Study of Canadian Newspaper Prices, *Journal of Money Credit and Banking*, 38, 3, 615-633.
- Fougère D., Le Bihan H. et Sevestre P.**, (2007), Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: a Microeconomic Investigation, *Journal of Business & Economic Statistics*, 25, 3, 247-264
- Gagnon E.**, (2006), Price Setting during Low and High Inflation: Evidence from Mexico, *mimeo*.
- Galbraith G.K.**, (1936), Monopoly Power and Price Rigidities, *Quarterly Journal of Economics*, 50, 456-475.

- Gali J, et Gertler M.**, (1999), Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 44, 195-222.
- Gautier E.**, (2008), La dynamique des changements de prix de production : une analyse à partir des relevés de prix à la production, *Economie et Statistique*, 407, 3-26.
- Genesove D.**, (2003), The Nominal Rigidity of Apartment Rents, *Review of Economics and Statistics*, 85, 4, 844-853.
- Gertler M. et Leahy J.**, (2006), A Phillips Curve with an (s,S) Foundation, *NBER working paper* N°11971.
- Goete L., Minsch R. et Tyran J.R.**, (2005), Micro Evidence on the Adjustment of Sticky-price Goods: it's How Often not How Much, *CEPR Discussion Paper* No. 5364.
- Golosov M. et Lucas R.**, (2007), Menu Costs and Phillips Curves, *Journal of Political Economy*, 115, 171–199.
- Goodfriend M. et King R.**, (1997), The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, *NBER Macroeconomics Annual*.
- Hall S., Walsh M. et Yates A.**, (2000), Are UK companies' Prices Sticky?, *Oxford Economic Papers*, 52, 425-446.
- Hansen P.**, (1999), Frequent Price Changes under Menu Costs, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23, 1065-1076.
- Jaramillo C. et Cerquera D.**, (1999), Price Behavior in an Inflationary Environment: Evidence from Supermarket Data, *Borradores de Economía* n°138, Banco de la Republica de Colombia.
- Jondeau E. et Le Bihan H.**, (2001), Testing for a Forward-looking Phillips Curve: Additional Evidence from European and U.S. Data, *NER 86*, Banque de France.
- Kackmeister A.**, (2007), Yesterday's Bad Times are Today's Good Old Times: Retail Price Changes are More Frequent Today than in the 1890s, *Journal of Money, Credit and Banking*, forthcoming

- Kano K.**, (2006), Modes of Competition and Asymmetric Price Rigidity in a Menu-cost Economy, *mimeo*.
- Kashyap A.**, (1995), Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1, 245-274.
- Kempf H.**, (1992a), Rigidités nominales : développements réents I, *Revue d'Economie Politique*, 102, 1, 1-43.
- Kempf H.**, (1992b), Rigidités nominales : développements réents II, *Revue d'Economie Politique*, 102, 2, 155-205.
- Kempf H.**, (2005), Rigidités nominales : le difficile passage de l'empirique au théorique, *Economie et Statistique*, N° 386.
- Kiley M.**, (2002), Partial Adjustment and Staggered Price Setting, *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 2, 283-298.
- Klenow P. et Kryvtsov O.** (2005) State-dependent or Time dependent Pricing: Does it Matter for Recent US Inflation?, *Manuscript, Stanford University*
- Konieczny J.**, (1993), Variable Price Adjustment Costs, *Economic Inquiry*, 31, 488-498.
- Konieczny J. et Skrzypacz A.**, (2004), Search, Costly Price Adjustment and the Frequency of Price Changes: Theory and Evidence, *Working paper*.
- Konieczny J. et Skrzypacz A.**, (2005), Inflation and Price Setting in a Natural Experiment, *Journal of Monetary Economics*, 52, 3.
- Kovanen A.**, (2006), Why do Prices in Sierra Leone Change so Often? A Case Study using Micro-level Price Data., IMF, Working Paper No. 06/53.
- Kuran T.**, (1983), Asymmetric Price Rigidity and Inflationary Bias, *American Economic Review*, 73, 3, 373-382.
- Lach S. et Tsiddon D.**, (1992), The Behavior of Prices and Inflation: an Empirical Analysis of Disaggregated Price Data, *Journal of Political Economy*, 100, 2, 349-389.

