

ECOLE DES HAUTES ETUDES EN SCIENCES SOCIALES

---

THESE

PRESENTEE POUR L'OBTENTION DU GRADE DE  
DOCTEUR DE L'ECOLE DES HAUTES ETUDES EN SCIENCES SOCIALES  
EN SCIENCES ECONOMIQUES

Présentée et soutenue publiquement par

ERWAN GAUTIER

Le 9 octobre 2008

---

RIGIDITES NOMINALES :

ANALYSES MICROECONOMETRIQUES DES PRIX ET DES SALAIRES

---

DIRECTEUR de THESE :

Denis FOUGERE    Directeur de Recherche CNRS, CREST-INSEE

JURY :

Hervé LE BIHAN    Adjoint au chef de service de Recherche en Economie  
et Finance, Banque de France

Jacques MAIRESSE    Professeur à l'Université de Maastricht

Pedro PORTUGAL    Professeur à l'Universidade Nova de Lisboa et Banco  
de Portugal

Patrick SEVESTRE    Professeur à l'Université Paris 1 Panthéon Sorbonne



## Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier Denis Fougère qui m'a initié à l'économétrie à l'ENSAE et qui a ensuite accepté de diriger cette thèse. Ses conseils judicieux, son investissement et nos discussions régulières ont concouru à me faire progresser dans mon travail et mes projets. Sa confiance constante, son soutien amical et son enthousiasme stimulant m'ont énormément aidé et m'ont permis d'apprécier ces quatre années intenses.

Je souhaite ensuite remercier Hervé Le Bihan qui a accepté d'être mon responsable industriel à la Banque de France. Son encadrement exigeant m'a été extrêmement bénéfique, me permettant sans doute de convoiter un poste d'ouvrier de l'économétrie. Sa disponibilité, ses conseils toujours pertinents et son expérience m'ont énormément aidé. Nos travaux en commun m'ont fait progresser et m'ont beaucoup appris. Enfin, ses relectures critiques de mes travaux m'ont fait avancer et permis d'achever cette thèse.

Je voudrais remercier ensuite Patrick Sevestre pour son aide au cours du projet IPN, nos discussions stimulantes et sa participation à mon jury de thèse. Je remercie aussi Jacques Mairesse pour les conseils et les encouragements qu'il m'a apportés au début de ma thèse et pour sa participation au jury en cette fin de thèse. Je remercie Pedro Portugal d'avoir accepté de participer au jury de thèse.

Je tiens aussi à remercier Yannick L'Horty et Thierry Kamionka pour leurs commentaires sur une version précédente de ce travail, pour leur intérêt manifesté pour cette thèse et pour leurs encouragements.

Je voudrais remercier Sanvi Avouyi-Dovi de m'avoir intégré à son équipe au sein de la Banque de France. Sa confiance, son soutien et ses encouragements généreux m'ont permis de travailler dans de bonnes conditions et d'aboutir dans mon projet de thèse. Avec lui, je voudrais aussi remercier l'ensemble des membres du service de recherche pour leur bonne humeur, leur aide et leurs encouragements. En particulier, je voudrais remercier Laurent Baudry et Sylvie Tarrieu pour leur aide très précieuse dans le traitement de l'ensemble des bases de données utilisées dans cette thèse. Je souhaite remercier aussi les membres de la direction de la Recherche et notamment

le dynamique trio de secrétaires pour leur bonne humeur et le labolog pour le soutien logistique et informatique. Je tiens aussi à remercier tous mes compagnons de bureau, de travail et de pause avec qui j'ai passé des moments de bonne humeur et/ou d'intenses discussions.

Un dernier mot de remerciement pour mon entourage. Merci à mes amis qui m'ont aidé et soutenu au cours de ces trois années. Je voudrais remercier aussi ma famille et en particulier mes parents pour leur confiance et leur soutien dans mes choix et mon parcours scolaire. Je remercie Marianne pour son énorme soutien, sa patience et son affection et Daphné pour sa joie de vivre qui a éclairé cette fin de thèse. Enfin, je voudrais dédier cette thèse à ma grand-mère à qui je pense au moment de finir cette thèse.





# Table des matières

<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
1 Rigidités nominales et politique monétaire . . . . .	3
1.1 Les effets réels de la politique monétaire . . . . .	4
1.2 Expliquer ces effets par l'existence de rigidités nominales . . . . .	5
2 Modéliser les rigidités nominales au niveau microéconomique . . . . .	7
2.1 Introduire des microfondations théoriques . . . . .	7
2.2 Modèles de rigidité nominale . . . . .	8
3 Mesurer les rigidités nominales . . . . .	10
3.1 Une littérature ancienne . . . . .	10
3.2 Un regain récent . . . . .	11
4 Des problématiques nouvelles . . . . .	13
5 Plan de la thèse . . . . .	15
<b>1 Rigidité des prix : une revue de la littérature</b>	<b>25</b>
1 Introduction . . . . .	25
2 Des prix flexibles aux rigidités nominales . . . . .	28
2.1 Modèle à prix flexibles et modèles à prix rigides . . . . .	28
2.2 L'ajustement des prix : une synthèse des principaux résultats empiriques . . . . .	30
3 Les modèles de dépendance au temps . . . . .	40
3.1 Les modèles théoriques . . . . .	40
3.2 Les prix sont-ils fixés en fonction de règle dépendant du temps?	43
3.3 Les contrats de prix sont-ils échelonnés? . . . . .	45
4 Les modèles de dépendance à l'état . . . . .	51

4.1	Les modèles théoriques . . . . .	51
4.2	Mesurer le coût d'ajustement . . . . .	56
4.3	Estimations empiriques des modèles de dépendance à l'état . .	64
5	Agrégation, inflation, politique monétaire . . . . .	69
5.1	Hypothèse de dépendance au temps et politique monétaire . .	69
5.2	Coûts d'ajustement et politique monétaire . . . . .	72
5.3	Coûts d'ajustement stochastiques : une synthèse? . . . . .	75
6	Conclusion : quels enseignements? . . . . .	76
<b>2</b>	<b>Rigidité des prix à la production en France</b>	<b>81</b>
1	Introduction . . . . .	81
2	Mesurer les prix à la production . . . . .	86
2.1	Quels prix à la production relever? . . . . .	88
2.2	Quels prix utiliser pour l'analyse de la rigidité des prix? . . .	91
2.3	Données . . . . .	96
3	Caractériser empiriquement la rigidité des prix à la production . . . .	98
3.1	Des changements peu fréquents . . . . .	98
3.2	Des baisses assez fréquentes . . . . .	103
3.3	Hétérogénéité sectorielle . . . . .	104
4	Comment interpréter théoriquement la rigidité des prix observée? . .	109
4.1	Prix de contrats et dépendance au temps . . . . .	109
4.2	Déterminants économiques des changements de prix et dépendance à l'état . . . . .	116
4.3	Test de la pertinence empirique agrégée des modèles théoriques	121
5	Hétérogénéité de la rigidité des prix dans la zone euro . . . . .	129
5.1	Comparaison des degrés de rigidité des prix dans la zone euro	129
5.2	Déterminants des changements de prix . . . . .	134
5.3	Une comparaison entre prix à la production et prix à la consommation . . . . .	138
6	Conclusion . . . . .	140
7	Annexes . . . . .	143
7.1	Annexe A : L'enquête "Observation des Prix de Vente de l'Industrie et des Services aux entreprises" . . . . .	143

7.2	Annexe B : Annexe statistique . . . . .	146
7.3	Annexe C : Modèle logit conditionnel pour le changement de prix . . . . .	149
<b>3</b>	<b>Rigidité des prix des restaurants et salaire minimum</b>	<b>151</b>
1	Introduction . . . . .	151
2	Rigidité des prix et déterminants des changements de prix . . . . .	154
2.1	Rigidité des prix des restaurants . . . . .	155
2.2	Déterminants des changements de prix . . . . .	163
3	Un modèle économétrique pour les changements de prix peu fréquents	168
3.1	Théorie . . . . .	168
3.2	Modèle économétrique . . . . .	171
4	Résultats empiriques . . . . .	176
4.1	Salaire minimum . . . . .	176
4.2	Matières premières et demande . . . . .	181
4.3	Saisonnalité et euro . . . . .	182
4.4	Evaluation du modèle . . . . .	183
5	Implications agrégées du modèle . . . . .	187
5.1	Impact d'une hausse du salaire minimum . . . . .	187
5.2	Comparaison avec les modèles linéaires agrégés . . . . .	190
6	Conclusion . . . . .	200
7	Annexe . . . . .	203
7.1	Les relevés de prix à la consommation . . . . .	203
<b>4</b>	<b>Modes de négociation et rigidité des salaires</b>	<b>205</b>
1	Introduction . . . . .	205
2	Modes de négociation des salaires : analyse internationale comparée .	208
2.1	Données . . . . .	209
2.2	Collectivisation des négociations . . . . .	209
2.3	Centralisation des négociations . . . . .	213
2.4	Coordination des négociations . . . . .	215
2.5	Durée des contrats . . . . .	218
3	Le cadre institutionnel français . . . . .	221

---

3.1	Syndicalisation et couverture des accords . . . . .	221
3.2	Une négociation de plus en plus décentralisée . . . . .	222
3.3	Rôle du gouvernement . . . . .	224
4	Les négociations salariales en France : faits microéconomiques . . . . .	225
4.1	Données . . . . .	225
4.2	Accords de branche . . . . .	227
4.3	Accords d'entreprise . . . . .	230
5	Impact des négociations sur la dynamique des salaires . . . . .	241
5.1	Données . . . . .	241
5.2	Statistiques descriptives . . . . .	243
5.3	Modélisation économétrique . . . . .	247
5.4	Résultats empiriques . . . . .	251
6	Conclusion et prolongements . . . . .	255
7	Annexes . . . . .	259
7.1	Annexe A : Le questionnaire BCE réalisé dans le cadre du WDN259	
7.2	Annexe B : Les accords de salaires de branche . . . . .	265
7.3	Annexe C : Les accords d'entreprise . . . . .	266
7.4	Annexe D : Dispositif Activité et les Conditions d'Emploi de la Main d'Oeuvre (ACEMO) . . . . .	267
7.5	Annexe E : La base Centrale de Bilans . . . . .	268
7.6	Annexe F : Appariement des données . . . . .	269
	<b>Conclusion générale</b>	<b>271</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>279</b>



# Introduction générale

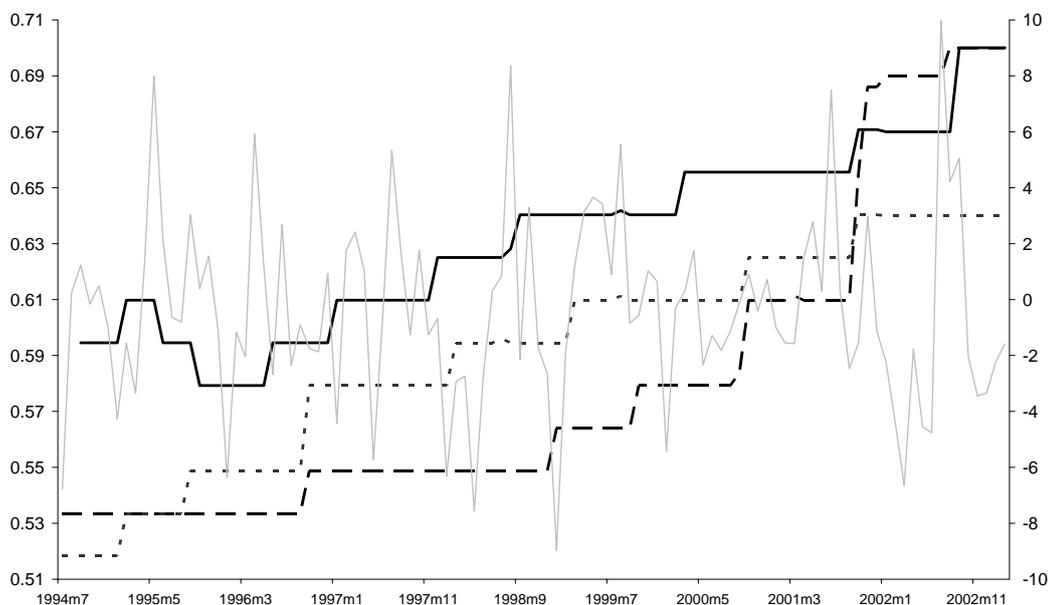
*“The fact that some prices are rigid or sticky, while others are variable, has attracted a good deal of comments from economists in recent years”*

Tucker (1938)

Au moment où les prix des matières premières alimentaires et énergétiques augmentent significativement et où l’inflation connaît un regain récent partout en Europe, la question de l’ajustement des prix aux chocs est à nouveau au coeur des préoccupations des économistes (Guédès, 2008). Comment les prix s’ajustent aux changements des conditions du marché ? Avec quel délai les chocs se transmettent-ils aux prix à la consommation ou à la production ? Un des produits emblématiques dont le prix est suivi avec attention par les consommateurs est la baguette de pain achetée quotidiennement à la boulangerie. Le graphique 1 représente des trajectoires de prix de la baguette relevés par l’Insee entre 1994 et 2003. Au niveau individuel, un premier constat est que le prix de la baguette connaît de longues périodes où il n’est pas modifié. Ainsi, d’octobre 1996 à décembre 1998, soit pendant 27 mois, le prix de la baguette représenté avec des tirets longs sur le graphique 1 est resté constant à 3,6 Francs (0,55 Euros) pour être augmenté à 3,7 Francs (0,56 Euros) en janvier 1999.

Pourtant, les coûts de production de cette baguette ont connu des variations importantes. Par exemple, l’évolution du prix du blé devrait influencer sur le coût de production du pain, donc sur le prix du pain, selon la théorie économique standard. Or, si l’on considère le prix du blé tendre produit en France qui sert de base à la production de la farine, le prix de production du blé a connu des variations très importantes et très fréquentes entre 1996 et 1998. En août 1998, par exemple, ce prix augmente de plus de 8% en variation mensuelle.

**Graphique 1 : Prix de la baguette de pain et taux de croissance mensuel du prix à la production du blé**



Note : Les lignes noires représentent le prix (en euros) d'une baguette relevé dans différentes boulangeries (à gauche), la ligne grise continue est le taux de croissance mensuel de l'indice de prix des produits agricoles à la production pour le blé tendre en France (en %) (à droite)

Source : Insee - relevés de prix à la consommation et indice agrégé

Cependant, on n'observe pas que le prix du pain soit systématiquement et immédiatement modifié après ces chocs pourtant fréquents sur les prix du blé. Dans un cadre concurrentiel, cette absence de réaction aux hausses de prix devrait engendrer des pertes importantes de profit pour l'entreprise. Pourquoi le prix de la baguette n'est-il pas modifié alors qu'on observe des variations importantes d'un des éléments importants de son coût de production ? Comment rationaliser un tel comportement économique qui apparaît, à première vue, sous-optimal ? Comment expliquer que les prix ne s'adaptent pas immédiatement et complètement aux changements du marché ?

Ce désajustement temporaire des prix ou des salaires nominaux par rapport à leur valeur inobservée d'équilibre est ce que l'on définit comme les rigidités nomi-

nales. Elles sont au centre du paradigme dominant en macroéconomie monétaire aujourd'hui, le modèle néo-keynésien. Dans le cadre de ce modèle, les rigidités nominales permettent notamment d'expliquer les effets réels de la politique monétaire à court terme. Nous verrons dans la première partie de l'introduction, l'importance pour l'analyse monétaire de l'existence de ces rigidités nominales. La deuxième partie introduit les différents modèles théoriques utilisés pour rationaliser la réaction retardée des salaires et des prix aux chocs. L'utilisation de ces modèles théoriques de rigidités nominales s'est beaucoup développée grâce aux validations empiriques de plus en plus nombreuses de ces modèles. Dans une troisième partie, les avancées des travaux empiriques évaluant ces modèles sont résumées. A mesure que des bases de données de prix et de salaires de plus en plus importantes sont disponibles, de nouvelles problématiques empiriques ont émergé ; celles que nous considérons comme les plus importantes sont exposées dans la quatrième partie. La dernière partie de cette introduction expose les différents éléments de réponses que cette thèse propose : tout d'abord, nous synthétisons la littérature empirique récente en la confrontant aux modèles théoriques existants et en soulignant la richesse des informations microéconomiques pour comprendre les dynamiques macroéconomiques ; ensuite, nous mesurons la rigidité des prix à la production en France à partir de relevés individuels en confrontant nos résultats aux prédictions théoriques ; puis, nous construisons un modèle économétrique de dépendance à l'état que nous estimons sur des données de prix à la consommation et étudions la dynamique agrégée déduite de ce modèle ; enfin, à l'aide de données individuelles, nous analysons les modes de négociation en France et leur impact sur la rigidité des salaires.

## 1 Rigidités nominales et politique monétaire

Aujourd'hui, le modèle néo-keynésien réalise un large consensus parmi les macroéconomistes. Ce paradigme se caractérise par deux grandes différences avec le modèle classique qui a longtemps servi de cadre de référence. La première différence est l'affirmation des effets réels de la politique monétaire, marquant la fin de la dichotomie entre les variables réelles et nominales. La deuxième distinction est l'introduction d'imperfections de marché sur la fixation des prix et des salaires et

donc l'abandon de l'équilibre walrasien comme seul élément de microfondation des comportements microéconomiques.

## 1.1 Les effets réels de la politique monétaire

Selon les économistes classiques, la politique monétaire n'a pas d'effet sur la production, les prix s'ajustent complètement et sont le résultat de l'équilibre entre l'offre et la demande. Il y a une dichotomie entre ce qui relève des variables nominales d'une part et des variables réelles d'autre part. Selon le modèle des classiques, l'augmentation de la masse monétaire n'a donc pour effet qu'une augmentation généralisée des prix à long terme.

Pourtant, les observations macroéconomiques contredisent cette prédiction du modèle classique. Plusieurs travaux ont ainsi examiné, sous l'angle historique, les décisions de politique monétaire et leurs effets. Friedman et Schwartz (1963) sont les premiers à identifier les chocs monétaires à l'aide de cette approche qualifiée de narrative. Selon Romer et Romer (1990), ils montrent que les effets des chocs de politique monétaire ont des effets réels importants mais décalés dans le temps. Romer et Romer (1990) poursuivent cette étude pour les décisions de politique monétaire mises en oeuvre après les années 60. Ils montrent à l'aide des minutes des décisions de la Federal Reserve (Fed) qu'à chaque fois que la Fed décide de mener une politique de lutte contre l'inflation, l'économie américaine connaît un ralentissement de l'emploi et de la production. Ces observations faites sur l'économie américaine ont conduit de nombreux économistes à adopter un nouveau modèle où la politique monétaire a un impact à court terme sur la production. La dichotomie complète entre les variables nominales et les variables réelles, pierre angulaire de la théorie classique, est alors remise en cause (Romer, 1993).

Certains auteurs considérés comme classiques croient à ces effets réels de la monnaie à court terme. Ainsi, David Hume dans son essai *Of Money* (1752), cité par Ball et Mankiw (1994), écrit que :

In my opinion, it is only in the interval or intermediate situation, between the acquisition of money and the rise in prices, that the increasing quantity of gold or silver is favourable to industry... The farmer or gardener, finding that their commodities are taken off, apply themselves

with alacrity to the raising of more... It is easy to trace the money in progress through the whole commonwealth; where we shall find that it must first quicken the diligence of every individual, before it increases the price of labour.

Il avance que la monnaie a un impact sur l'activité parce que les prix ne s'ajustent pas immédiatement. Cette idée est cruciale pour les modèles keynésiens : une augmentation de la demande stimule l'activité économique parce que les prix ou les salaires réagissent plus lentement, ce qui augmente les encaisses réelles des agents et donc la production. Pourtant, dans le modèle classique standard, l'équilibre est walrasien, les marchés sont en concurrence pure et parfaite sans asymétrie d'information ou d'externalité, et les prix sont donc flexibles.

## **1.2 Expliquer ces effets par l'existence de rigidités nominales**

La deuxième différence avec le cadre classique du modèle néo-keynésien est donc d'adopter un schéma d'analyse non walrasien.

Tout d'abord, au début des années 70, les modèles macroéconomiques ont proposé d'analyser les conséquences de la rigidité des prix et des salaires en équilibre général. Ces modèles appelés modèles de déséquilibre ou modèles à prix fixes reposent sur l'hypothèse que les prix et les salaires sont fixes à court terme. Dans ces modèles, des règles de rationnement sur chacun des marchés sont alors spécifiées, mettant en évidence les grandes caractéristiques des équilibres macroéconomiques ainsi réalisés. Selon que les prix sont plus ou moins éloignés des prix d'équilibre, l'économie réagit différemment aux chocs auxquels elle fait face. Toutefois, l'hypothèse de prix fixes est forte et il est apparu nécessaire de comprendre et de modéliser pourquoi les prix peuvent être fixés en dehors de l'équilibre. En effet, dans le cadre de la concurrence pure et parfaite, il est irrationnel et coûteux pour une entreprise de s'éloigner de l'équilibre; elle peut espérer un gain important en se rapprochant de l'équilibre walrasien (Carlton, 1987). Le modèle néo-keynésien propose donc non seulement un cadre d'analyse où la politique monétaire a des effets réels à court terme mais fournit aussi une rationalisation des imperfections de marché, notamment des

rigidités nominales. Ce modèle explique les effets réels de la politique monétaire grâce à l'existence de ces rigidités nominales qui sont le résultat de comportements optimaux des agents.

Ce paradigme néo-keynésien propose un cadre d'analyse où les agents microéconomiques optimisent leur comportement et aucun agent ne veut s'éloigner de l'équilibre ainsi construit. Les principaux éléments de déviation par rapport au paradigme walrasien sont de trois ordres. Tout d'abord, les agents fixent leur prix. En effet, le commissaire priseur walrasien ne peut pas laisser les prix rigides et ne pas réagir aux changements économiques puisqu'une entreprise qui pourrait ajuster ses prix immédiatement aux chocs bénéficierait de gains substantiels. Ceci implique que le marché n'est plus organisé en concurrence pure et parfaite mais en concurrence monopolistique. Les entreprises ont donc un pouvoir de marché leur permettant de ne plus être *price takers* mais *price setters*. Le deuxième élément de différence avec le cadre walrasien est l'introduction d'une variable nominale : une fonction de réaction de la politique monétaire (le plus souvent une règle de Taylor) est nécessaire pour que la politique monétaire puisse jouer un rôle dans l'équilibre. Enfin, il est nécessaire d'introduire une explication à la rigidité des prix et des salaires (coûts de menu ou contrats par exemple). Sans cette condition, les deux premiers ingrédients ne conduisent pas à répliquer les effets réels de la politique monétaire. Le cadre monopolistique seul ne permet pas d'expliquer pourquoi l'entreprise décide de différer la transmission des chocs à ses prix. De nombreux travaux empiriques montrent en revanche que même un faible degré de rigidité peut conduire à des effets très importants de la politique monétaire (Rotemberg, 1983, Akerlof et Yellen, 1985, Mankiw, 1985, Parkin, 1986).

Contrairement aux modèles keynésiens plus anciens, les modèles néo-keynésiens se sont surtout concentrés sur l'introduction de la rigidité des prix plutôt que de la rigidité des salaires. Un argument souvent avancé pour expliquer cette priorité est que la modélisation des prix permet d'analyser plus simplement la dynamique consécutive de l'inflation. De plus, la rigidité des prix a clairement des conséquences en termes d'allocation des ressources sur le marché des produits, contrairement à la rigidité des salaires sur le marché de l'emploi. Selon la littérature, les conséquences de la rigidité des salaires sont moins claires en termes d'allocation des ressources :

les employés sont engagés bien souvent dans des relations de long terme avec les employeurs, si bien que les employés peuvent travailler plus en période d'expansion et moins en période de récession. Ceci explique pourquoi le salaire ne répond pas aux fortes variations de l'emploi (Hall, 1980). Toutefois, des modèles plus récents ont montré que l'introduction conjointe de rigidités de prix et de rigidités de salaires permettent de mieux comprendre et mieux répliquer les grandes dynamiques macroéconomiques (Christiano *et al.*, 2005).

## **2 Modéliser les rigidités nominales au niveau microéconomique**

Le paradigme néo-keynésien explique les effets réels de la politique monétaire par l'existence de rigidités nominales. Cette déviation du comportement des agents par rapport à l'équilibre walrasien est le résultat d'une optimisation du comportement des agents au niveau individuel. Ces microfondations théoriques servent ensuite de base aux dynamiques macroéconomiques des modèles néo-keynésiens. Cette section présente l'intérêt de microfonder les comportements des agents et résume les principaux modèles théoriques de microfondation de la rigidité des prix utilisés dans cette littérature.

### **2.1 Introduire des microfondations théoriques**

La microfondation des modèles néo-keynésiens est une avancée théorique importante pour au moins deux raisons. Premièrement, grâce à l'introduction de microfondations, il est possible d'utiliser des formes structurelles des modèles et donc de réaliser des exercices d'évaluations des politiques économiques. D'autre part, les résultats de ces différentes politiques peuvent être évalués en termes de bien être pour les agents privés (Woodford, 2003).

Lucas (1976) et Sargent (1981) ont mis en évidence qu'en l'absence de comportement d'optimisation microéconomique fondant les modèles macroéconomiques, les coefficients estimés de ces modèles macroéconomiques ne sont pas invariants aux changements de politique économique et donc les modèles ne permettent pas d'éva-

luer les conséquences de ces changements de politique. Selon la critique de Lucas<sup>1</sup>, les relations estimées dans les modèles macroéconomiques non-microfondés ne sont que des équations réduites et non des relations structurelles. En particulier, les anticipations des agents sont souvent approximées par les valeurs passées ou contemporaines des variables observées. Or, si la politique économique change, ces anticipations risquent également d'être modifiées. Les relations entre les anticipations et les valeurs passées ou contemporaines des variables observées seront alors différentes. Lucas (1976) propose donc d'utiliser des relations structurelles modélisant explicitement l'importance des anticipations sur les décisions économiques. Il s'agit, à partir des conditions de premier ordre caractérisant le comportement optimal des agents privés au niveau microéconomique, de déduire des relations structurelles. Ces relations structurelles directement issues des comportements d'optimisation des agents sont supposées être invariantes aux changements de politique économique, ce qui rend possible les exercices d'évaluation macroéconomique des politiques publiques.

Le deuxième avantage à l'utilisation de microfondations théoriques est la possibilité d'en déduire des politiques économiques optimales et notamment dans notre cas, de réaliser des exercices de politique monétaire optimale. Les fonctions d'utilité qui sous-tendent les relations structurelles du modèle permettent d'évaluer en termes de bien être privé les différentes politiques économiques possibles. Au delà du fait que ce genre d'exercices permet de justifier l'objectif de stabilisation des prix pour les banques centrales, il permet aussi de répondre à des questions du type : quel est l'indicateur économique que les autorités monétaires doivent stabiliser ? Est-ce que les prix les plus rigides doivent être considérés avec plus d'attention par les autorités monétaires ?

## 2.2 Modèles de rigidité nominale

Dans la littérature théorique, une des principales explications microéconomiques de la rigidité de prix est l'existence d'un coût d'ajustement appelé coût de menu (ou parfois coût de catalogue). Ce coût fait référence aux coûts explicites associés au remplacement des cartes de menu dans un restaurant après un changement de prix. Ce coût d'ajustement empêche les entreprises de changer leur prix instantanément

---

<sup>1</sup>Avouyi-Dovi *et al.* (2007) pour une présentation détaillée de la critique de Lucas.

après un choc puisqu'elles doivent arbitrer entre payer ce coût pour modifier leurs prix et subir une perte de profit liée à la différence entre le prix nominal observé et le prix optimal qui aurait prévalu en l'absence de rigidité. Les modèles microéconomiques théoriques avec coûts de menu ont connu un essor assez important à la fin des années 70 et début des années 80.

La rigidité des salaires a elle été modélisée par Fisher (1977) et Taylor (1980) qui proposent de considérer que les salaires sont fixés (constants ou non) pour des périodes déterminées pendant lesquelles les salaires ne peuvent être modifiés. Ces modèles appelés modèles de dépendance au temps ont ensuite été transposés au marché des biens pour modéliser la rigidité des prix. Calvo (1983) construit un modèle où les périodes pendant lesquelles le prix ne change pas sont aléatoires, ce modèle est celui qui est aujourd'hui le plus populaire dans les modèles macroéconomiques néo-keynésiens.

Après avoir spécifié ces modèles théoriques justifiant la rigidité des prix, la principale question reste la pertinence et la légitimité empirique de ces modèles. Est-ce que ces modèles de microfondations sont réalistes? Ainsi, dans une réponse à la présentation des modèles de microfondations néo-keynésiennes par J. Rotemberg (Rotemberg, 1987), Prescott (1987) s'interroge sur l'importance des coûts de menu qui lui semblent difficilement observables :

How can the cost of changing prices be measured? (...) As the amount of fluctuations predicted by this theory depends in an important way on this parameter, these numbers along with measures of economic volatility would make possible the assessment of the quantitative importance of this factor. I have no answer to the question of how to measure these menu change costs, but these theories will never been taken seriously until an answer is provided.

La question de la pertinence empirique des microfondations théoriques est donc au coeur des enjeux de ces modèles. Or, dans la mesure où les modèles théoriques sont définis au niveau microéconomique, les données individuelles semblent les observations les plus pertinentes pour analyser et mesurer ces rigidités nominales. L'observation des données individuelles permet alors de comprendre et tester la validité de ces hypothèses microéconomiques. Cette thèse propose à travers différents tra-

vaux sur données microéconomiques de prix et de salaires d'approfondir la question de la pertinence empirique de ces modèles de microfondations.

### 3 Mesurer les rigidités nominales

Comment valider, à l'aide de données individuelles, des modèles utilisés dans des exercices macroéconomiques ? La mesure des rigidités nominales est sans doute plus pertinente au niveau individuel mais les résultats de cette mesure doivent avoir aussi une portée macroéconomique.

#### 3.1 Une littérature ancienne

Les premiers travaux relatifs aux les rigidités nominales portaient sur les prix. Au début des années 30, des études ont en effet été menées à partir de relevés de prix à la production. Mills (1927) a initié cette voie de recherche. La publication des résultats montrant que les prix ne s'ajustaient pas immédiatement aux chocs a fait naître une vive polémique sur la question des modes d'ajustement des prix. Cependant, les avancées théoriques sur la question de la rigidité microéconomique des prix étaient à l'époque quasi nulles et ces travaux ont souvent été considérés comme athéoriques. Keynes lui-même considéraient ces travaux comme laborieux et techniques. Cité par Wolman (2000), il écrit ainsi que :

It is peculiarity of Mr. Mills that he starts without any theories and ends without any, being content to set out his material for the benefit of those who have less taste than he has for laborious investigation, and more taste for theorising.

Aussi, les nombreux travaux empiriques menés sur les prix à la production qui ont suivi se sont surtout concentrés sur des problèmes de mesure des prix et sur la question de la réaction des prix au cycle. Si la question des coûts d'ajustement est abordée, elle n'est pas la cause principale des délais dans la réaction des prix. De plus, beaucoup d'auteurs maintiennent que les prix ne sont pas rigides mais flexibles (Tucker, 1938).

Le programme de recherche sur les rigidités nominales n'a commencé à se développer qu'à partir des années 70 avec l'apparition des premiers modèles théoriques définissant le comportement de fixation du prix de l'entreprise en présence de coût d'ajustement. Barro (1972) et Sheshinski et Weiss (1977, 1979) ont grandement contribué à l'émergence de ces théories. Les premiers articles empiriques reposant sur ces fondements théoriques de la rigidité des prix sont apparus au début des années 80. Cecchetti (1986) a réalisé la première étude mesurant les coûts d'ajustement dans le secteur des magazines. Carlton (1986) réutilise les données utilisées par Stigler et Kindahl (1970) pour confronter les faits stylisés empiriques aux prédictions des nouvelles avancées théoriques. Bien que ces études aient été importantes pour la mesure des coûts de menu et de leur amplitude, elles sont encore considérées comme trop partielles et ne permettent pas de conclure à la réelle importance de la rigidité des prix au niveau macroéconomique.

Parallèlement, à la suite des modèles théoriques proposés par Fisher (1977) et Taylor (1980), des travaux empiriques portant sur la mesure de la durée des contrats de salaire ont été menés par Card (1983), Taylor (1983) mais aussi Cecchetti (1987). Ces études utilisent principalement des données de négociations des salaires aux Etats-Unis et testent l'effet de l'inflation sur la durée de ces contrats. Toutefois, comme nous l'avons précisé, le programme de recherche théorique s'est de plus en plus concentré sur les rigidités de prix pour expliquer les effets de la politique monétaire.

### **3.2 Un regain récent**

La mesure microéconomique de la rigidité des prix a connu un regain récent dans la littérature ces dix dernières années. Cet important renouveau de la littérature est expliqué d'une part par la popularité grandissante des modèles macroéconomiques néo-keynésiens et la disponibilité beaucoup plus grande des données microéconomiques permettant de mesurer les rigidités nominales.

Aujourd'hui, de très nombreux modèles macroéconomiques d'inspiration néo-keynésienne utilisent des modèles de microfondations théoriques qui sont le plus souvent calibrés à l'aide des résultats des études microéconométriques. La rigidité des prix est alors spécifiée à l'aide d'un paramètre structurel définissant la probabilité

de changement de prix. D'autres modèles un peu plus sophistiqués mais plus rares dans la littérature macroéconomique, intègrent des règles de changement de prix de type "coût de menu". Romer (1993) met en tête du programme de recherche du début des années 90, la nécessité de mieux connaître les politiques microéconomiques de fixation des prix car la plupart des modèles macroéconomiques en dépendent :

Given how critically the macroeconomic consequences of nominal shocks hinge on the specifics of firms' price adjustment policies, studies of the barriers to price adjustment are clearly a pressing subject for research.

La popularité de ces modèles macroéconomiques a permis l'émergence de nouveaux travaux microéconomiques mais seulement au début des années 2000. En effet, les données individuelles sur les prix étaient jusqu'alors peu disponibles à la recherche et les travaux s'étaient concentrés sur des secteurs très particuliers ou sur des données de prix à la consommation directement observables. Par exemple, Kashyap (1995) utilise ainsi des données relevées dans les catalogues de vente par correspondance pour analyser les durées de prix. Beaucoup de macroéconomistes ont alors insisté sur la nécessité de systématiser l'approche. Toujours selon Romer (1993), la nécessité est grande de disposer d'indicateurs de rigidité des prix représentatifs de l'ensemble de l'économie :

The firms and the goods studies are idiosyncratic, and we do not know whether studies of other firms would yield similar findings. In short, economists do not have a good understanding of the price adjustment policies of firms, or even of the considerations that underlie their choices of policies.

Une voie de recherche empirique cherchant à généraliser la mesure des rigidités a été initiée par Blinder (1991). Elle consiste à utiliser des enquêtes menées directement auprès des entreprises pour comprendre leurs modes d'ajustement des prix. Ces dernières années, les recherches empiriques menées sur la rigidité des prix au niveau microéconomique ont connu un essor très important grâce à une beaucoup plus grande disponibilité des données pour les chercheurs. Ce renouveau de la littérature a commencé aux Etats-Unis par les travaux de Bils et Klenow (2004) menés

sur des données issues des relevés de prix utilisés pour construire l'indice de prix à la consommation américain. Les auteurs estiment des fréquences de changement de prix et mettent en avant l'importante hétérogénéité sectorielle de ces fréquences. En Europe, le réseau de recherche *Inflation Persistence Network* (IPN) mené conjointement par la Banque Centrale Européenne (BCE) et les banques centrales nationales de la zone euro a poursuivi les travaux sur la mesure de la rigidité des prix (Alvarez *et al.*, 2006). Les chercheurs de ce réseau ont eu accès aux relevés de prix individuels nécessaires à la construction des indices de prix à la consommation et à la production pour la plupart des pays de la zone euro (Dhyne *et al.*, 2006 et Vermeulen *et al.*, 2007). Ces résultats ont été complétés aussi par des enquêtes communes menées auprès des entreprises de la zone euro sur le mode de fixation des prix (Fabiani *et al.*, 2006). La plupart des contributions de cette thèse ont été réalisées dans le cadre ou en prolongement de ce réseau de recherche.

Alors que la rigidité des salaires plus que la rigidité des prix était au centre de l'analyse keynésienne, des modèles macroéconomiques récents ont remis en évidence le rôle des rigidités des salaires pour répliquer le degré de rigidité nominale de l'économie américaine (Christiano *et al.*, 2005). Ces modèles macroéconomiques ont notamment montré que l'ajustement très lent de la dynamique macroéconomique ne peut être répliqué que si les rigidités de prix sont complétées par des rigidités de salaire. Toutefois, la modélisation microéconomique des rigidités salariales et la justification de cette rigidité n'ont pas connu des développements théoriques aussi importants que pour la rigidité des prix.

## 4 Des problématiques nouvelles

Le renouveau de la littérature empirique sur les rigidités nominales au niveau individuel a mis en évidence de nouvelles problématiques. Les plus importantes selon nous, sont les suivantes :

i) Comment mesurer empiriquement les paramètres fondamentaux des modèles macroéconomiques néo-keynésiens ? Un paramètre essentiel dans ces modèles est le paramètre de fréquence de changement de prix qui mesure le degré de rigidité d'une économie. Peut-on avoir une estimation microéconomique de ce paramètre ? Dans

ces modèles, une hypothèse d'agent représentatif est adoptée, cette hypothèse est-elle trop simplificatrice et quel est le degré d'hétérogénéité des rigidités nominales dans l'économie ?

ii) Peut-on tester la pertinence empirique des différents modèles théoriques microéconomiques de rigidité des prix ? Deux modèles principaux sont utilisés dans la littérature, le modèle de dépendance au temps (*time-dependence*) qui fait dépendre la probabilité de changer les prix du temps et le modèle de dépendance à l'état (*state-dependence*) qui fait intervenir un coût d'ajustement. Quel est le modèle qui permet au mieux de répliquer les observations réalisées au niveau microéconomique ?

iii) La rigidité nominale peut se définir comme un désajustement des prix ou des salaires observés par rapport à leur situation d'équilibre sans rigidité. Les indicateurs comme la fréquence des changements de prix observés ne peuvent fournir qu'une approximation de la rigidité des prix théorique puisqu'un prix peut rester constant tant que ses déterminants ne changent pas. Comment peut-on affiner l'approche empirique en distinguant la rigidité des prix ou des salaires en tant que telle de la constance de ses déterminants ?

Cette thèse propose d'analyser les rigidités nominales en France en contribuant à répondre à ces trois questions à l'aide de données individuelles de prix et de salaires jusqu'ici rarement mobilisées et ce notamment dans la perspective de l'analyse de la politique monétaire. Nous utilisons dans cette thèse les bases de relevés individuels de prix à la production et de prix à la consommation collectés par l'Insee pour construire les indices de prix à la production et à la consommation français. Nous avons aussi mobilisé les données d'accords de salaires dans les entreprises et les branches (recensés par la Dares) qui, à notre connaissance, n'avaient jusqu'ici jamais été utilisées. Cette thèse est aussi le résultat de contributions aux différents réseaux de la BCE et des BCN de la zone euro (*Inflation Persistence Network* (IPN) et *Wage Dynamics Network* (WDN)) sur la question des rigidités nominales. La section suivante présente plus précisément ces contributions et les réponses apportées aux problématiques que nous venons d'identifier.

## 5 Plan de la thèse

La rigidité des prix au niveau microéconomique est au coeur d'une littérature empirique qui s'est très largement renouvelée ces dix dernières années. La généralisation de leur introduction dans les modèles macroéconomiques et la disponibilité nouvelle de données de prix au niveau individuel ont permis l'apparition de très nombreux travaux cherchant à mieux caractériser la rigidité nominale des prix. Cette exploration empirique des rigidités de prix a été encouragée par l'apparition de modèles théoriques justifiant ce désajustement entre le prix observé et le prix qui aurait été réalisé en l'absence de rigidité des prix. Des synthèses des travaux empiriques ont été proposées par Taylor (1999) et Weiss (1993) mais elles n'intègrent pas le nombre important de travaux empiriques récents et la confrontation entre la théorie et les faits n'y est pas systématique.

Le chapitre 1 propose une synthèse des travaux menés pour confronter les modèles microéconomiques de rigidité des prix aux données individuelles de prix<sup>2</sup>. Il intègre notamment tous les développements les plus récents dans l'analyse et la mesure des rigidités nominales de prix. Ce chapitre a pour but de donner le cadre théorique général d'étude des rigidités nominales en présentant les modèles théoriques, les faits stylisés importants et les tests des différents modèles. Il montre aussi dans quelle mesure le choix de la modélisation microéconomique pour la rigidité des prix a des implications différentes au niveau macroéconomique pour les effets réels de la politique monétaire.

Nous présentons tout d'abord le cadre d'analyse du modèle à prix flexibles en concurrence monopolistique. L'hypothèse de concurrence monopolistique permet de supposer que les entreprises fixent leurs prix. Toutefois, elle ne permet pas d'expliquer les délais d'ajustement des prix au niveau macroéconomique. Aussi, un mécanisme expliquant l'ajustement lent des prix doit être introduit dans ce modèle microéconomique. Deux types de modélisation sont souvent utilisés : un modèle de dépendance au temps qui suppose que le prix est fixé pour une certaine durée déterminée de façon exogène et un modèle de dépendance à l'état qui suppose l'exis-

---

<sup>2</sup>Ce chapitre est adapté de Gautier (2008c), "Les ajustements microéconomiques des prix : une synthèse des modèles théoriques et résultats empiriques", Notes d'Etudes et de Recherche de la Banque de France, n° 211.

tence d'un coût d'ajustement qui empêche les changements de prix immédiats. Ce mécanisme d'ajustement retardé des prix trouve sa justification dans les nombreux résultats empiriques obtenus à partir des relevés de prix individuels. Leur résultat principal est que la durée entre deux changements de prix peut être longue. Taylor (1999) dans sa précédente synthèse de la littérature trouvait une durée moyenne entre deux changements de prix égale à environ une année. Les résultats récents obtenus à partir de données provenant de dizaines de pays et de secteurs économiques différents, montrent que cette durée est plus courte, autour de 6 mois aux Etats-Unis ou en Europe. Toutefois, les nouvelles études empiriques mettent aussi en évidence que ce chiffre dissimule une hétérogénéité sectorielle très importante : les prix de l'énergie changent très souvent alors que les prix des services ont des durées plus longues.

Les deux modèles (*time-* et *state-dependence*) sont ensuite examinés sous l'angle théorique avant de confronter aux résultats empiriques leurs prédictions principales.

L'hypothèse de rigidité la plus répandue dans la littérature macroéconomique est l'hypothèse de dépendance au temps. Elle peut être modélisée de plusieurs façons selon que l'on suppose que la durée du changement ou de la révision des prix est déterminée ou aléatoire. Le modèle le plus couramment utilisé en macroéconomie monétaire est celui de Calvo (1983) qui suppose que chaque entreprise a une probabilité constante de changer ses prix. L'effet de la politique monétaire dépend alors de cette probabilité : plus elle est forte, plus les entreprises ont de chances de changer souvent leurs prix et plus l'effet de la politique monétaire est faible à court terme. Un deuxième élément important dans cette théorie de dépendance au temps est le degré de synchronisation des changements de prix. L'effet de la politique monétaire sera plus long si les changements sont plutôt échelonnés que synchronisés. La confrontation des modèles aux données montre que certaines prédictions du modèle peuvent être validées empiriquement. Ainsi, les enquêtes auprès des entreprises mettent en évidence l'importance des contrats implicites et explicites avec leurs clients pour expliquer la rigidité des prix, ce qui renforce l'hypothèse de dépendance au temps. De plus, de nombreux tests empiriques montrent que les changements de prix sont plutôt échelonnés et que le modèle de Calvo n'est pas une mauvaise approximation de la rigidité des prix au niveau macroéconomique. Toutefois, ces modèles restent assez

réducteurs et simplifient beaucoup le comportement d'optimisation des entreprises puisque lorsque l'environnement économique de l'entreprise change, l'entreprise ne modifie pas sa décision de changer son prix.

Le deuxième modèle, celui de dépendance à l'état, a connu des développements théoriques nombreux à la fin des années 70. Il suppose que le changement de prix est coûteux et qu'il est optimal pour l'entreprise, face à un choc, d'arbitrer entre ne pas changer son prix et subir une perte de profit ou payer un coût d'ajustement. Les prédictions des modèles théoriques sont plus complexes. La conclusion est que le comportement optimal peut être résumé par une règle  $(S, s)$ , l'écart entre le prix observé et le prix que l'on observerait sans rigidité se déplace entre deux bornes. Dès que cette variable atteint une des bornes suite à un choc, l'entreprise change son prix. Une prédiction théorique importante est que l'écart entre les deux bornes est croissant avec les coûts d'ajustement. La littérature empirique s'est d'abord intéressée à l'ampleur de ces coûts d'ajustement qui peuvent représenter des coûts de changement d'étiquette, de collecte de l'information, de diffusion des nouveaux prix, par exemple. Les études mesurant ces coûts concluent qu'ils sont loin d'être négligeables. Les modèles empiriques se sont ensuite attachés à évaluer les prédictions des modèles de dépendance à l'état grâce à des formes estimées des règles  $(S, s)$ . Ce champ de recherche a permis l'apparition de modèles s'éloignant un peu du cadre théorique mais permettant de distinguer la rigidité nominale en tant que telle de la rigidité des déterminants des prix qui peuvent exister même sans rigidité nominale.

Enfin, le chapitre 1 insiste sur la nécessité de pouvoir discriminer au niveau agrégé entre ces deux modèles. En effet, les effets réels de la politique monétaire sont différents selon que l'on utilise l'un ou l'autre des modèles de fixation des prix. En supposant un modèle de Calvo, les effets de la politique monétaire sont importants. Le modèle de dépendance à l'état a plus de difficulté à répliquer l'effet réel de la politique monétaire, il est souvent faible et transitoire. Toutefois, certains modèles de dépendance à l'état incluant des complémentarités stratégiques sont capables de répliquer des effets supérieurs à ceux d'un modèle de Calvo. Une des voies de la recherche macroéconomique les plus intéressantes est celle qui consiste à intégrer un mode assez flexible de fixation des prix permettant de reproduire des comportements de dépendance au temps et à l'état. Dotsey *et al.* (1999) proposent

une telle démarche en supposant des coûts d'ajustement stochastiques. Ils montrent ainsi que dans un cadre unique les prédictions macroéconomiques des deux modèles peuvent être très différentes.

Cette synthèse souligne donc le besoin de comprendre au niveau microéconomique le mode de changement de prix pour mesurer le degré de rigidité, déterminer le degré d'hétérogénéité de cette rigidité. Il s'agit par ailleurs de choisir le modèle le mieux à même de répliquer les faits et aussi de comprendre la transmission des chocs aux prix.

Le chapitre 2 propose de quantifier et de caractériser la rigidité des prix à la production en France<sup>3</sup>. Une littérature empirique assez abondante a étudié la rigidité des prix à la production aux Etats-Unis au début des années 30. Mais, en raison de l'absence de modèles théoriques expliquant cette rigidité, ces études avaient été peu à peu abandonnées. Comme le montre la synthèse des résultats du chapitre 1, depuis, de nombreux résultats portant sur la rigidité des prix à la consommation ont été obtenus alors que la rigidité des prix à la production reste relativement peu examinée. Pourtant, dans les modèles macroéconomiques, le comportement de prix modélisé est bien celui d'entreprises productives et certains auteurs insistent sur la nécessité de mieux prendre en compte l'évolution des prix à la production pour l'analyse de la politique monétaire.

En utilisant les relevés de prix individuels utilisés pour construire l'indice de prix à la production industrielle et des services aux entreprises en France sur la période 1994-2005, nous caractérisons la rigidité des prix à la production.

Nous mettons tout d'abord en évidence les problèmes de mesure des prix à la production qui ne sont pas observables directement puisque contrairement aux prix à la consommation, ces prix dépendent à la fois du vendeur mais aussi de l'acheteur. Nous détaillons les différents problèmes de mesure et utilisons une information

---

<sup>3</sup>Ce chapitre est adapté de trois papiers : Gautier (2008a), "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, Gautier (2008b), "The Behaviour of Producer Prices : Evidence from French PPI micro data", *Empirical Economics* (à paraître) et Vermeulen et al. (2007), "Price Setting in the Euro Area : some Stylised Facts from Individual Producer Price Data", *ECB Working Paper* n°727.

produite par les enquêteurs sur la nature des données collectées pour tenir compte de ces problèmes dans la sélection de notre échantillon. La base de données contient presque deux millions d'observations individuelles et représente l'ensemble des secteurs de l'industrie et des services aux entreprises.

Nous évaluons ensuite le degré de rigidité des prix à la production en France à l'aide des indicateurs statistiques généralement utilisés dans la littérature, c'est-à-dire la fréquence de changement de prix, les durées entre deux changements de prix successifs ou encore la taille des changements de prix. Les prix à la production changent peu fréquemment : seuls 25% des prix sont modifiés chaque mois. L'hétérogénéité sectorielle observée est de la même forme que celle observée pour les prix à la consommation : les prix des services aux entreprises sont les plus rigides.

Nous testons ensuite quelques unes des prédictions théoriques à l'aide des données individuelles pour évaluer la pertinence relative des deux modèles de rigidité des prix. Nous mettons notamment en évidence que certaines entreprises changent leurs prix au mois de janvier, tous les ans. Ce comportement est conforme à celui prédit par un modèle de dépendance au temps. A l'aide d'un modèle logit conditionnel, nous obtenons aussi que certains déterminants économiques comme l'inflation sectorielle, la position dans le cycle ou encore le degré de concurrence ont un rôle dans la décision de changement de prix. Ce résultat valide plutôt les modèles de dépendance à l'état. Une décomposition de la variance de l'inflation est enfin utilisée pour montrer qu'une combinaison de modèles de dépendance au temps est capable de reproduire en grande partie la dynamique agrégée de l'inflation des prix à la production en France.

Enfin, le chapitre 2 propose une description du degré d'hétérogénéité entre les pays de la zone euro en termes de rigidité des prix à la production. Cette hétérogénéité pourrait en effet avoir des conséquences macroéconomiques importantes dans le cadre d'une union monétaire. Mesurée à partir des indicateurs de fréquence de changement de prix, l'hétérogénéité est moins forte entre les pays qu'elle ne l'est entre les secteurs. Selon nos résultats, la part du coût du travail pourrait expliquer les différences de degré de rigidité entre les secteurs.

Le chapitre 3 examine un peu plus en profondeur les déterminants des changements de prix et la mesure de la rigidité nominale<sup>4</sup>. En effet, la fréquence des changements de prix n'est qu'une première approximation du degré de rigidité nominale d'une économie. La rigidité nominale est bien théoriquement définie comme l'écart qui peut exister entre le prix nominal observé et le prix qui aurait été fixé en l'absence de rigidité. Ainsi, il est possible qu'un prix ne change pas, non parce qu'il est rigide, mais parce que les déterminants sous-jacents à ce prix changent peu souvent. Dans ce dernier cas, la fréquence de changement de prix obtenue est faible car le prix n'a pas de raison d'être modifié. La difficulté provient alors de l'identification des déterminants sous-jacents au prix (notamment les coûts) quand les données pour mesurer ces déterminants sont rarement disponibles. Dans cette optique, nous étudions les prix des restaurants qui sont parmi les prix les plus rigides en France s'il on en croit les indicateurs de fréquence de changement de prix. Ils sont donc particulièrement intéressants pour modéliser la rigidité des prix. De plus, dans ce secteur, une proportion très importante de salariés (environ 40%) est payée au salaire minimum (SMIC) et ces salariés représentent donc une part importante du coût de production. L'évolution du salaire minimum est observable et peut permettre d'évaluer s'il existe des rigidités nominales dans les restaurants, une fois prise en compte la rigidité des déterminants des prix.

Nous estimons dans ce chapitre un modèle tobit généralisé, déduit des hypothèses théoriques de dépendance à l'état, à l'aide de données individuelles de prix à la consommation sur la période 1994-2003. Ce sont les prix observés des menus dans les restaurants traditionnels et les fast-foods. Ces prix ont des durées très longues, en moyenne supérieures à un an mais les tailles des changements de prix sont relativement limitées. Notre modèle à deux équations explique d'une part la décision de changer de prix qui dépend de l'évolution des coûts de production mais aussi des coûts à changer les prix. D'autre part, le modèle explique la taille du changement de prix qui est déterminée par les facteurs de coûts, tels que l'évolution du salaire minimum depuis le dernier changement de prix ou l'évolution du prix des matières premières alimentaires. Nous estimons alors les effets du salaire minimum

---

<sup>4</sup>Ce chapitre est adapté de Fougère, Gautier et Le Bihan (2008) "Restaurant Prices and the Minimum Wage", Notes d'Etudes et de Recherche de la Banque de France, n°216 et CEPR Discussion Paper 6892.

sur les prix des restaurants en tenant compte du fait que les prix changent très peu fréquemment.

Nos résultats montrent que le salaire minimum a un impact positif et significatif à la fois sur la décision de changer de prix mais aussi sur l'ampleur de ces changements. L'impact obtenu est légèrement inférieur à celui qui pourrait être obtenu à partir de statistiques descriptives agrégées. A l'aide d'une procédure d'agrégation des comportements ainsi modélisés, nous montrons que cet effet du salaire minimum est lent et progressif. L'effet agrégé prend plus d'une année pour être transmis complètement aux prix. Nous montrons que ces délais de réaction ne peuvent être répliqués avec un modèle linéaire estimé à l'aide des mêmes données mais agrégées. La dynamique de l'inflation est donc expliquée par un degré important de rigidité nominale résultant du coût d'ajustement des prix. Enfin, nous mettons en évidence le rôle de l'hétérogénéité et des non-linéarités dans cette dynamique en utilisant les travaux de Caballero et Engel (2003) sur les mécanismes d'ajustement après agrégation de comportements microéconomiques.

Le chapitre 4 examine la dynamique salariale<sup>5</sup>. Dans le chapitre 2, le coût du travail a été identifié comme un élément potentiel d'explication des différences de rigidité des prix entre les secteurs de l'industrie. Dans le chapitre 3, on a mis l'accent sur le rôle du salaire minimum dans la fixation des prix dans un secteur où les bas salaires sont une part significative des coûts. De plus, les rigidités salariales ont été récemment remises en avant par la littérature macroéconomique comme une des causes des effets réels de la politique monétaire. Dans ce chapitre, nous analysons en particulier le rôle des modes de négociation sur la rigidité des salaires.

Tout d'abord, à l'aide d'une enquête menée auprès des banques centrales, nous dressons un panorama des différents modes de négociation des salaires en Europe, aux Etats-Unis et au Japon. Nous mettons en évidence que dans les pays d'Europe continentale, le niveau de négociation dominant est le secteur mais que les négociations d'entreprise sont de plus en plus fréquentes dans la plupart des pays. Ce niveau

---

<sup>5</sup>Ce chapitre est adapté de Avouyi-Dovi, Fougère et Gautier (2008), "Collective Bargaining and Firm-Level Agreements in France : How Do they Affect Wage Dynamics?", *mimeo*, Banque de France et Du Caju, Gautier, Momferatou et Ward-Warmedinger (2008), "Institutional features of wage bargaining in 22 EU countries, the US and Japan", ECB Working Paper, à paraître.

de négociation est déjà celui qui domine aux États-Unis, au Royaume-Uni et dans la plupart des pays de l'Est de l'Europe. La France est caractérisée par un mode de négociation à plusieurs niveaux, avec dominante sectorielle. Trois niveaux importants de détermination des salaires peuvent être distingués en France : le salaire minimum national, les accords de branche et les accords d'entreprise. La tendance à la décentralisation des négociations en France est facilitée par la loi depuis le début des années 80.

Dans le chapitre 4, nous utilisons des données individuelles relatives aux négociations salariales en France, collectées tant au niveau des branches que des entreprises pour caractériser dans un premier temps les durées des contrats de salaires négociés. Nous trouvons que les durées entre deux négociations sont fréquemment annuelles et que les accords de salaires sont signés avec une certaine régularité dans le temps. La plupart des accords de branches ou d'entreprise sont signés au début de l'année. Nous montrons qu'environ deux tiers des employés sont couverts chaque année par un accord de salaires de branche, contre environ 25% pour les accords d'entreprise. La taille de l'entreprise, le secteur et le nombre d'employés en CDD ou à temps partiel sont des déterminants significatifs de la signature d'accords de salaires au niveau des entreprises.

Nous apparions ensuite ces données d'accords avec des données de salaires recueillies auprès des entreprises. Nous estimons un modèle à régimes endogènes expliquant conjointement la décision de signer un accord de salaires et la variation des salaires observée au niveau de l'entreprise. Le modèle suppose que la décision de signer un accord salarial et la croissance des salaires dépendent de la variation d'un salaire optimal non observé qui dépend des caractéristiques de l'entreprise (productivité, taille, passage aux 35 heures, taux de chômage local). Plus cet écart est important, plus la probabilité d'observer un accord d'entreprise sera élevée et plus la taille des changements de salaire sera importante. La dynamique salariale est modélisée de façon différente selon que l'entreprise a signé ou non un accord de salaires, ce qui nous permet de comprendre si un accord d'entreprise a un impact sur la rigidité des salaires. Une variable indiquant si l'entreprise est couverte par un accord de branche est aussi incluse et considérée comme exogène. Les effets des accords d'entreprise sont différents entre l'industrie et les services. Dans l'industrie,

les chocs de productivité sont moins bien transmis quand un accord de salaires est signé au niveau de l'entreprise ; cet effet est inverse dans le secteur des services. D'autre part, dans l'industrie les accords d'entreprise sont plus enclins à servir de substitut aux accords de branche que dans les services où les accords de branche et d'entreprise sont complémentaires.



# Chapitre 1

## Rigidité des prix : une revue de la littérature

### 1 Introduction

Comme cela a été souligné dans l'introduction, un champ nouveau pour la microéconométrie s'est ouvert récemment portant sur la question du comportement de fixation des prix des entreprises<sup>1</sup>. 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 néo-keynésiens dérivent alors de microfondations théoriques un ensemble d'équations réduites issues du com-

---

<sup>1</sup>Ce chapitre est adapté de Gautier (2008c), "Les ajustements microéconomiques des prix : une synthèse des modèles théoriques et résultats empiriques", Notes d'Etudes et de Recherche de la Banque de France, n° 211.

portement 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'hypothèses théoriques 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 et 1983, Danziger 1983 et 1984, Dixit, 1991 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 (2008a) pour les Etats-Unis, Dhyne *et al.* (2006) pour la zone euro, Baudry *et al.* (2005 et 2007) pour la France). Du côté des prix à la production, les études sont encore rares même si dans le cadre de l'IPN (*Inflation Persistence Network*) des résultats de plus en plus précis sont disponibles, le cha-

pitre 2 fournit de nouveaux résultats pour la France notamment. 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 ce chapitre, 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 du chapitre 1 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 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 coût 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 les effets réels de la politique monétaire.

---

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

## 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 de fixation de prix alternatifs à celui impliqué par l'hypothèse de concurrence pure et parfaite (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 qui est alors considérée comme persistante. Une conséquence directe est que la politique monétaire a des effets réels. 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 prix,

<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.

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 changement de prix et en déduire ensuite la durée des prix. Ensuite, il s'agit d'agrèger 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, selon des études empiriques de plus en plus nombreuses, 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 changement de prix obtenus par la littérature est présentée dans les tableaux 1.1a, 1.1b, 1.2a et 1.2b.

Pour les études s'intéressant à l'ensemble des prix à la consommation (tableau 1.1a), 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 (Bils et Klenow (2004) et Nakamura et Steinsson (2008a)<sup>5</sup> pour les résultats sur les Etats-Unis et Dhyne *et al.* (2006) pour les résultats sur données européennes). Un deuxième constat est que les prix sont moins rigides qu'ils 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

<sup>5</sup>Les deux principales études sur les Etats-Unis se distinguent par la nature des données (données de fréquence de changement de prix par produit dans la première et relevés individuels de prix dans la seconde) et par le traitement plus précis de Nakamura et Steinsson (2008a) des soldes et des substitutions de produits.

fin du 20<sup>ème</sup> siècle que les durées de prix ont été divisées par 6.

Les études sur les prix à la production sont plus rares et le chapitre 2 rassemble les nouveaux résultats obtenus pour la France et quelques uns des résultats pour la zone euro. Selon ces nouveaux travaux, les prix de production ont des durées plus courtes que les prix de consommation (tableau 1.1b). En moyenne, près de 21% des prix de production changent chaque mois dans la zone euro contre 15% des prix de consommation. La comparaison était plus difficile pour les Etats-Unis car l'étude la plus connue jusqu'ici, Carlton (1986) utilisait des données relevées dans les années soixante. Carlton (1986) montre ainsi 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 (*Bureau of Labor Statistics*) américain, et ont des difficultés à mesurer des durées individuelles ; ils trouvent que les prix durent en moyenne un peu moins de 4 mois. Nakamura et Steinsson (2008a) ont produit une dernière étude utilisant les relevés de prix à la production et même s'ils concentrent leur étude sur les prix des biens finis, ils obtiennent une fréquence moyenne de changement de prix de l'ordre de 25%, ce qui est à peu près conformes aux résultats obtenus sur données européennes (Vermeulen *et al.*, 2007) (le Chapitre 2 donne une analyse plus détaillée).

### 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 changement de prix à la fin des années 20 et au début des années 30 par Mills (1927) ou encore Means (1935, 1972) sur les prix de production mettaient en évidence une distribution des fréquences de changement 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 rassemble 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 1.2a et 1.2b).

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, Nakamura et Steinsson, 2008a, 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 Powers et Powers, 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, 2004), aux Etats-Unis (Bils et Klenow, 2004 et Nakamura et Steinsson, 2008a), 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 (chapitre 2) 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 et Nakamura et Steinsson, 2008a) 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). Goette *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, le chapitre 2 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 des changements de prix permet tout d'abord d'observer que les amplitudes des changements de prix sont relativement importantes pour les prix à la consommation, un peu moindre pour les prix de production. Klenow et Kryvtsov (2008) trouvent ainsi pour les Etats-Unis une amplitude moyenne supérieure à 10%. Nakamura et Steinsson (2008a) font un constat identique, la médiane des changements de prix est égale à 10,7% mais est plus faible si on exclut les soldes (8,5%). 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 et 2007) 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 à la 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 comme aux Etats-Unis, 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 dans la zone euro contre 6% aux Etats-Unis). 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 à la production (Baudry *et al.*, 2005 et 2007 et chapitre 2)).

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 des changements de prix des biens durables se situant entre 0 et 2% est évaluée à 35% (chapitre 2).

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 Kryvstov, 2008, Nakamura et Steinsson, 2008a pour les Etats-Unis et Dhyne *et al.*, 2006, Vermeulen *et al.*, 2007 pour les pays de la zone euro). 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 (chapitre 2).

Tableau 1.1a : Durée des prix (Ensemble - Prix à la consommation)

Auteurs (date)	Pays	Période	Couverture	Nb pdts	Nb obs	T	Infl.	F	Dur.	$\frac{1}{F}$	Dur.
Bils, Klenow (2004)	E-U	95-01	70% IPC	350	-	M.B.	2	26,1	3,8		4,3
NS (2008)	E-U	98-05	70% IPC	270	-	M.B.	2-3	21,1	11		-
Dhynes et al (2006)	Z E	94-03	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
KS (2005)	Pol.	90-96	IPC	52	-	M.	54,2	37,0	2,7		2,4
CH (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	1890	Biens conso.	48	45 683	M.	0	5,2	19,3		19,3
	E-U	97-99	Biens 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
JC (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
Dutta et al. (1999)	E-U	92	Drugstore	15 000	-	H.	-	7,5	3,3		3,3

Note : Auteurs : NS : Nakamura et Steinsson KS : Koniczny et Skrzypacz; CH : Corcelli et Horvath; JC : Jaramillo et Cerquera

Pays : Pol. : Pologne; Sk : Slovaquie; S.-L. Sierra-Leone; Arg. : Argentine; Col. : Colombie T : Périodicité des relevés, M : mensuel, H. : hebdomadaire, B : bimensuel Infl. : Taux d'inflation Dur. 1/F : durée implicite en mois (médiane pour BK (2004) et NS (2008a) et moyenne pour les autres études), Dur. : durée en mois. Les statistiques de NS (2008a) sont basées sur les relevés hors soldes et substitutions.

Tableau 1.1b : Durée des prix (Ensemble - Prix à la production)

Auteurs (date)	Pays	Période	Couv.	Nb pdts	Nb obs	T	Infl.	F	Dur.	$\frac{1}{F}$	Dur.
Carlton (1986)	E-U	57-66	Manuf.	11	1878	M.T.A.	-	-	-	-	8,2
Caucutt et al. (1999)	E-U	82-94	Manuf.	-	-	M.	-	-	-	-	3,7
NS (2008)	E-U	98-05	Pdts finis	-	-	M.	-	24,7	-	-	-
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 (2004)	Port	95-02	100% CPI	538	-	M.T.	[-6;20]	23,0	4,3	-	-
Stahl (2005a)	All.	97-03	100% PPI	-	800 000	M.	0,95%	23,0	4,3	-	4,3
Gautier (2008a,b)	F.	94-05	92% PPI	-	1,5 M	M.T.A.	[-3;5]	24,8	4,0	-	6,2
Alvarez et al (2005)	Esp.	95-05	100% BSPI	-	0,1 M	T./A.	-	7,0	14,3	-	10,8
Vermeulen et al. (2007)	Z E	91-99	99,4% PPI	869	1,6 M	M.	2,1	21,0	4,8	-	10,4
	Z E	91-05	PPI Z-E	-	-	M.T.A.	-	20,0	5,0	-	-

Note : NS : Nakamura et Steinsson, Couv. : taux de couverture de l'indice de prix

Pays : B : Belgique ; It : Italie ; Port. : Portugal ; All. : Allemagne ; Esp. : Espagne

T : Périodicité des relevés, T : Trimestriel, M. : Mensuel, A. : Annuel

Infl. : Taux d'inflation (en Dur. 1/F : durée implicite en mois, Dur. : durée en mois

Tableau 1.2a : Durée des prix (Prix à la consommation) (Alimentaire et Energie)

Auteur (date)	Pays	Période	Couverture	Nb pdts	Nb obs	T.	Infl.	F	Dur.	$\frac{1}{F}$	Dur.
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Alim. non-trans	-	-	M./B.	-	47,7	2,1	2,1	2,1
NS (2008)	EU	98-05	Alim. non-trans	-	-	M./B.	-	25,0	3,5	-	-
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Alim. non-trans	4	-	M.	-	28,3	3,5	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	4,0	4,7
Powers, Powers (2001)	EU	86-92	Salades	4	-	H.	-	-	0,6	-	0,6
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Alim. trans.	-	-	M./B.	-	27,1	3,7	3,7	3,7
NS (2008)	EU	98-05	Alim. trans.	-	-	M./B.	-	10,5	9,0	-	-
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Alim. trans.	7	-	M.	-	13,7	7,3	7,3	7,3
Baudry et al. (2005)	F	94-03	Alim. trans.	-	2,5.10 <sup>6</sup>	M.	-	20,3	4,9	4,9	5,7
Baharad, Eden (2004)	Isr	91-92	Alim. trans.	371	60,10 <sup>3</sup>	M.	0,8	24	4,2	4,2	7,9
Lach, Tsiddon (1992)	Isr	78-79	Alim. trans.	26	-	M.	4,9	39	2,6	2,6	2,2
		81-82	Alim. trans.	26	-	M.	6,6	61	1,6	1,6	1,5
Levy, Young (2004)	EU	1886-1959	Coca-cola	1	-	-	-	0	876	876	876
Ratfai (2007)	Hon	93-96	Viaande	14	3 152	M.	23,3	41,3	2,4	2,4	3,1
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Energie	-	-	M./B.	-	74,1	1,3	1,3	1,3
NS (2008)	EU	98-05	Energie	-	-	M./B.	-	87,6	0,5	-	-
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Energie	3	-	M.	-	78	1,3	1,3	1,3
Baudry et al. (2005)	F	94-03	Energie	-	0,3.10 <sup>6</sup>	M.	-	76,9	1,3	1,3	19

Note : NS : Nakamura et Steinsson Pays : EU : Etats-Unis, ZE Zone euro, F : France, Isr : Israel, Hon : Hongrie T : Périodicité des relevés, M : mensuel, H. : hebdomadaire, B : bimensuel Infl. : Inflation Dur. 1/F : durée implicite en mois (méth. pour BK (2004) et NS (2008a) et moy. pour les autres études), Dur. : durée en mois.

Tableau 1.2b : Durée des prix (Prix à la consommation) (Biens manufacturés et Services)

Auteurs (date)	Pays	Période	Couverture	Nb pdts	Nb obs	T.	Infl.	F	Dur.	$\frac{1}{F}$	Dur.
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Biens manuf.	-	-	M./B.	-	22,4	4,5	4,5	4,5
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Biens manuf.	17	-	M.	-	9,2	10,9	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	6,3
Kashyap (1995)	EU		Biens manuf.	12	-	S.	-	-	-	-	14,7
Bils, Klenow (2004)	EU	95-01	Services	-	-	M & B	-	15,0	6,7	6,7	6,7
NS (2008)	EU	98-05	Services	-	-	M & B	-	6,1	15,8	-	-
Dhyne et al (2006)	ZE	94-03	Services	19	-	M.	-	5,6	17,9	17,9	17,9
Baudry et al. (2005)	F	94-03	Services	-	2 246 977	M.	-	7,4	13,5	11,4	11,4
Cecchetti (1986)	EU	53-79	Magazine	38	950	A.	[1;5]%	8,6	11,6	11,0	11,0
Goete et al. (2005)	Suisse	77-93	Restaurant	5	45 989	T.	[0;7%]	-	-	-	16,5
McDonald et al. (2006)	EU	95-97	Restaurant (rt)			M & B	0	6,3	16,0	16,0	16,0
			Restaurant (ff)			M. B.	0	7,1	14,2	14,2	14,2
Genesove (2003)	EU	74-81	Loyers		11 418	A.	[6;13,5]%	61,0	19,7	20,4	20,4

Note : NS : Nakamura et Steinsson, Pays : EU : Etats-Unis, ZE Zone euro, F : France

T : Périodicité des relevés, M : mensuel, H. : hebdomadaire, B : bimensuel

Infl. : Taux d'inflation Dur. 1/F : durée implicite en mois (médiane pour BK (2004) et NS (2008a) et moyenne pour les autres études), Dur. : durée en mois.

Les statistiques de NS (2008a) sont basées sur les relevés hors soldes et substitutions. (rt) restaurants traditionnels ; (ff) fast-foods

### 3 Les modèles de dépendance au temps

Les preuves 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>6</sup> suppose que les prix sont prédéterminés pour plusieurs périodes mais ne sont 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  $P_t^*$  (section 2.1 de ce chapitre). 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

<sup>6</sup>Ce modèle était originellement utilisé pour répliquer la dynamique des salaires.

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>7</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  $\beta = 1$  :

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

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  $p_{it}$  fixé par l'entreprise  $i$  à la date  $t$  dépend des prix optimaux actuels et futurs pondérés

---

<sup>7</sup>Kiley (2002) ou l'annexe technique de Jondeau et Le Bihan (2001) fournissent deux présentations de la fixation des prix dans ces modèles.

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 d'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 (section 2.2 de ce chapitre)<sup>8</sup>.

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 d'entreprises changeant leur prix augmente, une entreprise sera d'autant plus incitée à modifier son prix, les prix deviennent alors synchronisés. Plusieurs raisons pourraient expliquer l'échelonnement des contrats de prix : les entreprises peuvent subir des chocs idiosyncrasiques. 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

---

<sup>8</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.

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 1.3, 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>9</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.

---

<sup>9</sup>La fonction de hasard est la probabilité de changement de prix conditionnellement à la durée depuis le dernier changement de prix.

**Tableau 1.3 : Résultats des enquêtes auprès des entreprises**

	Blinder (1991)	Amirault et al. (2004)	Fabiani et al. (2006)	Loupias, Ricart (2005)	Hall et al. (2000)	Apel et al. (2005)
Pays	EU	Canada	Zone euro	France	R-U	Suède
Période	90-92	02-03	03-04	2003	1995	2000
Nb ents	200	170	11 000	1 634	654	626
Explications de la rigidité						
Contrats implicites	4	2-7	1	4	5	1
Contrats explicites	5	3	2	2	1	3
Rigidité des coûts	3	1	3	3	2	2
Défauts de coordination	2	5-8	4	1	3	4
Coûts de menu	6	10	8	7	11	11
Prix attractifs	8	-	10	6	4	7
Coûts d'information	11	11	9	-	-	13
Prix signal de qualité	12	-	5	-	10	-
Chocs temporaires	-	-	6	5	-	-
Autres ajustements	1-9	4	7	-	7-8	-

Note : Les chiffres correspondent au classement par ordre décroissant de l'importance des explications à la rigidité des prix. Des explications particulières à certaines enquêtes ne sont pas répertoriées ici.

### 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 1.4a. 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 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 et 1996) obtiennent un écart-type très proche de 0 (tableau 1.4a) 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 changement 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, et 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 (2008) 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 :

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

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 (2008), 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 chapitre 2 pour la France). Au Mexique, Gagnon (2007) trouve une contribution faible (36%) dans un contexte de forte inflation (1995-1999) et forte (84%) quand l'inflation est relativement basse (tableau 1.4b).

Au total, même si les indicateurs utilisés manquent de structure économique

(Dias *et al.* , 2006), 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).

Tableau 1.4a : Synchronisation ou échelonnement des changements de prix

Auteurs (date)	Pays	Période	Biens	Indice FK		Test de $\chi^2$ ( $H_0$ : éch.)	Conclusion
				FK	( $H_0$ : 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 :ech.
Fisher, Konieczny (2000)	Can.	1975-90	Chaîne A	0,44	-	rej.	
			Chaîne B	0,41	-	rej.	
			Autres	0,39	-	acc.	
			Toutes	0,34	-	-	w :syn./b :ech.
Dias et al. (2005)	Port.	1998-01	Riz	0,18	-	rej.	syn.
Chakrabarti et al. (2005)	Web	2000-01	Amazon	0,34	-	rej	syn.
			B & N	0,20	-	rej	syn.
Dhryne, Konieczny (2006)	Bel	1996-03	65% IPC	0,20	-	rej (11 pdts)	w :syn / b :ech.
Dhryne 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.

Note : Pays : Arg. : Argentine ; Can. : Canada ; Port. : Portugal ; Web : Internet ; Bel. : Belgique F : France ; ZE : zone euro 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 1.4b : Synchronisation ou échelonnement des changements de prix**

Auteurs (date)	Pays	Période	Biens	Indice KK (%)
Klenow et Kryvtsov (2008)	EU	1988-2003	IPC	91
Baudry <i>et al.</i> (2005)	F	1994-2003	IPC	83
Gagnon (2007)	Mex.	1995-1999	IPC	36
		1999-2002	IPC	84
Dias <i>et al.</i> (2006)	Port.	1993-1997	IPC	74
		1998-2000	IPC	69
		1996-2000	IPP	92
Dossche et Cornille (2008)	Bel.	2001-2005	IPP	36
Gautier (2008b)	F	1994-2005	IPP	92

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

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

## 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 succédé 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 et  $\xi(\cdot)$  la fonction de coût de

production.

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 conditions du premier ordre s'écrivent :

$$\frac{\partial V_0}{\partial t_\tau} = [-\Pi(p_\tau e^{-\pi t_\tau}) + \Pi(p_{\tau-1} e^{-\pi t_\tau}) + Cr] e^{-rt_\tau} = 0 \quad (1.1)$$

$$\frac{\partial V_0}{\partial p_\tau} = \int_{t_\tau}^{t_{\tau+1}} \Pi'(p_\tau e^{-\pi t}) e^{-(r+\pi)t} dt = 0 \quad (1.2)$$

On suppose que  $\pi \neq 0$  et  $C > 0$ <sup>10</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  $S = s e^{\pi \varepsilon}$  (graphique 1.1). On peut alors remplacer dans les deux équations d'optimalité (1.1) et (1.2) et obtenir que :

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

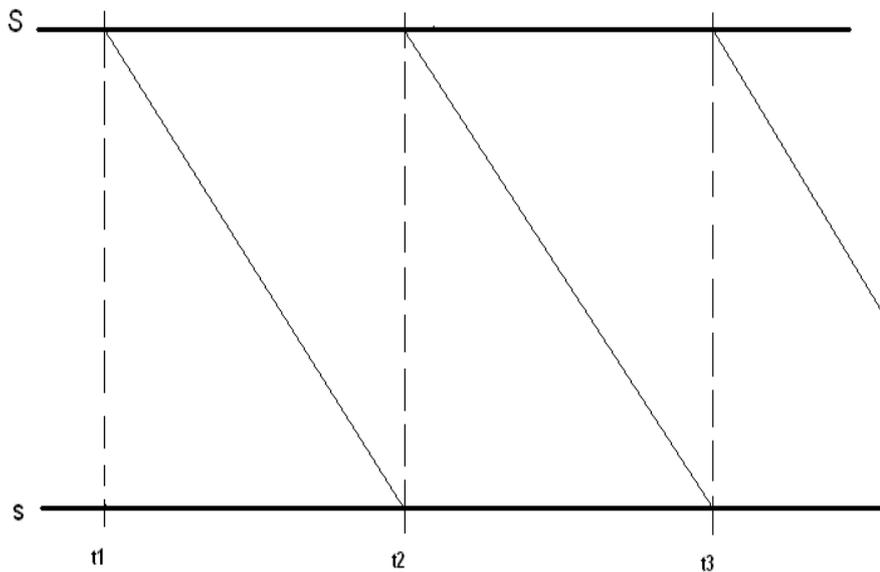
Il existe une solution unique à ce système. A l'optimum, gains et pertes s'égalisent. Les pertes sont les coûts d'ajustement  $rC$  et les profits juste avant  $s$ ,  $\Pi(s)$ . Les gains sont mesurés par les profits juste après le changement de prix  $\Pi(S)$ . Le prix nominal doit être fixé de telle manière que le profit marginal du changement de prix réel

<sup>10</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.

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 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.

**Graphique 1.1 : Modèle (S,s) avec inflation déterministe**



Note :  $t_1$ ,  $t_2$  et  $t_3$  sont les dates de changements de prix, la ligne noire continue en trait fin représente le prix réel  $z_t$ .

Source : schéma inspiré du modèle de Sheshinski et Weiss (1977)

#### 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  $\Lambda \left[ \ln p_t + (\mu - \frac{\sigma^2}{2})\tau; \sigma^2\tau \right]$  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 (2007) 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.

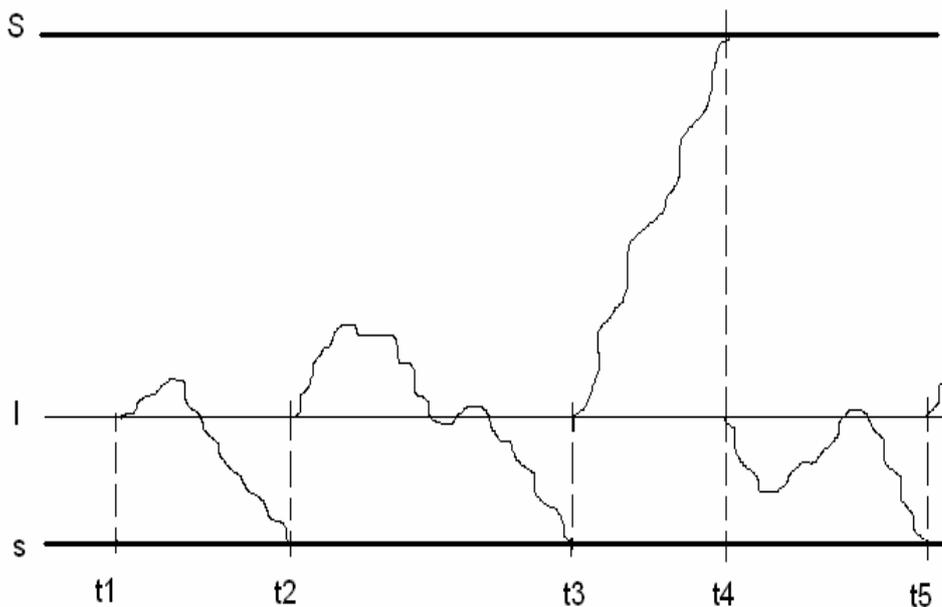
Danziger (1983) montre que l'augmentation de l'inflation anticipée tend à élargir la bande  $(S, s)$ , la hausse de l'incertitude sur le processus d'inflation joue un rôle plus ambigu sur les bandes  $(S, s)$  et dépend de la fonction de profit de l'entreprise. Les coûts d'ajustement jouent positivement 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 (2007), 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 (graphique 1.2). 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 définie 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 (graphique 1.2). 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.