- Lach S. et Tsiddon D.**, (1996), Staggering and Synchronisation in Price-setting: Evidence from Multiproduct Firms, *American Economic Review*, 86, 5, 1175-1196.
- Levy D., Bergen M., Dutta S. et Venable R.**, (1997), The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 3, 791-825.
- Levy D. et Young A.**, (2004), The Real Thing: Nominal Price Rigidity of the Nickel Coke, 1886-1959, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 4, 765-799.
- Loupias C. et Ricart R.**, (2006), La formation des prix dans les industries françaises: résultats d'enquêtes spécifiques, *Revue d'Economie Politique*, 4, 541-554.
- Loy J.-P. et Weiss C.**, (2004), Synchronization due to Common Shocks? Evidence from German Grocery Prices, *Economics Letters*, 85, 123-127.
- Loy J.-P. et Weiss C.**, (2002), Staggering and Synchronisation of Prices in a Low-inflation Environment: Evidence from German Food Stores, *Agribusiness*, 18, 4, 437-457.
- McDonald J. et Aaronson D.**, (2006), How Firms Construct Price Changes: Evidence from Restaurant Responses to Increased Minimum Wages, *American Journal of Agricultural Economics*, 88, 292-307.
- Mankiw G. et Reis R.**, (2002), Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal To Replace The New Keynesian Phillips Curve, *Quarterly Journal of Economics*, 117, 4, 1295-1328.
- Means G.**, (1935), Industrial Prices and their Relative Inflexibility, U.S. Senate Document 13, 74th Congress, 1st Session.
- Means G.**, (1972), The administered-price Thesis Reconfirmed, *American Economic Review*, 292-306.
- Mills F.C.**, (1926), The Behavior of Prices, NBER.
- Nakamura E. et Steinsson J.**, (2007), Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models, *Quarterly Journal of Economics*, forthcoming.

- Owen A. et Trzepacz D.**, (2002), Menu Costs, Firm Strategy and Price Rigidity, *Economics Letters*, 76, 345-349.
- Powers E. et Powers N.**, (2001), The Size and Frequency of Price Changes: Evidence from Grocery Stores, *Review of Industrial Organization*, 18, 397-416.
- Ratfai A.**, (2007), The Frequency and Size of Price Adjustment: Microeconomic Evidence, *Managerial and Decision Economics*, 28, 751-762.
- Ratfai A.**, (2006), Linking Individual and Aggregate Price Changes, *Journal of Money Credit and Banking*, 38, 8, 2199-2224.
- Roberts J.**, (1995), New Keynesian Economics and the Phillips Curve, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 975-984.
- Rotemberg J.**, (1982), Sticky Prices in the United States, *Journal of Political Economy*, 90, 6, 1187-1211.
- Rotemberg J.**, (1983), Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment, *American Economic Review*, 73, 3, 433-436.
- Rotemberg J.**, (1987), The New Keynesian Microfoundations, *NBER Macroeconomics Annual*, 69-104.
- Rotemberg J.**, (2005), Customer Anger at Price Increases, Changes in the Frequency of Price Adjustment and Monetary Policy, *Journal of Monetary Economics*, 52, 4, 829-852.
- Sabattini R., Fabiani S., Gattuli A. et Veronese G.**, (2005), Producer Price Behaviour in Italy: Evidence from Micro PPI Data, *mimeo*, Banca d'Italia.
- Sheshinski E., Tishler A. et Weiss Y.**, (1981), Inflation, Costs of Price Adjustment, and the Amplitude of Real Price Changes: an Empirical Analysis, in *Development in an inflationary world*, ed. MJ Flanders et A. Razin, New York Academic Press.
- Sheshinski E. et Weiss Y.**, (1977), Inflation and Costs of Price Adjustment, *Review of Economic Studies*, 44, 2, 287-303.