**Graphique 1.2 : Modèle (S,s) à deux bandes**



Note :  $t_1, t_2 \dots t_5$  sont les dates de changements de prix, la ligne noire continue en trait fin représente le prix réel  $z_t$ .

Source : schéma inspiré du modèle de Tsiddon (1993)

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 1.3). Bergen *et al.* (2003) 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 multifformes 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 leurs 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 1.5 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, et représentent environ 4% du montant 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 ( $\rho = 0.68$ ).

Tableau 1.5 : 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
Dutta 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]

Note : loi : item pricing law obligeant à étiqueter tous les produits d'un magasin

### 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 devrait 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 États américains à étiqueter chaque produit vendu. En théorie, si les coûts d'ajustement augmentent, la zone d'inaction est plus grande, ce qui implique que le prix reste fixe plus longtemps. 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.

Les études empiriques tendent à montrer que les coûts d'ajustement (souvent considérés dans un sens large) sont non négligeables pour les entreprises. La littérature a ensuite estimé des modèles tenant compte de ce coût d'ajustement pour comprendre les conséquences en termes de fixation des prix de l'introduction de tels coûts.

### 4.3 Estimations 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 a 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.

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

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 examiné. 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 : pour environ 45% des produits étudiés l'inflation joue un rôle significatif positif sur la distribution des durées de prix. Davis et Hamilton (2004) 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>11</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>12</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 aussi que l'entreprise révisé pas ses prix de façon continue et décide de réévaluer l'information nouvelle uniquement

<sup>11</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>12</sup> Fisher et Konieczny (1995) proposent une première version du modèle présenté ici.

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 lorsqu'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 au 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 (section 2 de ce chapitre). 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 :

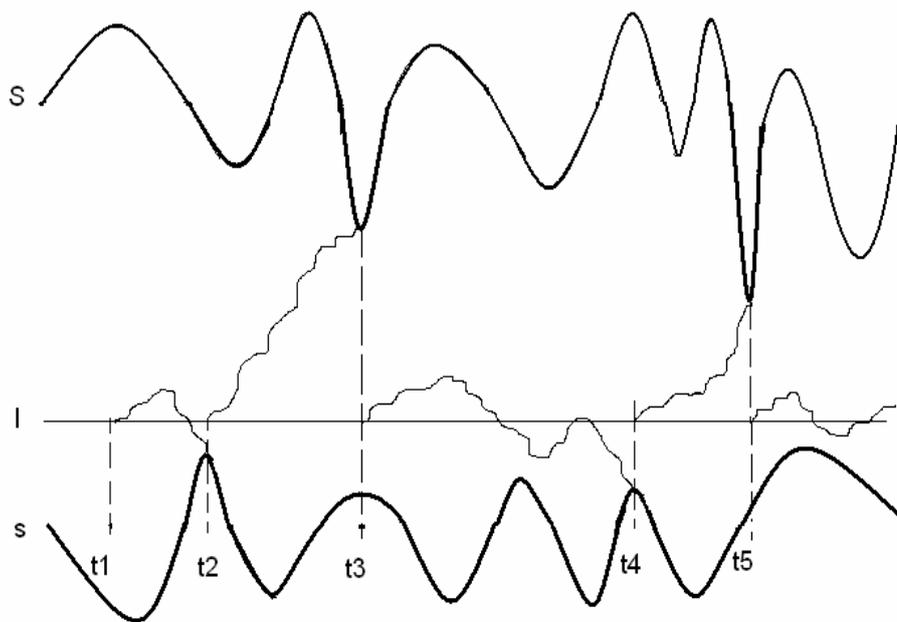
$$\begin{aligned}
 p_{it} &< p_{it-1} \text{ si } p_{it-1} - p_{it}^* > S \\
 p_{it} &= p_{it-1} \text{ si } s < p_{it-1} - p_{it}^* < S \\
 p_{it} &> p_{it-1} \text{ si } p_{it-1} - p_{it}^* < s
 \end{aligned}$$

Dhyne *et al.* (2007) proposent un cadre sans doute plus complet où l'information sur les amplitudes de changement est aussi utilisée. Le modèle estimé 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 :

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

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

**Graphique 1.3 : Modèle (S,s) avec bandes stochastiques et asymétriques**



Note :  $t_1, t_2 \dots t_5$  sont les dates de changements de prix, la ligne noire continue en trait fin représente  $p_{it-\tau} - p_{it}^*$  où  $p_{it-\tau}$  est le prix fixé au moment du dernier changement de prix et  $p_{it}^*$  le prix optimal qui serait observé sans rigidité.

Source : schéma dérivé du modèle de Dhyne et al. (2007)

Le graphique 1.3 résume le modèle ainsi estimé (même si ce schéma est encore plus général puisqu'il suppose des bornes asymétriques). La nature stochastique des

bandes n'est pas une prédiction du modèle théorique mais permet une meilleure réplification des faits observés. Ceci autorise notamment d'obtenir des ampleurs 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 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

Dans les modèles néo-keynésiens, les effets réels à court terme de la politique monétaire sont justifiés par la présence de 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 la 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 des nouveaux keynésiens<sup>13</sup> et les effets de la politique monétaire. Quelle est 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

<sup>13</sup>Cette forme de courbe de Phillips est assez éloignée de la courbe de Phillips initiale (Phillips, 1958) qui liait croissance des salaires et taux de chômage. La courbe de Phillips néo-keynésienne est une relation entre l'inflation et une variable réelle et est obtenue à partir de microfondations théoriques échappant à la critique de Lucas (Le Bihan (2008) pour une synthèse de la littérature portant sur la courbe de Phillips).

dériver un processus d'inflation agrégée. L'agrégation des comportements individuels à la Calvo par exemple est relativement simple<sup>14</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 :

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

où  $\pi_t$  est l'inflation et  $m c_t$  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 (section 2.2 de ce chapitre). Selon Roberts (1995), 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

<sup>14</sup>Voir aussi Jondeau et Le Bihan (2001) et Ben Aïssa et Musy (2005) pour une synthèse des courbes de Phillips avec d'autres modèles de dépendance au temps.

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 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>15</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 (section 2.2 de ce chapitre)) 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 fait 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. En outre, 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.

---

<sup>15</sup>Ben Aissa *et al.* (2007) soulignent par ailleurs l'importance de la périodicité choisie.

## 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.

### 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 (2007) 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 (2007) 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 l'écart entre les bandes  $S$  et  $s$  se rétrécit 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 idiosyncrasiques et politique monétaire

Un ensemble d'articles proposent d'introduire des chocs idiosyncrasiques 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>16</sup>.

Danziger (1999) est un des premiers à proposer un cadre macroéconomique néo-keynésien incorporant des coûts d'ajustement. Chaque entreprise fait face à des chocs

<sup>16</sup>Tsiddon (1991) 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.

idiosyncrasiques 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 (Golosov et Lucas, 2007 et Gertler et Leahy, 2008) 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. Golosov et Lucas (2007) introduisent des chocs idiosyncrasiques de productivité (dont la variance et les autocorrélations sont calibrées à partir de Klenow et Kryvstov (2008)) et des chocs agrégés d'inflation. Ils montrent que la majorité des ajustements de prix est due aux chocs idiosyncrasiques. Leur modèle prédit en outre que les effets de la monnaie sont faibles et transitoires, contrairement aux prédictions obtenues avec 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 (2008) 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 idiosyncrasique 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 (2008), le modèle  $(S, s)$  présente une flexibilité plus grande que le modèle de dépendance au temps grâce à 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 politique monétaire 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 des effets de la politique monétaire 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 (2007) 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 politique monétaire 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 entraînent une baisse de la rigidité sous l'hypothèse de dépendance à l'état alors qu'elles l'augmentent 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 changement 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. 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 intégrer à la fois les modèles de dépendance au temps et à l'état.

Quelques pistes de recherche sont en cours d'approfondissement dans la littérature. La littérature microéconomique s'attache à mieux comprendre les déterminants de la rigidité des prix alors que la littérature macroéconomique vise à mieux prendre

en compte l'ensemble des nouvelles connaissances empiriques accumulées par la recherche microéconomique sur les prix.

Tout d'abord, 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. Il est possible que la rigidité des prix observée à partir des relevés de prix puisse provenir de la rigidité des facteurs qui déterminent le prix optimal en l'absence de rigidité. Cette piste de recherche est notamment suivie dans le chapitre 3 de cette thèse. 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. Loupias et Sevestre (2008) proposent ainsi à l'aide de données d'enquête auprès des entreprises industrielles, de mesurer la rigidité des prix en tenant compte de la rigidité de facteurs tels que les salaires et la demande pour un grand nombre de produits. Ils disposent pour cela de données individuelles sur l'évolution des prix à la production, des salaires et des coûts en matières premières des entreprises.

Une voie importante de la recherche microéconomique est aussi d'expliquer l'importante variation des tailles de changements de prix et le grand nombre de petits changements de prix. Midrigan (2007) explique qu'il est possible que lorsqu'un détaillant vend plusieurs produits au moment de changer le prix d'un des produits et donc de payer le coût d'ajustement, il est alors moins coûteux pour lui de changer les prix de ses autres produits. Il montre ainsi dans un modèle réduit que la probabilité de changer le prix d'un produit dépendait positivement de la décision de changer les prix des autres produits d'un même magasin. Dans un modèle macroéconomique structurel proche de Gertler et Leahy (2008), il suppose que la distribution des coûts d'ajustement est à queues épaisses et permet ainsi de reproduire les nombreux petits changements de prix. Cette hypothèse reste toutefois à être précisée à l'aide de données microéconomiques montrant notamment qu'il existe un degré de synchronisation significatif pour un grand nombre de produits.

D'autres travaux essaient de répliquer l'importance des coûts d'opposition des clients et leur impact sur la rigidité des prix. Ainsi, Nakamura et Steinsson (2008c)

montrent que la rigidité des prix peut même être le résultat d'un équilibre en présence d'habitudes de consommation. En effet, ces habitudes peuvent permettre d'attirer les clients aujourd'hui en fixant des prix bas en promettant de les maintenir dans le futur. Toutefois, dans ce cas, l'entreprise est incitée à ne pas respecter cette promesse pour tirer profit des habitudes de consommation. Dans ce cadre, la rigidité des prix est le résultat d'un équilibre qui permet d'expliquer pourquoi les entreprises ont peur des réactions hostiles aux changements de prix et pourquoi elles pratiquent des soldes fréquemment aux Etats-Unis. Des observations microéconomiques plus systématiques pourraient permettre de mieux saisir l'ampleur de ce phénomène et plus généralement, l'importance de la réaction des consommateurs vis-à-vis des changements de prix et leur implication pour la rigidité des prix pourrait être une piste de recherche microéconomique intéressante. Sur les données françaises, la hausse puis la baisse de TVA intervenue en 1994 et 2000 ou le passage à l'euro pourraient être des expériences intéressantes où les entreprises devraient changer leur prix tout en sachant qu'elles devraient faire face aux réactions des consommateurs.

Une voie de recherche grandissante en macroéconomie tente aussi de mieux incorporer aux modèles macroéconomiques l'hétérogénéité sectorielle observée dans les données microéconomiques. Huang et Liu (2001) ont montré que l'introduction de plusieurs niveaux de production avec à chaque niveau des prix rigides échelonnés permettait de reproduire une des fluctuations encore plus persistantes et une réponse des prix à un choc de politique monétaire comparable à celle observée dans les données macroéconomiques. Carvalho (2006) reproduit l'hétérogénéité des fréquences de changements de prix dans le cadre d'un modèle à plusieurs secteurs. Ils modélisent la rigidité des prix avec différents types de modèle de dépendance au temps (Calvo, 1983, Taylor, 1980 ou Mankiw et Reis, 2002). Il obtient que cette hétérogénéité amplifie les effets de la monnaie sur le produit et les rend plus persistants. Nakamura et Steinsson (2008b) proposent un modèle multi-sectoriel où les entreprises changent leur prix suivant un modèle de dépendance à l'état. L'hétérogénéité conduit aussi à amplifier les effets de la politique monétaire sur le produit (alors que dans les modèles avec dépendance à l'état et sans hétérogénéité, les effets de la monnaie sont souvent transitoires et faibles). De plus, ce modèle multi-sectoriel permet de mieux répliquer les faits stylisés microéconomiques puisqu'il autorise une

hétérogénéité de la fréquence des changements de prix et une taille moyenne de changements de prix relativement importante. Ces travaux plaident pour une meilleure compréhension des mécanismes de transmission des rigidités de prix aux différents niveaux de production.

# Chapitre 2

## Rigidité des prix à la production en France

### 1 Introduction

Il a été souligné dans le précédent chapitre l'importance de la rigidité des prix dans les modèles macroéconomiques pour expliquer les effets de la politique monétaire sur la production. Un élément important dans cette perspective est de pouvoir quantifier et caractériser le degré de rigidité des prix au niveau macroéconomique. Dans ce chapitre<sup>1</sup>, nous proposons d'utiliser des relevés de prix à la production individuels. Le recours à des données microéconomiques est justifié par deux éléments : tout d'abord, comme souligné dans le chapitre précédent, la macroéconomie néokeynésienne repose sur des comportements d'optimisation au niveau des entreprises individuelles. Chaque entreprise est supposée ajuster ses prix de façon discrète et peu fréquente et elle ne transmet les chocs dans ses prix que de façon retardée et partielle. Il est alors pertinent d'évaluer avec des données individuelles cette hypothèse d'ajustement partiel et retardé des prix. De plus, comme le note Rotemberg (1987), utiliser des données microéconomiques est aussi une façon de surmonter le

---

<sup>1</sup>Ce chapitre est adapté de : Gautier (2008a), "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 et Gautier (2008b), "The Behaviour of Producer Prices : Evidence from French PPI micro data", *Empirical Economics* (à paraître) et Vermeulen et al. (2007), "Price Setting in the Euro Area : some Stylised Facts from Individual Producer Price Data", *ECB Working Paper* n°727.

problème d'équivalence observationnelle qui apparaît au niveau agrégé. Les estimations obtenues à partir des données microéconomiques peuvent être en effet utilisées comme des paramètres structurels.

Ce chapitre propose, à l'aide de relevés individuels de prix à la production en France, pour la première fois, de caractériser le degré de rigidité des prix à la production alors que la plupart des travaux se sont focalisés jusqu'ici sur les prix à la consommation (chapitre 1). L'ampleur des travaux portant sur les prix à la consommation s'explique par l'accent porté par la recherche académique et la politique économique pour l'indice de prix à la consommation (IPC) qui reste l'indice de référence pour mesurer l'inflation. Toutefois, d'autres indicateurs de prix peuvent être utilisés et l'indice de prix à la production (IPP) n'est pas un des moindres. En effet, la littérature macroéconomique récente s'est beaucoup intéressée à l'indice de prix que devrait cibler la politique monétaire (Woodford, 2003). Huang et Liu (2005) analysent la politique monétaire quand le banquier central ne connaît pas précisément l'origine des rigidités. Ils concluent qu'une politique monétaire qui ne prend pas en compte l'évolution générale des prix à la production tend à générer de plus grosses pertes en termes de bien être qu'une règle de politique monétaire qui cible à la fois l'inflation des prix à la consommation et celle des prix à la production.

La contribution de ce chapitre à la littérature peut se décomposer en quatre.

Tout d'abord, il présente de nouveaux résultats sur la rigidité des prix à la production et augmente le nombre de résultats obtenus dans d'autres pays et pour des périodes plus anciennes. Les études sur la rigidité des prix à la production sont rares ces vingt dernières années alors que la rigidité des prix à la production avait constitué dès les années 30 un important sujet de recherche aux Etats-Unis. Ainsi, Stigler et Kindahl (1970) recensent qu'entre 1886 et 1935, trois articles sur la rigidité des prix à la production ont été publiés, quatre entre 1935 et 1939 et vingt-cinq entre 1954 et 1965. Frederick Mills<sup>2</sup> publie une étude en 1927, intitulée *The Behavior of Prices*, qui est la première étude sur la question de la rigidité des prix aux Etats-Unis. Il utilise près de 200 indices de prix de gros construits par le BLS (Bureau of Labor Statistics) sur la période 1890-1925 et calcule des fréquences de changement de prix à la production. Cette étude avait pour but de mettre en évidence des régularités

---

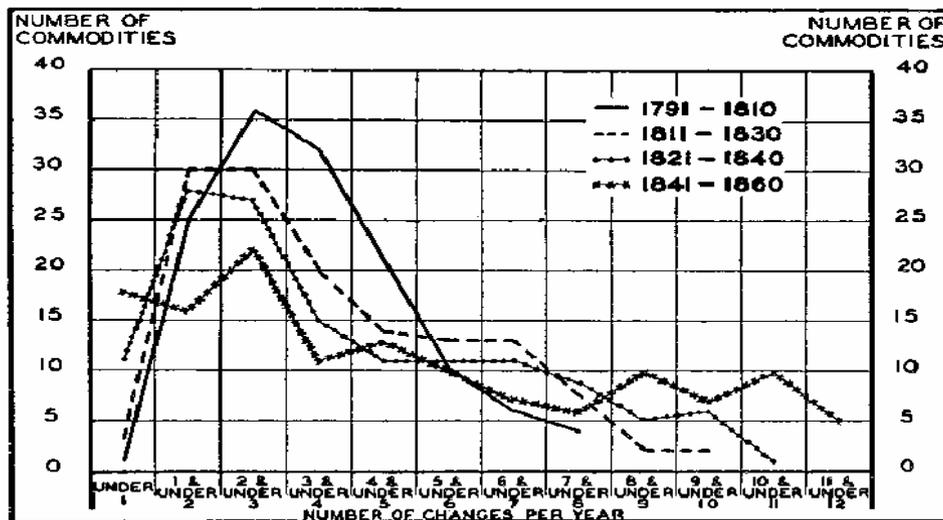
<sup>2</sup>Woirol (1999) présente une biographie détaillée de F. Mills et synthétise l'ensemble de ces travaux et des débats académiques qu'ils ont engendrés.

sur les prix sans présupposé théorique. Mills voulait “éclairer le fonctionnement du système économique en laissant parler les données”. Son étude reçut un accueil critique assez mitigé : selon Keynes, ce travail démarre sans théorie et n’aboutit à aucune théorie (Woirol, 1999). Dans les années 30 pourtant, quelques économistes approfondissent ces travaux et essaient de construire une théorie autour de l’observation que les prix sont rigides. Means (1935) provoque un débat en affirmant que les prix ne sont pas fixés de façon “classique”, au sens de l’équilibre de l’offre et de la demande. Il utilise pour cela une base de données identique à celle de Mills sur la période 1926-1933, et calcule les fréquences et les tailles des changements de prix. Le graphique 2.1 présente des résultats proches de ceux obtenus ces dernières années (chapitre 1). Il introduit alors la distinction entre les prix de marché qui sont déterminés par les conditions de l’offre et de la demande et varient pour chaque transaction et les prix qu’ils nomment “administrés”, c’est-à-dire “set by administrative action and held constant for a period of time”. Cette définition est sans doute la première de la rigidité des prix. En 1970, Stigler et Kindahl publient pour le NBER *The Behaviour of Industrial Prices* que l’on peut considérer comme une réponse à la théorie de Means. Ils utilisent une base de données différente de celle de Means, leur base est constituée de relevés de prix de transaction, les prix ne sont pas ceux déclarés par le vendeur mais par l’acheteur des biens. En utilisant les mêmes techniques, ils minimisent l’importance des prix administrés au sens de Means. Weiss (1977) propose de réconcilier les deux approches en montrant que les séries du NBER permettaient d’appuyer la théorie de Means. Enfin, plus récemment, Carlton (1986) utilise les mêmes données que Stigler et Kindahl et propose une analyse très détaillée au niveau microéconomique de la rigidité des prix à la production aux Etats-Unis. Il montre par exemple qu’il est fréquent d’observer des prix ne changeant pas pendant plusieurs années et il ne trouve pas d’asymétrie de la rigidité. Il conclut aussi que les coûts d’ajustement des prix sont faibles et que le niveau de concentration sectorielle est corrélé au degré de rigidité des prix. Toutefois, son étude ne porte que sur quelques secteurs (11 au total, les produits chimiques, le pétrole et les métaux non-ferreux sont les plus importants) et les prix collectés datent des années 60 (1957-1966). Cautt *et al.* (1994, 1999) caractérisent aussi des déterminants de la rigidité des prix à la production comme la durabilité des

produits et la concentration mais ils utilisent des micro-indices de prix et pas des relevés de prix individuels, ce qui rend l'analyse de la rigidité des prix plus difficile (section 2 de ce chapitre). Concernant la zone euro, le réseau de recherche IPN a permis d'obtenir de nouvelles preuves empiriques qui seront résumées à la fin de ce chapitre. Cette étude est la première pour la France portant sur la rigidité des prix à la production<sup>3</sup>.

Graphique 2.1 : Fréquence de changement de prix (Means, 1935)

DISTRIBUTION OF FREQUENCY OF MONTHLY PRICE CHANGES  
BY 20-YEAR PERIODS



Source : Tucker (1938)

La seconde contribution de ce chapitre est de caractériser à l'aide d'une information qualitative, les problèmes de mesure des prix à la production. Nous suggérons ici une procédure pour identifier les données individuelles contenant le plus d'information pertinente pour notre analyse. Contrairement aux prix à la consommation, les prix à la production sont par définition inobservés puisqu'il n'existe pas de lieux

<sup>3</sup>Desplatz (2000) a proposé une première analyse des distributions de variations de prix individuels à partir des relevés individuels des prix à la production issus de l'enquête Observation des prix de vente industriels et de ceux de l'enquête trimestrielle de conjoncture de l'Insee. Toutefois, l'objectif essentiel de l'étude est l'évaluation de la cohérence des variations de prix des deux enquêtes au cours du temps. La base utilisée contient plus de 300 entreprises dont les prix sont relevés de 1994 à 1996 dans les deux enquêtes.

de vente où ils peuvent être directement observés. Ce constat soulève une question déjà posée par Stigler et Kindahl (1970) sur la nature de l'information à utiliser. Beaucoup d'études se sont basées sur l'utilisation d'indices de prix parfois relevés à un niveau très fin (Mills, 1927, Means, 1935 ou encore Caucutt *et al.*, 1994 et 1999). Toutefois, l'utilisation d'indices de prix conduit nécessairement à la sous-estimation de la rigidité des prix. Si la rigidité est mesurée grâce à la fréquence des changements de prix, il est plus probable qu'un indice (composé de plusieurs prix) change souvent qu'un prix considéré individuellement (Caucutt *et al.*, 1999). Les données d'enquêtes qualitatives ont aussi souvent été mobilisées, il s'agit le plus souvent d'enquêtes spécifiques menées auprès des producteurs sur leur stratégie de fixation des prix. Blinder (1991) et Blinder *et al.* (1998) ont mené la première enquête de ce type aux Etats-Unis, Fabiani *et al.* (2006) résument les résultats d'enquêtes menées simultanément dans plusieurs pays de la zone euro dans le cadre du réseau IPN et Loupias et Ricart (2006) présentent les résultats de cette enquête pour la France. Ces enquêtes permettent d'obtenir des informations "structurelles" de l'entreprise sur la formation de ses prix. Toutefois, les résultats de ces enquêtes restent qualitatifs et ne sont obtenus que pour une année donnée. La base de données que nous utilisons dans ce chapitre contient les relevés individuels quantitatifs des prix à la production utilisés pour construire l'indice de prix à la production français. Cette base comporte en outre une information sur le type de prix relevé dans l'entreprise où il est mesuré.

La troisième contribution de ce chapitre est de permettre de mesurer la pertinence empirique relative des deux grands types de rigidité des prix (*time-* contre *state-dependence*). Comme nous l'avons souligné dans le chapitre précédent, l'utilisation des données microéconomiques est fondamentale pour permettre de distinguer les deux théories. De plus, il est à noter que la plupart des modèles macroéconomiques modélisent le comportement d'une entreprise productive et pourtant utilisent dans leur calibration des modèles des données provenant de prix à la consommation. Il peut donc être intéressant pour les macroéconomistes de mieux appréhender la rigidité des prix à la production.

Enfin, ce chapitre propose une comparaison des résultats obtenus dans différents pays de la zone euro. Les résultats pour les pays de la zone euro (dont la

France) sont intéressants individuellement pour l'analyse de la politique monétaire européenne même si chacun de ces pays n'est qu'une partie de la zone euro. Tout d'abord parce que ces résultats ont servi de base pour construire des indicateurs de rigidité des prix au niveau de la zone euro (Vermeulen *et al.*, 2007). Par ailleurs, Angelini *et al.* (2002) montrent aussi qu'il est essentiel pour la conduite de la politique monétaire de disposer d'une information pour les différents pays d'une union monétaire comme la zone euro. Benigno et Lopez-Salido (2006) soulignent en particulier que l'hétérogénéité de la dynamique de l'inflation dans la zone euro peut affecter la conduite de la politique monétaire européenne. C'est pourquoi chacune des études nationales portant sur la rigidité des prix à la production contient une information structurelle sur le degré d'hétérogénéité de la zone euro. A ce titre, les résultats pour la France qui représente environ 20% de la zone euro en termes de PIB sont importants. Ce chapitre documente l'hétérogénéité de la rigidité des prix à la production au sein de la zone euro à partir des résultats obtenus pour six pays (Allemagne, Belgique, Espagne, France, Italie et Portugal).

Ce chapitre est organisé autour de ces différentes contributions. La première partie met en évidence les difficultés de mesure des prix à la production et propose une analyse méthodologique des relevés de prix grâce à une information qualitative. La seconde partie donne les principales caractéristiques des ajustements de prix en termes de fréquence et de taille de changement de prix. La troisième partie propose une interprétation de cette rigidité des prix à travers les deux grands modèles théoriques de microfondations de la rigidité des prix. La dernière partie documente l'hétérogénéité de la rigidité des prix dans la zone euro et donne quelques pistes sur les différences entre la rigidité des prix à la consommation et celle des prix à la production. Enfin, la conclusion suggère des pistes de recherche complémentaires.

## 2 Mesurer les prix à la production

Jusqu'à très récemment les études portant sur la rigidité des prix à la production ont utilisé des indices de prix désagrégés (Mills, 1927, Means, 1935, et Caucutt *et al.*, 1994 et 1999). Toutefois, l'utilisation de ces indices tend à largement sous-estimer la rigidité de prix observée au niveau microéconomique (Caucutt *et al.*,

1999). Ce chapitre utilise la base de données constituée par l'Insee (Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques) des relevés individuels de prix à la production effectués auprès des entreprises. Cette base est celle qui sert ensuite à construire l'indice de prix à la production pour l'industrie et les services aux entreprises. Cette base de données permet donc en théorie d'estimer la rigidité des prix au niveau individuel pour chaque entreprise (annexe A pour une description de l'enquête).

Le champ théorique de l'indice de prix à la production industrielle est relativement large et couvre tous les produits fabriqués et vendus en France par les entreprises industrielles, ce qui comprend les sections C (Industries extractives), D (Industrie manufacturière) et E (Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau) de la nomenclature CPF (Classification des Produits Française) rev 1 2003<sup>4</sup>. Les prix collectés doivent l'être à la première étape de leur commercialisation, sont exclus les coûts de transports, de commercialisation et la TVA. L'échantillon disponible contient plus de 3 millions de relevés de prix entre Janvier 1994 et Juin 2005. Cependant, pour des raisons de confidentialité, certains relevés de prix ne sont pas disponibles<sup>5</sup>, le plus gros secteur absent est celui de la production et distribution d'électricité qui représente 5% des poids de l'indice de prix (tableau 2.1). Au total, plus de 90% des prix relevés pour constituer l'indice de prix à la production sont disponibles.

La collecte des prix des services aux entreprises a commencé en 1995, ce secteur représente 15% de la valeur ajoutée nationale. Pour le moment, seulement quelques branches sont enquêtées : location de véhicules automobiles, location de machines et d'équipements pour la construction, services informatiques, services comptables, publicité, enquêtes et sécurité et services de nettoyage. Cette enquête couvrait en 2005 environ 25% des ventes dans le secteur des services aux entreprises. Cette base de données sur les services aux entreprises contient 100 000 relevés de prix collectés de 1995 à 2005. A notre connaissance, c'est la première fois que la fixation des prix dans ce secteur est analysée.

---

<sup>4</sup>Sont exclus de l'enquête les secteurs suivants : Extraction de minerais d'uranium, Edition, Elaboration et transformation de matières nucléaires, Fabrication d'armes et de munitions, Construction navale, Construction aéronautique et spatiale et Récupération.

<sup>5</sup>Le secret statistique s'applique pour les secteurs où il existe moins de trois entreprises sur le marché ou bien dans ceux où 85 % de la production est réalisée par une seule entreprise.

**Tableau 2.1 : Produits couverts par le secret statistique, absents de la base de données**

CPF 2003		Poids moyen dans l'indice (%)
10.10	Houille	0,06
14.13	Ardoise	0,00
14.40	Sel	0,04
14.50	Autres produits minéraux n.c.a.	0,02
15.41	Huiles brutes et tourteaux	0,12
17.30	Ennoblement textile	0,32
23.10	Cokes et goudrons	0,03
24.64	Produits chimiques pour la photographie	0,15
25.11	Pneumatiques	0,36
25.12	Pneumatiques rechapés	0,06
26.11	Verre plat non travaillé	0,04
26.52	Chaux	0,06
26.53	Plâtre	0,02
26.65	Ouvrages en fibre-ciment	0,03
26.66	Autres ouvrages en béton ou en plâtre	0,01
27.21	Tubes en fonte	0,03
27.41	Métaux précieux	0,09
40.1	Electricité	5,60
40.30	Supports énergétiques	0,54
Total		7,58

Source : Insee

## 2.1 Quels prix à la production relever ?

Contrairement aux prix à la consommation, les prix à la production ne sont pas directement observables par l'Insee. Tout d'abord, parce qu'il n'y a pas de lieu de vente spécifique ou les transactions entre les entreprises pourraient être observées. Deuxièmement, le prix ne peut être observé que s'il y a transaction entre un acheteur et un vendeur. Ces deux constats soulèvent d'importantes questions méthodologiques

sur le prix individuel, notamment quels sont les prix qui doivent être relevés et comment les relever. Stigler et Kindahl (1970) ont beaucoup contribué à mettre en avant ces difficultés méthodologiques et ont suggéré que le prix relevé devait être le prix au moment de la transaction et non pas le prix inscrit sur le catalogue. Le BLS collectait auprès des vendeurs des prix de catalogue même si le produit n'était pas vendu. Stigler et Kindahl ont beaucoup critiqué cette approche et construit leur propre base de données constituée de relevés de prix effectués directement auprès des acheteurs. Toutefois, cette approche reste difficile à adopter pour un institut statistique mais la plupart des instituts statistiques en Europe ou aux Etats-Unis sont parvenus à un consensus sur le fait de relever le plus souvent possible des prix de transaction (Insee, 2000 et BLS, 2003).

**Tableau 2.2 : Nature des relevés de prix**

	Base totale			Base après sélection		
	Nb obs.	%	$f$	Nb obs.	%	$f$
Prix de transaction	419 776	13,8	13,0	391 664	24,6	9,0
Prix moyens	1 138 002	37,5	61,5	462 657	29,1	22,4
Prix facturé	257 276	8,5	21,8	223 561	14,1	12,9
Prix estimé	32 879	1,1	27,4	27 259	1,7	15,5
Prix de contrat	13 166	0,4	19,4	11 903	0,7	13,4
Prix national	2 464	0,1	78,6	509	0,0	5,7
Indice de prix	125 223	4,1	44,6	80 163	5,0	22,8
Valeur manquante	1 042 761	34,4	61,8	391 806	24,6	26,3
<b>Total</b>	<b>3 031 547</b>	<b>100</b>	<b>50,3</b>	<b>1 589 522</b>	<b>100</b>	<b>18,6</b>

Note :  $f$  : fréquence de changement de prix (% par mois), Base totale : ensemble des relevés disponibles, Base après sélection : échantillon utilisé dans ce chapitre (section 2.2)

Source : Relevés de prix à la production industrielle (Insee)

Toutefois, en pratique, les entreprises rencontrent parfois de nombreuses difficultés à fournir un prix de transaction pour un produit donné et un client donné. La base de données contient donc une grande hétérogénéité de types de prix et quelques uns peuvent différer des prix de transaction idéalement mesurés. Aussi, un code qua-

litatif est reporté en même temps que le prix décrivant quelle est la nature exacte du relevé de prix. Chaque produit  $j$  produit par l'entreprise  $k$  est caractérisé par un seul code qualitatif. Cette variable peut prendre sept grandes modalités : prix de transaction, prix moyen, prix facturé, prix estimé, prix de contrat, prix national, et indice de prix.

La moitié des prix contenus dans la base de données est codée soit comme prix de transaction soit comme prix moyen (tableau 2.2). La première catégorie peut être considérée comme la mesure "idéale" de prix à la production puisque l'Insee observe alors un seul produit au cours de transactions répétées entre un vendeur et un acheteur. Ce type de prix est celui qui convient sans doute le mieux pour mesurer des durées de prix individuels et une fréquence de changement de prix au niveau individuel. Les prix codés comme "prix moyens" sont eux plus difficiles à utiliser pour notre analyse. Le prix relevé peut être la moyenne de prix pour un produit unique vendu à plusieurs clients mais pour une transaction identique pendant le mois, ce relevé pourrait être alors proche d'un prix de transaction. Cependant, ce relevé peut aussi être une moyenne pour des produits différents et pour des clients différents. Même si le prix moyen peut être un bon indicateur pour construire l'indice de prix à la production (dans la mesure où il augmente la représentativité du relevé), il peut être considéré comme inutile pour notre analyse microéconomique. En effet, les changements dans la moyenne de prix n'est que très peu informative sur les changements des prix individuels qui la composent.

Les cinq autres modalités de la variable "type de relevé de prix" sont moins fréquentes et représentent au total environ 15% des relevés de prix de la base de données. Leur définition est souvent proche de celle d'un prix de transaction et ils peuvent être considérés comme informatifs sur le changement de prix individuel. Le prix de facturation est le prix observé sur la facture, le prix estimé est un prix fictif calculé à partir d'un devis, le prix de contrat est déterminé à partir du contrat écrit entre une entreprise et son client, le prix national concerne des entreprises qui fixent leur prix pour toutes leurs enseignes de façon nationale, et l'indice de prix est calculé par l'entreprise elle-même pour un produit spécifique ou plusieurs produits.

## 2.2 Quels prix utiliser pour l'analyse de la rigidité des prix ?

Notre objectif est de pouvoir distinguer les prix moyens et des vrais prix de transaction. Une première stratégie peut consister à restreindre notre échantillon aux prix codés par l'Insee comme prix de transaction. Toutefois, l'information qualitative sur la nature des relevés de prix n'est pas disponible pour les prix de l'alimentaire et pour les prix des services aux entreprises. Le taux de couverture de la base de données est alors ramené à 75% en termes de poids de l'indice de prix à la production industrielle. De plus, seulement deux tiers des prix sont relevés avec cette information sur la nature du prix relevé. Au final, seulement 15% des prix de la base de données sont codés comme prix de transaction (tableau 2.2). De plus, restreindre la base de données aux prix codés comme prix de transaction introduirait un biais très important sur nos estimations de fréquence de changement de prix au niveau agrégé. Plus de 50% des prix codés comme prix de transaction dans la base de données sont concentrés dans quelques secteurs comme la fabrication de meubles, le textile ou encore les machines outils (tableau 2.3). Dans les secteurs comme la fabrication de produits chimiques, de produits minéraux non-métalliques ou les produits caoutchoucs ou plastiques, les prix moyens sont les plus nombreux et les prix dans ces secteurs sont codés "prix moyens" dans plus de 50% des cas. Restreindre notre base de données aux prix codés comme prix de transaction conduirait à ne considérer que les prix des produits finis et nuirait à l'estimation de la rigidité des prix à la production au niveau agrégé.

De plus, trois raisons nous empêchent d'utiliser directement cette variable de nature de prix comme variable pour sélectionner notre échantillon. Tout d'abord, certains relevés de prix pour lesquels l'information qualitative est manquante pourraient être des prix de transaction et seraient rejetés à tort de notre échantillon, ce qui impliquerait une perte d'information importante. Deuxièmement, les natures de relevés ne sont pas toujours définies précisément et certains prix codés comme prix moyens pourraient contenir une information utile. Par exemple, un produit qui est vendu à plusieurs clients mais au même prix aura une moyenne très proche de ce que l'on définit comme prix de transaction. Au contraire, un prix moyen qui est calculé à partir de tous les produits d'une entreprise pour tous ses clients sera difficile à analyser. Enfin, il est possible que des problèmes de mesure entachent cette

variable. Cette variable qualitative sera donc utilisée dans cette uniquement pour construire des critères *a posteriori* d'efficacité de la sélection.

**Tableau 2.3 : Distribution des types de prix par secteur**

Type de prix	Secteur (code de nomenclature CPF)	Nb de prix*	% des prix**	% des codés***
Prix de transaction	Fabrication de meubles (36)	87 510	38,6	20,9
	Industrie de l'habillement et des fourrures (18)	13 633	37,1	3,3
	Industrie textile (17)	26 039	28,8	6,2
	Industrie du cuir et de la chaussure (19)	10 619	27,8	2,5
	Fabrication de machines et d'équipements (29)	72 969	26,8	17,4
	Fabrication d'instruments médicaux... (33)	13 431	22,0	3,2
Prix moyens	Industrie chimique (24)	283 420	65,9	24,9
	Autres industries extractives (14)	69 087	65,7	6,1
	Autres produits non métalliques (26)	102 277	57,8	9,0
	Travail du bois... (20)	53 748	54,3	4,7
	Métallurgie (27)	50 862	47,1	4,5
	Industrie du caoutchouc et plastique (25)	91 957	45,0	8,1

Note : \* : nombre de relevés de prix codés comme prix de transaction (resp. prix moyens).

\*\* : % de prix relevés comme prix de transaction (resp. prix moyens) par rapport au total

des prix relevés dans le secteur \*\*\* : % de prix relevés comme prix de transaction (resp.

prix moyens) par rapport au total des prix de transaction (resp. prix moyens) dans la

base de données.

Source : Relevés de prix à la production industrielle (Insee)

Les prix codés comme prix moyens changent plus souvent que les autres (la fréquence de changement de prix est d'environ 60% contre moins de 15% pour les prix codés comme prix de transaction (tableau 2.2)). Une explication immédiate est qu'un prix moyen est constitué par la somme de plusieurs prix et dans le cas où les changements de prix ne sont pas synchronisés pour tous les produits, la probabilité que la somme de plusieurs prix change est plus élevée que la probabilité qu'un prix individuel change. Par exemple, considérons le cas d'une moyenne de prix composée de six prix individuels indépendants. Si la probabilité qu'un prix change  $P(\Delta p_{jk} = 1)$  soit égale à 0,15 et si le prix codé comme prix moyen est calculé à partir de  $n$  prix

i.i.d., alors la probabilité qu’aucun des prix composant cette moyenne ne change est égale à  $P(\Delta p_1 = \dots = \Delta p_n = 0) = (1 - 0,15)^n$ . Si  $n = 6$ , cette probabilité vaut 0.4 et la probabilité qu’un prix moyen soit modifié est de 0,6. La critique principale de Stigler et Kindahl (1970) à l’encontre de Means (1935) était basée sur une question méthodologique semblable. Stigler et Kindahl (1970) affirmaient notamment que les prix relevés par Means (1935) étaient des moyennes de plusieurs prix relevés par des enquêteurs différents pour un produit donné et donc que la mesure de la rigidité des prix dépendait fortement du nombre d’enquêteurs. Ce problème est aussi présent dans les études de Caucutt *et al.* (1994, 1999), puisqu’on peut considérer leurs micro-indices de prix comme des prix moyens.

Notre stratégie pour identifier les “vrais” prix de transaction est la suivante : nous supposons qu’une trajectoire de prix est composée de prix moyens dès qu’elle contient un grand nombre de durées de prix égales à une période.

Soit  $T_{jk}$  le nombre de durées de prix égales à une période pour le produit  $j$ , fabriqué par l’entreprise  $k$  et  $N_{jk}$  le nombre total de spells de prix pour ce produit. Pour chaque prix individuel du produit  $(j, k)$ , nous calculons  $c_{jk}$ , la proportion de durées égales à un :  $c_{jk} = \frac{T_{jk}}{N_{jk}}$ . Nous définissons une valeur maximum  $c^{\max}$  pour  $c_{jk}$ . Dès que  $c_{jk} > c^{\max}$ , l’ensemble de la trajectoire du produit  $(j, k)$  est supprimé de la base de données puisque le prix relevé est considéré comme un prix moyen. Inversement, dès que  $c_{jk} < c^{\max}$ , la trajectoire de prix du produit individuel  $(j, k)$  est conservée dans l’échantillon. L’échantillon peut donc être défini ainsi<sup>6</sup> :

$$S = \left\{ (j, k) \ / \ \frac{T_{jk}}{N_{jk}} < c^{\max} \right\}$$

Notre objectif est alors de choisir un  $c^{\max}$  optimal, c’est-à-dire que l’échantillon doit être le plus représentatif possible de la base de l’ensemble des relevés et il doit contenir le moins de prix moyens possibles. Nous construisons cinq échantillons correspondants à des choix de  $c^{\max}$  différents : 60%, 70%, 80%, 90% et 100% (total de la base). Quand  $c^{\max}$  diminue, quelques secteurs fins sont quasiment éliminés de l’échantillon car la condition sur  $c^{\max}$  est sans doute trop restrictive pour ces produits spécifiques. Par exemple, seulement 12% des relevés de prix du secteur

<sup>6</sup>Seules les données mensuelles et trimestrielles sont considérées dans le processus de sélection ; les données semestrielles et annuelles sont supposées correctement relevées.

“Production de métaux non-ferreux” sont contenus dans l’échantillon correspondant à  $c^{\max} = 90\%$ . Notre hypothèse pour ces produits spécifiques est que ces produits changent presque à toutes les périodes. C’est sans doute le cas pour les produits comme les produits pétroliers ou certains produits alimentaires très peu transformés. Nous supposons donc que si plus de 90% des relevés de prix pour un produit sont éliminés de la base correspondant au seuil  $c^{\max} = 90\%$ . Alors le prix de ce produit change à toutes les périodes <sup>7</sup>.

Afin de choisir un  $c^{\max}$  optimal, différentes statistiques sont calculées pour chacun des échantillons : le taux de couverture en termes de poids dans l’indice, le taux de couverture du nombre de produits, la proportion de prix codés dans la base comme prix de transaction (qui peut s’interpréter comme le risque de rejeter à tort des vrais prix de transaction), la proportion de prix codés comme moyens (qui peut s’interpréter comme le risque d’accepter à tort des prix moyens dans l’échantillon) (tableaux 2.4 et 2.5). Cette dernière proportion diminue fortement pour les trois premières valeurs de  $c^{\max}$  ensuite cette proportion reste stable pour les deux derniers échantillons. Par conséquent, la plupart des trajectoires de prix moyens a été supprimée de l’échantillon correspondant à  $c^{\max} = 70\%$ . Se restreindre à l’échantillon  $c^{\max} = 60\%$  n’est pas nécessaire puisque la qualité de l’échantillon en termes de codes de prix n’est améliorée significativement. La proportion de prix codés comme prix de transaction reste stable, proche de 95% pour l’échantillon où  $c^{\max} = 70\%$ . Donc peu de prix de transaction sont rejetés à tort de l’échantillon, la plupart des prix rejetés doivent être des erreurs de mesure dans le code qualitatif. La proportion de prix qui sont conservés dans notre échantillon est supérieure à 50% pour la plupart des secteurs. La base de données correspondant au seuil  $c^{\max} = 70\%$  est celle retenue pour le reste de l’analyse.

---

<sup>7</sup>Les produits dans ce cas sont les suivants : autres boissons fermentées non distillées, viandes de boucherie et produits d’abattage, aliments pour animaux de compagnie, fibres de verre, plâtre, produits sidérurgiques, tuiles et briques en terre cuite, produits chimiques inorganiques de base, plomb, zinc, étain et demi-produits, gaz industriels, profilés formés à froid, et produits pétroliers raffinés.

**Tableau 2.4 : Couverture en termes de produits**

(%)	<i>c=1</i>	Qual.	<i>c=0,9</i>	<i>c=0,8</i>	<b><i>c=0,7</i></b>	<i>c=0,6</i>
Biens de Consommation						
- Alimentaire	100	0,0	56,4	45,7	<b>39,8</b>	35,9
- Biens Durables	100	31,8	76,5	71,6	<b>69,3</b>	67,9
- Autres	100	24,4	70,1	63,8	<b>60,0</b>	57,4
Biens d'Équipement	100	29,8	75,0	70,3	<b>67,4</b>	64,7
Biens Intermédiaires	100	16,6	61,3	54,6	<b>50,5</b>	47,5
Energie	100	1,9	88,5	87,3	<b>86,9</b>	86,4
Total	100	19,3	66,3	59,9	<b>56,0</b>	53,3

Note : *c* est le seuil au dessus duquel les trajectoires considérées comme des prix moyens sont supprimées ; Qual. : cette base contient les relevés de prix correspondant aux modalités “prix de transaction”, “prix de facturation” et “prix de contrats” de la variable qualitative utilisée par l’Insee.

Source : Relevés de prix à la production industrielle (Insee)

**Tableau 2.5 : Observations**

Taux de couverture (%)	<i>c=1</i>	Qual.	<i>c=0,9</i>	<i>c=0,8</i>	<b><i>c=0,7</i></b>	<i>c=0,6</i>
Total	100	20,8	65,4	59,1	<b>55,8</b>	53,8
Prix de transaction	100	100	96,6	95,5	<b>94,6</b>	93,8
Prix moyens	100	0	54,0	46,0	<b>42,0</b>	40,0
<b>Croissance du taux (%)</b>						
Total	-	-	-34,6	-9,6	<b>-5,5</b>	-3,5
Prix de transaction	-	-	-3,4	-1,1	<b>-0,9</b>	-0,9
Prix moyens	-	-	-46,0	-14,8	<b>-8,7</b>	-4,8

Note : *c* est le seuil au dessus duquel les trajectoires considérées comme des prix moyens sont supprimées ; Qual. : cette base contient les relevés de prix correspondant aux modalités “prix de transaction”, “prix de facturation” et “prix de contrats” de la variable qualitative utilisée par l’Insee.

Source : Relevés de prix à la production industrielle (Insee)

### 2.3 Données

Plus de 1,5 millions de relevés de prix industriels et plus de 100 000 relevés de prix des services aux entreprises sont contenus dans l'échantillon utilisé par la suite dans ce chapitre. En plus du relevé de prix en lui-même, l'information supplémentaire relevée par l'Insee peut se décomposer en deux :

Le premier type d'information est relatif au produit. Chaque entreprise possède un numéro d'identification (différent du SIREN, les données ayant été anonymisées) et chaque produit fabriqué dans une entreprise donnée possède aussi un numéro d'identification. Chaque produit est associé à un niveau désagrégé de la nomenclature CPF rev 1. 2003, identifié par quatre chiffres. Chacun de ses niveaux de produit désagrégés est regroupé autour de sept grands secteurs économiques : les services aux entreprises, les biens d'équipement, les biens intermédiaires, l'énergie, les biens de consommation (divisés en biens alimentaires, biens durables, et autres biens de consommation). Presque 47% des observations sont relevés dans la catégorie des biens intermédiaires (tableau 2.6). Enfin, le montant des ventes de chaque produit dans chaque entreprise est disponible, ce qui permet d'avoir une indication sur le poids relatif d'un produit ou d'une entreprise dans un secteur.

**Tableau 2.6 : Répartition des observations par secteur**

	Nb obs	%
Biens de consommation		
- Alimentaire	90 929	5,7
- Biens durables	193 886	12,2
- Autres	192 678	12,1
Biens d'équipement	128 502	19,2
Biens intermédiaires	744 031	46,8
Energie	62 601	3,9
Total - Industrie	1 589 522	100
Services aux entreprises	101 339	100

Source : Relevés de prix à la production

industrielle et des services aux entreprises (Insee)

Le deuxième type d'information disponible est relatif au prix en lui-même. L'an-

née et le mois du relevé sont donnés. Chaque année, la base de données contient plus de 100 000 relevés de prix industriels (tableau 2.7). La fréquence des relevés de prix est une autre information disponible : la grande majorité des prix est relevée mensuellement (94%) et environ 6% des prix sont relevés de façon trimestrielle (tableau 2.8). Le prix de quelques produits très spécifiques est relevé à une fréquence semestrielle, c'est le cas des vêtements par exemple. Dans le secteur des services aux entreprises, la plupart des prix sont relevés tous les trimestres. Une variable quantitative de correction pour effet-qualité est aussi disponible. Un prix tenant compte de cet effet qualité est la combinaison du prix observé et de ce coefficient.

Les statistiques pondérées présentées ci-après sont calculées avec les poids des indices de prix à la production dans l'industrie et les services aux entreprises. Ces poids sont disponibles au niveau 4 de la nomenclature CPF rev 1. 2003. Les poids de prix à la production sont révisés tous les 5 ans et sont disponibles pour les périodes 1995-2000 et 2000-2005. Aussi, une moyenne des deux groupes de pondérations sert à calculer les statistiques pondérées présentées dans les sections suivantes.

**Tableau 2.7 : Répartition des observations par mois et année**

Mois	Industrie		Services		Année	Industrie		Services	
	Nb obs	%	Nb obs	%		Nb obs.	%	Nb obs.	%
Jan.	128 362	8,1	-	-	1994	92 123	5,8	2 987	2,9
Fév.	128 840	8,1	-	-	1995	116 861	7,4	5 979	5,9
Mars	153 798	9,7	20 575	20,3	1996	133 417	8,4	6 077	6,0
Avril	128 489	8,1	-	-	1997	138 711	8,7	5 880	5,8
Mai	128 502	8,1	-	-	1998	144 111	9,1	6 101	6,0
Juin	147 794	9,3	20 731	20,5	1999	150 664	9,5	7 358	7,3
Juil.	119 045	7,5	-	-	2000	152 899	9,6	7 803	7,7
Août	120 470	7,6	-	-	2001	157 098	9,9	9 971	9,8
Sept.	143 829	9,0	18 167	17,9	2002	155 259	9,8	12 414	12,2
Oct.	121 638	7,7	-	-	2003	150 535	9,5	15 858	15,6
Nov.	122 089	7,7	-	-	2004	142 101	8,9	17 062	16,8
Déc.	146 666	9,2	41 866	41,3	2005	55 743	3,5	3 849	3,8
Total	1 589 522	100	101 339	100	Total	1 589 522	100	101 339	100

Source : Relevés de prix à la production indus<sup>elle</sup> et des services aux entreprises (Insee)

**Tableau 2.8 : Répartition des observations par fréquence des relevés**

Fréquence	Industrie		Services	
	Nb obs	%	Nb obs	%
Mensuelle	1 491 979	93.9	0	0
Trimestrielle	92 128	5.8	76 243	75.2
Semestrielle	5 364	0.3	5 028	5.0
Annuelle	51	0.0	20 068	19.8
Total	1 589 522	100	101 339	100

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

### 3 Caractériser empiriquement la rigidité des prix à la production

Nous l'avons souligné dans le chapitre 1, dans les modèles macroéconomiques néo-keynésiens, le degré de rigidité nominale des prix est un facteur crucial pour expliquer l'effet de la politique monétaire. Cette partie propose de décrire les principales caractéristiques du comportement de prix à la production en France et de mesurer dans quelle mesure les prix à la production sont rigides. Nous utilisons pour cela différentes statistiques comme la durée des prix, la fréquence et la taille des changements de prix. Même si, comme nous l'avons souligné dans le chapitre 1, ces indicateurs sont à considérer avec précaution dans leur interprétation, on suppose souvent que plus un prix dure ou moins il change souvent, plus il est rigide.

#### 3.1 Des changements peu fréquents

Combien de temps dure un prix ? Baudry *et al.* (2005 et 2007) montrent les difficultés méthodologiques liées à la mesure des durées de prix. Ils précisent les hypothèses statistiques et les définitions qui doivent être posées. Les durées de prix peuvent être calculées au moins de deux façons différentes. Une approche dite indirecte consiste à calculer la fréquence de changement de prix puis à partir de l'inverse de cette fréquence, en déduire une durée de prix implicite. Une approche dite directe consiste à calculer la durée écoulée entre deux changements de prix. La censure et la

troncation sont les deux problèmes méthodologiques importants liés à cette deuxième approche (annexe B pour les détails des calculs).

**Tableau 2.9 : Durées de prix dans l'industrie (en mois)**

		Moy.	E.-t.	Min.	q25	Méd.	q75	Max
$c=1$	$\overline{D}$	2,2	4,3	1	1	1	1	138
	$\overline{\overline{D}}$	2,8	1,7	1	1	1	1	138
	$\overline{\overline{\overline{D}}}$	2,8	5,4	1	1	1	2	138
$c=0,8$	$\overline{D}$	5,0	7,6	1	1	2	6	138
	$\overline{\overline{D}}$	5,4	2,9	1	2	3	4	138
	$\overline{\overline{\overline{D}}}$	5,4	7,9	1	2	3	6	138
<b><math>c=0,7</math></b>	$\overline{D}$	<b>5,5</b>	<b>8,1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>7</b>	<b>138</b>
	$\overline{\overline{D}}$	<b>6,2</b>	<b>3,2</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>6</b>	<b>138</b>
	$\overline{\overline{\overline{D}}}$	<b>6,2</b>	<b>8,3</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>3</b>	<b>8</b>	<b>138</b>
$c=0,6$	$\overline{D}$	5,8	8,3	1	1	3	7	138
	$\overline{\overline{D}}$	6,8	3,4	1	3	4	6	138
	$\overline{\overline{\overline{D}}}$	6,8	8,7	1	1	3	9	138

Note :  $c$  est le seuil au dessus duquel les trajectoires considérées comme des prix moyens sont supprimées.  $\overline{D}$  est la durée moyenne non pondérée de tous les épisodes de prix.  $\overline{\overline{D}}$  est la durée moyenne non pondérée par produit élémentaire.  $\overline{\overline{\overline{D}}}$  est la durée moyenne pondérée par produit élémentaire (annexe B)

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

La durée moyenne non pondérée de tous les épisodes de prix industriels est de 5,5 mois (tableau 2.9). Une limite supérieure à ce chiffre peut être obtenue si on considère la fréquence calculée à partir de l'échantillon où  $c^{\max} = 60\%$ , soit 5,8 mois alors que si on considère le chiffre obtenu avec le seuil  $c^{\max} = 80\%$  on obtient une limite inférieure égale à 5 mois. La distribution de l'ensemble des épisodes de prix est asymétrique autour de cette moyenne de 5,5 mois, la durée médiane est de deux mois et on observe un pic important de durées égales à un mois. La forme particulière de

cette distribution peut s'expliquer par une surreprésentation purement mécanique des durées courtes quand tous les épisodes de prix sont considérés : les durées de prix qui changent souvent sont plus nombreuses que celles de prix qui ne changent presque jamais. Cette durée moyenne non pondérée est donc un indicateur plutôt fruste de la durée moyenne des prix. Si on pondère par produits élémentaires, la durée moyenne par trajectoire individuelle est alors un peu supérieure à six mois. La médiane des durées augmente légèrement passant à 3 mois. Enfin, la durée moyenne pondérée ne change guère (6,2 mois (tableau 2.9)).

**Tableau 2.10 : Durée de prix par type de censure**

	Trajectoire		Durée							
	Nb obs.	%	Moy.	E.-t.	Min.	q25	Med.	q75	Max	
<b>Industrie</b>										
00	255 521	78,2	5,2	6,5	1	1	3	7	98	
10	32 021	9,8	7,2	9,3	1	1	3	10	134	
01	32 021	9,8	7,8	10,1	1	2	4	9	127	
11	7 210	2,2	17,0	16,6	2	5	12	21	138	
<b>Services</b>										
00	22 363	27,4	8,1	5,2	3	3	6	12	60	
10	9 475	33,6	10,7	7,0	3	6	12	12	60	
01	9 475	33,6	10,7	8,8	3	3	9	12	72	
11	1 487	5,3	24,7	12,6	6	15	21	33	84	

Note : Les durées moyennes sont ici les durées moyennes pondérées par produit élémentaire (annexe B) pour l'échantillon correspondant à  $c=70\%$ .

00 : Durées non censurées 10 : Durées censurées à gauche. 01 : Durées censurées à droite. 11 : Durées censurées à gauche et à droite

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

Cependant, la mesure directe des durées de prix pose des problèmes de censure. En effet, la date du début du premier épisode de prix n'est pas observée, seul le prix à la première date à laquelle le produit est inclus dans l'indice est observable. On parle alors de censure à gauche. Ce cas représente environ 10 % des durées (tableau 2.10). La censure à droite correspond au cas où le dernier prix pratiqué n'est pas

observé, soit parce que l'observation est terminée (c'est le cas pour les produits présents à la dernière date de l'échantillon), soit parce que le produit a été retiré de l'indice, ou bien encore le produit n'est plus vendu par l'entreprise. Une conséquence de la censure sur la mesure de la durée des prix est de la sous-estimer. En effet, les épisodes de prix les plus longs ont une propension plus grande, toutes choses égales par ailleurs, à être censurés à droite. Leur durée est alors sous-estimée puisqu'on n'observe pas la fin de l'épisode. Le tableau 2.10 fournit les durées moyennes par type de censure. Si on se restreint aux épisodes non censurés, la durée moyenne de prix dans l'industrie est égale à 5,2 mois contre 6,2 pour l'ensemble des épisodes. Au contraire, si on considère les épisodes censurés à droite et à gauche, leur durée moyenne est de 17 mois. Au total, la durée moyenne de 6,2 mois sous-estime sans doute la durée moyenne entre deux changements de prix.

**Tableau 2.11 : Fréquence de changement de prix (en %) et durée des prix implicite (en mois)**

(%)	Fréquence de changement				Durée moyenne implicite			
	c=1	c=0,8	c=0,7	c=0,6	c=1	c=0,8	c=0,7	c=0,6
Biens de consommation								
- Alimentaire	65,5	37,8	31,9	27,1	1,6	3,4	4,4	5,7
- Biens durables	36,2	15,2	13,4	12,4	3,1	7,8	9,0	9,8
- Autres	29,0	12,7	9,9	8,4	4,6	9,5	11,9	13,8
Biens d'équipement	34,5	14,2	12,0	10,7	3,3	8,1	9,4	10,5
Biens intermédiaires	50,5	25,5	22,8	21,2	3,1	6,5	7,4	8,2
Energie	69,6	65,9	65,9	65,7	1,7	2,2	2,2	2,3
Total - Industrie	48,4	27,6	24,8	22,9	2,9	6,3	7,4	8,4
Services aux entreprises	14,8	8,0	7,0	6,3	8,0	13,0	14,5	16,4

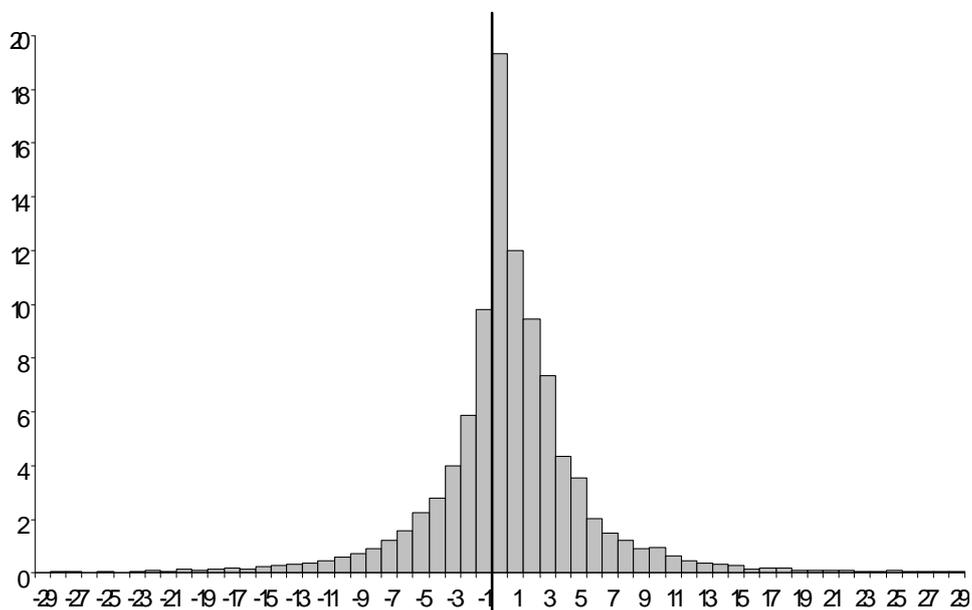
Note :  $c$  est le seuil au dessus duquel les trajectoires considérées comme des prix moyens sont supprimées. La durée moyenne implicite  $\overline{D^I}$  est la moyenne des inverses des fréquences (annexe B)

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

La fréquence de changement de prix est un autre indicateur permettant d'estimer la durée entre deux changements de prix. Cette approche est plus souvent utilisée dans la littérature car elle permet de se prémunir contre les éventuels problèmes de censure. Il s'agit d'évaluer la durée entre deux changements de prix comme l'inverse de la fréquence de changement de prix (annexe B).

La fréquence moyenne pondérée des changements de prix industriels est de 25 % par mois soit une durée implicite moyenne de 4 mois. Cette durée implicite moyenne est inférieure à la moyenne des durées implicites, 7,4 mois (tableau 2.11). Cette différence s'explique par la prise en compte de l'hétérogénéité entre produits (annexe B). Par ailleurs, la moyenne des durées implicites (7,4 mois) s'avère supérieure à la durée moyenne pondérée (6,2 mois), ce qui confirme l'impact de la censure sur ce dernier estimateur.

### Graphique 2.2 : Distribution des tailles de changements de prix (Industrie)



Note : seules les variations de prix  $\Delta p_{it}$  (en %) différentes de 0 sont considérées sur ce graphique.

Source : Relevés de prix à la production industrielle (Insee)

---

La moyenne des durées implicites des prix à la production (7,4 mois) est inférieure à celle des prix à la consommation (8,4 mois) (Baudry *et al.*, 2005 et 2007). La fréquence de changement de prix à la consommation est de 18,9 % alors que celle des prix à la production industrielle atteint 25 %. Ceci implique que les prix à la production seraient un peu plus flexibles que les prix à la consommation. Toutefois, cette observation peut aussi s'expliquer en partie par les différences entre les structures des deux indices. L'indice de prix à la consommation prend en compte les prix des services (qui sont très rigides) alors qu'ils ne sont pas pris en compte dans l'indice de prix à la production industrielle (annexe A, section 7.1.3 et section 5.3 de ce chapitre pour une analyse plus détaillée).

### 3.2 Des baisses assez fréquentes

Quel est la taille d'un changement de prix ? Il est calculé comme le taux de variation d'un prix entre deux dates exprimé comme le pourcentage du prix initial (annexe B).

**Tableau 2.12 : Fréquence et taille des hausses et baisses de prix (en %)**

(%)	$f^+$	$\omega_f^+$	$\overline{\Delta p^+}$	$\widetilde{\Delta p^+}$	$f^-$	$\omega_f^-$	$\overline{\Delta p^-}$	$\widetilde{\Delta p^-}$
Biens de consommation								
- Alimentaire	17,5	57,5	3,7	2,0	14,5	42,5	-3,3	-1,7
- Biens durables	8,4	63,4	2,7	1,5	5,0	36,6	-2,9	-0,9
- Autres	5,9	60,6	4,9	2,5	4,0	39,4	-5,4	-2,4
Biens d'équipement	6,6	58,2	3,7	2,0	5,4	41,8	-3,8	-1,9
Biens intermédiaires	12,5	56,1	4,1	2,5	10,3	43,9	-3,8	-2,1
Energie	36,4	57,4	5,8	3,5	29,5	42,6	-4,8	-2,9
<b>Total - Industrie</b>	<b>13,8</b>	<b>58,1</b>	<b>4,1</b>	<b>2,3</b>	<b>11,0</b>	<b>41,9</b>	<b>-3,9</b>	<b>-1,9</b>
<b>Services aux entreprises</b>	<b>4,5</b>	<b>64,1</b>	<b>6,3</b>	<b>2,9</b>	<b>2,5</b>	<b>35,9</b>	<b>-6,6</b>	<b>-3,8</b>

Note :  $f^+$  : Fréquence moyenne de hausses ;  $\omega_f^+$  : part des hausses ;  $\overline{\Delta p^+}$  : Taille moyenne des hausses ;  $\widetilde{\Delta p^+}$  : Taille médiane des hausses

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

La taille moyenne pondérée d'un changement de prix est d'environ 4% pour une hausse et de -4% pour une baisse (tableau 2.12). La médiane pondérée est plus faible : 2,3% pour les hausses et -1,9% pour les baisses. Les changements de prix sont de taille importante si on considère le taux d'inflation moyenne des prix à la production en France proche de 1%. Ce constat est cohérent avec une hypothèse de prix rigides qui prévoirait des hausses de prix relativement grandes.

Toutefois, nous observons aussi beaucoup de petits changements de prix, environ un tiers des changements de prix sont inférieurs à 1% en valeur absolue, ce qui n'est pas prévu par une hypothèse de prix rigides. On n'observe pas de rigidité à la baisse des prix à la production puisque la taille moyenne des hausses est proche de la taille moyenne des baisses. La distribution des changements de prix pour l'industrie est assez symétrique (graphique 2.2). Son coefficient de dissymétrie ou *skewness* est égal à 0,04 et environ 40% des changements de prix sont des baisses (tableau 2.12).

### 3.3 Hétérogénéité sectorielle

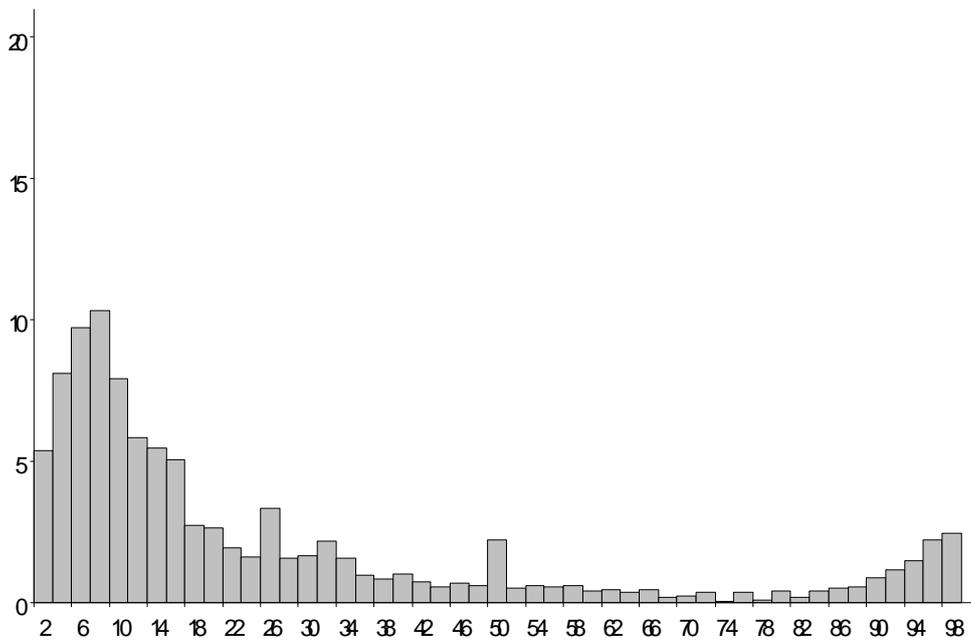
Un des principaux apports de l'utilisation de données microéconomiques est la possibilité de documenter l'hétérogénéité sectorielle de la rigidité des prix. Le graphique 2.3 reflète cette importante hétérogénéité sectorielle, la distribution des fréquences de changement de prix est en forme de U, une caractéristique déjà mise en évidence par Mills (1927) et Means (1935) (voir l'introduction de ce chapitre et graphique 2.1).

A partir des sept grands secteurs économiques, on peut distinguer trois groupes en termes de rigidité des prix.

Le premier est constitué des biens de l'énergie, des biens alimentaires et des biens intermédiaires (tableaux 2.11, 2.12 et 2.13). Dans ce groupe, les prix sont assez flexibles. Chaque mois, deux tiers des prix sont modifiés, ce qui reflète la grande variabilité des prix du pétrole. Les biens alimentaires et intermédiaires présentent aussi des fréquences de changement élevées, 35% et 23% respectivement. Ceci implique des durées de prix de 4, 4 et 7, 4 mois respectivement (4, 4 et 6, 4 mois avec une mesure directe des durées). Cependant, dans le secteur des biens intermédiaires, il y a aussi une grande hétérogénéité entre les produits. Dans ces trois grands secteurs, les tailles de changements de prix sont très variables : en valeur absolue, la taille

moyenne de changement de prix varie de 3 à 6% selon la taille des chocs sectoriels. De plus, la distribution des changements de prix dans ces secteurs ne présente quasiment aucune asymétrie. Les parts de hausses de prix sont inférieures à la moyenne pour l'ensemble de l'industrie et leur coefficient de dissymétrie est positive proche de 0 (0,44 pour l'alimentaire, 0,12 pour l'énergie et 0,13 pour les biens intermédiaires). Ces distributions sont aussi relativement étalées et les *kurtosis* calculés pour ces secteurs sont les plus faibles de toute l'industrie, ce qui implique que les changements de large ampleur ne sont pas rares.

**Graphique 2.3 : Distribution des fréquences de changement de prix (Industrie)**

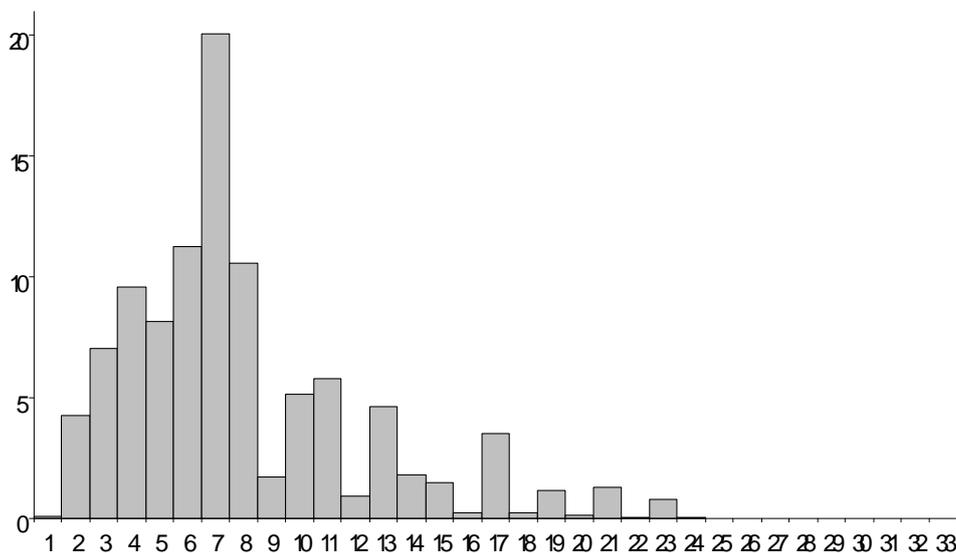


Note : en abscisses, les fréquences mensuelles de changement de prix (en %), en ordonnées, la part des observations en %.

Source : Relevés de prix à la production industrielle (Insee)

Dans le second groupe composé des biens durables, des autres biens de consommation et des biens d'équipement, les prix sont relativement rigides et changent peu fréquemment. Chaque mois, 13,4%, 12,0% et 9,9% des prix sont modifiés respectivement dans ces secteurs, ce qui implique des durées de prix supérieures à 9 mois. Les mesures directes des durées donnent des durées légèrement inférieures autour de 8 mois (tableaux 2.11, 2.12 et 2.13). Cependant, les distributions de changements de prix dans ces secteurs sont plus concentrées autour de 0, ce qui n'est pas prévu par la théorie des prix rigides. Par exemple, dans le cas des biens durables, 35% des changements de prix sont compris entre 0 et 2%. De plus, les distributions des changements de prix sont légèrement asymétriques : autour de zéro, les hausses de prix sont plus fréquentes que les baisses et la *skewness* est négative ( $-0.08$  pour les biens d'équipement,  $-0.46$  pour les autres biens de consommation et  $-0.71$  pour les biens durables). Pour ces trois secteurs, ces résultats indiquent une forme de rigidité à la baisse des prix à la production.

**Graphique 2.4 : Distribution des fréquences de changement de prix (Services aux entreprises)**



Note : en abscisses, les fréquences mensuelles de changement de prix (en %), en ordonnées, la part des observations en %.

Source : Relevés de prix à la production des services aux entreprises (Insee)

Enfin, le dernier groupe de prix est constitué par les prix des services aux entreprises et apparaît comme celui où les prix sont les plus rigides. Environ 7% des prix dans ce secteur sont modifiés chaque mois, ce qui implique des durées de prix supérieures à une année (graphique 2.4 et tableaux 2.10, 2.11, 2.12 et 2.13). La taille moyenne des changements de prix dans ce secteur est supérieure à celle dans l'industrie, elle est égale à 6,3% pour les hausses et -6,6% pour les baisses. La distribution des changements de prix est asymétrique autour de zéro et les petites baisses de prix sont peu fréquentes. Cependant, la *skewness* de la distribution calculée sur toute la distribution est proche de 0 (-0.1) mais elle est proche de -1 quand elle est calculée sur l'intervalle [-5; 5]. Cette asymétrie autour de zéro est plus importante que celle observée pour l'industrie. La distribution est aussi plus étalée car on observe beaucoup de changements de large ampleur (graphique 2.5), et le *kurtosis* est plus faible que dans l'industrie (environ 3.8 contre 6.3 pour la valeur la plus faible dans l'industrie).

**Tableau 2.13 : Durées de prix par secteurs (en mois)**

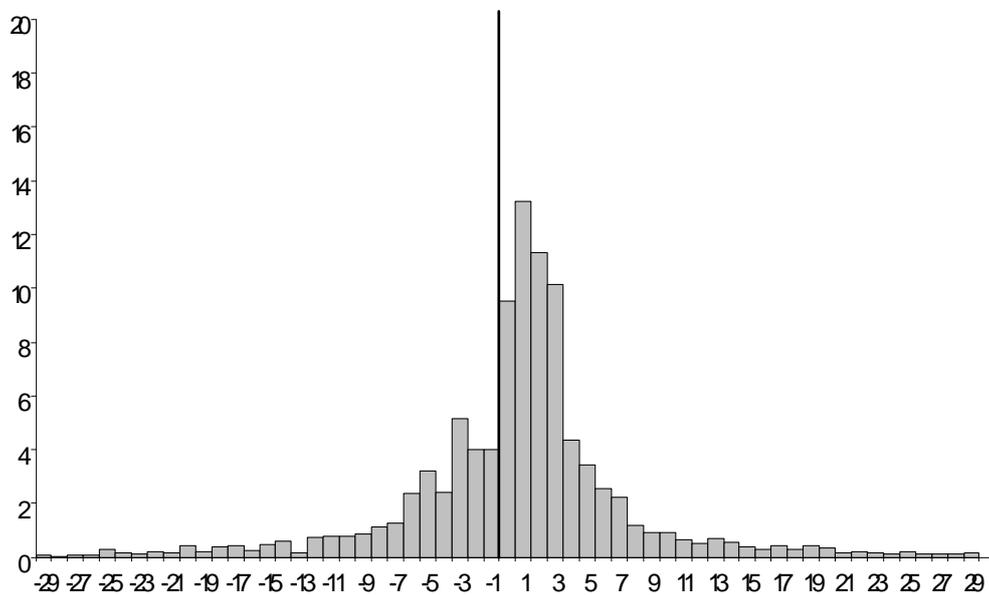
	Trajectoire		Durée						
	Nb obs.	%	Moy.	E.-t.	Min.	q25	Méd.	q75	Max
Biens de conso.									
- Alimentaire	39 681	12,1	4,4	5,7	1	1	3	5	96
- Biens durables	21 106	6,5	7,4	8,6	1	2	5	9	138
- Autres	26 906	8,2	8,8	9,9	1	2	6	12	112
Biens d'équipement	44 062	13,5	7,6	9,0	1	2	5	11	136
Biens intermédiaires	162 189	49,6	6,4	8,9	1	1	3	3	56
Energie	32 829	10,0	2,2	3,3	1	1	1	8	138
Total - Industrie	326 773	100	6,2	8,3	1	1	3	8	138
Services aux ents.	42 800	100	10,8	8,0	3	6	9	12	84

Note : Les durées moyennes sont ici les durées moyennes pondérées par produit élémentaire (annexe B) pour l'échantillon correspondant à  $c=70\%$ .

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

Cette importante hétérogénéité entre les secteurs a été étudiée par Blanchard (1982) et plus récemment et empiriquement par Clark (1999). Blanchard (1982) met en évidence que la fixation des prix est influencée par le nombre d'étapes de production ; ainsi, la variabilité des prix dans les secteurs "primaires" comme l'énergie et l'alimentaire est plus importante que dans les secteurs comme les biens intermédiaires qui sont caractérisés par un plus grand nombre d'étapes de production. La volatilité des prix des biens intermédiaires serait plus grande que celles des biens finis comme les biens durables. Clark (1999) trouve aussi que la réponse des prix à la production aux chocs monétaires dépend du stade de la production ; pour des produits très peu transformés, les réponses de la politique monétaire sont plus importantes et plus courtes que pour des secteurs produisant des biens finis ou transformés.

**Graphique 2.5 : Distribution des tailles de changements de prix (Services aux entreprises)**



Note : seules les variations de prix  $\Delta p_{it}$  (en %) différentes de 0 sont considérées sur ce graphique.

Source : Relevés de prix à la production des services aux entreprises (Insee)

## 4 Comment interpréter théoriquement la rigidité des prix observée ?

Il a été rappelé dans le chapitre 1 qu'une des caractéristiques principales de la macroéconomie néo-keynésienne est de fonder l'analyse sur l'optimisation de comportements microéconomiques et de les agréger ensuite. Deux modèles microéconomiques de rigidité des prix existent, le modèle *time-dependent* et le modèle *state-dependent* et le chapitre 1 décrit l'ensemble de leurs caractéristiques théoriques. Cette partie propose une interprétation théorique des faits stylisés observés sur les relevés de prix et de comprendre quelle est la pertinence des modèles théoriques habituellement utilisés pour modéliser la rigidité des prix au niveau microéconomique.

### 4.1 Prix de contrats et dépendance au temps

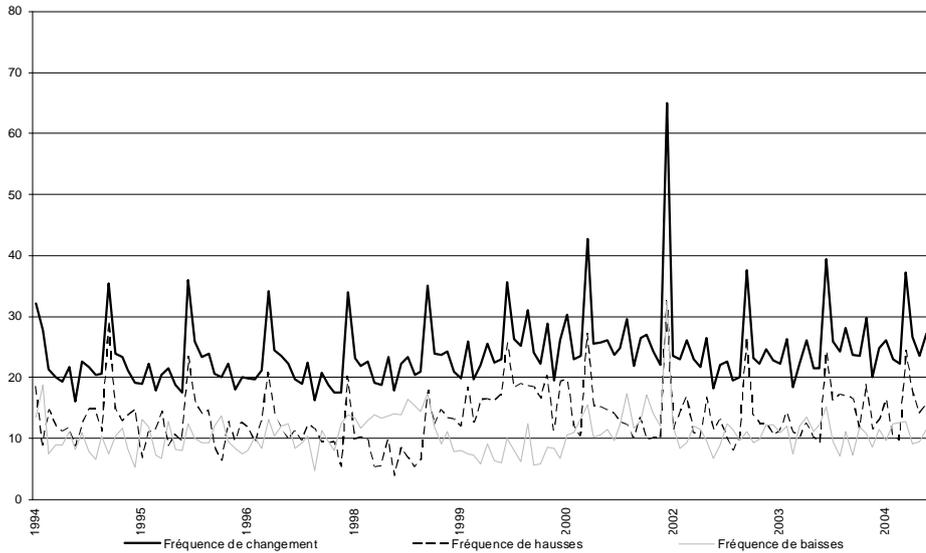
Selon les enquêtes menées directement auprès des entreprises industrielles (chapitre 1), les contrats implicites ou explicites sont la raison principale pour laquelle les producteurs ne changent pas leurs prix aussi souvent qu'ils le souhaitent. Ce résultat peut être rationalisé par le modèle de Taylor (1980) qui suppose que les prix restent constants pour une durée déterminée. Y-a-t-il des preuves empiriques d'une telle dépendance au temps dans les données de prix à la production ?