- Sheshinski E. et Weiss Y.**, (1979), Demand for Fixed Factors, Inflation and Adjustment Cost, *Review of Economic Studies*, 46, 31-45.
- Sheshinski E. et Weiss Y.**, (1983), Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation., *Review of Economic Studies*, 50, 513-527.
- Sheshinski E. et Weiss Y.**, (1992), Staggered and Synchronized Price Policies under Inflation: the Multiproduct Monopoly Case, *Review of Economic Studies*, 59, 331-359.
- Slade E.**, (1998), Optimal Pricing with Costly Adjustment: Evidence from Retail-grocery Prices, *Review of Economic Studies*, 65, 87-107.
- Slade E.**, (1999), Sticky Prices in a Dynamic Oligopoly: An Investigation of (s,S) Thresholds, *International Journal of Industrial Organization*, 17, 4, 477-511.
- Smets F. et Wouters R.**, (2007), Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach, *American Economic Review*, 97, 3, 586-606.
- Stahl H.**, (2005), How Frequently do Prices Change? Evidence Based on the Micro Data Underlying the German PPI, *ECB Working Paper*.
- Stigler G. J. et Kindhal J. K.**, (1970), The Behaviour of Industrial Prices, NBER General Series 90.
- Stiglitz J.**, (1984), Price Rigidities and Market Structure, *American Economic Review*, 74, 2, 350-355.
- Taylor J.**, (1980) Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- Taylor J.**, (1999), Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics, in J. Taylor et M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics* (Amsterdam, North Holland).
- Tommasi M.**, (1993), Inflation and Relative Prices: Evidence from Argentina, MIT press ed Sheshinski, Weiss.
- Tsiddon D.**, (1993), The (Mis)behaviour of the Aggregate Price Level, *Review of Economic Studies*, 60, 889-902

- Tucker R. S.**, (1938), The Reasons for Price Rigidity, *American Economic Review*, 28, 1, 41-54.
- Vermeulen P., Dias D., Dossche M., Gautier E., Hernando I., Sabbattini R. et Stahl H.**, (2007), Price Setting in the Euro Area: some Stylised Facts from Individual Producer Price Data, *ECB Working Paper* n°727.
- Weiss Y.**, (1993), Inflation and Price Adjustment: a Survey of Findings from Micro-data, Optimal Pricing, Inflation, and the Cost of Price Adjustment, MIT press ed Sheshinski, Weiss.
- Willis J.**, (2000), Estimation of Adjustment Costs in a Model of State-dependent pricing, *mimeo*.
- Willis J.**, (2006), Magazine Prices Revisited, *Journal of Applied Econometrics*, 21, 337-344.
- Wolman A.**, (2000), The Frequency and Costs of Individual Price Adjustment, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 86, 4.
- Wolman A.**, (2007), The Frequency and Costs of Individual Price Adjustment, *Managerial and Decision Economics*, 28, 531-552.
- Woodford M.** (2003); Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton University Press, Princeton.
- Zbaracki M.J., Ritson M., Levy D., Dutta S., Bergen M.**, (2004), Managerial and Customer Costs of Price Adjustment: Direct Evidence from Industrial Markets, *Review of Economics and Statistics*, 86, 2, 514-533.



## 8 Tableaux et figures

Tableau 1a : Durée des prix (Ensemble - Prix à la consommation)

Auteur (date)	Pays	Période	Couverture	Nb pdts	Nb obs	T	Inflation	Freq de chgt prix	Dur. $\frac{1}{F}$	Dur.
Bils, Klenow (2004)	E-U	95-01	70% IPC	350	-	M./BIM.	2	26,1	3,8	4,3
Dhyne et al (2006)	Z E	94-03	ensemble IPC	50	-	M.	[0,5;2,5]	15,1	6,6	6,6
Baudry et al. (2005)	F	94-03	65% IPC	-	13.10 <sup>6</sup>	M.	[0,5;2,5]	18,9	5,3	8,3
Konieczny, Skrzypacz (2001)	Pol.	90-96	IPC	52	-	M.	54,2	37,0	2,7	2,4
Corcelli, Horvath (2006)	Sk	97-01	57% IPC	423	-	M.	9	34,0	2,9	3,8
Kovanen (2006)	S.-L.	99-03	100% IPC	251	-	M.	-	51,5	1,9	-
Gagnon (2006)	Mex.	95-97	67% IPC	-	-	M.	28,5	32,3	3,2	3,7
		00-02	67% IPC	-	-	M.	5,4	23,8	4,2	8,0
Kackmeister (2007)	E-U	1889-1891	Biens de conso.	48	45 683	M.	0	5,2	19,3	19,3
	E-U	97-99	Biens de conso.	48	40 474	M.	0,28	31,4	3,2	4,3
Tommasi (1993)	Arg.	90	Superm.	7	1 575	H.	>100	53,0	0,5	0,5
Jaramillo, Cerquera (1999)	Col.	91-94	Superm.	39	-	H.	23	18,5	1,4	2,0
Levy et al. (1997)	E-U	89-91	Superm. (1)	25 000	-	H.	-	15,7	1,6	1,5
	E-U	89-91	Superm. (2)	25 000	-	H.	-	6,3	4,0	4,0
Levy et al. (1999)	E-U	92	Drugstore	15 000	-	H.	-	7,5	3,3	3,3