Tout d'abord, il est à noter qu'une proportion non négligeable d'entreprises change ses prix selon un calendrier identique. La fréquence de changement de prix présente de grands pics saisonniers (graphiques 2.6 et 2.7). La plupart des entreprises attendent le mois de janvier pour changer leurs prix ; la fréquence de changement des prix dans l'industrie est de 39% en janvier (contre 25% pour le reste de l'année) (tableau 2.14)<sup>8</sup>.

---

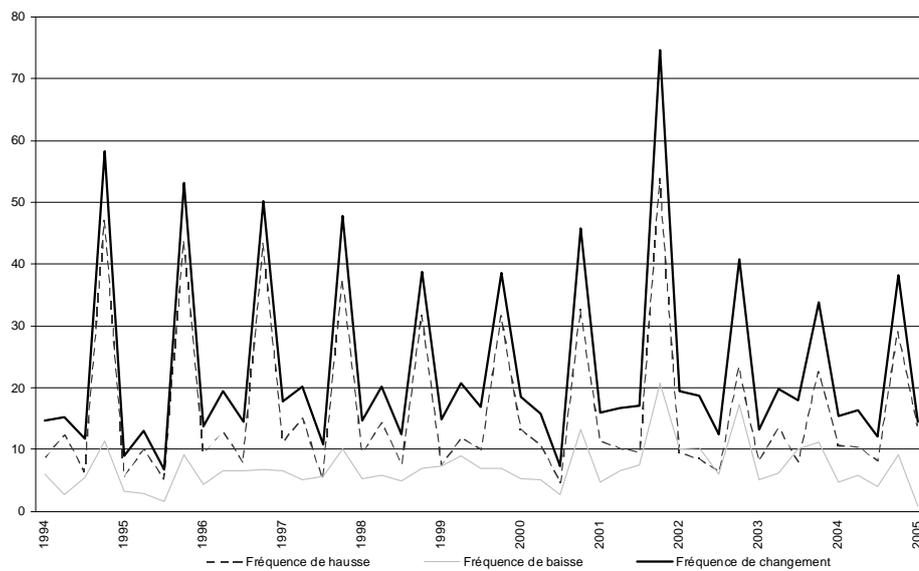
<sup>8</sup>Ce pic en janvier est moins prononcé pour les prix à la consommation : en France, la fréquence de changement de prix en janvier est légèrement supérieur à 20% contre 17% en moyenne pour les autres mois.

**Graphique 2.6 : Fréquence mensuelle de changements de prix (%) (Industrie)**



Source : Relevés de prix à la production industrielle (Insee)

**Graphique 2.7 : Fréquence mensuelle de changements de prix (%) (Services aux entreprises)**



Source : Relevés de prix à la production des services aux entreprises (Insee)

**Tableau 2.14 : Fréquence de changement de prix par mois (%)**

(%)	Industrie total	Industrie sous-jacent	Services aux entreprises
Janvier	39,1	31,7	11,2
Février	25,0	17,2	11,2
Mars	23,8	16,1	11,2
Avril	25,1	16,6	6,2
Mai	21,9	14,4	6,2
Juin	21,3	13,9	6,2
Juillet	25,5	17,1	5,7
Août	18,7	11,0	5,7
Septembre	22,7	15,9	5,7
Octobre	23,7	15,5	5,1
Novembre	21,3	13,7	5,1
Décembre	21,1	13,5	5,1

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

Pour les biens d'équipement, les biens durables et les autres biens de consommation, la fréquence de changement de prix en janvier est en moyenne trois fois supérieure à ce qu'elle est le reste de l'année. Cette saisonnalité avait déjà été observée par Means (1935) pour les Etats-Unis ; 16,8% des changements de prix dans le secteur des métaux et biens métalliques sont observés en janvier contre 8,3% si la distribution était uniforme tout au long de l'année. Cette proportion calculée sur les données de l'industrie en excluant les biens alimentaires et de l'énergie ("sous-jacent") donnent des résultats étonnants car très comparables à ceux trouvés par Means : 16,1% des changements de prix ont lieu en janvier.

**Tableau 2.15 : Durée de prix (en mois) par mois initial**

		1	3	6	12	18	24	36	48
Industrie	Janvier	33,0	11,1	7,3	14,9	1,3	2,9	1,3	1,1
total	Autres mois	37,9	14,2	6,3	5,0	0,7	0,8	0,3	0,1
Industrie	Janvier	24,4	10,2	8,3	18,1	1,3	3,1	1,3	1,1
sous-jacent	Autres mois	31,7	11,9	7,0	5,7	0,9	0,8	0,3	0,1
Services	T1	-	26,6	25,0	43,8	1,4	5,2	1,0	0,2
aux entreprises	Autres trim.	-	46,3	32,9	6,7	2,9	1,1	0,2	0,0

Note : En colonnes, les durées de prix en mois. Chaque case correspond à la proportion des durées selon le mois de début par rapport à toutes les durées observées selon le mois de début. 33% des durées de prix ayant commencé en janvier sont égales à 1 mois par exemple.

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

Non seulement les changements de prix ont lieu plus souvent en janvier, mais la plupart des prix modifiés en début d'année durent exactement une ou deux années. Dans l'industrie, respectivement 15%, 3%, et 1,3% des prix commençant en janvier durent exactement une, deux et trois années contre 5%, 0,8% et 0,3% pour les prix commençant les autres mois (tableau 2.15). Pour l'industrie hors biens énergétiques et alimentaires, environ 25% des prix commençant en janvier durent exactement une, deux et trois années. Presque 50% des prix des services aux entreprises commençant au premier trimestre de l'année durent exactement une et deux années.

Ce dernier résultat est renforcé quand on calcule la proportion de prix durant exactement un an pour chaque entreprise. Pour presque 10% des entreprises de l'industrie et près de 20% des entreprises des services aux entreprises, la majorité des durées de prix est égale à une année exactement (tableau 2.16).

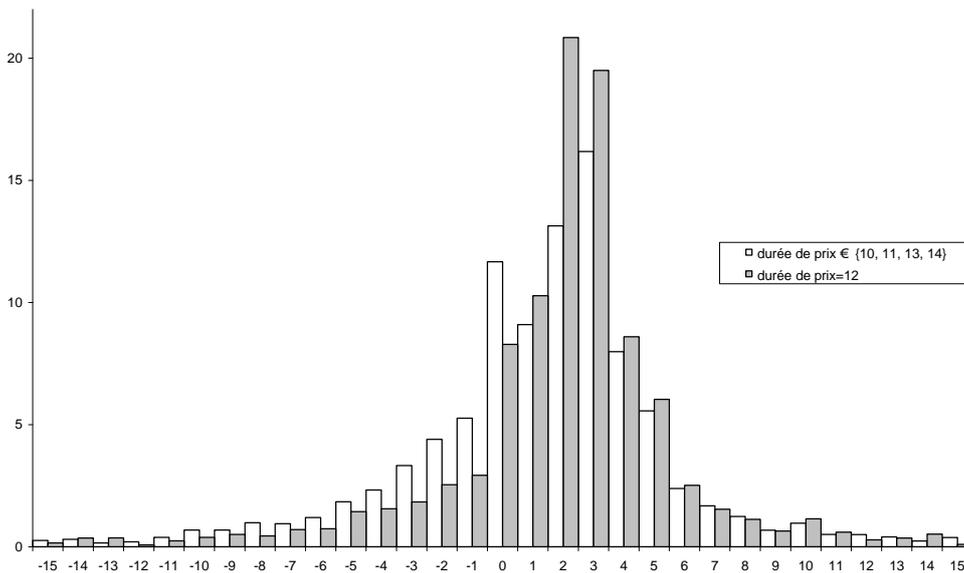
**Tableau 2.16 : Distribution des proportions de durées de prix égales à 12 mois par entreprise**

(%)	0%	]0;10]%	]10;25]%	]25;50]%	]50;75]%	]75;100]%
Industrie - total	61,8	15,2	9,7	7,9	2,9	2,6
Industrie - sous-jacent	59,2	16,2	10,3	8,3	3,3	2,8
Services	44,4	7,4	13,9	14,8	7,6	11,9

Note : en colonnes, la part des durées égales à 12 mois par entreprise. Chaque case du tableau correspond à la proportion d'entreprises ayant des parts de durées de prix égales à 12 mois comprises dans les intervalles considérés. Par exemple, 15,2% des entreprises dans l'industrie ont une proportion de durées de prix égale à une année comprise entre 0 et 10%.

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

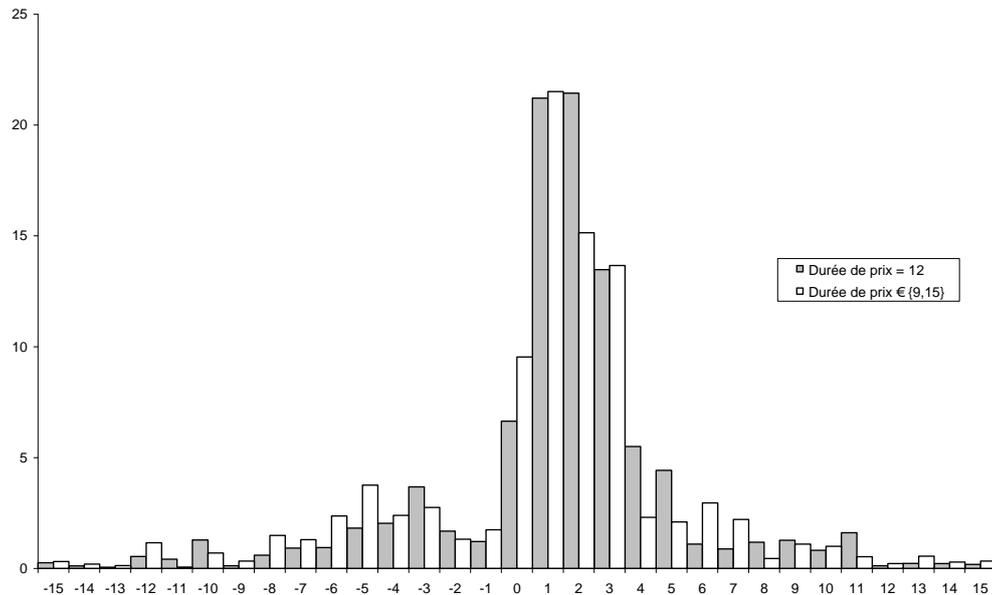
**Graphique 2.8 : Taille des changements de prix pour les durées de prix égales ou proches d'une année (Industrie - sous-jacent)**



Note : seules les variations de prix  $\Delta p_{it}$  (en %) différentes de 0 sont considérées sur ce graphique.

Source : Relevés de prix à la production industrielle (Insee)

**Graphique 2.9 : Taille des changements de prix pour les durées de prix égales ou proches d'une année (Services aux entreprises - sous-jacent)**



Note : seules les variations de prix  $\Delta p_{it}$  (en %) différentes de 0 sont considérées sur ce graphique.

Source : Relevés de prix à la production des services aux entreprises (Insee)

De plus, une fois que l'on a restreint l'échantillon aux durées de prix exactement égales à un ou deux ans, la distribution des tailles de changements de prix présente des caractéristiques spécifiques. Nous représentons sur le même graphique (graphiques 2.8 et 2.9) la distribution des changements de prix quand la durée de prix est exactement égale à 12 mois et la même distribution mais quand la durée des prix se situe autour d'une année (10, 11, 13 et 14 mois) dans le secteur de l'industrie hors énergie et alimentaire et les services aux entreprises. Ainsi, nous proposons un test graphique de l'effet de la durée écoulée depuis le dernier changement de prix sur la taille du changement. Si les contrats de prix de 12 mois n'avaient aucune influence sur la distribution des changements de prix, on n'observerait aucune différence entre ces deux distributions. Pourtant, certaines différences apparaissent : la distribution des changements de prix après 12 mois exactement présente des pics entre 2 et 3%. Cette distribution est aussi asymétrique à droite alors que les distribu-

tions pour les durées de prix autour de 12 mois sont symétriques (tableau 2.17). Au total, les entreprises changeant leur prix tous les ans ont plus tendance à augmenter mécaniquement leurs prix de 2 à 3%<sup>9</sup>.

**Tableau 2.17 : Taille des changements et durée entre deux changements de prix**

Durée	Industrie - sous-jacent						Services	
	= 6	≈ 6	= 12	≈ 12	= 24	≈ 24	= 12	≈ 12
Nb obs	6 132	9 359	8 795	9 043	1 071	1 442	2 405	1 452
Médiane	1,0	0,4	2,1	1,9	2,0	1,5	2,2	1,8
Moyenne	1,0	0,4	1,8	1,3	1,7	-0,3	2,4	1,6
Skewness	3,7	0,4	1,0	0,5	1,9	-1,9	1,7	1,0

Note : ≈6 : durées de prix égales à 5 et 7 mois ; ≈12 : durées de prix égales à 10, 11, 13 et 14 mois ; ≈24 : durées de prix égales à 22, 23, 25 et 26 mois.

Seules les variations de prix  $\Delta p_{it}$  différentes de 0 sont considérées dans les calculs (en %)

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

Enfin, nous explorons les caractéristiques des entreprises qui changent leurs prix chaque année de 2 ou 3% en concentrant notre analyse sur des indicateurs de concurrence. Nous utilisons pour cela les variables “proportion du chiffre d’affaires réalisé par les quatre plus grosses entreprises du secteur” au niveau 4 de la nomenclature NES<sup>10</sup> et un indicateur du pouvoir de marché de chaque entreprise calculé comme le chiffre d’affaires de chaque entreprise divisé par la somme des chiffres d’affaires du secteur<sup>11</sup>. Les entreprises industrielles qui changent leur prix après 6, 12 ou 24 mois sont dans des secteurs plus concentrés en moyenne et leur pouvoir de marché semble plus élevé que les autres entreprises (tableau 2.18). Les plus petites entreprises ne peuvent pas signer des contrats et doivent réagir rapidement aux chocs économiques.

<sup>9</sup>Des observations similaires peuvent être faites pour les durées égales à 6 mois et autour de 6 mois, et pour les durées de 24 mois et autour de 24 mois.

<sup>10</sup>Cette variable est disponible sur le site de l’Insee (Alissse) pour les années 1995 à 2004 par secteur fin, au niveau 4 de la nomenclature d’activité.

<sup>11</sup>Cette variable est calculée grâce à la variable présente dans la base de données et servant à pondérer chaque entreprise dans l’indice de prix.

Ces éléments empiriques restent toutefois à approfondir, des données plus fines sur la structure concurrentielle des secteurs devraient alors être mobilisées.

**Tableau 2.18 : Durées entre deux changements de prix et structure de marché** (excepté janvier 2002)

Durée de prix		Industrie - sous-jacent						Services	
		= 6	≈ 6	= 12	≈ 12	= 24	≈ 24	= 12	≈ 12
Ratio des 4 <sup>ères</sup> entreprises (%)	Moy.	35,3	34,9	34,9	35,5	33,2	30,1	17,2	17,1
	Med.	32,6	31,3	31,5	34,8	30,9	25,6	19,0	13,2
Pouvoir de marché (%)	Moy.	4,1	3,5	4,4	3,7	3,5	3,1	2,1	1,7
	Med.	1,4	1,4	1,9	1,8	1,6	1,4	0,3	0,4

Note : ≈6 : durées de prix égales à 5 et 7 mois ; ≈12 : durées de prix égales à 10, 11, 13 et 14 mois. ≈24 : durées de prix égales à 22, 23, 25 et 26 mois. Pouvoir de marché : chiffre d'affaires de l'entreprise sur le chiffre d'affaire total du secteur au niveau 4 de la nomenclature CPF. Seules les entreprises changeant leurs prix de 2 à 3% sont considérées dans les calculs.

Source : Relevés de prix à la production industrielle et des services (Insee)

## 4.2 Déterminants économiques des changements de prix et dépendance à l'état

Contrairement aux modèles de dépendance au temps qui prédisent que les changements de prix sont une fonction du temps, les modèles de dépendance à l'état supposent qu'une entreprise changera plus probablement ses prix si elle subit des chocs importants. La présence de dépendance à l'état dans la littérature a parfois été mise en évidence à l'aide d'équations réduites (chapitre 1). Ainsi, on peut trouver l'estimation de modèles réduits de dépendance à l'état dans Cecchetti (1986) et Alvarez et Hernando (2006). Dans cette partie nous utilisons trois modèles logit avec effets fixes expliquant indépendamment les changements, les hausses et les baisses de prix (annexe C pour une présentation du modèle). Nos résultats sont présentés dans les tableaux 2.19 et 2.20. Cinq groupes de variables ont été considérés pour expliquer la décision de l'entreprise : la saisonnalité, les événements spécifiques (comme les changements de TVA (hausse en août 1995 et baisse en avril 2000), et le passage

à l'euro), les coûts des intrants (prix des matières premières), l'inflation sectorielle et une variable d'écart de la production au potentiel. Enfin, la proportion des quatre plus grosses entreprises d'un secteur en termes de chiffres d'affaires est introduite pour tenir compte de l'impact de la structure de marché sur la transmission des chocs aux prix. Des variables de contrôle pour les années ont été ajoutées et les observations sont pondérées<sup>12</sup>.

Means (1935) et Stigler et Kindahl (1970) avaient concentré leurs analyses sur le comportement cyclique des prix à la production. Means affirmait notamment que les prix à la production ne réagissaient pas aux changements cycliques et étaient donc rigides. La plupart des prix ne baissent pas pendant les récessions et les prix n'augmentent pas en période d'expansion. Au contraire, selon Stigler et Kindahl (1970), les prix sont parfaitement flexibles et s'ajustent aux changements cycliques. Nous construisons ici un indicateur sectoriel d'écart à la production tendancielle, il est calculé comme le résidu de la régression de l'indice de production industrielle sectoriel (niveau 3 de la nomenclature NES) sur cette même variable retardée d'une année.

Les résultats sont les suivants. Tout d'abord, cette variable de cycle sectoriel affecte légèrement la probabilité de changement de prix, ce qui peut s'expliquer par les effets inversés plus élevés sur les probabilités de hausse et de baisse de prix. Au cours des expansions (resp. récessions), la probabilité d'observer une baisse de prix est plus faible (resp. forte) et celle d'observer une hausse de prix est elle plus élevée (resp. basse), ce résultat est valable pour l'industrie et les services. Cependant, les effets marginaux sont relativement faibles, ils valent environ 1% pour les probabilités de hausse et de baisse.

---

<sup>12</sup>Des résultats similaires sont obtenus pour les régressions sans pondération.

**Tableau 2.19 : Estimation du logit conditionnel (Industrie)**

	Changement			Hausse			Baisse		
	Est.	Effet marg.	P-val.	Est.	Effet marg.	P-val.	Est.	Effet marg.	P-val.
Janvier	1,328	0,284	0,00	1,228	0,242	0,00	0,462	0,115	0,00
Février	0,454	0,109	0,00	0,493	0,110	0,00	0,078	0,019	0,00
Mars	0,246	0,060	0,00	0,296	0,068	0,00	-0,014	-0,003	0,49
Avril	0,311	0,076	0,00	0,340	0,078	0,00	0,037	0,009	0,07
Mai	0,139	0,034	0,00	0,239	0,055	0,00	-0,072	-0,018	0,00
Juin	0,157	0,039	0,00	0,180	0,042	0,00	0,038	0,009	0,05
Juillet	0,440	0,106	0,00	0,425	0,096	0,00	0,140	0,035	0,00
Août	-0,339	-0,085	0,00	-0,111	-0,027	0,00	-0,311	-0,075	0,00
Septembre	0,233	0,057	0,00	0,256	0,059	0,00	0,033	0,008	0,08
Octobre	0,282	0,069	0,00	0,245	0,057	0,00	0,109	0,027	0,00
Novembre	0,035	0,009	0,03	0,053	0,013	0,00	-0,004	-0,001	0,85
Pre-euro	-0,037	-0,009	0,15	0,045	0,011	0,11	-0,075	-0,018	0,01
Euro	1,886	0,345	0,00	0,881	0,181	0,00	1,561	0,354	0,00
Post-euro	0,037	0,009	0,11	0,040	0,009	0,12	-0,003	-0,001	0,92
TVA 1995	-0,225	-0,056	0,00	0,113	0,026	0,12	-0,425	-0,010	0,00
TVA 2000	0,195	0,048	0,00	0,004	0,001	0,91	0,338	0,084	0,00
Infl. sect. (1)	0,081	0,020	0,00	0,316	0,075	0,00	-0,268	-0,066	0,00
(1) x conc.	-0,058	-0,014	0,00	-0,160	-0,038	0,00	0,114	0,028	0,00
Ecart prod.(2)	0,007	0,002	0,00	0,035	0,008	0,00	-0,034	-0,008	0,00
(2) x conc.	-0,037	-0,014	0,00	-0,073	-0,017	0,00	0,047	0,011	0,00
MP - Alim.	0,001	0,000	0,05	0,004	0,001	0,00	-0,003	-0,001	0,00
MP - Ind.	-0,002	-0,000	0,00	0,005	0,001	0,00	-0,009	-0,002	0,00
	L= - 294 370,8			L= - 250 012,3			L= - 207 299,3		
	Nb obs = 1 049 553			Nb obs = 962 108			Nb obs = 790 643		

Note : L : log-vraisemblance. Effet marg. : effet marginal, effet d'une hausse de 1% de la variable explicative prise à sa valeur moyenne de l'échantillon. (1) : inflation sectorielle. (2) : écart au potentiel de la production. conc. : indicateur de concurrence sectorielle. MP-alim (resp. ind.) : indice de prix des matières premières alimentaires (resp. industrielles)

Une autre variable potentiellement pertinente pour expliquer les changements de prix est la variation sectorielle des prix du secteur dans lequel l'entreprise étudiée évolue. Les premiers modèles de dépendance à l'état théoriques utilisaient cette variable notamment (chapitre 1, section 4.1). Une hausse de l'inflation sectorielle est supposée augmenter la probabilité d'observer une hausse et diminuer celle d'observer une baisse (et inversement). L'inflation sectorielle est souvent interprétée comme l'ensemble des chocs transmis par les autres entreprises dans leurs prix ; si beaucoup d'entreprises d'un même secteur changent leurs prix, une entreprise de ce secteur aura plus d'incitations à changer ses propres prix.

Nos estimations empiriques sont cohérentes avec un tel résultat. Si l'inflation sectorielle mensuelle augmente de 1%, la probabilité d'observer une hausse de prix augmente de 7 points de pourcentage. Au contraire, si l'inflation baisse de 1% alors la probabilité d'observer une hausse de prix diminue de presque autant. Ces effets inverses expliquent pourquoi au total, l'effet de l'inflation est quasiment nul sur la probabilité de changer ses prix.

Les changements dans les coûts des intrants des entreprises ont aussi un impact sur la décision de changer les prix. Nous introduisons des variables de prix des matières premières en France pour les biens alimentaires et les biens industriels. Des chocs positifs sur ces variables devraient être transmis aux prix à la production en raison de la hausse observée du coût marginal. Par exemple, au cours de la période 1999-2000, la fréquence des hausses de prix a considérablement augmenté au moment où les prix des matières premières connaissaient une croissance forte (graphiques 2.6 et 2.7). Les estimations confirment cette observation graphique. Les prix des matières premières alimentaires et industrielles affectent positivement (resp. négativement) la probabilité d'observer une hausse (resp. baisse). Cependant, leur impact est quantitativement assez faible.

Les prix à la production sont supposés être collectés hors TVA. Pourtant, la hausse de TVA en 1995 a un impact positif sur la probabilité de hausse des prix et un impact négatif sur les baisses. On peut observer aussi ce résultat sur la courbe de fréquence de hausse qui connaît un léger pic à ce moment (graphiques 2.6 et 2.7). La baisse de TVA en avril 2000 a elle un impact positif sur les baisses de prix dans l'industrie. De plus, la fréquence de changement de prix en janvier 2000 est plus

faible que celle observée les autres mois de janvier. On peut supposer que certains changements de prix ont été retardés de janvier en avril, au moment du changement de TVA. L'impact de cette baisse de TVA sur les prix des services est non significatif.

**Tableau 2.20 : Estimation du logit conditionnel** (Services aux entreprises)

	Changement			Hausse			Baisse		
	Est.	Effet marg.	P-val.	Est.	Effet marg.	P-val.	Est.	Effet marg.	P-val.
T1	1,484	0,254	0,00	1,523	0,262	0,00	0,816	0,170	0,00
T2	0,079	0,016	0,07	0,173	0,035	0,00	-0,109	-0,025	0,09
T3	0,402	0,079	0,00	0,460	0,091	0,00	0,219	0,048	0,00
Pre-euro	0,307	0,059	0,01	0,223	0,044	0,11	0,422	0,088	0,02
Euro	1,690	0,222	0,00	1,167	0,181	0,00	0,420	0,088	0,03
Post-euro	0,525	0,096	0,00	-0,111	-0,024	0,51	1,164	0,207	0,00
TVA 2000	0,327	0,062	0,06	0,320	0,062	0,10	0,282	0,061	0,33
Infl. sect.	-0,035	-0,007	0,12	0,179	0,037	0,00	-0,318	-0,072	0,00
Ecart prod.	0,005	0,001	0,33	0,047	0,001	0,00	-0,037	-0,008	0,00
	L= -11 814,4			L= -8 395,4			L= -5 698,1		
	Nb obs = 39 104			Nb obs = 35 569			Nb obs = 21 974		

Note : L : log-vraisemblance. Est. : Estimations. P-val : P-value. Effet marg. : effet marginal, effet d'une hausse de 1% de la variable explicative prise à sa valeur moyenne de l'échantillon. Infl. sect. est l'inflation sectorielle. Ecart prod. est l'écart au potentiel de la production. Les variables explicatives ne sont pas toutes disponibles sur la période, l'estimation est faite sur la période 1996-2005.

Enfin, le passage à l'euro a occasionné en janvier 2002 plus de 60% de changements de prix. La plupart de ces changements de prix sont dus à des arrondis et on observe quasiment autant de hausses que de baisses de prix.

Enfin, nous testons l'impact de la structure de marché sur la transmission des chocs aux prix. En théorie, l'entreprise en monopole change ses prix moins souvent que si elle se trouve dans un oligopole (Rotemberg et Saloner, 1987) puisque dans ce dernier cas, les entreprises sont plus enclines à changer leurs prix en réponse à des plus petits chocs. Dans notre estimation, la variable de structure concurrentielle est

introduite en interaction avec la variable d'inflation ou d'écart à la production potentielle pour mieux comprendre son rôle dans la transmission des chocs. Les résultats des estimations sont conformes aux prédictions des modèles. Une augmentation du taux d'inflation sectoriel de 1% augmente la probabilité d'une hausse de prix de 7 points de pourcentage mais moins le secteur est concurrentiel plus cette probabilité diminue. Aussi moins le secteur est concurrentiel moins les chocs sont transmis aux prix à la production.

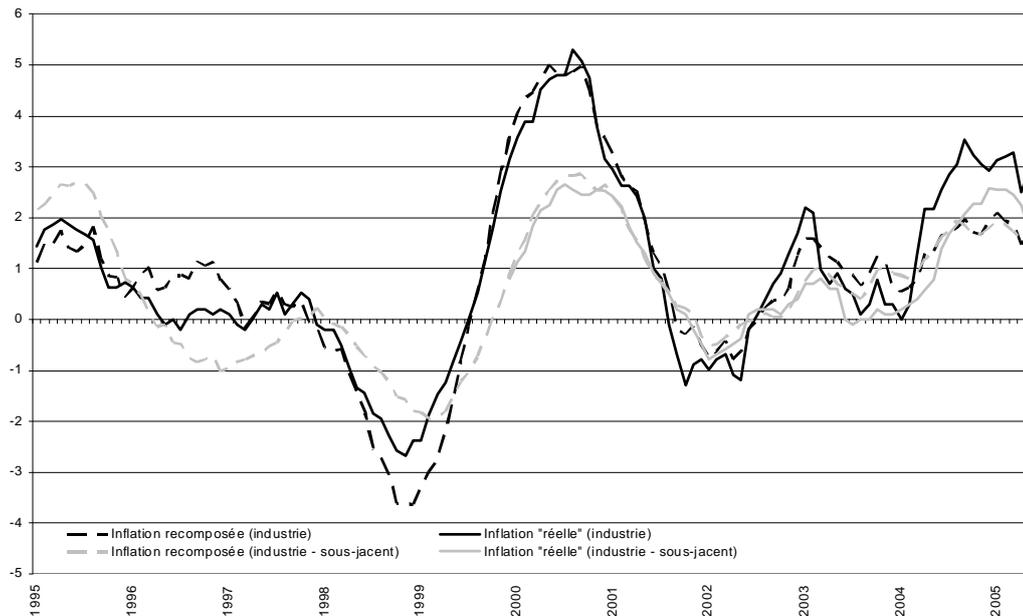
### 4.3 Test de la pertinence empirique agrégée des modèles théoriques

Les sections précédentes ont montré que des preuves empiriques en faveur de modèles dépendant du temps et dépendant de l'état peuvent être mises en évidence. Ceci suggère une hétérogénéité importante dans la formation des prix. Dans cette partie nous proposons d'utiliser un test permettant de mesurer l'importance relative des deux théories de rigidité des prix à la production. Ce test a été suggéré par Klenow et Kryvtsov (2008) et repose sur une décomposition de l'inflation. Cette décomposition approxime le taux d'inflation mensuel  $\pi_t^*$  comme le produit de la probabilité de changement de prix  $f_t$  et de la taille moyenne du changement de prix  $dp_t$  :  $\pi_t^* = f_t \times dp_t$ . L'inflation peut augmenter soit parce plus d'entreprises changent leurs prix plus souvent soit parce que la taille de leurs changements est plus importante.

Deux échantillons de prix à la production sont considérés : un échantillon contenant tous les produits et un autre excluant les biens des secteurs de l'énergie et de l'alimentaire, appelé sous-jacent. L'inflation annuelle des prix à la production industrielle est inférieure à 1% en moyenne sur la période 1994-2005. Cependant, elle connaît des fluctuations importantes sur cette période contrairement à l'inflation des prix à la consommation qui est restée stable autour de 2%. L'inflation des prix à la production apparaît en outre un peu moins persistante que celle des prix à la consommation. Durant la période 1999-2001, l'inflation des prix à la production augmente à un rythme de 5% en raison de la hausse des matières premières. Après une baisse rapide en 2002, l'inflation augmente de façon régulière pour atteindre 3%. Bien que l'inflation de l'indice "sous-jacent" connaisse une évolution comparable,

elle est moins volatile que pour l'indice total (graphique 2.10).

**Graphique 2.10 : Inflation annuelle observée et inflation recomposée (Industrie - décomposition augmentée) (en %)**



Source : Relevés et indices des prix à la production industrielle (Insee)

La décomposition de Klenow-Kryvtsov donne une bonne approximation de l'inflation réellement observée dans les deux cas. L'inflation mensuelle moyenne obtenue est très proche de celle observée, proches de 0,08. La volatilité des deux inflations est bien reproduite même si elle est légèrement inférieure à celle observée. La corrélation entre l'inflation observée et celle approximée est grande, égale à 0,63 pour l'industrie totale et 0,51 pour l'industrie "sous-jacent" (tableau 2.21).

**Tableau 2.21 : Moyenne (et écart-type) et corrélation avec l'inflation mensuelle**

	CVS	Moyenne (écart-type)				Corrélation avec l'inflation		
		$f$	$dp$	$\pi^*$	$\pi$	$f$	$dp$	$\pi^*$
Industrie -	N	0,24 (0,06)	0,29 (0,72)	0,08 (0,18)	0,08 (0,27)	0,16	0,65	0,63
total	O	0,24 (0,02)	0,29 (0,64)	0,07 (0,15)	0,08 (0,26)	0,09	0,65	0,65
Industrie -	N	0,16 (0,06)	0,23 (0,75)	0,05 (0,14)	0,07 (0,17)	0,36	0,34	0,51
sous-jacent	O	0,16 (0,01)	0,23 (0,70)	0,04 (0,11)	0,07 (0,14)	0,35	0,23	0,70
Services	N	0,23 (0,15)	0,38 (1,52)	0,14 (0,38)	0,14 (0,40)	0,31	0,26	0,43
aux entreprises	O	0,22 (0,04)	0,34 (1,37)	0,07 (0,31)	0,17 (0,32)	0,09	0,14	0,13

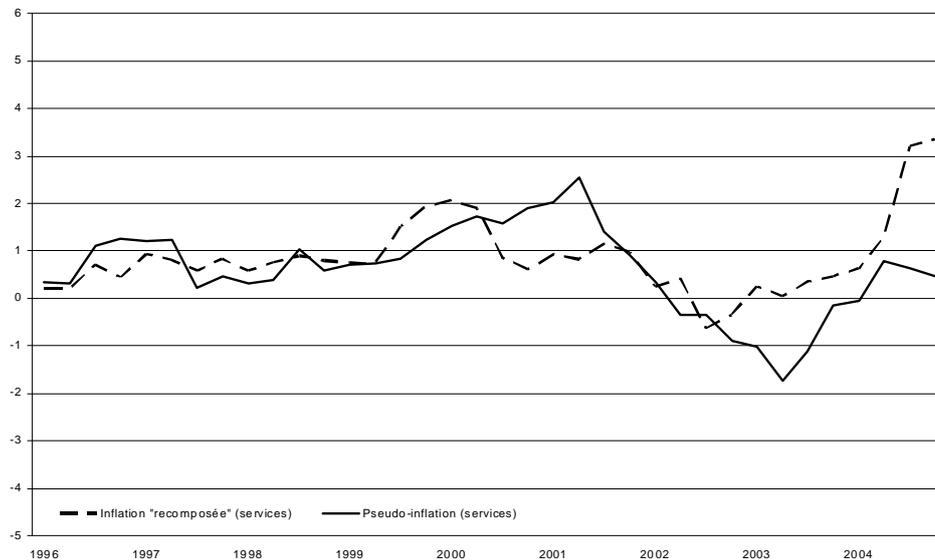
Note : CVS : variables de contrôle incluses pour la saisonnalité, changements de TVA, passage à l'euro.  $f$  : Fréquence de changement de prix.  $dp$  : Taille moyenne des changements de prix.  $\pi^*$  : inflation mensuelle recomposée.

$\pi$  : inflation mensuelle observée.

Source : Relevés et indices des prix à la production industrielle et des services aux entreprises (Insee)

Réaliser la même décomposition pour les services aux entreprises est plus difficile puisqu'il n'existe pas d'indice agrégé de prix des services aux entreprises. Aussi, nous avons construit un indice agrégé de prix des services aux entreprises comme la somme pondérée des indices de prix disponibles dans ce secteur. Cet indice est trimestriel et commence en 1995. La croissance annuelle des prix dans ce secteur est en moyenne de 0,5% et est assez volatile. Les résultats de la décomposition simple de l'inflation sont assez similaires à ceux obtenus pour l'industrie. Les moments de cette inflation recomposée reproduisent assez correctement ceux de l'inflation observée. La corrélation est un peu plus décevante puisque seule la fréquence de changement de prix est corrélée avec l'inflation et l'inflation recomposée est assez faiblement corrélée avec l'inflation observée (tableau 2.21 et graphique 2.11).

**Graphique 2.11 : Inflation annuelle observée et inflation recomposée (Services aux entreprises - décomposition augmentée) (en %)**



Source : Relevés et indices des prix à la production des services aux entreprises (Insee)

Klenow et Kryvtsov (2008) suggèrent, pour mesurer la pertinence empirique relative des deux théories de rigidité des prix, de s'appuyer sur une décomposition de la variance de l'inflation :

$$V(\pi_t^*) = \bar{f}^2 V(dp_t) + \bar{dp}^2 V(f_t) + 2\bar{dp}\bar{f} cov(dp_t, f_t) + o_t$$

où  $\bar{f}$  est la fréquence moyenne de changements de prix,  $\bar{dp}$  est la taille moyenne de ces changements et  $o_t$  sont les éléments de second ordre.

Le premier terme de cette décomposition est interprété comme la contribution de la dépendance au temps à la variance de l'inflation. En effet, dans le modèle de Calvo, la fréquence de changement de prix est supposée constante et exogène. Dans cette théorie l'inflation varie parce que la taille des changements varie. La somme des autres termes est selon Klenow et Kryvtsov (2008), la contribution de la dépendance à l'état. La prédiction de ce modèle est que la variance de la fréquence des changements de prix doit être différente de zéro et la probabilité de changement de prix varie avec l'état de l'économie.

**Tableau 2.22 : Décomposition de la variance de l'inflation**

	CVS	Contribution dépendance au temps	Contribution dépendance à l'état
Industrie - total	N	92,2%	7,8%
	O	97,9%	2,1%
Industrie - sous-jacent	N	81,4%	18,6%
	O	98,8%	1,2%
Services aux entreprises	N	82,3%	17,7%
	O	101,2%	-1,2%

Note : CVS : variables de contrôle incluses pour la saisonnalité, changements de TVA, passage à l'euro. Contribution dépendance au temps (resp. à l'état) : contribution du modèle *time-dependent* (resp. *state-dependent*) à la variance de l'inflation (en %).

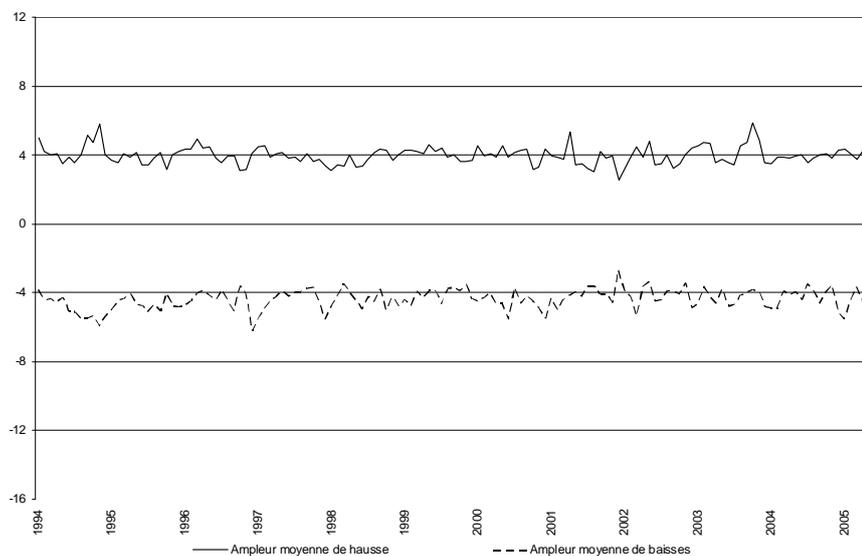
Source : Relevés des prix à la production des services aux entreprises (Insee)

Les résultats obtenus sur les différents échantillons de prix industriels et de services sont similaires à ceux obtenus par Klenow et Kryvtsov (2008) sur les prix à la consommation américains. La contribution de la dépendance au temps à la variance de l'inflation est très importante 92,2% pour l'industrie totale, 81,4% pour le sous-jacent et 82,3% pour les services aux entreprises (tableau 2.22). Les contributions du modèle de dépendance à l'état sont faibles et vont de 7,8% à 18,6%. La variance de l'inflation des prix à la production n'est donc que marginalement expliquée par la variabilité de la fréquence de changement de prix ce qui suggère que le modèle de Calvo est une bonne approximation de la fixation des prix. De plus, la saisonnalité de la fréquence de changement de prix pourrait expliquer une part importante de la contribution des modèles de dépendance à l'état, dans la mesure où elle augmente la variance de la fréquence. Or, on peut considérer comme cela est suggéré dans les sections précédentes que cette saisonnalité est plutôt attribuable à de la dépendance au temps.