Pays : Pol.: Pologne ; Sk : Slovaquie ; S.-L. Sierra-Leone; Arg.: Argentine; Col.: Colombie T : Périodicité des relevés, M: mensuel,

H. : hebdomadaire, BIM: bimensuel Freq de chgt prix : Fréquence de changement de prix en pourcentage par période. dur. : durée en mois

Tableau 1b : Durée des prix (Ensemble - Prix à la production)

Auteur (date)	Pays	Période	Couverture	Nb pdts	Nb obs	T	Inflation	Freq de chgt prix	Dur. $\frac{1}{f}$	Dur.
Carlton (1986)	E-U	57-66	secteur manuf	11	1878	M/T/A	-	-	-	8,2
Caucutt et al. (1999)	E-U	82-94	secteur manuf	-	-	M.	-	-	-	3,7
Cornille, Dossche (2008)	B	01-04	100% PPI	-	80 000	M.	1,4	24,0	4,2	-
Sabattini et al (2005)	It.	97-02	44% PPI	50	71 000	M.	1,5	15,4	6,5	5,0
Dias et al (2002)	Port	95-02	100% CPI	538	-	M./T.	[-6;20]	23,0	4,3	-
Stahl (2005)	All.	97-03	100% PPI	-	800 000	M.	0.95%	23,0	4,3	4,3
Gautier (2008)	F.	94-05	92% PPI	-	1,5 M	M./T./A.	[-3;5]	24,8	4,0	6,2
		95-05	100% BSPI	-	0,1 M	T./A.	-	7,0	14,3	10,8
Alvarez et al (2006)	Esp.	91-99	99,4% PPI	869	1,6 M	M.	2,1	21,0	4,8	10,4
Vermeulen et al. (2006)	Z E	91-05	PPI Z-E	-	-	M./T./A.	-	20,0	5,0	-

Pays : B: Belgique ; It: Italie; Port.: Portugal; All.: Allemagne; Esp.: Espagne T : Périodicité des relevés, T: trimestriel, M.: Mensuel, A.: Annuel

Freq de chgt prix : Fréquence de changement de prix en pourcentage par mois. dur. : durée en mois

Tableau 2a : Durée des prix (Prix à la consommation) (Biens de consommation)

Auteur (date)	Pays	Période	Couverture	Nb pdts	Nb obs	Inflation (%)	Freq de chgt prix	Dur. $\frac{1}{F}$	Dur.
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Alim. non-trans	-	-	M./BIM. -	47.7	2.1	2.1
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Alim. non-trans	4	-	M. -	28.3	3.5	3.5
Baudry et al. (2005)	F	94-03	Alim. non-trans	-	1.5.10 <sup>6</sup>	M. -	24.7	4.0	4.7
Powers, Powers (2001)	EU	86-92	Salades	4	-	H. -	-	0.6	0.6
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Alim. trans.	-	-	M./BIM. -	27.1	3.7	3.7
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Alim. trans.	7	-	M. -	13.7	7.3	7.3
Baudry et al. (2005)	F	94-03	Alim. trans.	-	2.5.10 <sup>6</sup>	M. -	20.3	4.9	5.7
Baharad, Eden (2004)	Isr	91-92	Alim. trans.	371	60.10 <sup>3</sup>	M. 0.8	24	4.2	7.9
Lach, Tsiddon (1992)	Isr	78-79	Alim. trans.	26	-	M. 4.9	39	2.6	2.2
		81-82	Alim. trans.	26	-	M. 6.6	61	1.6	1.5
Levy, Young (2004)	EU	1886-1959	Coca-cola	1	-	- -	0	876	876
Ratfai (2007)	Hon	93-96	Viande	14	3 152	M. 23.3	41.3	2.4	3.1
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Energie	-	-	M./BIM. -	74.1	1.3	1.3
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Energie	3	-	M. -	78	1.3	1.3
Baudry et al. (2005)	F	94-03	Energie	-	0.3.10 <sup>6</sup>	M. -	76.9	1.3	19
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Biens manuf.	-	-	M./BIM. -	22.4	4.5	4.5
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Biens manuf.	17	-	M. -	9.2	10.9	10.9
Baudry et al. (2005)	F	94-03	Biens manuf.	-	6.5.10 <sup>6</sup>	M. -	18.0	5.6	6.3
Kashyap (1995)	EU		Biens manuf.	12	-	S. -	-	-	14.7