Après avoir ajouté des variables de contrôle saisonnières, la contribution de la dépendance au temps augmente pour atteindre presque 100% pour tous les secteurs. La distribution de la fréquence de changement de prix pourrait être donc approximée par le mélange de deux types d'entreprises. Les entreprises fixant leurs prix à la Calvo permettraient d'expliquer la relative constance au cours du temps de la probabilité de

changement de prix alors que les entreprises fixant leur prix à la Taylor pourraient expliquer les pics saisonniers de la fréquence. L'inflation des prix à la production française serait donc répliquée avec un mélange de deux modèles de dépendance au temps.

**Graphique 2.12 : Ampleur moyenne mensuelle des changements de prix (en %) (Industrie)**



Note : seules les variations de prix  $\Delta p_{it}$  différentes de 0 sont considérées dans les calculs

Source : Relevés des prix à la production industrielle (Insee)

Nous étendons la décomposition de Klenow-Kryvtsov pour mieux comprendre ce qui détermine le processus agrégé de l'inflation des prix à la production. L'inflation est corrélée avec la taille moyenne des changements de prix.

Cependant, est-ce que l'inflation varie parce que la volatilité de la taille des hausses et des baisses est importante ou est-ce parce que la part des hausses et des baisses varie? Le premier cas serait cohérent avec un modèle à la Calvo où la probabilité de changements est constante et l'ajustement se fait sur la taille des changements; le second serait plus difficile à expliquer dans le cadre des modèles théoriques dont nous disposons qui suggèreraient que tous les prix augmentent ou

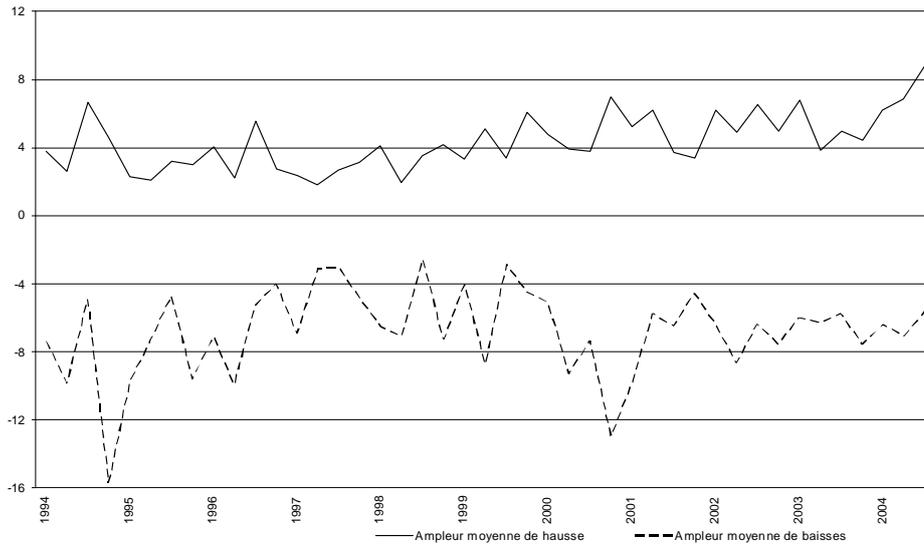
baissent en même temps.

La première approximation simple de l'inflation peut ainsi s'écrire :

$$\pi_t^* = \bar{f} \times (\omega_t^+ dp_t^+ - \omega_t^- dp_t^-)$$

où  $\omega_t^+$  (resp.  $\omega_t^-$ ) est la part des hausses (resp. baisses) et  $dp_t^+$  ( $dp_t^-$ ) est la taille moyenne des hausses (resp. baisses). Les tailles moyennes de baisses et de hausses de prix semblent constantes au cours du temps pour l'industrie et les services (graphiques 2.12 et 2.13).

**Graphique 2.13 : Ampleur moyenne mensuelle des changements de prix (en %) (Services aux entreprises)**



Note : seules les variations de prix  $\Delta p_{it}$  différentes de 0 sont considérées dans les calculs

Source : Relevés des prix à la production des services aux entreprises (Insee)

Ce constat aboutit à la nouvelle approximation suivante :

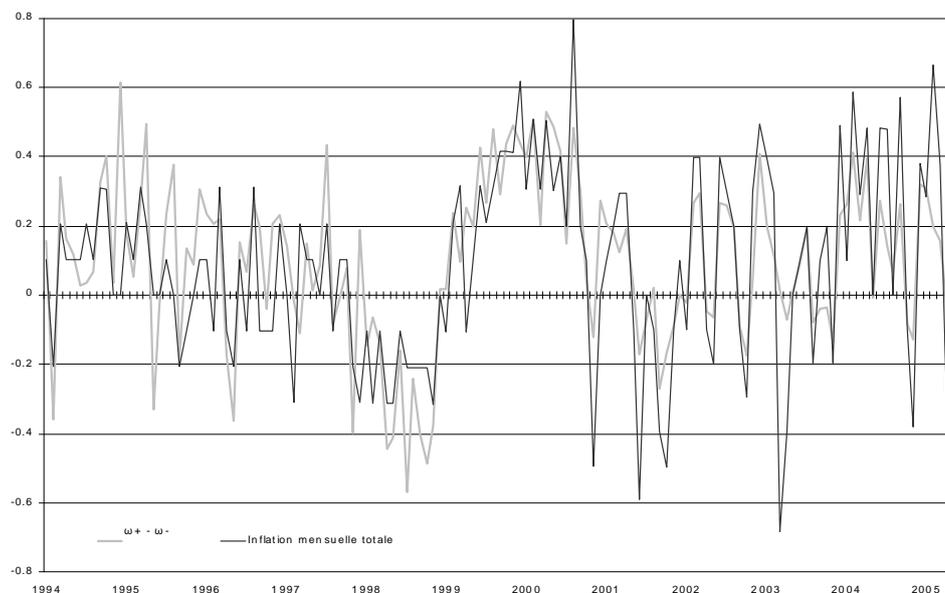
$$\pi_t^* = \bar{f} \times \overline{dp^0} \times (\omega_t^+ - \omega_t^-)$$

où  $\overline{dp^0} = \overline{dp^+} = -\overline{dp^-}$  sont les tailles moyennes de hausses et de baisses de prix en

valeur absolue qui sont à peu près égales et restent constantes dans le temps.

Le processus d'inflation n'est alors déterminé que par la différence entre la part des hausses de prix et la part des baisses de prix. Dans l'industrie,  $\bar{f}$  est égal à 0,25 en moyenne, et  $\overline{dp^0}$  égal à 4% en valeur absolue. D'où l'égalité approximative :  $\pi_t^* \approx \omega_t^+ - \omega_t^-$ . Ce résultat est conforme aux coefficients de corrélation entre l'inflation et la différence entre la part des hausses et des baisses de prix supérieure à 0,75 pour l'industrie dans son ensemble et le sous-jacent (graphique 2.14). Ce lien est plus faible pour les services aux entreprises. L'inflation augmente parce qu'une part plus importante d'entreprises qui augmentent leurs prix et non parce que la taille de ces changements varie. Ce résultat n'est pas prévu par les modèles simples de dépendance au temps ou même ceux de dépendance à l'état avec homogénéité des agents. Ceci suggère de nouveaux efforts théoriques sur les modèles de rigidité des prix pour mieux expliquer cette observation. Une solution possible pourrait consister à inclure de l'hétérogénéité parmi les entreprises dans leurs modes de fixation des prix.

**Graphique 2.14 : Inflation mensuelle et différence entre la proportion de hausses et de baisses (en %) (Industrie)**



Source : Relevés et indice des prix à la production industrielle (Insee)

## 5 Hétérogénéité de la rigidité des prix dans la zone euro

Nous avons caractérisé dans les sections précédentes la rigidité des prix à la production en France. D'autres pays de la zone euro ont mené des travaux similaires et cette partie a pour but de décrire l'hétérogénéité de la rigidité des prix au sein de la zone euro. Les auteurs ont en effet montré l'importance de prendre en compte cette hétérogénéité dans la mise en oeuvre d'une politique monétaire unique. Cette partie fournit donc les principaux résultats sur la rigidité des prix à la production dans la zone euro. De plus, elle propose de mettre en évidence le rôle de quelques facteurs explicatifs de cette rigidité mais aussi des différences qui peuvent exister entre les pays. En effet, un des avantages de l'utilisation des prix à la production (par rapport aux prix à la consommation) est la plus grande disponibilité de données permettant d'expliquer la fixation des prix au niveau de l'entreprise. Enfin, nous comparons dans la dernière section, la rigidité des prix observée pour les prix à la production et les prix à la consommation dans la zone euro.

**Tableau 2.23 : Bases de données nationales**

Pays	Référence	% de l'indice	Période
Allemagne	Stahl (2005a)	100	Jan. 1997 - Fév. 2003
Belgique	Cornille et Dossche (2008)	83	Jan. 2001 - Jan. 2005
Espagne	Alvarez <i>et al.</i> (2005)	99,4	Nov. 1991 - Fév 1999
France	Gautier (2008b)	92	Jan 1994 - Juin 2005
Italie	Sabattini <i>et al.</i> (2005)	44	Jan. 1997 - Déc. 2002
Portugal	Dias <i>et al.</i> (2004)	$\simeq 100$	Jan. 1995 - Fév. 1999

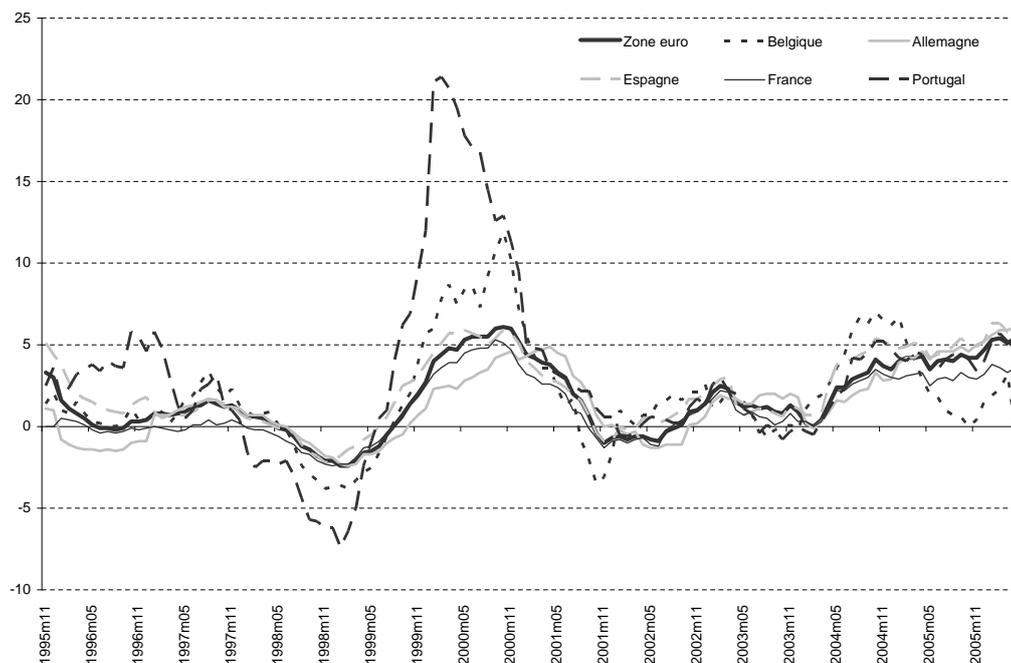
Source : Vermeulen *et al.* (2007)

### 5.1 Comparaison des degrés de rigidité des prix dans la zone euro

Les résultats présentés ici sont ceux obtenus à partir de l'étude des relevés individuels des prix à la production dans chacun des pays où ces données ont été mises à disposition des chercheurs (Vermeulen *et al.* (2007) en font la synthèse). Ces données

sont comparables à celles relevées pour la France même s'il existe certainement des différences de nature des relevés. Toutefois, les enquêtes ont été harmonisées afin de permettre une comparaison possible entre les différents pays de la zone euro<sup>13</sup>. Les résultats sur la rigidité des prix sont donc disponibles pour six pays : Allemagne, Belgique, Espagne, France, Italie et Portugal. Ils représentent 87% de l'indice de prix à la production européen. Pour la plupart des pays, l'accès aux données de prix à la production a été complet (sauf pour l'Italie où seulement 60 produits ont été mis à disposition). Le tableau 2.23 résume les bases de données utilisées.

**Graphique 2.15 : Inflations des prix à la production dans la zone euro (en %)**



Source : Indices des prix à la production industrielle dans la zone euro (OCDE)

L'inflation des prix à la production dans les différents pays de la zone euro est marquée par un cycle commun, les variations sont comme en France assez importantes mais en moyenne l'inflation est faible, comprise entre 1 et 2% en moyenne pour tous les pays considérés (graphique 2.15).

<sup>13</sup>Commission européenne (1997) fournit le cadre commun pour les enquêtes de conjonctures industrielles, le chapitre 6 donne les principales recommandations sur les prix à la production.

### 5.1.1 Hétérogénéité nationale

Les prix à la production changent assez peu fréquemment dans la zone euro. La fréquence de changement de prix est de 21%, ce qui est légèrement inférieur au résultat pour la France mais supérieur au résultat obtenu pour la zone euro pour les prix à la consommation (15% dans l'étude Dhyne *et al.*, 2006). Les différences entre les pays sont assez faibles puisque la plupart des fréquences de changement se situent entre 21 et 25% (tableau 2.24). Une des raisons possibles permettant d'expliquer ces différences tient aux différentes couvertures sectorielles des études nationales et aussi à la structure de pondération des différents secteurs dans l'indice de prix.

**Tableau 2.24 : Fréquence mensuelle de changement de prix (en %)**

Pays	Fréquence de changement	Fréquence de hausses	Fréquences de baisses
Allemagne	22	12	10
Belgique	24	13	11
Espagne	21	12	9
France	25	14	11
Italie	15	9	6
Portugal	23	14	10
<b>Zone euro</b>	<b>21</b>	<b>12</b>	<b>9</b>

Note : Pour la zone euro, les statistiques sont pondérées  
par pays

Source : Vermeulen *et al.* (2007)

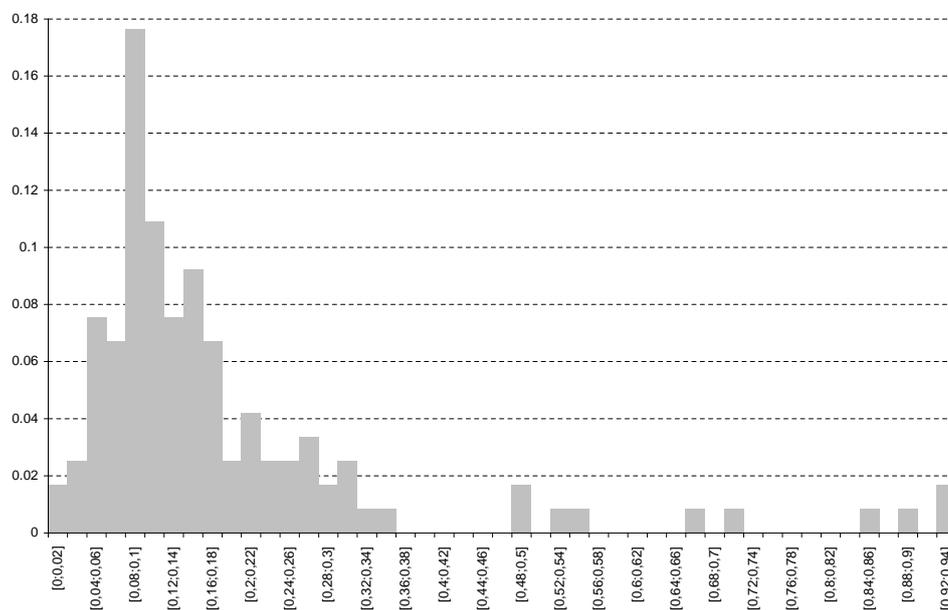
Si on compare ces résultats avec ceux obtenus pour les Etats-Unis, Carlton (1986) obtient que les prix à la production durent plus d'une année, ce qui suggère une rigidité des prix deux fois plus importante que dans la zone euro. Ce résultat pourrait être expliqué par la couverture partielle de l'indice des prix à la production et par l'ancienneté des relevés par rapport aux études européennes. Caucutt *et al.* (1994, 1999) trouvent eux des durées de prix proches d'un trimestre, ce qui est deux fois moins que dans la zone euro. Ce résultat est expliqué par l'utilisation d'indices de prix dont on a montré la faiblesse pour la mesure des rigidités nominales. Plus récemment, Nakamura et Steinsson (2008a) utilisent des données comparables à

celles utilisées pour les études européennes et obtiennent des fréquences médianes de changements de prix comprises entre 10 et 13% et des durées de prix implicites de 7 à 9 mois, ces résultats sont comparables à ceux trouvés pour la France (section 3 de ce chapitre).

### 5.1.2 Hétérogénéité sectorielle

L'hétérogénéité sectorielle observée en France est commune aux autres pays de la zone euro (graphique 2.16). La distribution des fréquences de changement de prix mesurées au niveau de la nomenclature NACE pour tous les pays considérés ici est relativement étalée avec un mode proche de 9%. Les extrêmes sont représentés par les produits pétroliers dont les prix changent très souvent ou les produits métalliques dont les prix changent aussi fréquemment.

**Graphique 2.16 : Distribution des fréquences de changement de prix - zone euro**



Note : Les fréquences de changement de prix au niveau sectoriel fin pour chacun des pays sont utilisées pour construire la distribution.

Source : Vermeulen et al. (2007)

Si on considère des grands secteurs (tableau 2.25), le secteur de l'énergie présente la fréquence de changement de prix la plus élevée, 72% alors que certaines bases de données nationales ne contiennent pas les produits pétroliers ou l'électricité. Les produits alimentaires et les biens intermédiaires sont des secteurs où les fréquences de changement de prix sont assez élevées avec des fréquences de 27 et 22%. Enfin, les produits finis ont des fréquences proches de 10%. L'hétérogénéité entre secteurs est la même pour la plupart des pays. Si on calcule des corrélations entre les fréquences de changement de prix pour les différents pays, on trouve par exemple un coefficient de 0,89 entre la France et l'Espagne et de 0,84 entre l'Allemagne et la France. L'hétérogénéité est donc plus forte entre les secteurs qu'entre les pays. Ce classement en termes de rigidité des différents secteurs est le même aux Etats-Unis. Carlton (1986) obtient ainsi que le prix des produits pétroliers dure en moyenne 2,7 mois et Caucutt *et al.* (1999) trouvent une durée de 2 mois pour les prix du gaz. Au contraire, les biens transformés ou finis connaissent des durées de prix plus longues 4,2 mois pour les machines outils par exemple pour Caucutt *et al.* (1999), ce qui en fait selon eux le bien dont le prix est le plus rigide.

**Tableau 2.25 : Fréquence de changement de prix par secteur (en %)**

Pays	Alimentaire	Biens durables	Autres biens de conso.	Biens Interm.	Energie	Biens d'équipt.
Allemagne	26	10	14	23	94	10
Belgique	20	14	11	28	50	13
Espagne	24	10	10	28	38	8
France	32	13	10	23	66	12
Italie	27	7	10	18	-	5
Portugal	21	18	5	12	66	-
Zone euro	27	10	11	22	72	9

Note : Pour la zone euro, les statistiques sont pondérées par pays

Source : Vermeulen et al. (2007)

### 5.1.3 Taille et sens des changements

Les changements de prix à la production dans la zone euro sont de taille limitée, autour de 3% pour la médiane des hausses et de 2% pour la médiane des baisses. Les tailles moyennes de hausses et de baisses de prix se situent autour de 4%. On observe peu de différences entre les différents pays de la zone euro, les médianes de hausses sont comprises entre 2% pour l'Allemagne et 7% pour le Portugal et les médianes de baisses sont entre 2% en France et en Allemagne et 7% au Portugal.

Les petits changements de prix à la production ne sont donc pas rares dans la zone euro. La fréquence de ces petits changements de prix est aussi observée aux Etats-Unis. Carlton (1986) et Caucutt *et al.* (1999) trouvent des changements de prix médians égaux à 2% ou moins. Carlton (1986) insiste beaucoup sur ce résultat qui n'est pas prédit par le modèle standard de coût de menu. Cette observation se retrouve pourtant dans l'ensemble des études empiriques sur la rigidité des prix à la production.

Par ailleurs, la présence de rigidité à la baisse n'est pas mise en évidence par les données. Dans tous les pays 45% des changements de prix sont des baisses (tableau 2.24). Ce résultat est aussi cohérent avec ce que trouvent Carlton (1986) ou encore Nakamura et Steinsson (2008a), ces derniers trouvent une proportion de 40% de baisses contre 60% de hausses de prix.

## 5.2 Déterminants des changements de prix

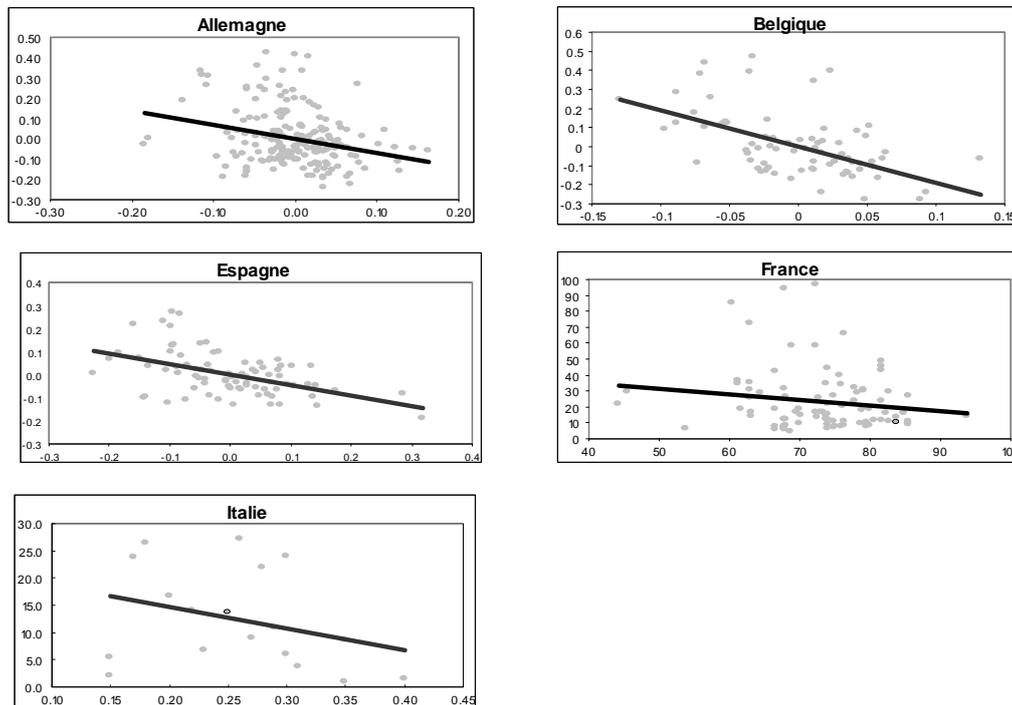
Comme en France, la saisonnalité est un déterminant important de la décision de changer les prix à la production dans la zone euro (tableau 2.26). Le pic de fréquence de changement de prix est de 32% en janvier dans la zone euro contre 20% de changements de prix les autres mois de l'année. Ce phénomène est beaucoup plus prononcé en Belgique : en janvier, en moyenne, 54% des prix sont modifiés. Ce phénomène est le moins prononcé en Italie, en janvier 23% des prix changent. Ce résultat met en évidence l'importance des stratégies de changements de prix dépendant du temps ou du calendrier. Ces effets saisonniers peuvent être expliqués par la présence de contrats implicites ou explicites entre vendeurs et acheteurs.

**Tableau 2.26 : Fréquence de changement de prix par mois (en %)**

	All.	Bel.	Esp.	Fra.	Ita.	Por.	Zone euro
Janvier	31	54	34	39	23	29	32
Autres mois	22	22	20	23	14	23	20

Source : Vermeulen et al. (2007)

Un autre type de déterminant essentiel de la fixation des prix est la structure des coûts de l'entreprise et la transmission des chocs de coûts dans les prix à la production. Deux types de coûts sont considérés : le coût du travail et le coût des biens intermédiaires (énergie, alimentaire ou industriels). La plupart des études nationales utilise des données de comptes nationaux sur la part des coûts dans chacun des secteurs fins de l'industrie.

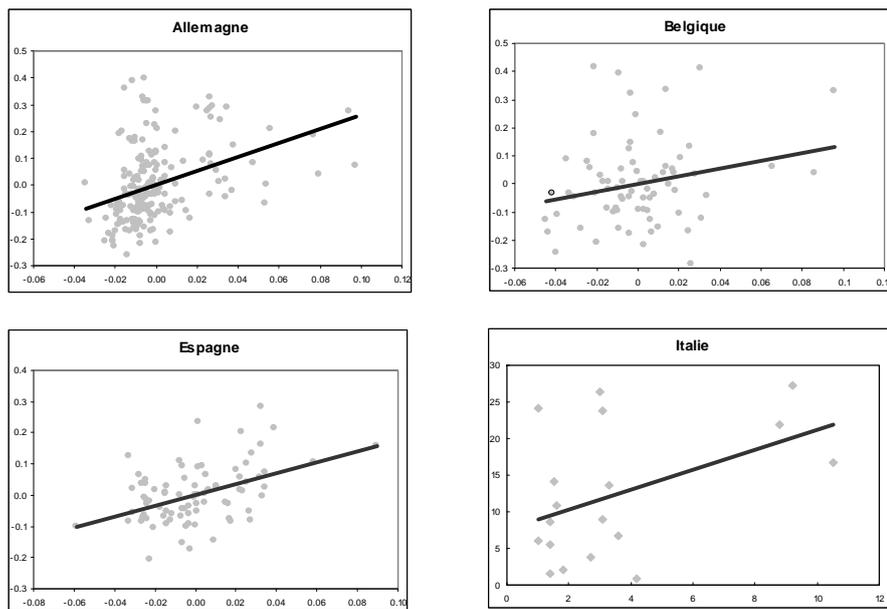
**Graphique 2.17 : Fréquence de changement et part du coût du travail - zone euro**

Note : Pour chaque graphique, la probabilité de changer de prix est en ordonnées et la part des coûts en abscisses.

Source : Vermeulen et al. (2007)

Une analyse simple basée sur des corrélations<sup>14</sup> est menée et montre que la part du coût de travail est corrélée négativement dans tous les pays avec le degré de rigidité (graphique 2.17) et que la part des coûts de matières premières de type industriel ou énergétique est elle corrélée positivement avec le degré de rigidité des prix à la production (graphique 2.18). De plus, en Belgique, la part du coût du travail est corrélée positivement avec le degré de rigidité à la baisse. Toutefois, ces relations restent à être testées plus précisément, le chapitre 3 propose ainsi des pistes pour mieux comprendre le lien entre rigidité des prix et coût du travail. On peut notamment se demander si c'est parce que le coût du travail est rigide que les prix sont rigides ou est ce qu'il existe une rigidité des prix spécifique à ces secteurs.

**Graphique 2.18 : Fréquence de changement et part du coût de l'énergie - zone euro**



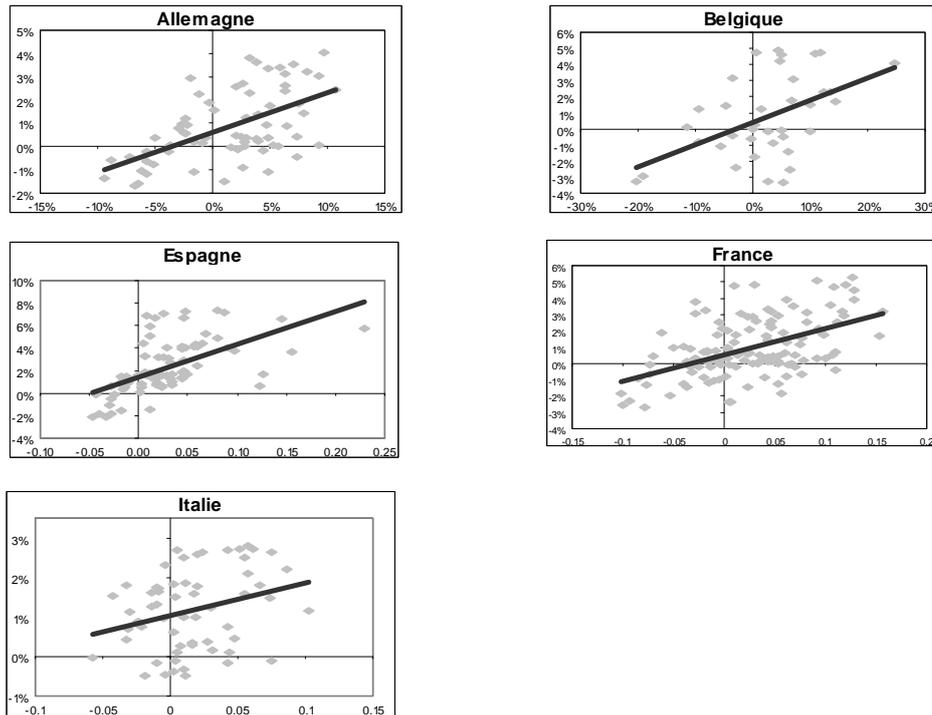
Note : Pour chaque graphique, la probabilité de changer de prix est en ordonnées et la part des coûts en abscisses.

Source : Vermeulen et al. (2007)

<sup>14</sup>Ces corrélations sont menées soit directement (Italie et France), soit avec les résidus de régression sur les autres facteurs explicatifs considérés dans les études (estimées sur données sectorielles) (Allemagne, Belgique et Espagne).

Pour approfondir la question côté marché du travail, le chapitre 4 propose d'analyser plus en détails la rigidité des coûts du travail et leur origine institutionnelle.

**Graphique 2.19 : Différences entre les fréquences de hausses et de baisses et inflation - zone euro**



Note : Pour chaque graphe, la différence de fréquences est représentée en abscisses et l'inflation en ordonnées.

Source : Vermeulen et al. (2007)

Enfin, le lien entre la fréquence de changement de prix et l'inflation a aussi été testé. Dans tous les pays, l'inflation joue un rôle sur la probabilité de changer les prix. Les études nationales soulignent toutefois l'impact relativement faible de l'inflation sur la probabilité de changer les prix : entre 0,7 et 1,1 point de pourcentage pour l'Espagne et l'Allemagne. La corrélation entre l'inflation est beaucoup plus forte avec la différence entre la proportion de hausses et de baisses de prix (graphique 2.19). Cette corrélation est comprise entre 0,34 en Italie et 0,57 en Espagne. Ce résultat est comparable à celui trouvé pour la France où l'inflation a un impact positif sur la probabilité de hausse de prix et négatif sur la probabilité de baisse de prix. Toutefois,

cette corrélation forte de l'inflation avec la différence entre la proportion de hausses et de baisses de prix reste difficile à expliquer avec les modèles théoriques de rigidité des prix dont nous disposons actuellement.

### 5.3 Une comparaison entre prix à la production et prix à la consommation

Cette dernière partie propose une comparaison de la rigidité des prix à la production et celle des prix à la consommation. Si on compare les résultats agrégés obtenus, on trouve que la fréquence de changement des prix à la consommation est systématiquement inférieure à celle obtenue pour les prix à la production. Les différences les plus importantes apparaissent pour l'Allemagne (22% contre 11%) et la Belgique (24% contre 14%), les différences sont plus faibles pour la France (25% contre 19%) ou le Portugal (23% contre 21%). Cependant, ces résultats sont obtenus à partir de données différentes (annexe A, section 7.1.3).

Tout d'abord, la couverture sectorielle des indices est différente : les services ne sont pas inclus dans les prix à la production industrielle or les prix des services sont beaucoup plus rigides que les prix des biens. Les prix à la production contiennent aussi les prix des biens intermédiaires (comme les métaux, les matériaux de construction...) très sensibles aux variations des prix des matières premières. Enfin, les pondérations attribuées aux biens élémentaires comme les prix de l'énergie ou les biens intermédiaires sont plus importantes dans l'indice de prix à la production que dans celui à la consommation.

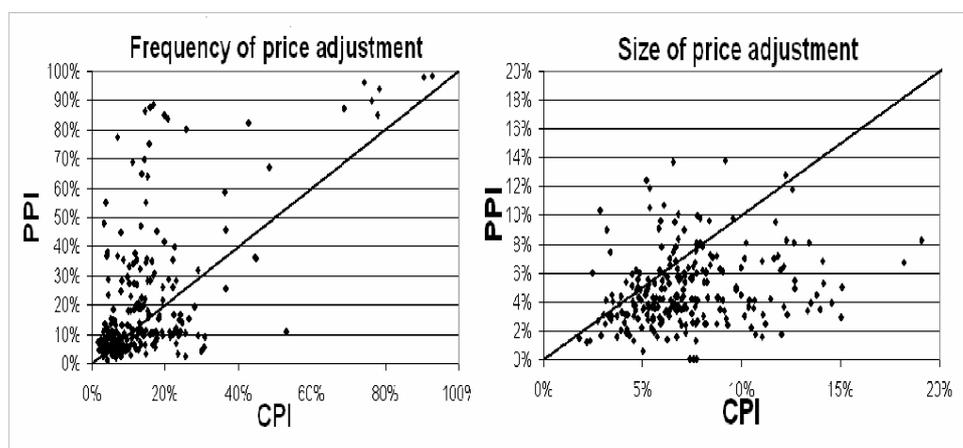
Deuxièmement, les biens couverts par les deux indices sont différents. Ainsi, les biens pris en compte dans l'indice de prix à la production ne sont que les biens produits sur le marché intérieur alors que les prix à la consommation peuvent être ceux de biens importés. De plus, la TVA est exclue des prix à la production contrairement aux prix à la consommation.

Aussi, l'exercice de comparaison se limite ici aux biens à la fois présents dans l'indice de prix à la production et dans l'indice de prix à la consommation. Ces biens sont concentrés dans les secteurs de l'alimentaire transformé et les produits finis tels que l'habillement ou les meubles (ce qui peut poser un problème sur la prise ou non en compte des soldes particulièrement importants pour les produits de

consommation). Au total, sur l'ensemble des six pays, 240 paires de produits sont considérées (Allemagne (14), Belgique (82), Espagne (16), France (52), Italie (14), Portugal (62)). Le graphique 2.20 montre que la fréquence de changement de prix à la consommation reste inférieure à celle pour les prix à la production, les prix à la production seraient donc plus flexibles que les prix à la consommation. De plus, la taille des changements de prix à la production est plus faible que celle pour les prix à la consommation.

L'approche que nous avons choisie ici ne nous permet toutefois pas d'expliquer ces observations mais une piste de recherche intéressante pourrait consister à mieux comprendre comment la rigidité des prix à la production se transmet au niveau microéconomique aux prix à la consommation.

**Graphique 2.20 : Comparaison de la rigidité des prix à la consommation et des prix à la production (zone euro)**



Note : Chaque point représente un produit présent dans l'indice de prix à la consommation et dans l'indice de prix à la production. À gauche, les fréquences de changement de prix pour ces produits (en %). À droite, les tailles de changements de prix (en %). En abscisses, les valeurs pour le prix à la consommation et en ordonnées, les valeurs pour le prix à la production.

Source : Vermeulen et al. (2007)

## 6 Conclusion

Le chapitre 1 avait mis en évidence l'importance du degré, de la nature et des causes de la rigidité des prix pour la politique monétaire. Dans ce chapitre 2, nous utilisons une base de données de relevés de prix à la production en France pour fournir une évaluation agrégée de la rigidité des prix dans l'industrie française et décrire l'hétérogénéité des comportements de fixation des prix. Il documente aussi l'hétérogénéité du degré de rigidité des prix dans la zone euro.

Tout d'abord, nous montrons que la question de la mesure des prix à la production n'est pas triviale, elle a été soulevée dès les premières contributions empiriques portant sur la rigidité des prix. Les données mobilisées pour mesurer le degré de rigidité des prix à la production peuvent être nombreuses (enquêtes qualitatives, indices de prix, relevés quantitatifs) et certaines présentent des inconvénients majeurs. Ainsi, les indices de prix permettent difficilement de mesurer avec précision le degré de rigidité des prix. Nous utilisons dans ce chapitre les relevés individuels de prix à la production utilisés par l'Insee pour construire les indices de prix à la production dans l'industrie et les services aux entreprises. Nous utilisons une variable qualitative de cette enquête pour mettre en évidence l'hétérogénéité des relevés de prix qui ne sont pas directement observables par l'enquêteur. L'échantillon utilisé dans cette étude rassemble les données les plus appropriées pour mesurer la rigidité des prix au niveau individuel.

Une des contributions de ce chapitre est de proposer une évaluation de la rigidité des prix à la production en France. Jusqu'ici aucune étude n'avait donné une telle mesure pour la France et les données pour les autres pays étaient assez rares et diffuses. Les prix à la production en France changent peu fréquemment : chaque mois environ 25% des prix ont modifiés. Les changements de prix sont de taille assez élevée comparée au taux d'inflation, ils sont proches en moyenne de 4% à la hausse comme à la baisse. Cependant, beaucoup de petits changements de prix sont aussi observés, ce qui est plus difficilement explicable avec les modèles théoriques de rigidité des prix. L'hétérogénéité sectorielle est assez importante : dans le secteur des services aux entreprises, les prix durent plus longtemps que dans les secteurs de l'industrie et les ampleurs de changements de prix y sont plus importantes. Les prix de l'énergie, des biens intermédiaires et des biens alimentaires sont modifiés plus

fréquemment que ceux des produits finis.

Le chapitre 1 a mis en évidence l'importance du choix de la modélisation de la rigidité des prix entre une règle de dépendance au temps et une règle de dépendance à l'état. Utiliser des données microéconomiques permet de discriminer les prédictions des deux modèles théoriques. Nous trouvons des preuves empiriques à la fois en faveur des modèles de dépendance au temps et de dépendance à l'état. Certaines entreprises changent ainsi leur prix tous les ans au mois de janvier, ce qui est conforme à un modèle à la Taylor avec des contrats de prix fixés. A l'aide d'un modèle logit, nous montrons aussi que, une fois tenu compte des effets saisonniers, la probabilité de changement de prix dépend aussi de facteurs tels que la position dans le cycle ou le prix des intrants. Enfin, une décomposition de la variance de l'inflation est utilisée pour mesurer la pertinence empirique relative des deux modèles. Nous trouvons que selon cette décomposition, une importante partie de la variance de l'inflation pourrait être expliquée par un modèle de dépendance au temps mais aussi que le processus d'inflation est surtout déterminé par la différence entre la probabilité de hausse et de baisse des prix.

La dernière partie du chapitre propose des résultats sur l'hétérogénéité au sein de la zone euro de la rigidité des prix. Ces résultats indiquent que le degré d'hétérogénéité entre pays est plus faible que celle observée entre les secteurs. Nous proposons de mettre en évidence certains des facteurs explicatifs de cette hétérogénéité et nous trouvons notamment que la part du coût du travail joue un rôle important pour expliquer ces différences.

Plusieurs pistes de recherche peuvent se dégager à partir de ce chapitre. Tout d'abord, dans la perspective de l'analyse de la politique monétaire, il serait intéressant de comprendre dans quelle mesure la rigidité des prix à la production peut se transmettre et se propager aux prix à la consommation. L'hypothèse d'un effet multiplicatif avancée par certains auteurs (Basu, 1995 mais aussi plus récemment Nakamura et Steinsson, 2008b) pourrait notamment être testée. Toutefois, l'appariement de données de prix à la production et de données de prix à la consommation est difficile puisqu'il nécessite de connaître avec précision les liens unissant les fournisseurs et les distributeurs et à notre connaissance, les données disponibles ne permettent pas cet appariement. De plus comme nous l'avons signalé précédemment, la prise en

compte de l'hétérogénéité des fréquences de changement de prix entre les différents niveaux de production est aussi une piste pour mieux répliquer les effets significatifs et persistants de la politique monétaire sur le produit (Carvalho, 2006).

Une deuxième piste pourrait consister à décrire empiriquement le lien susceptible d'exister entre la structure industrielle des secteurs et le comportement d'ajustement des prix des entreprises. Nous avons mis en évidence quelques preuves d'un effet de la structure concurrentielle sur la rigidité des prix. La transmission des chocs (par exemple de prix des matières premières) dans les prix à la production devrait être largement modifiée par la structure concurrentielle existant entre les différents secteurs et même par l'impact de la concurrence extérieure. Une hétérogénéité dans la transmission des chocs devraient avoir des conséquences non-négligeables sur la dynamique d'inflation. Les données d'entreprise pourraient permettre en théorie d'étudier plus précisément ce point.

Enfin, une des limites déjà soulignée dans le chapitre 1 des indicateurs de rigidité obtenus ici est qu'ils ne donnent qu'une estimation approximative du degré de rigidité des prix. En effet, la définition théorique de la rigidité repose sur l'identification d'un déséquilibre de marché et pour l'évaluer, des données supplémentaires sont nécessaires comme des données de coût par exemple. Cependant, identifier précisément chaque type de coût pour tous les secteurs de l'industrie peut s'avérer complexe et rendre compliquée l'évaluation agrégée de la rigidité des prix utile aux modèles macroéconomiques. Loupias et Sevestre (2008) propose une telle analyse à partir des données individuelles de l'enquête de conjoncture de la Banque de France, et montrent l'importance des chocs de matières premières sur la rigidité des prix à la production.

## 7 Annexes

### 7.1 Annexe A : L'enquête "Observation des Prix de Vente de l'Industrie et des Services aux entreprises"

#### 7.1.1 Concepts principaux<sup>15</sup>

L'enquête Observation des Prix de Vente de l'Industrie et des Services aux entreprises collecte chaque mois des informations auprès plus de 4 000 entreprises, soit près de 25 000 relevés de prix. Ces relevés sont ensuite utilisés pour construire des indices de prix qui permettent un suivi mensuel des prix à la production sur le marché intérieur et le partage volume/prix dans les comptes nationaux.

Les prix que l'on devrait mesurer pour être conforme à la théorie sont les prix de transaction entre un producteur et un acheteur sur le marché français. Ces prix doivent être relevés une fois les remises déduites, hors taxes (essentiellement TVA<sup>16</sup>), hors cession (hors prix pratiqués par exemple entre une entreprise et sa filiale), départ usine à une date donnée.

La transaction est définie comme la fourniture par un vendeur, à une date donnée, d'une certaine quantité du produit spécifié, à un acheteur qui en a passé la commande et acquitte un prix en contrepartie, selon des conditions financières précises.

#### 7.1.2 Méthode de collecte

La collecte des prix à la production se déroule en deux étapes : la première consiste à sélectionner les entreprises les plus représentatives des secteurs et la seconde à choisir ensuite et suivre les produits dans les différentes entreprises sélectionnées.

Une première étape consiste donc dans chaque branche à sélectionner les entreprises fabricant les produits correspondant à cette branche. Cette étape commence par une étude particulière de chaque branche afin de mieux connaître ses processus de fabrication, les caractéristiques des produits ou les stratégies commerciales. Puis, un premier échantillon d'entreprises est constitué. Les enquêtes annuelles d'entreprise

---

<sup>15</sup>Un exposé complet est disponible dans Insee (2000).

<sup>16</sup>Depuis le passage en base 2000, les indices de prix à la production sont calculés hors TVA alors que les indices en base 1995 étaient calculés hors toutes taxes (TVA, TIPP, taxes sur le tabac...)

sont la source privilégiée pour constituer cet échantillon parce qu'elles fournissent des montants des ventes des entreprises et donc d'une information sur l'importance de chaque entreprise dans son secteur. Au total, l'échantillon provisoire contient des entreprises dont le chiffre d'affaires cumulé représente au moins 50% de celui de la branche. Enfin, des contacts avec les organisations professionnelles des différentes branches permettent de préciser la connaissance de la branche (nature des prix, stratégies commerciales), de rapprocher les vocabulaires de collecte et celui de la profession, et d'obtenir des informations sur les entreprises.

Une fois les entreprises de l'échantillon retenues, des produits et des transactions-témoins par entreprise sont ensuite sélectionnés. L'information initiale est obtenue par la visite d'un enquêteur dans l'entreprise. Cette visite a pour objectifs de connaître l'entreprise et sa politique de prix et d'établir les modalités pratiques de l'enquête. L'enquêteur obtient une information sur les principaux produits fabriqués par l'entreprise et le montant des transactions. Ensuite, il convient de sélectionner pour chaque produit ou groupe de produits les transactions-témoins les plus représentatives dans l'entreprise. L'appréciation de cette importance est ici le plus souvent qualitative.

L'enquête se déroule ensuite selon deux phases : une phase de rénovation et une phase normale. La phase de rénovation correspond au début de l'enquête où l'information collectée concerne les prix pratiqués au cours de l'année précédente pour mieux contrôler l'évolution ultérieure des prix. Puis, la phase « normale » est constituée par l'envoi par l'Insee d'un questionnaire permettant de recueillir les prix pratiqués et les éventuels changements qui auraient une incidence sur une modification brusque de prix.

### 7.1.3 Principales différences avec l'indice de prix à la consommation

L'Insee publie chaque mois deux principaux types d'indicateurs de prix : des indices de prix à la consommation (chapitre 3) et des indices de prix à la production sur le marché français. L'indice agrégé de prix à la consommation est très souvent choisi comme indice de référence pour mesurer l'inflation.

Les usages des deux indices sont complémentaires :

- l'utilisation principale des deux indices est le suivi de la conjoncture éco-

nomique : l'indice de prix à la production permet de suivre l'évolution des prix à différents stades de production alors que le second est l'indicateur de référence de suivi des prix de la consommation finale des ménages ;

-les deux indices sont aussi utilisés à un niveau désagrégé par les comptes nationaux. Les indices de prix à la production permettent de distinguer la croissance effective de l'activité d'un secteur de l'évolution des prix alors que les prix à la consommation permettent ce partage volume-prix pour la consommation finale des ménages ;

-enfin, les indices de prix sont aussi utilisés par les particuliers, les entreprises et les décideurs publics. Les indices de prix à la production peuvent être une source d'information importante pour les entreprises productrices sur les marchés les intéressant. Les indices de prix à la consommation sont eux utilisés pour indexer certains contrats privés comme les pensions alimentaires mais entrent aussi dans la formule de revalorisation du salaire minimum.

Ces deux types d'indices présentent toutefois des différences fondamentales.

Tout d'abord, les deux indices ne couvrent pas les mêmes champs. Les prix à la production dans l'industrie et les services sont ceux des produits ou des services produits par une entreprise pour être vendus à une autre entreprise sur le marché français<sup>17</sup>. Dans le cas de l'indice de prix à la consommation, les prix sont ceux des biens et services au moment de leur achat par les ménages et ils sont relevés chez les détaillants ou auprès des fournisseurs directs de produits ou de services (comme les entreprises de transports par exemple).

Les prix à la production sont donc des prix mesurés à la sortie de l'entreprise productrice alors que les prix à la consommation le sont au moment de la vente finale des biens et services aux ménages. Les prix à la production sur le marché français n'incluent donc pas les prix des services aux personnes, ni ceux des produits importés contrairement aux prix à la consommation. D'autre part à champ donné, des changements dans les coûts et les marges liés aux circuits de distribution, peuvent induire une évolution divergente des deux indices.

Enfin, en termes de méthodologie, les deux indices présentent quelques différences :

---

<sup>17</sup>Sont exclus de cette étude les relevés des produits vendus pour l'exportation et ceux issus des importations.

-les prix à la production relevés ne comprennent pas la TVA alors que les prix à la consommation sont relevés toutes taxes comprises. Aussi, à champ donné, des hausses de TVA peuvent conduire à des évolutions différenciées des deux indices ;

-la constitution de l'échantillon pour la construction de l'indice de prix à la production se fait selon des critères d'importance de l'entreprise dans la branche fabriquant un produit alors que l'échantillonnage se fait selon des critères géographiques, de produits et de types de points de vente (supermarché, supérette... ) pour les prix à la consommation ;

-les pondérations de l'indice sont revues régulièrement tous les cinq ans pour l'indice de prix à la production contre tous les ans pour les prix à la consommation.

## 7.2 Annexe B : Annexe statistique

Un relevé de prix individuel est noté  $P_{j,k,t}$  où  $j$  l'indice produit,  $j = 1, \dots, J$ ,  $k$  l'indice entreprise fabriquant le produit  $j$ ,  $k = 1, \dots, K_j$ ,  $t$  l'indice temporel,  $t = 1, \dots, T$ . Le produit individuel est identifié par le couple  $(j, k)$ .  $\omega_j$  est le poids du produit  $j$  dans la nomenclature.

### Durées

Une trajectoire de prix est constituée par l'ensemble des relevés de prix pour un produit  $j$  dans une entreprise  $k$ . Chaque épisode est défini comme un laps de temps pendant lequel le prix reste fixe. Un épisode de prix  $i$  peut être caractérisé par le prix  $P_{j,k,i}$  fixé pendant tout l'épisode et la durée de cet épisode  $D_{j,k,i}$ . Cette durée est calculée comme la différence entre les deux dates calendaires de début et fin de l'épisode. Si on note  $t_{j,k,i}$  la date de la première observation du prix au cours de l'épisode  $i$  et  $N_{j,k}$  le nombre d'épisodes de prix du produit  $j$  vendu par l'entreprise  $k$ , la durée est :  $D_{j,k,i} = t_{j,k,i+1} - t_{j,k,i}$  où  $i = 1, \dots, N_{j,k}-1$  et  $D_{j,k,N_{j,k}} = t_{j,k,N_{j,k}+1} - t_{j,k,N_{j,k}} + 1$ .

La durée de la trajectoire d'un produit est définie comme la somme des durées de trajectoires de prix :  $L_{j,k} = \sum_{i=1}^{N_{j,k}} D_{j,k,i}$

Le nombre de trajectoires de produits correspond au nombre total de produits :  $K = \sum_{j=1}^J K_j$

La longueur moyenne de la trajectoire est la somme de toutes les durées de

trajectoires divisée par le nombre de produits :  $\bar{L} = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} L_{j,k}}{K}$

Le nombre total de spells de prix :  $N = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} N_{jk}$

Le nombre moyen de spells de prix par trajectoire de produit est le nombre total de spells de prix divisé par le nombre de produits :  $\bar{N} = \frac{N}{K}$

La durée moyenne non pondérée est la somme de toutes les durées divisée par le total du nombre de durées :  $\bar{D} = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} D_{j,k,i}}{N}$

La durée moyenne de prix pour le produit élémentaire  $j$  est la somme de durées de prix sur tous les spells de ce produit divisé par le nombre de spells de prix :

$$\bar{D}_j = \frac{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} D_{j,k,i}}{\sum_{k=1}^{K_j} N_{jk}}$$

La durée moyenne non pondérée par produit est la moyenne de  $J$  durées de prix moyennes  $D_j$  :  $\bar{\bar{D}} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \left( \frac{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} D_{j,k,i}}{\sum_{k=1}^{K_j} N_{jk}} \right) = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \bar{D}_j$

La durée moyenne pondérée par produit est la moyenne pondérée de  $J$  durées de prix moyennes  $D_j$  :  $\bar{\bar{\bar{D}}} = \sum_{j=1}^J \frac{\omega_j}{\bar{N}_j} \left( \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} D_{j,k,i} \right) = \sum_{j=1}^J \omega_j \bar{D}_j$

Le quantile pondéré de la distribution des durées de prix est calculé comme : Soit  $(x_1, x_2, \dots, x_M)$  une séquence de durées de prix rangées en ordre croissant où  $M$  est le nombre total de durées,  $\min(D_{j,k,i}) = x_1, x_2, \dots, x_M = \max(D_{j,k,i})$  et  $\frac{\omega_m}{N_m}$  le poids associé à chaque  $x_m$  (durée de prix individuel ordonnée). Le quantile agrégé à l'ordre  $y\%$  est alors défini comme :  $d_y = \left\{ x_m / \sum_{m=1}^M \frac{\omega_m}{N_m} = y \right\}$

### **Fréquence de changement de prix**

Soit  $I_{j,k,t}$  une fonction indicatrice du changement de prix pour l'entreprise  $k$  à la date  $t$  pour le produit élémentaire  $j$ , c'est-à-dire  $I_{j,k,t} = 1$  quand  $P_{j,k,t} \neq P_{j,k,t-1}$ , sinon  $= 0$ ,  $t = 1, \dots, T_k$ , l'indice de temps pour l'entreprise  $k$  et  $K_j$  le nombre de produits individuels pour le produit élémentaire  $j$ . Notons que la première observation est manquante. La fréquence moyenne de changements de prix pour le produit élémentaire  $j$  est le nombre de uns divisé par le nombre de relevés pour ce produit élémentaire :  $f_j = \frac{1}{(K_j-1)(T_j-1)} \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^{T_j} I_{j,k,t} = \frac{N_j-1}{T_j-1}$ . La fréquence moyenne pondérée de changements de prix est donnée par :  $\bar{f} = \sum_{j=1}^J \omega_j \times f_j$

La fréquence moyenne de changements de prix pour le produit élémentaire  $j$  à

la date  $t$  :  $f_{j,t} = \frac{1}{(K_j-1)} \sum_{k=1}^{K_j} I_{j,k,t}$ . La fréquence moyenne pondérée à la date  $t$  :

$$f_t = \sum_{j=1}^J \omega_j f_{j,t}$$

### Fréquences et durées

Pour un produit donné, la durée implicite de son prix peut se calculer comme l'inverse de la fréquence de changement de prix :  $D_j = \frac{1}{f_j}$ .

Un indicateur de la durée moyenne pourrait alors être :  $D^I = \frac{1}{\sum_{j=1}^J \omega_j \times f_j}$ , c'est-à-dire l'inverse de la fréquence moyenne. Cette durée moyenne est justifiée dans le cas où il n'y a pas d'hétérogénéité.

Dans le cas de produits hétérogènes, l'indicateur pertinent devient :  $\overline{D^I} = \sum_{j=1}^J \omega_j \frac{1}{f_j}$ , c'est-à-dire, la moyenne des inverses des fréquences. En effet, à cause de l'inégalité de Jensen ( $E\left(\frac{1}{X}\right) \geq \frac{1}{E(X)}$ ), la durée moyenne implicite est toujours inférieure à la moyenne des durées implicites autrement dit :  $\overline{D^I} = \sum_{j=1}^J \omega_j \frac{1}{f_j} \geq \frac{1}{\sum_{j=1}^J \omega_j \times f_j} = D^I$

### Taille des changements de prix

Soit  $I_{j,k,t}^+$  ( $I_{j,k,t}^-$ ) une fonction indicatrice pour une hausse (baisse) de prix pour l'entreprise  $k$  à la date  $t$  pour le produit élémentaire  $j$  c'est-à-dire  $I_{j,k,t}^+ = 1$  quand  $P_{j,k,t} > P_{j,k,t-1}$  ( $P_{j,k,t} < P_{j,k,t-1}$ ), = 0 sinon,  $t = 1, \dots, T_k$ , l'indice de temps pour l'entreprise  $k$  et  $K_j$  le nombre de produits individuels pour le produit élémentaire  $j$ .

La taille d'une hausse<sup>18</sup> :  $dp_{j,k,t}^+ = I_{j,k,t}^+ \cdot \left( \frac{P_{j,k,t}}{P_{j,k,t-1}} - 1 \right) \cdot 100$

La taille moyenne pondérée des hausses pour le produit élémentaire  $j$  :  $\overline{dp}_j^+ = \frac{\sum_{t=1}^{T_k} \sum_{k=1}^{K_j} dp_{j,k,t}^+}{\sum_{t=1}^{T_k} \sum_{k=1}^{K_j} I_{j,k,t}^+}$

La taille moyenne pondérée des hausses :  $\overline{dp}^+ = \sum_{j=1}^J \omega_j \overline{dp}_j^+$

La taille moyenne pondérée des hausses pour le produit élémentaire  $j$  à la date  $t$  :  $\overline{dp}_{j,t}^+ = \frac{\sum_{k=1}^{K_j} dp_{j,k,t}^+}{\sum_{k=1}^{K_j} I_{j,k,t}^+}$ . La taille moyenne pondérée pour les hausses à la date  $t$  :

$$\overline{dp}_t^+ = \sum_{j=1}^J \omega_j \overline{dp}_{j,t}^+$$

<sup>18</sup>Les statistiques pour les baisses se calculent de la même manière.

### 7.3 Annexe C : Modèle logit conditionnel pour le changement de prix

Soit  $N$  le nombre d'individus observés pendant  $T$  dates. Nous supposons qu'il existe une variable latente  $y_{it}^*$  déterminant la décision de changement de prix, inobservable et pouvant s'écrire comme :

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

où  $x_{it}$  sont les variables explicatives observables de la décision de changement de prix,  $\alpha_i$  est un effet individuel fixe, propre à chaque produit  $i$  et permettant de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée, et  $\varepsilon_{it}$  est un résidu indépendant.

La seule variable dépendante observée est la décision de changer de prix  $y_{it}$ , elle se définit comme :

$$y_{it} = 1 \text{ si } y_{it}^* \geq 0$$

$$\text{et } y_{it} = 0 \text{ si } y_{it}^* < 0$$

où  $y_{it}$  prend la valeur 1 si il y a changement de prix, et 0 sinon.

On peut alors écrire la probabilité d'observer un changement de prix sachant les variables explicatives :

$$\begin{aligned} P(y_{it} = 1 | x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i) &= P(y_{it}^* \geq 0 | x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i) \\ &= P(\varepsilon_{it} < x_{it}\beta + \alpha_i | x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i) \end{aligned}$$

Il s'agit ensuite de supposer une distribution de probabilité pour les résidus. Dans le cadre de modèles qualitatifs deux lois sont souvent utilisées la loi normale ou la loi logistique. Nous supposons ici une loi logistique.

$$P(y_{it} = 1 | x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i) = F(x_{it}\beta + \alpha_i)$$

$$\text{où } F(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$$

Cette hypothèse présente un avantage majeur : avec une telle loi, il n'est pas nécessaire d'estimer directement les effets fixes. On montre en effet, qu'en conditionnant par la somme des  $y_{it}$ , c'est-à-dire le total des passages à l'état 1, il est possible de construire des probabilités qui ne dépendent pas des effets fixes (Lolli-

vier, 2005). Ainsi, pour un produit  $i$  dont on observe la trajectoire de changements de prix au cours du temps  $(\delta_{it})_{t=1,\dots,T}$  (où  $\delta_{it}$  vaut 1 ou 0), la probabilité de cette trajectoire sachant les variables explicatives pourra s'écrire :

$$P\left(y_{i1} = \delta_{i1}, \dots, y_{iT} = \delta_{iT} \mid x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i, \sum_t y_{it} = s_i\right) = \frac{\exp\left(\sum_t x_{it}\beta\delta_{it}\right)}{\sum_{d_j \in B_i} \exp\left(\sum_t x_{it}\beta d_t\right)}$$

$$\text{où } B_i = \left\{ d = (d_1, \dots, d_T) \mid d_t \in \{0, 1\}, \sum_t d_t = s_i \right\}$$

L'estimation de  $\beta$  peut alors se faire par maximum de vraisemblance :

$$\max L = \max \left( \frac{\exp\left(\sum_t x_{it}\beta\delta_{it}\right)}{\sum_{d_j \in B_i} \exp\left(\sum_t x_{it}\beta d_t\right)} \right)$$

# Chapitre 3

## Rigidité des prix des restaurants et salaire minimum

### 1 Introduction

Le chapitre 2 a souligné la nécessité de mieux comprendre les mécanismes expliquant que les prix ne changent pas fréquemment. En particulier, à l'aide d'indicateurs tels que la fréquence de changement de prix, nous avons montré que ce sont les services aux entreprises qui présentent les degrés de rigidité les plus importants. Ce constat est aussi pertinent pour les prix à la consommation où les prix des services aux particuliers présentent des fréquences de changement de prix très faibles. Ainsi, respectivement dans la zone euro et aux Etats-Unis, seulement 5,6% et 15% des prix des services sont modifiés chaque mois contre respectivement 15% et 25% pour l'ensemble de l'indice de prix (Bils et Klenow, 2004 et Dhyne *et al.*, 2006). Or, comme le montre Aoki (2001), une politique monétaire optimale pourrait consister à cibler plus particulièrement les prix les plus rigides. C'est pourquoi une des pistes de recherche est de mieux identifier les causes de la rigidité des prix des services et déterminer les mécanismes de transmission des chocs à ces prix.

Dans ce chapitre, nous nous intéressons aux prix des restaurants qui sont une composante particulièrement rigide des services aux particuliers. Les fréquences de changement de prix de ce service sont égales à 4,7% en Europe et 9,0% aux Etats-Unis. Aussi, le secteur de la restauration apparaît comme un secteur particulièrement

intéressant pour comprendre les mécanismes de cette rigidité. Des articles récents ont analysé les prix des restaurants dans le cadre de modèles microéconomiques à prix rigides. Par exemple, Gaiotti et Lippi (2005) et Hobijn *et al.* (2006) ont proposé d'expliquer à l'aide des modèles théoriques de rigidité des prix le comportement de prix des restaurants au moment du passage à l'euro. En utilisant des données microéconomiques sur les prix des restaurants en Italie et dans la zone euro, ils calibrent les modèles théoriques pour tester leurs prédictions. Ces deux articles donnent ainsi des explications au pic de fréquence de changement de prix au moment du passage à l'euro. Cette date est alors considérée comme une expérience naturelle au cours de laquelle payer le coût de menu est obligatoire. Goette *et al.* (2005) décrivent à l'aide de statistiques simples (comparables à celles utilisées dans le chapitre 2), la rigidité des prix dans les restaurants en Suisse et ils obtiennent que la taille des changements de prix ne varie pas avec l'inflation mais que la variable clé est bien la fréquence de changement de prix.

Une des contributions de ce chapitre 3 est d'estimer un modèle microéconométrique permettant de lier les prix aux coûts de l'entreprise. En effet, la plupart des articles proposent d'approximer le coût marginal de l'entreprise par une variable d'inflation sectorielle (par exemple Cecchetti, 1986 ou Fougère *et al.*, 2007) ou de le représenter comme un facteur commun inobservable (Dhyne *et al.*, 2007). Ces approximations sont dues au fait que les données de prix appariées à des données précises de coût au niveau de l'entreprise sont très rarement disponibles. Dans ce chapitre<sup>1</sup>, nous utilisons le fait que dans les restaurants le nombre de salariés payés au salaire minimum est très important. Ceci nous permet de l'utiliser comme une approximation du coût marginal de l'entreprise. Ainsi nous pourrions établir si la faible fréquence des changements de prix observée est due aux changements peu fréquents du salaire minimum ou à une rigidité propre dans la fixation des prix due par exemple à l'existence d'importants coûts d'ajustement.

Les effets du salaire minimum sont en soi au coeur d'une longue controverse parmi les économistes. Les travaux de Katz et Krueger (1992) et de Card et Krueger (1994)

---

<sup>1</sup>Ce chapitre est adapté de Fougère, Gautier et Le Bihan (2008) "Restaurant Prices and the Minimum Wage", Notes d'Etudes et de Recherche de la Banque de France, n°216 et Discussion Paper CEPR n°6892.

sont à l'origine de cette controverse. Ils étudient les fast-foods aux Etats-Unis qui emploient en grande partie des salariés au salaire minimum et ces auteurs trouvent que le salaire minimum n'a que peu d'effet sur l'emploi. Neumark et Wascher (2000) ont contesté ce résultat et en utilisant des données administratives, trouvent que le salaire minimum a bien un effet négatif sur l'emploi. Card et Krueger (2000) revenant sur ce dernier résultat trouvent aussi un effet négatif mais plus faible. Aussi, la plupart du débat économique a porté sur les conséquences sur l'emploi des hausses de salaire minimum (Brown, 1999), pourtant les hausses de salaire minimum pourraient avoir un impact sur les prix *via* la hausse du coût marginal. Cependant, les preuves empiriques d'un tel lien sont pour le moment très rares (Lemos, 2008). Par exemple, Card et Krueger (1994) trouve une relation positive mais non significative entre le salaire minimum et les prix des fast-foods.

Ce chapitre utilise des données individuelles de relevés de prix à la consommation dans les restaurants en France pour évaluer l'impact du salaire minimum sur les prix. Le secteur de la restauration est comme aux Etats-Unis un secteur particulièrement intéressant puisque la part des employés payés au salaire minimum est très importante (autour de 40%). De plus, la fixation de salaires est assez peu affectée par les accords collectifs puisque dans ce secteur composé de petites entreprises les accords de salaires sont rares tant au niveau des entreprises que de la branche (chapitre 4). Notre base de données de prix est constituée de milliers de relevés de prix mensuels relevés dans les restaurants entre 1994 et 2003 par l'Insee, ce sont les relevés utilisés pour construire l'Indice de Prix à la Consommation (IPC) (Baudry *et al.* (2007) pour une analyse de la rigidité des prix avec ces données et annexe pour une description des données de l'IPC utilisées).

L'évaluation de l'effet du salaire minimum sur les prix est donc ici microéconométrique<sup>2</sup>. Deux approches microéconomiques peuvent être distinguées dans la littérature. Katz et Krueger (1992) et Card et Krueger (1994) utilisent des esti-

---

<sup>2</sup>Une approche alternative consiste à utiliser des données sectorielles macroéconomiques. Lee et O'Roarke (1999) utilisent des matrices input-output et trouvent un effet significatif du salaire minimum sur les prix dans le secteur de la restauration. Aaronson (2001) utilise lui des indices de prix désagrégés et à l'aide d'équations réduites estime la réponse des indices aux augmentations de salaire minimum. Il obtient un impact positif et retardé du salaire minimum sur les prix. Toutefois, cette approche ne permet pas de prendre en compte les non-linéarités des changements de prix, comme nous le verrons dans la section 5 de ce chapitre.

mations de différences de différences à l'aide de données d'enquêtes. Toutefois, en France, toutes les entreprises sont potentiellement concernées par une hausse du salaire minimum, ce qui ne permet pas d'utiliser une telle méthode dans notre cas puisque nous ne disposons pas de groupe de contrôle. Les études les plus récentes sur le sujet utilisent des données de panels. McDonald et Aaronson (2006) avec les données du BLS mettent ainsi en évidence un effet positif et rapide du salaire minimum sur les prix. Nous nous situons dans cette dernière voie de recherche. La principale différence avec le modèle précédent est que nous construisons un modèle permettant de prendre en compte à la fois les changements de prix peu fréquents et la taille des changements de prix. Cette approche nous permet ensuite de mieux prendre en compte les effets retardés du salaire minimum sur les prix et d'analyser l'agrégation de décisions de prix non linéaires avec agents hétérogènes.

Le chapitre est organisé de la façon suivante. La partie 2 présente les données utilisées et les principales caractéristiques de la rigidité des prix dans les restaurants et de ces facteurs explicatifs. La partie 3 présente le modèle économétrique estimé de rigidité des prix. Les résultats sont présentés et interprétés et nous évaluons sa capacité à répliquer les données. Dans la dernière partie, nous simulons le modèle pour évaluer l'impact agrégé d'une hausse du salaire minimum sur les prix. Nous comparons cette réponse avec celle obtenue avec un modèle macroéconomique linéaire standard. La conclusion présente une synthèse des résultats du chapitre et les prolongements possibles.

## **2 Rigidité des prix et déterminants des changements de prix**

Dans cette première partie, nous caractérisons la rigidité des prix dans les restaurants à l'aide des statistiques simples présentées dans le chapitre 1 et utilisées dans le chapitre 2 sur les relevés de prix à la production. Nous identifions aussi les principaux déterminants des changements de prix dans ce secteur en insistant sur la part importante des employés rémunérés au salaire minimum.

## 2.1 Rigidité des prix des restaurants

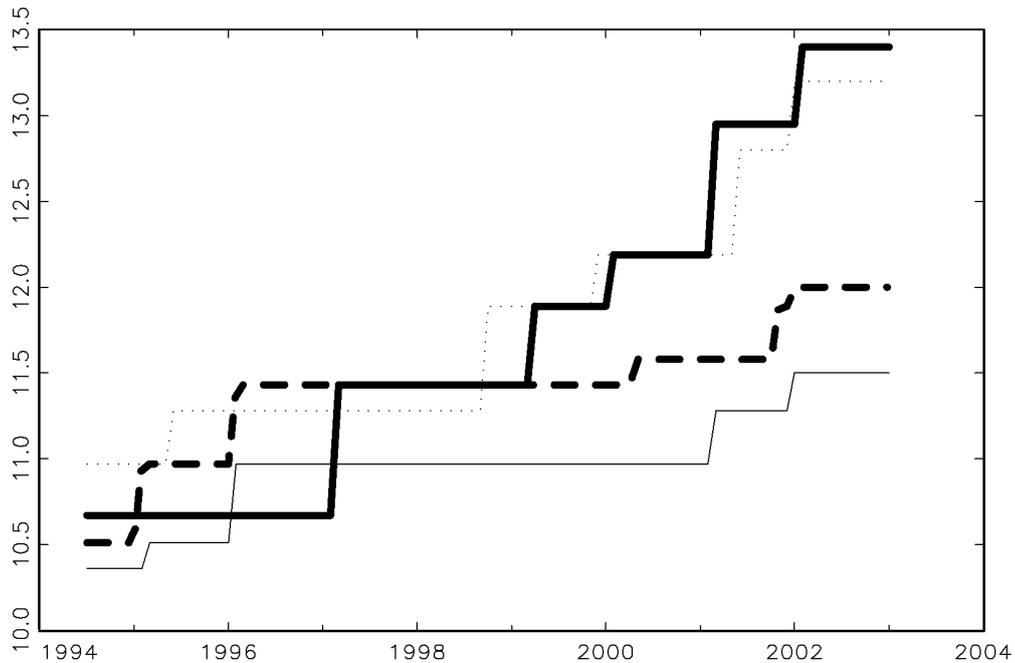
### 2.1.1 Données

Les données sont les relevés mensuels de prix à la consommation effectués par l'Insee entre juillet 1994 et février 2003 pour calculer l'IPC. Chaque observation donne le niveau du prix pour un bien ou un service particulier (ici un plat ou un menu) vendu dans un point de vente spécifique (ici un restaurant). Les prix relevés incluent toutes les taxes. Le prix est relevé avec un identifiant de produit individuel (composé d'un code pour le point de vente et un code pour le produit) et l'année et le mois du relevé ; ces informations nous permettent de suivre le même produit individuel au cours du temps. Certains traitements ont été effectués sur les données. Les fermetures des restaurants pendant les vacances occasionnent des valeurs manquantes. L'Insee remplace généralement ces valeurs manquantes avec le prix moyen observé dans les autres restaurants de la même région. Cependant cette procédure crée des changements de prix qui n'en sont pas. Aussi, nous considérons qu'au moment de la fermeture temporaire d'un restaurant, le prix ne change pas. De plus, dans les sections suivantes, nous construisons des variables explicatives comme le cumul depuis le dernier changement de prix, nous ne considérons donc ici que des épisodes de prix non censurés à gauche dont nous observons la première date de relevé. Comme le passage à l'euro est inclus dans notre échantillon, nous avons divisé tous les prix avant janvier 2002 par 6,55957 qui est le taux légal de conversion de l'Euro vers le Franc.

Ce chapitre se concentre sur le secteur des restaurants. Nous pouvons distinguer dans la base de données la restauration traditionnelle de la restauration rapide dont les stratégies de prix sont sans doute différentes comme nous le documenterons plus loin. Plusieurs produits sont présents dans la base de données pour ces deux types de restaurants : entrées, différents types de desserts, plat principal, vin, menus dans un restaurant traditionnel, menu dans un restaurant type fast-food (l'annexe donne une liste des prix des services relevés dans les restaurants, tableau 3.12). Nous avons choisi de restreindre notre analyse aux menus dans la restauration traditionnelle et dans la restauration rapide puisque ce sont sans doute les services les plus représentatifs de ces restaurants et que les données sur les menus sont celles qui sont

relevées le plus systématiquement dans les restaurants (alors que les autres produits sont relevés de manière moins systématique, l'enquêteur choisissant par exemple de relever le prix d'un dessert dans un restaurant et celui d'une entrée dans un autre). Le menu dans un restaurant traditionnel peut consister typiquement d'une entrée et d'un plat ou d'un plat et d'un dessert. L'enquêteur doit toutefois relever un produit homogène et comparable au cours des différents relevés dans le temps. Dans les fast-foods, le menu consisterait plutôt d'un hamburger, de frites et d'une boisson. Les prix des restaurants incluent systématiquement la TVA et le service. On notera toutefois qu'entre la restauration traditionnelle et les fast-foods les taux peuvent diverger. Dans la restauration traditionnelle, le taux est de 19,6%, taux habituellement observé pour la plupart des produits. Dans le secteur de la restauration rapide, deux taux s'appliquent 19,6% pour la restauration sur place et 5,5% pour les plats à emporter. En réalité, le prix affiché est généralement le même pour les deux types de services (sur place ou à emporter). Notre base de données contient 93 816 relevés de prix pour les menus dans un restaurant traditionnel et 10 726 pour les menus dans un fast-food, soit 2 948 produits individuels pour les menus dans un restaurant traditionnel et 448 pour les menus dans les fast-foods.

**Graphique 3.1 : Exemples de trajectoires de prix dans la restauration traditionnelle (en euros)**



Source : Relevés de prix à la consommation (Insee)

Le graphique 3.1 représente quelques trajectoires de prix pour un menu dans un restaurant traditionnel. Les changements de prix ne sont pas fréquents. Comme on l'a vu précédemment, cette caractéristique est considérée comme typique de prix rigides : les prix restent constants un long moment (ici souvent une année environ) et augmentent selon des hausses plus ou moins grandes. Il est à noter que certaines hausses même après une longue période où le prix n'est pas modifié sont de très faible ampleur.

### 2.1.2 Rigidité de prix

Nous décrivons à présent les principales caractéristiques de la rigidité des prix dans les restaurants traditionnels et les fast-foods. Si on se réfère à l'indicateur traditionnel de rigidité des prix, la fréquence de changement de prix, les prix dans la restauration sont très rigides. En moyenne, environ 4% des prix de la restauration

traditionnelle et 9,4% des prix des fast-foods sont modifiés chaque mois, ce qui comparés aux 19% de changements observés pour l'ensemble des relevés de biens à la consommation est très faible (Baudry *et al.*, 2007). Par conséquent, la durée d'un prix est en moyenne très longue, égale à 2 ans pour les restaurants traditionnels et un peu moins d'un an dans les fast-foods (tableau 3.1).

Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus pour les Etats-Unis ou la zone euro. A partir des données américaines, McDonald et Aaronson (2006) trouvent que environ 13% des prix des restaurants changent tous les deux mois, soit une fréquence mensuelle de changement égale à 6,5%. Pour la zone euro, Dhyne *et al.* (2006) obtiennent une fréquence de 4,7%. Ces résultats mettent en évidence un degré de rigidité des prix apparent très fort, permettant de pouvoir mieux la caractériser.

**Tableau 3.1 : Fréquence de changement de prix**

(%)	<i>Obs.</i>	$F$	$F^+$	$F^-$	$\frac{1}{F}$
Restaurants traditionnels	93 816	4,16	3,80	0,36	24,04
Fast-foods	10 726	9,41	7,07	2,34	10,63

Note :  $F$  Fréquence de changement de prix en %.  $F^+$  Fréquence de hausse de prix en %.  $F^-$  Fréquence de baisse de prix en %.

$\frac{1}{F}$  durée moyenne implicite en mois (annexe B, chapitre 2)

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee)

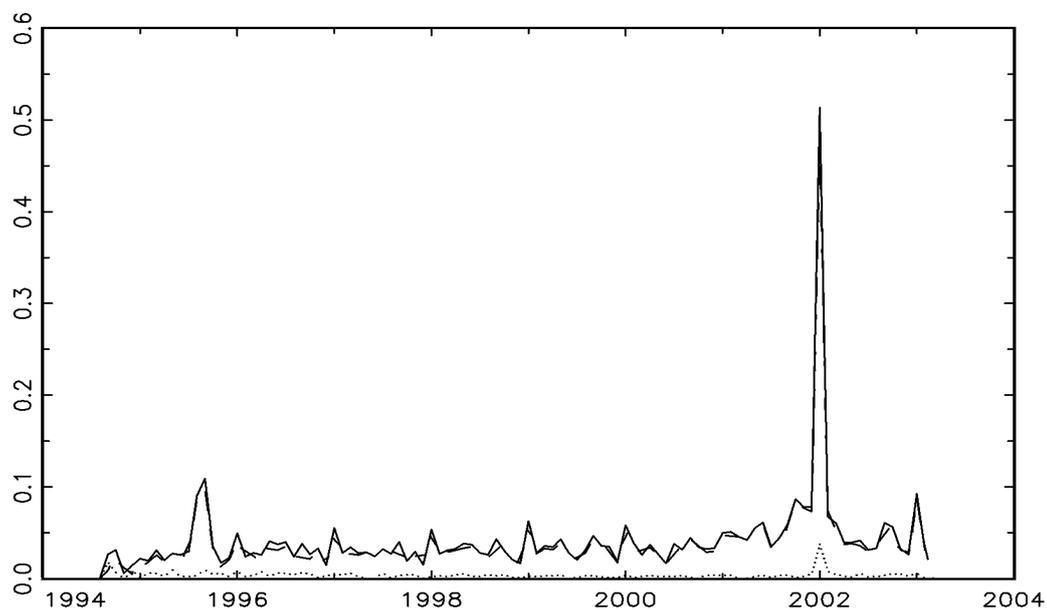
### 2.1.3 Coûts d'ajustement

Ces changements de prix peu fréquents sont souvent expliqués par l'existence de coûts d'ajustement (chapitre 1). Fisher et Konieczny (2006) en recensent trois types : tout d'abord, les coûts de menu c'est-à-dire les coûts physiques de changements de prix, ensuite les coûts associés à la collecte d'information c'est-à-dire au suivi des changements de l'environnement économique, et les coûts d'antagonisation liés aux réactions défavorables des clients au moment d'un changement de prix et en particulier d'une hausse de prix. Dans les restaurants, ces trois types de coûts d'ajustement peuvent avoir une influence sur la décision de changer les prix.

L'importance des coûts de menu apparaît comme une évidence sémantique dans le cas de la restauration. Toutefois, leur preuve empirique est sans doute difficile à

mettre en évidence et nous ne disposons d'aucune information sur le coût réel des coûts physiques de changement de prix (même si certaines études soulignent leur importance, chapitre 1).

**Graphique 3.2 : Fréquence de changement de prix dans les restaurants traditionnels**



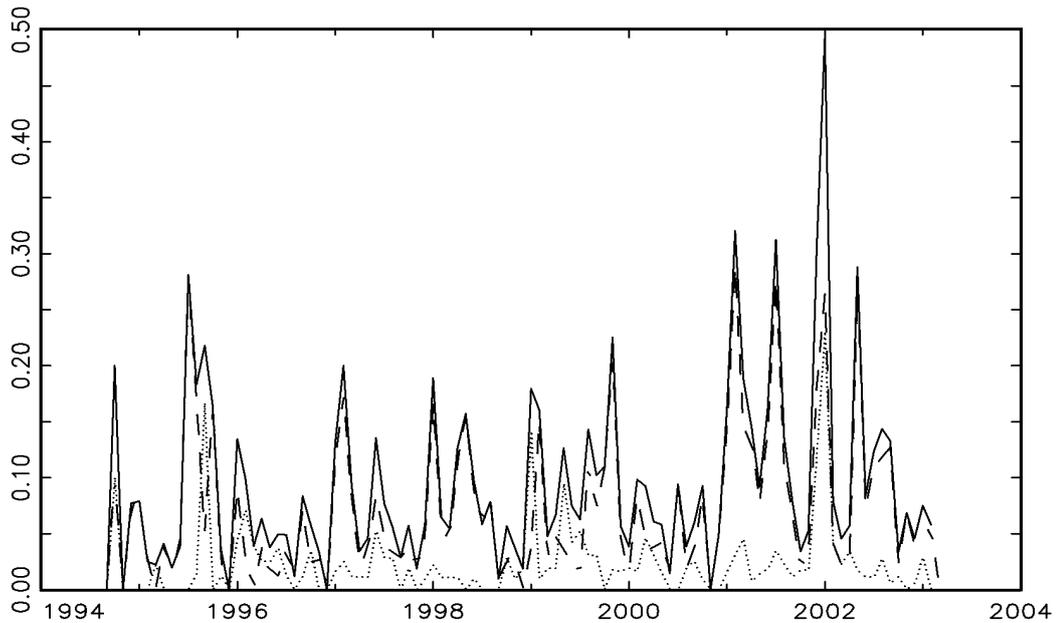
Note : Ligne continue : fréquence de changement de prix. Ligne en pointillés : fréquence de baisse de prix. Ligne en tirets : fréquence de hausse de prix

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee)

Des preuves des coûts de collecte de l'information pourraient se trouver dans la saisonnalité observée des changements de prix dans les restaurants. La fréquence de changement de prix est assez stable au cours du temps excepté au cours de certains mois particuliers comme janvier et septembre pour les restaurants traditionnels. Les graphiques 3.2 et 3.3 donnent les évolutions des fréquences de changement de prix au cours du temps pour les restaurants traditionnels et les fast-foods. La fréquence de changement de prix pour les restaurants traditionnels connaît deux pics importants et récurrents en cours d'année aux mois de janvier et septembre. Les fréquences de

changement atteignent alors 5% contre environ 3% le reste de l'année<sup>3</sup>.