Tableau 2b : Durée des prix (Prix à la consommation) (Services)

Auteurs (date)	Pays	Période	Couverture	Nb pdts	Nb obs	Freq	Inflation (%)	Freq de chgt prix $\frac{1}{T}$	Dur. $\frac{1}{T}$	Dur.
Bils, Klenow (2004)	EU	1995-2001	Services	-	-	M & B	-	15,0	6,7	6,7
Dhyne et al (2006)	ZE	1994-2003	Services	19	-	M.	-	5,6	17,9	17,9
Baudry et al. (2005)	F	1994-2003	Services	-	2 246 977	M.	-	7,4	13,5	11,4
Cecchetti (1986)	EU	1953-1979	Magazine	38	950	A.	[1;5]%	8,6	11,6	11,0
Goete, Minsch, Tyran (2005)	Suisse	1977-1993	Restaurant	5	45 989	T.	[0;7%] trim	-	-	16.5
McDonald, Aaronson (2006)	EU	1995-1997	Restaurant (limited service)			M & B	0	6,3	16,0	16,0
			Restaurant (full service)			M & B	0	7,1	14,2	14,2
Genesove (2003)	EU	1974-1981	Loyers appartements	11 418		A.	[6;13,5]%	61,0	19,7	20,4

T : Périodicité des relevés, T: trimestriel, M.: Mensuel, A.: Annuel, B. Bimensuel Freq de chgt prix : Fréquence de changement

de prix en pourcentage par période. dur. : durée en mois

Tableau 3 : Résultats des enquêtes auprès des entreprises :

Auteur (date)	Pays	Péριο	Nb ents	Contrats implicites	Contrats explicites	Rigidité des coûts	Défauts de coord.	Menu costs	Prix attractifs	Coûts d'info.
Blinder (1991)	E-U	90-92	200	4	5	2	1	6	8	-
Amirault et al. (2004)	Canada	02-03	170	2-7	3	1	5-8	10	-	11
Fabiani et al. (2006)	Zone Euro	03-04	11 000	1	2	3	4	8	10	9
Loupias, Ricart (2005)	France	2003	1 634	4	2	3	1	7	6	-
Hall, et al. (2000)	R-U	1995	654	5	1	2	3	11	4	-
Apel, et al. (2005)	Suède	2000	626	1	3	2	4	11	7	13

Tableau 4a : Synchronisation ou échelonnement des changements de prix.

Auteurs (date)	Pays	Période	Biens	Indice	Test de $\chi^2$		Conclusion
					FK	H <sub>0</sub> : éch.	
Lach, Tsiddon (1992)	Israel	1978-84	Viande	0,23	-	-	éch.
Tommasi (1993)	Arg.	1990	Supermarché	0,49	-	-	éch.
Kashyap (1995)	EU	1953-87	Catalogues	-	-	-	éch.
Lach, Tsiddon (1996)	Israel	1978-84	Viande, vin	-	-	-	w:syn./ b:éch.
Fisher, Konieczny (2000)	Can.	1975-90	Chaîne A	0,44	rej.	rej.	
			Chaîne B	0,41	rej.	rej.	
			Autres	0,39	acc.	acc.	
			Toutes	0,34	-	-	w:syn./b:éch.
Dias et al (2005)	Port.	1998-01	Riz	0,18	rej.	rej.	syn.
Chakrabarti et al (2005)	Web	2000-01	Amazon	0,34	rej	rej	syn.
			B & N	0,20	rej	rej	syn.
Dhyne, Konieczny (2006)	Bel	1996-03	65% IPC	0,20	rej (11 pdts)	rej (11 pdts)	w:syn / b:éch.
Dhyne et al (2006)	F	1994-03	IPC	0,19	-	-	éch.
Dhyne et al (2006)	ZE	1994-03	IPC	0,18	-	-	éch.
Dias et al (2006)	Port.	1993-97	IPC	0,10	-	-	éch.
		1998-00	IPC	0,12	-	-	éch.
		1996-00	IPP	0,11	-	-	éch.

Pays : Arg.: Argentine; Can.: Canada; Port.: Portugal; Web: Internet; Bel.: Belgique Freq de chgt prix : Fréquence de changement de prix en pourcentage par mois. dur. : durée en mois rej.: hypothèse H0 rejetée. acc: hypothèse H0 acceptée. éch: prix échelonnés; syn.: prix synchronisés; w.: entre produits/entreprises; b: pour le même produit/entreprise

Tableau 4b : Synchronisation ou échelonnement des changements de prix.

Auteurs (date)	Pays	Période	Biens	Indice KK (%)
Klenow et Kryvtsov (2005)	EU	1988-2003	CPI	91
Baudry <i>et al.</i> (2005)	F	1994-2003	CPI	83
Gagnon (2006)	Mex.	1995-1999	CPI	36
		1999-2002	CPI	84
Dias <i>et al.</i> (2006)	Port.	1993-1997	CPI	74
		1998-2000	CPI	69
		1996-2000	PPI	92
Dossche et Cornille (2008)	Bel	2001-2005	PPI	36
Gautier (2008)	F	1994-2005	PPI	92

Pays: Mex. Mexique; Port.: Portugal; Bel: Belgique

Indice KK: contribution de la composante de dépendance au temps dans la décomposition de Klenow-Kryvtsov.

Tableau 5 : Coûts de menu

Auteurs (date)	Pays	Période	Biens	Type de coût	Coût de menu (\$)	Coût de menu (% CA)
Levy et al. (1997)	EU	1989-91	Supermarché	pas de loi	1,33	0,72
				loi	0,52	0,70
Levy et al. (1999)	EU	1992	Drugstore		0,33	0,59
Zbaracki et al (2004)	EU	1997	Secteur man.	coût de menu	-	0,04
				coûts de décision	-	0,28
				coût client	-	0,90
Cecchetti (1986)	EU	1953-79	Magazine		-	-
Slade (1999)	EU	1984-85	Gateaux	coût fixe	2,55	-
				coût variable	0,17	-
Aguirregabiria (1999)	Esp.	1990-92	Supermarché	hausse	2,23	0,31
				baisse	0,83	0,39
Willis (2000)	EU	1953-79	Magazines	$\rho = 0$	-	4,02
				$\rho \neq 0$	-	2,00
Kano (2006)	EU	1989-97	Gateaux	monopole	[0,7;0,8]	[1,0;1,2]
				oligopole	[1,4;1,8]	[2,1;2,6]



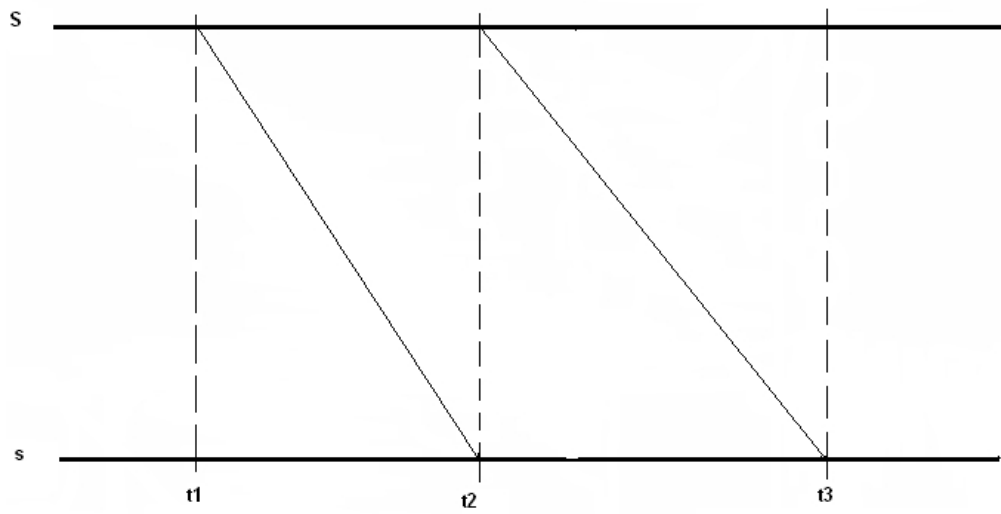


Figure 1: Modèle (S,s) avec inflation déterministe (Sheshinski et Weiss (1977))

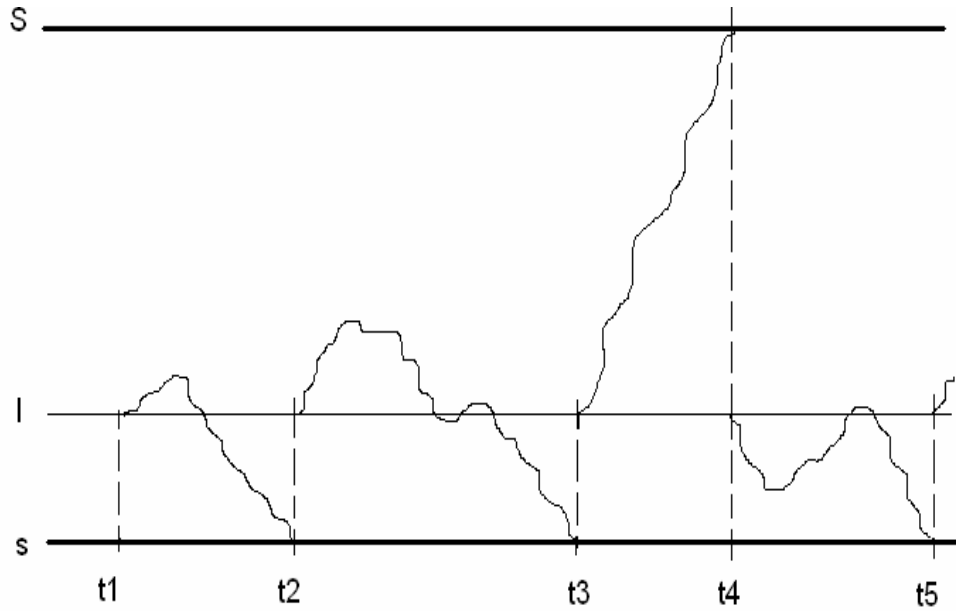


Figure 2: Modèle (S,s) à deux bandes (Tsiddon (1993))

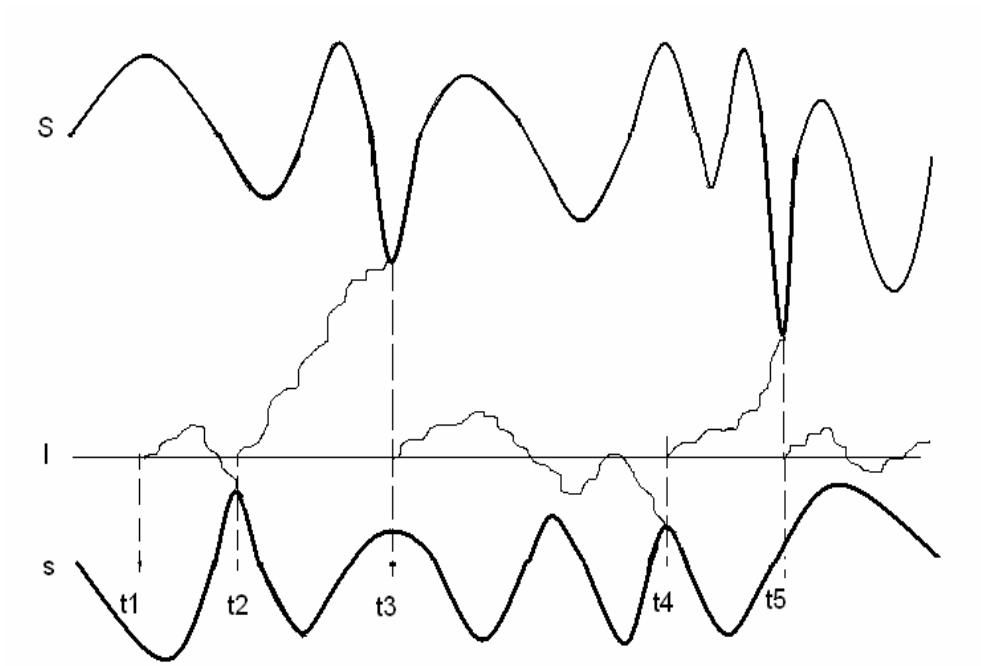


Figure 3: Modèle (S,s) avec bandes stochastiques et asymétriques

## Notes d'Études et de Recherche

183. J. Coffinet and S. Gouteron, "Euro Area Market Reactions to the Monetary Developments Press Release," October 2007.
184. C. Poilly, "Does Money Matter for the Identification of Monetary Policy Shocks: A DSGE Perspective," October 2007.
185. E. Dhyne, C. Fuss, H. Pesaran and P. Sevestre, "Lumpy Price Adjustments: a Microeconometric Analysis," October 2007.
186. R. Cooper, H. Kempf and D. Peled, "Regional Debt in Monetary Unions: Is it Inflationary?," November 2007.
187. M. Adanero-Donderis, O. Darné and L. Ferrara, « Deux indicateurs probabilistes de retournement cyclique pour l'économie française », Novembre 2007.
188. H. Bertholon, A. Monfort and F. Pegoraro, "Pricing and Inference with Mixtures of Conditionally Normal Processes," November 2007.
189. A. Monfort and F. Pegoraro, "Multi-Lag Term Structure Models with Stochastic Risk Premia," November 2007.
190. F. Collard, P. Fève and J. Matheron, "The Dynamic Effects of Disinflation Policies," November 2007.
191. A. Monfort and F. Pegoraro, "Switching VARMA Term Structure Models - Extended Version," December 2007.
192. V. Chauvin and A. Devulder, "An Inflation Forecasting Model For The Euro Area," January 2008.
193. J. Coffinet, « La prévision des taux d'intérêt à partir de contrats futures : l'apport de variables économiques et financières », Janvier 2008.
194. A. Barbier de la Serre, S. Frappa, J. Montornès et M. Murez, « La transmission des taux de marché aux taux bancaires : une estimation sur données individuelles françaises », Janvier 2008.
195. S. Guilloux and E. Kharroubi, "Some Preliminary Evidence on the Globalization-Inflation nexus," January 2008.
196. H. Kempf and L. von Thadden, "On policy interactions among nations: when do cooperation and commitment matter?," January 2008.
197. P. Askenazy, C. Cahn and D. Irac "On "Competition, R&D, and the Cost of Innovation," February 2008.
198. P. Aghion, P. Askenazy, N. Berman, G. Cette and L. Eymard, "Credit Constraints and the Cyclicity of R&D Investment: Evidence from France," February 2008.
199. C. Poilly and J.-G. Sahuc, "Welfare Implications of Heterogeneous Labor Markets in a Currency Area," February 2008.
200. P. Fève, J. Matheron et J.-G. Sahuc, « Chocs d'offre et optimalité de la politique monétaire dans la zone euro », Février 2008.

201. N. Million, « Test simultané de la non-stationnarité et de la non-linéarité : une application au taux d'intérêt réel américain », Février 2008.
202. V. Hajivassiliou and F. Savignac, "Financing Constraints and a Firm's Decision and Ability to Innovate: Establishing Direct and Reverse Effects," February 2008.
203. O. de Bandt, C. Bruneau and W. El Amri, "Stress Testing and Corporate Finance," March 2008.
204. D. Irac, "Access to New Imported Varieties and Total Factor Productivity: Firm level Evidence From France," April 2008.
205. D. Irac, "Total Factor Productivity and the Decision to Serve Foreign Markets: Firm Level Evidence From France," April 2008.
206. R. Lacroix, "Assessing the shape of the distribution of interest rates: lessons from French individual data," April 2008.
207. R. Lacroix et Laurent Maurin, « Désaisonnalisation des agrégats monétaires : Mise en place d'une chaîne rénovée », Avril 2008.
208. T. Heckel, H. Le Bihan and J. Montornès, "Sticky Wages. Evidence from Quarterly Microeconomic Data," April 2008.
209. R. Lacroix, « Analyse conjoncturelle de données brutes et estimation de cycles. Partie 1 : estimation de tests », Avril 2008.
210. R. Lacroix, « Analyse conjoncturelle de données brutes et estimation de cycles. Partie 2 : mise en œuvre empirique », Avril 2008.
211. E. Gautier, « Les ajustements microéconomiques des prix : une synthèse des modèles théoriques et résultats empiriques », Avril 2008.

Pour accéder à la liste complète des Notes d'Études et de Recherche publiées par la Banque de France veuillez consulter le site : <http://www.banque-france.fr/fr/publications/ner/ner.htm>

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website: <http://www.banque-france.fr/gb/publications/ner/ner.htm>

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque de la direction de la recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Research Directorate at the following address :

BANQUE DE FRANCE  
41- 1404 Labolog  
75049 Paris Cedex 01  
tél : 0033 (0)1 42 92 49 55 ou 62 65  
fax : 0033 (0)1 42 92 62 92  
email : [thierry.demoulin@banque-france.fr](mailto:thierry.demoulin@banque-france.fr)  
[jeannine.agoutin@banque-france.fr](mailto:jeannine.agoutin@banque-france.fr)