### Graphique 3.3 : Fréquence de changement de prix dans les fast-foods



Note : Ligne continue : fréquence de changement de prix. Ligne en pointillés : fréquence de baisse de prix. Ligne en tirets : fréquence de hausse de prix

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee)

Dans les fast-foods, la fréquence de changement de prix présente un profil moins régulier. Toutefois, en janvier, février et juillet, environ 10% des prix sont modifiés contre moins de 7% le reste de l'année<sup>4</sup>. Une interprétation possible est que ces changements de prix sont liés au coût de collecte de l'information sur l'environnement économique. Zbaracki *et al.* (2004) décrivent ainsi l'ajustement des prix comme le résultat d'un long processus qui peut prendre une année comme c'est le cas dans l'exemple qu'ils prennent dans l'industrie. La durée est expliquée par la nécessité de rassembler un grand nombre d'informations sur les prix des concurrents ou sur l'évolution des coûts. Muller *et al.* (2006) soulignent ainsi que certains dirigeants d'entreprise préfèrent ne pas changer leurs prix en période de vacances par exemple

<sup>3</sup>On exclut de ce calcul les années 2002 et 2003 en raison de la spécificité du passage à l'euro.

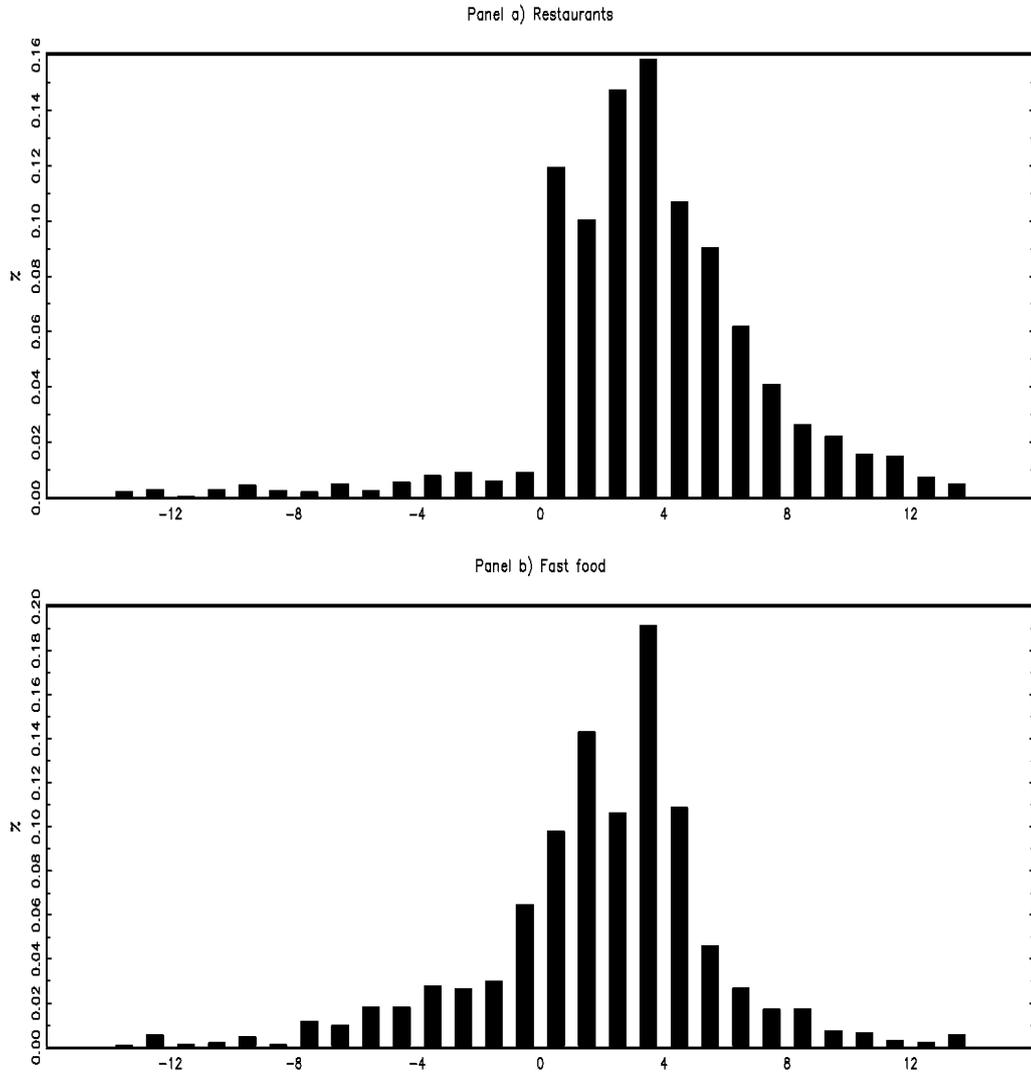
<sup>4</sup>On exclut de ce calcul les années 2002 et 2003 en raison de la spécificité du passage à l'euro.

parce que les flux de vente peuvent être plus importants et ne pas laisser le temps pour évaluer les nouvelles conditions du marché. Les dirigeants d'entreprise préféreraient réviser leurs prix de façon discrète (à certaines périodes de l'année) plutôt que de façon continue (Fisher et Konieczny (2006) proposent une approche théorique et empirique similaire). Dans notre cas, janvier et septembre correspondent aux périodes de réouverture traditionnelles après les vacances. Les changements de prix au cours de ces deux mois pourraient apparaître moins coûteux aux restaurateurs.

Le dernier type de coût, les coûts d'antagonisation, pourraient être à l'origine de la rigidité à la baisse observée dans les services. Une caractéristique spécifique des prix des services est en effet que les baisses de prix sont peu fréquentes : 20% seulement des changements de prix sont des baisses dans les services contre environ 40% pour l'ensemble des relevés de l'indice de prix (Baudry *et al.*, 2007). Le degré de rigidité à la baisse est encore plus grand dans les restaurants avec 90% des changements de prix qui sont des hausses pour seulement 10% de baisses. Les prix des fast-foods présentent aussi une telle rigidité à la baisse même si elle est moins prononcée, 24% des changements de prix sont des baisses. Deux interprétations de cette rigidité à la baisse peuvent être invoquées. La première est que les coûts marginaux peuvent ne décroître que rarement. La seconde explication est la présence de coût d'antagonisation de la part des consommateurs. Rotemberg (2005) développe ainsi un modèle où les consommateurs peuvent réagir négativement aux changements de prix et Zbaracki *et al.* (2004) ont montré la pertinence empirique de tels coûts dans le cadre de l'industrie. Un restaurateur peut être moins incité à changer son prix aujourd'hui s'il sait que demain son prix augmentera à nouveau et qu'il devra à nouveau payer un coût d'ajustement. Si une baisse de prix ne devrait pas créer de coût d'opposition du client, on peut supposer que l'éventualité d'un futur coût d'antagonisation à supporter pourrait empêcher une baisse de prix aujourd'hui.

Le graphique 3.4 représente la distribution des changements de prix. Dans le cadre d'un modèle de coût de menu traditionnel, les changements de prix seraient assez peu fréquents et les tailles de changements seraient assez importantes. Or, dans notre cas, la distribution des prix est assez étalée et on observe une proportion non négligeable de petits changements de prix.

Graphique 3.4 : Distribution des changements de prix



Note : seules les variations de prix (en log)  $\Delta p_{it}$  différentes de 0 sont considérées sur ce graphique

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee)

Environ 25% des hausses de prix sont inférieures à 1,6% dans la restauration traditionnelle et inférieure à 1,3% dans les fast-foods (tableau 3.2). La distribution est aussi caractérisée par une part significative de grands changements de prix : 10% des changements de prix dans la restauration traditionnelle sont supérieurs à 8% (alors que 10% des baisses sont inférieures à -13%). Une interprétation possible est que les consommateurs peuvent réagir plus fortement à une grande hausse de prix qu'à de petites hausses répétées et certaines entreprises peuvent préférer des grandes hausses de prix en raison des coûts à changer ses prix.

**Tableau 3.2 : Taille des changements de prix**

(%)		<i>Obs.</i>	$\Delta p_{90}$	$\Delta p_{75}$	$\Delta p_{50}$	$\Delta p_{25}$	$\Delta p_{10}$	$\Delta p^{moy}$
Restaurants	$\Delta p^-$	340	-13.36	-8.54	-3.95	-1.30	-0.26	-6.09
traditionnels	$\Delta p^+$	3,909	8.00	5.25	3.18	1.65	0.30	4.34
Fast-foods	$\Delta p^-$	269	-7.55	-5.09	-2.78	-0.95	-0.55	-3.74
	$\Delta p^+$	844	5.88	3.66	2.82	1.29	0.34	3.35

Note : Seuls les changements de prix différents de zéro sont considérés ici.

$\Delta p^+$  : hausse et  $\Delta p^-$  : baisses sont considérées séparément.  $\Delta p_{90}$  : 90ème percentile de la distribution ;  $\Delta p_{75}$  : 75ème percentile de la distribution ;

$\Delta p_{50}$  : médiane de la distribution ;  $\Delta p_{25}$  : 25ème percentile de la distribution ;

$\Delta p_{10}$  : 10ème percentile de la distribution ;  $\Delta p^{moy}$  : changement de prix moyen.

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee)

En résumé, les grandes baisses de prix ne sont donc pas rares ainsi que les petites hausses de prix. Aaronson (2001) fait la même observation pour les restaurants aux Etats-Unis : la distribution des changements est asymétrique, la proportion de petits changements est importante, 12% des changements sont supérieurs à 10% et la taille moyenne des hausses de prix est inférieure en valeur absolue à la moyenne des baisses de prix.

## 2.2 Déterminants des changements de prix

L'objectif de ce chapitre est de mettre en évidence les déterminants des changements de prix et de pouvoir ainsi distinguer dans la rigidité des prix apparente ce qui est expliqué par la rigidité des facteurs sous-jacents et la rigidité propre issue

des coûts à ajuster. Suivant les modèles proposés par Cecchetti (1986) et Ratfai (2006), nous supposons que le prix est modifié peu fréquemment et s'ajuste alors à un prix non observé optimal en l'absence de coût d'ajustement (qui correspond au prix  $P_i^*$  du modèle à prix flexibles du chapitre 1). Ce prix inobservé dépend de la structure de coûts et de demande de l'entreprise. Ce prix optimal est généralement défini comme le coût marginal fois le taux de marge. L'hypothèse de départ ici est que le coût du travail et les coûts des intrants (notamment alimentaires) sont les principales composantes du coût marginal.

### 2.2.1 Coût du travail et salaire minimum

Le coût du travail devrait être une composante majeure des coûts d'un restaurant. En effet, selon les données des comptes nationaux, la part des rémunérations dans le secteur des hôtels et restaurants sur les coûts est de l'ordre de 37% (en moyenne sur la période comprise entre 1995 et 2005). Pour la restauration rapide, Parsley et Wei (2007) obtiennent des estimations directes de fonction de coût pour les Big Mac vendus par MacDonald et trouvent que le coût du travail représente 46% des coûts totaux pour produire les hamburgers.

Dans les restaurants, la plus grosse partie du coût du travail est composée des salaires des employés payés au salaire minimum. Dans le secteur de la restauration et de l'hôtellerie, plus de 40% des employés sont payés au salaire minimum (DARES, 2000, 2001 et 2002). Environ 55% des employés sont payés au salaire minimum dans les entreprises de moins de 10 salariés (de 1996 à 2002, en moyenne, plus de 90% des entreprises de restauration rapide et traditionnelle sont des entreprises de moins de 10 salariés). Ce ratio est particulièrement élevé si on le compare à la part nationale des employés payés au salaire minimum qui est comprise entre 12 et 15% sur la période d'observation. De plus, Koubi et Lhommeau (2006) mettent en évidence que les hausses de salaire minimum ont des effets rapides sur les salaires situés au dessus du salaire minimum. L'élasticité des salaires inférieurs à 1,1 fois le salaire minimum est de 0,7 dans le secteur des hôtels et restaurants. Ceci implique qu'une hausse du salaire minimum devrait impacter indirectement mais rapidement une plus grande part encore du coût salarial dans les restaurants.

Le salaire minimum est national en France, il s'agit du SMIC (Salaire Minimum

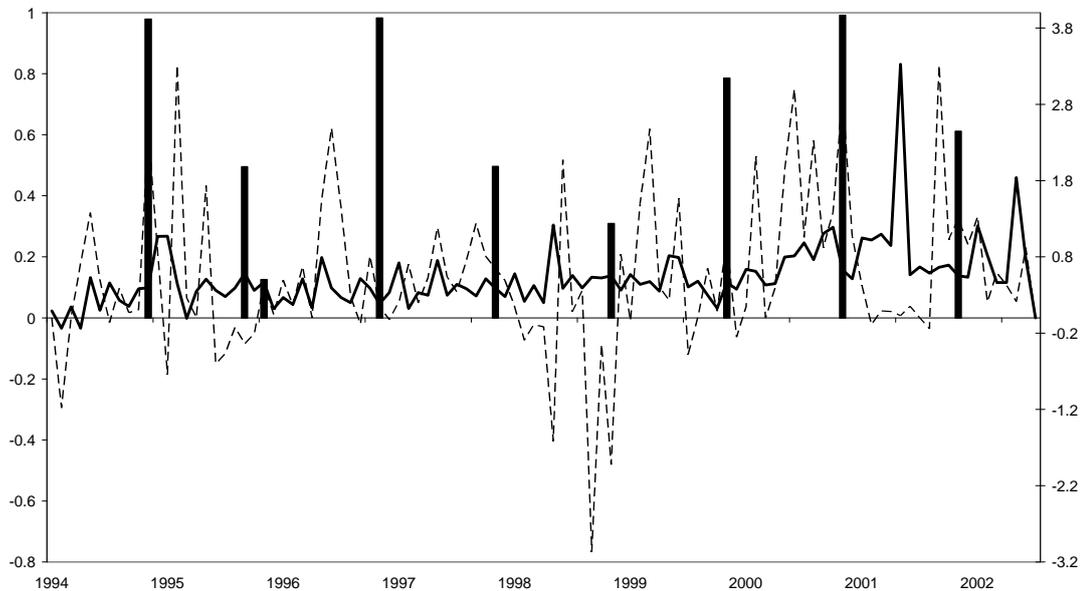
Interprofessionnel de Croissance). Il s'applique à tous les employés et types d'entreprises, les hausses de SMIC sont obligatoires et un salarié ne peut être payé en dessous de ce seuil. Le salaire minimum augmente en juillet de chaque année suivant une règle légale, qui est basée sur une indexation partielle à l'inflation passée et à la croissance passée de salaires. La règle est la suivante : l'augmentation annuelle du pouvoir d'achat du SMIC ne peut être inférieure à la moitié de l'augmentation du pouvoir d'achat des salaires horaires des ouvriers (mesurée par l'enquête ACEMO) (article L.141-5 du Code du Travail). En plus de ces indexations sur les salaires et les prix, le gouvernement peut décider un "coup de pouce" c'est-à-dire une hausse supplémentaire soit en cours d'année (article L.141-7 du Code du Travail), soit à l'occasion de la revalorisation au 1er juillet (articles L.141- 4 et 5 du même Code). Par ailleurs, lorsque l'indice national des prix à la consommation (hors tabac) des ménages urbains dont le chef est ouvrier ou employé croît à un rythme supérieur à 2%, le SMIC est revalorisé dans la même proportion le 1<sup>er</sup> jour du mois suivant (article L.141-3 du Code du Travail). Le salaire minimum a donc été augmenté chaque mois de juillet entre 1994 et 2003 sauf en 1996 où il a aussi été augmenté en mai en raison de la hausse de l'inflation. Nous observons de la variabilité dans les hausses de salaire minimum sur la période, ces hausses varient entre 1,2% et 4% (graphique 3.5). Sur la période, les hausses de salaire minimum étaient en moyenne plus importantes que les hausses des autres salaires. En parallèle, les gouvernements successifs ont décidé de baisser les cotisations sociales employeurs pour les bas salaires sur cette période. Par exemple, le taux de cotisations sociales employeurs pour un salarié payé au salaire minimum a baissé de 24,8% en début de période, à 12% en septembre 1995 et 4,2% en janvier 2003 (OFCE, 2003). La variable utilisée pour le coût du salaire minimum inclut cette baisse des charges sociales<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup>Des baisses de cotisations ont aussi porté sur le travail à temps partiel qui représente une part importante des salariés du secteur des restaurants. Toutefois, en l'absence de données sectorielles fines sur la part du temps partiel dans les restaurants et sur l'ampleur de ces baisses au niveau du SMIC. Nous ne considérons pas ces baisses ici.

Par ailleurs, le passage aux 35h des petites entreprises a eu lieu autour du début de l'année 2002 et le secteur de la restauration a sans doute été peu impacté par ce changement dans le temps de travail. Nous ne prenons pas en compte ce changement.

**Graphique 3.5 : Inflation dans les restaurants traditionnels et les fast-foods et hausses du salaire minimum**



Note : l'histogramme noir représente les hausses de SMIC sur la période en %, la ligne continue la variation mensuelle de l'indice de prix à la consommation recomposé pour les menus dans les restaurants traditionnels et la ligne en pointillés la variation mensuelle de l'indice de prix à la consommation recomposé pour les menus dans les fast-foods.

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee)

La mesure des salaires et des coûts du travail dans la restauration pose des problèmes spécifiques à ce secteur qui peuvent biaiser l'effet estimé du salaire minimum sur le coût du travail.

Tout d'abord, il est vraisemblable qu'une partie des employés du secteur de la restauration soit payée sur le marché noir. Or, la mesure du nombre d'employés engagés au noir est par définition difficile à donner. Une étude récente de l'ACOSS (Agence Centrale des Organismes de Sécurité Sociale), chargée de la collecte des cotisations a estimé grâce à une quête spécifique qu'environ 12% des employés du secteur de l'hôtellerie, cafés et restauration sont payés au noir en 2005. Toutefois, en l'absence de mesure plus précise, nous pouvons supposer que la plupart des employés

payés au noir le sont sur une base proportionnelle à celle du SMIC.

Ensuite, les pourboires ne sont pas reportés dans notre base de données. Ils constituent toutefois un problème sans doute moins important puisque le service est compris dans le prix. De plus, les pourboires font partie des revenus des employés mais n'entrent pas directement dans la fonction de coût des employeurs. Ils peuvent affecter la décision des restaurateurs mais de façon indirecte en donnant l'opportunité aux employeurs d'offrir un salaire inférieur en échange de pourboire. Le salaire minimum est toutefois la limite inférieure légale pour un salaire. Qui plus est, les pourboires ne sont pas obligatoires et aucune norme sociale n'existe pour en fixer le montant. Les pourboires ne devraient pas biaiser les estimations.

### **2.2.2 Autres coûts, demande et événements spécifiques**

Un autre type de coût pour les restaurants est le coût des matières premières alimentaires. Pour les restaurants de type fast-foods, Parsley et Wei (2007) obtiennent que le coût de ces intrants représente environ 31,6% des coûts pour produire un Big Mac. Dans cette étude, nous utilisons un indice de prix agrégé pour approximer le prix de cet input, il s'agit de l'indice de prix à la production alimentaire sur la période publié chaque mois par l'Insee. Nous incorporons aussi une variable de contrôle pour la demande dans ce secteur. il s'agit d'un indice de volume de chiffres d'affaires dans le secteur de la restauration traditionnelle et dans la restauration rapide. Ces deux séries sont publiées par l'Insee mensuellement.

Deux changements dans le taux TVA se sont produits sur la période : une hausse de 18,6% à 20,6% en août 1995 et une baisse de 20,6% à 19,6% en avril 2000. Deux variables indicatrices sont utilisées pour prendre en compte ces changements qui devraient avoir un effet sur les changements de prix. Toutefois, ces effets pourraient ne pas être triviaux selon la théorie des coûts de menu. Par exemple, les entreprises pourraient concentrer leurs changements de prix sur ces périodes même s'ils prévoyaient de changer leur prix avant ou après le changement de TVA. Les consommateurs pourraient en effet, mieux comprendre et accepter des hausses de prix au moment d'une hausse de TVA qui est une augmentation observable par tous. On note ensuite que le taux réduit de TVA à 5,5% n'est pas affecté par ces changements. Aussi les fast-foods sont supposés être moins affectés par ces changements puisque

pour eux le taux de TVA pertinent est sûrement une pondération des deux taux selon la part de vente à emporter dans leur chiffre d'affaires.

Enfin, nous introduisons aussi une variable indicatrice pour le passage à l'euro en janvier 2002 ainsi que deux autres variables indicatrices pour la période précédant ce passage et la période suivant ce changement de monnaie. Au moment du passage à l'euro, tous les restaurants ont dû changer leurs prix nominaux pour s'adapter au changement de monnaie. Hobijn *et al.* (2006) notent qu'un tel événement force l'ensemble des entreprises à payer le coût d'ajustement et ainsi crée un regroupement des changements de prix qui auraient dû avoir lieu à des dates différentes en l'absence de changement de monnaie. Ainsi, on note sur le graphique 3.2 que les restaurants traditionnels ont choisi de changer leurs prix à la date du passage à l'euro ou les mois précédents. Cependant, nous supposons ici que le niveau des prix dans les restaurants n'est pas affecté à long terme par ce changement de monnaie.

### 3 Un modèle économétrique pour les changements de prix peu fréquents

#### 3.1 Théorie

L'approche la plus standard pour modéliser des changements de prix peu fréquents est de supposer que les entreprises doivent payer un coût d'ajustement au moment de changer leurs prix. Le chapitre 1 a synthétisé les approches théoriques de ces modèles à coût d'ajustement qui concluent qu'en présence de coût d'ajustement la règle optimale à suivre est de type  $(S, s)$ . Toutefois, les modèles théoriques ne conduisent à des règles  $(S, s)$  optimales que dans des cas assez précis et restreints. Comme le note Attanasio (2000), pour estimer empiriquement de tels modèles, il est parfois nécessaire de trouver des spécifications empiriques s'éloignant un peu de ces modèles sans qu'on puisse conclure à leur stricte optimalité théorique. L'idée des modèles  $(S, s)$  est qu'il existe une bande d'inaction dans laquelle il est optimal pour l'entreprise de ne rien faire. Les entreprises tolèrent un écart à la situation optimale sans coût d'ajustement aussi longtemps que cet écart n'est pas trop important comparé au coût à ajuster.

Le prix optimal obtenu sans coût d'ajustement peut être obtenu à l'aide d'un modèle simple à prix flexibles comme démontré dans le chapitre 1. Le prix optimal est alors le produit du coût marginal et du taux de marge  $P_{it}^* = k_i MC_{it}$ . Si on reprend le modèle proposé par Rotemberg (1982) ou Cecchetti (1986), dans le cadre d'une fonction de production à deux intrants, la maximisation du profit conduit à l'expression log-linéaire suivante du prix :

$$p_{it}^* = a_i + bw_t + cq_t + dy_t$$

où  $w_t$  et  $q_t$  sont respectivement le logarithme du prix du travail et de la matière première alimentaire et  $y_t$  est le niveau de la demande.

En présence de coût d'ajustement, les entreprises ont un arbitrage entre s'écarter de ce prix optimal (et perdre une partie de leurs profits) et payer le coût d'ajustement. Dans le cas d'une règle de type  $(S, s)$ , la règle optimale d'ajustement est donc d'ajuster les prix seulement si la différence entre le prix optimal  $p_{it}^*$  et le prix nominal  $p_{it-\tau}$  modifié à la période  $t - \tau$  (où  $\tau$  est la durée depuis le dernier changement de prix), excède un certain seuil qui peut être différent pour les hausses et les baisses (Tsiddon, 1993). Quand les prix sont modifiés, les nouveaux prix sont fixés au niveau du prix optimal sans rigidité (à une constante près). Si le prix a été modifié il y a  $\tau$  périodes, alors  $p_{it-1} = p_{it-\tau} = p_{it-\tau}^*$ . La décision de l'entreprise dépend de la distance couverte par  $p_{it}^*$  entre les dates  $t - \tau$  et  $t$  (la date de l'observation du prix). On note  $\Delta_\tau p_{it}^*$  cette variable. Si elle dépasse un certain seuil  $C^6$ , alors le prix est modifié. Après avoir inclus un terme d'erreur dans le prix optimal (ou la taille des bandes), la probabilité d'un changement de prix dépend du cumul des variations de  $p_{it}^*$  depuis le dernier changement de prix.

Le modèle  $(S, s)$  introduit des restrictions assez sévères sur les caractéristiques des ajustements de prix. Par exemple, dans le cadre du modèle standard de coût de menu, la taille de tous les changements de prix est supposée égale au seuil  $C$  qui est supposé constant dans le modèle. De plus, dans ce modèle, des coûts d'ajustement importants impliquent des changements de prix rares mais aussi de grande ampleur.

<sup>6</sup>Dans les modèles théoriques (Sheshinski et Weiss, 1977 par exemple), on montre que ce seuil est une fonction croissante du coût d'ajustement. Toutefois, dans notre approche qui consiste à utiliser une forme réduite, le coût de menu ne peut pas être mesuré puisque ce seuil est alors une fonction de paramètres structurels qui ne peuvent être identifiés ici.

Or, cette prédiction est en contradiction avec ce que l'on observe sur notre échantillon où les changements de prix sont certes peu fréquents mais d'ampleur souvent limitée (graphique 3.4).

Pour prendre en compte ce fait stylisé, nous autorisons deux différences par rapport au modèle standard. Tout d'abord, le seuil  $C$  peut fluctuer dans le temps et entre les entreprises : il peut ainsi dépendre d'événements comme le passage à l'euro ou la saisonnalité qui, on l'a vu, a une influence sur le coût à changer les prix et donc sur le seuil déclenchant les changements (sans en avoir sur le prix optimal en l'absence de rigidité). Deuxièmement, nous relâchons l'hypothèse sur la relation entre les paramètres définissant les bandes d'inaction et la taille du changement de prix. Cette approche plus flexible contient comme cas particulier le modèle de Calvo (1983) qui suppose une probabilité constante de changement de prix et génère de petits changements de prix

Cette approche est aussi liée à celle de Caballero et Engel (1999). Dans leur modèle, la probabilité d'observer un changement de prix est une fonction de l'écart entre le prix nominal observé et le prix optimal en l'absence de rigidité. Cet écart est la variable d'état pertinente, aussi bien qu'un problème d'optimisation dynamique sous-tende la règle de décision, il n'y a pas ici de terme d'anticipation dans notre équation.

Une dernière question se pose dans notre spécification : dans les restaurants, il peut exister une marge d'ajustement alternative au prix. Il est possible que les restaurants choisissent de diminuer la qualité ou la quantité du service plutôt que d'augmenter leur prix après un choc négatif. L'existence d'une telle marge d'ajustement devrait baisser la valeur du paramètre d'intérêt  $b$ , si on compare au modèle standard dans lequel cette marge n'existe pas. Toutefois, dans notre approche avec une forme réduite, comme  $w_t$ ,  $q_t$  et  $y_t$  sont des covariables exogènes, l'impact total du salaire minimum sur les prix nominaux devrait être estimé de façon convergente. De plus, il est à noter que dans nos données, l'Insee interrompt la série de relevés de prix dès que la nature du produit change significativement, ce qui limite empiriquement l'importance de cette marge d'ajustement.

### 3.2 Modèle économétrique

Le modèle économétrique choisi contient en cas particulier la spécification  $(S, s)$ . Il est relié aux modèles proposés par la littérature précédemment. Par exemple, Attanasio (2000) a proposé une approche flexible pour estimer ce type de modèle en l'appliquant à la consommation de biens durables. Plus récemment encore et dans le cadre de modèle de rigidité des prix, Ratfai (2006) a proposé l'estimation d'un modèle  $(S, s)$  à l'aide d'un probit alors que Dhyne *et al.* (2007) introduisent dans un modèle comparable des bandes stochastiques (voir chapitre 1). Sur le plan méthodologique, nous nous distinguons du premier modèle en estimant la taille du changement de prix et du deuxième modèle en utilisant des approximations du coût marginal et en autorisant une asymétrie potentielle dans la décision de changer de prix.

Supposons que  $p_{it}$  est le prix fixé par le restaurant  $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) à la date  $t$ . Nous introduisons la variable  $y_{it}$  qui représente la décision de changement de prix du restaurant  $i$  à la date  $t$ . Cette variable peut prendre trois valeurs :  $-1$  quand le prix diminue,  $0$  quand le prix ne change pas et  $+1$  quand le prix augmente. La probabilité qu'un prix change dans le restaurant  $i$  à la date  $t$  est supposée être générée par la variable latente  $\Delta_\tau p_{it}^*$  définie comme :

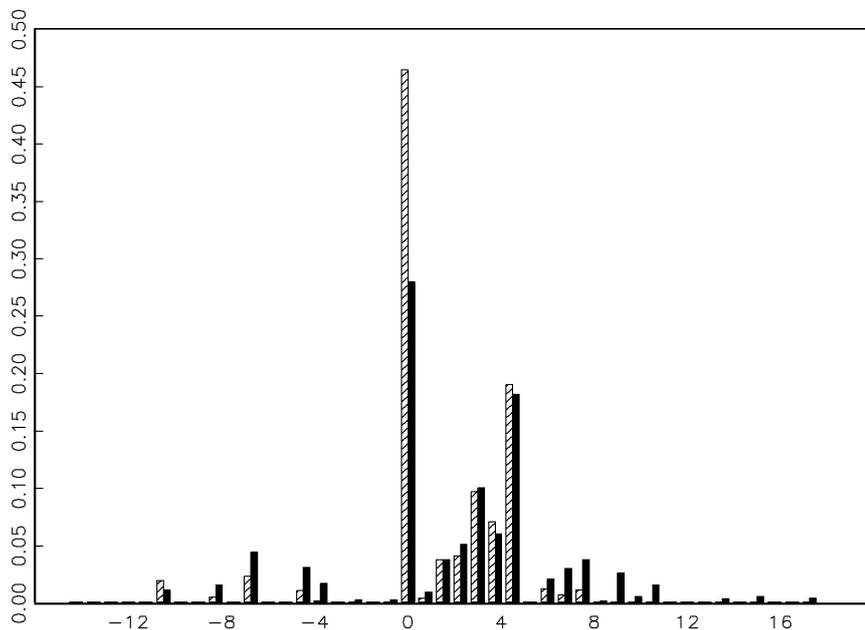
$$\Delta_\tau p_{it}^* = \Delta_\tau X_{1,t} \beta_1 + u_i + \varepsilon_{1,i,t}$$

où  $\Delta_\tau X_{1,t} = X_{1,t} - X_{1,t-\tau}$  qui est la variation de  $X_{1,t}$  entre les dates  $t$  et  $t - \tau$  ( $\tau$  est la durée depuis le dernier changement de prix<sup>7</sup>). Le vecteur des covariables inclut les variables affectant la structure des coûts notamment la variation du niveau du salaire minimum (notre approximation pour la variation du coût du travail), la variation de l'indice de prix à la production alimentaire, la variation de la demande agrégée (soit dans les restaurants traditionnels, soit dans les fast-foods) et les indicatrices de changements TVA. La distribution des changements du salaire minimum a un support relativement étroit au cours de la période considéré. Toutefois, comme

<sup>7</sup>Comme la date de début du premier prix observé pour un produit donné n'est pas observée, la première trajectoire de prix n'est pas utilisable ici. Toutefois, nous faisons l'hypothèse que le biais de sélection qui pourrait en résulter est faible car nous observons plusieurs trajectoires de prix pour un produit donné.

dans notre modèle, les explicatives sont considérées en cumul depuis le dernier changement de prix, le support de cette variable cumulée est plus large et plus dispersée (Graphique 3.6). Ceci devrait favoriser l'identification des effets du salaire minimum sur les prix. Le terme  $u_i$  capture les caractéristiques inobservées des restaurants qui affectent la probabilité de changement du prix comme des différences dans le coût du changement de prix ou des différences sur les variations du coût marginal. Cet effet individuel est supposé normal de moyenne nulle et de variance  $\sigma_u^2$  il est supposé être indépendant de  $\Delta_\tau X_{1,t}$ . Le terme aléatoire  $\varepsilon_{1,i,t}$  est distribué selon une loi normale de moyenne 0 et de variance 1 (pour des raisons d'identifiabilité du modèle), ce terme représente les chocs idiosyncrasiques sur la probabilité de changement de prix. Ce terme peut à la fois capter les chocs sur le coût marginal mais aussi sur le coût d'ajustement (Dotsey *et al.*, 1999).

**Graphique 3.6 : Distributions des changements cumulés de salaire minimum depuis le dernier changement de prix**



Note : histogramme noir pour les restaurants traditionnels et hachuré pour les fast-foods. Les baisses de cotisations sociales employeurs sont incluses dans le coût du travail au niveau du salaire minimum.

Source : Insee et OFCE (2003)

Les changements de prix sont donc générés par un modèle probit ordonné. Ainsi, la probabilité de hausse de prix à la date  $t$  s'écrit :

$$\begin{aligned}\Pr(y_{i,t} = 1) &= \Pr(\Delta_{\tau} p_{i,t}^* > -C_1 - X_{2,t} \beta_2^+) \\ &= \Pr(\varepsilon_{1,i,t} > -\Delta_{\tau} X_{1,t} \beta_1 - u_i - C_1 - X_{2,t} \beta_2^+)\end{aligned}\quad (3.1)$$

où  $C_1$  est un seuil constant associé aux hausses de prix, et  $X_{2,t}$  est un vecteur dépendant du temps composé des indicatrices mensuelles, du passage à l'euro ou des indicatrices de changement de TVA. Ces covariables sont incorporées dans la décision de changer de prix car les coûts associés à la décision de modifier son prix peuvent varier au cours du temps. Par exemple, les restaurateurs ont une probabilité plus élevée de revoir leurs prix en janvier et septembre car les coûts d'ajustement pourraient être plus faibles au cours de ces deux mois. Woodford (2003) justifie cette observation :

The main benefit of infrequent price changes is not lower menu costs, but reduction of the costs associated with information collection and decision-making. Obtaining this benefit necessarily means that the timing of the occasions upon which prices are reconsidered is largely independent of current market conditions ; for example, firms often reconsider pricing policy at a particular time of year.

Nous incluons aussi dans ce vecteur  $X_{2,t}$  l'indicatrice de passage à l'euro puisqu'à cette date toutes les entreprises ont dû changer leurs prix pour passer des Francs en Euros et ont ainsi été obligées de payer un coût de menu, ce qui les a aussi incitées à regrouper leurs changements de prix à cette date ou autour de cette date (Hobijn *et al.*, 2006). Enfin, les changements de TVA ont aussi un impact sur les coûts d'ajustement dans la mesure où les consommateurs peuvent être plus compréhensifs face à une hausse de prix si elle est visiblement justifiée par une hausse de la TVA.

Sachant qu'une hausse de prix est décidée à la date  $t$ , la taille de la hausse de prix est déterminée par :

$$\Delta_{\tau} p_{i,t}^+ = \Delta_{\tau} X_{1,t} \gamma_1^+ + \alpha^+ u_i + \varepsilon_{2,i,t}\quad (3.2)$$

où  $\gamma_1^+$  et  $\alpha^+$  sont les paramètres à estimer et  $\varepsilon_{2,i,t}$  est une variable aléatoire normale

de moyenne 0 et de variance  $\sigma_{2+}^2$ , cette variable capte les chocs idiosyncrasiques sur les variations du coût marginal.

La covariance entre les chocs idiosyncrasiques  $\varepsilon_{1,i,t}$  et  $\varepsilon_{2,i,t}$  est égale à  $(\rho_+ \sigma_{2+})$ ,  $\forall i = 1, \dots, n$ , et  $\text{cov}(\varepsilon_{1,i,t}, \varepsilon_{2,j,t'}) = 0$ ,  $\forall j \neq i$ ,  $\forall t \neq t'$ . Les covariables  $X_{2,t}$  sont supposées avoir un effet sur l'occurrence d'un changement de prix,  $y_{i,t}$ , mais pas sur sa taille ( $\Delta p_{i,t}^+$  pour une hausse,  $\Delta p_{i,t}^-$  pour une baisse). Cette condition d'exclusion permet d'identifier le modèle sans se reposer uniquement sur une hypothèse de distribution du vecteur des résidus.

La contribution à la vraisemblance d'une hausse de prix dans le restaurant  $i$  à la date  $t$ , sachant  $u_i$ , est donc :

$$\begin{aligned} l_{i,t}(u_i) &= \frac{1}{\sigma_{2+}} \phi \left( \frac{B_{i,t}^+}{\sigma_{2+}} \right) \times \Pr \left[ \varepsilon_{1,i,t} > -A_{i,\tau_{j+1}}^+ \mid \varepsilon_{2,i,t} = B_{i,t}^+ \right] \\ &= \frac{1}{\sigma_{2+}} \phi \left( \frac{B_{i,t}^+}{\sigma_{2+}} \right) \times \Phi \left( \frac{A_{i,t}^+ + \frac{\rho_+}{\sigma_{2+}} B_{i,t}^+}{\sqrt{1 - \rho_+^2}} \right) \end{aligned}$$

où

$$A_{i,t}^+ = C_1 + \Delta_\tau X_{1,t} \beta_1 + X_{2,t} \beta_2^+ + u_i$$

et

$$B_{i,t}^+ = \Delta_\tau p_{i,t}^+ - \Delta_\tau X_{1,t} \gamma_1^+ - \alpha^+ u_i$$

$\phi$  et  $\Phi$  sont respectivement la densité et la fonction de répartition d'une distribution gaussienne.

La probabilité d'observer une baisse dans le restaurant  $i$  à la date  $t$  peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \Pr(y_{i,t} = -1) &= \Pr(\Delta_\tau p_{i,t}^* < -C_2 - X_{2,t} \beta_2^-) \\ &= \Pr(\varepsilon_{1,i,t} < -\Delta_\tau X_{1,t} \beta_1 - u_i - C_2 - X_{2,t} \beta_2^-) \end{aligned} \quad (3.3)$$

où  $C_2$  est le seuil associé aux baisses de prix<sup>8</sup>. Les baisses de prix sont traitées séparément des hausses de prix pour pouvoir prendre en compte l'asymétrie éventuelle dans les changements de prix, qui peut soit refléter des coûts d'antagonisation ou

<sup>8</sup>Dans les restaurants traditionnels, les baisses de prix sont très rares et concentrées au moment du passage à l'euro (graphique 3.2). Pour ce type de restaurants, nous n'avons considéré que deux valeurs pour  $y_{it}$  1 si on observe une hausse et 0 sinon.

des différences de réponses aux chocs des entreprises en termes de changement de prix. Sachant qu'une baisse de prix est observée, la taille de la baisse de prix est modélisée comme :

$$\Delta_\tau p_{i,t}^- = \Delta_\tau X_{1,t} \gamma_1^- + \alpha^- u_i + \varepsilon_{3,i,t} \quad (3.4)$$

Les termes aléatoires  $\varepsilon_{1,i,t}$  et  $\varepsilon_{3,i,t}$  sont supposés distribués selon une loi normale :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,i,t} \\ \varepsilon_{3,i,t} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_- \sigma_{2-} \\ \rho_- \sigma_{2-} & \sigma_{2-}^2 \end{pmatrix} \right]$$

La contribution à la vraisemblance d'une baisse de prix dans le restaurant  $i$  à la date  $t$ , sachant  $u_i$ , est donnée par :

$$\begin{aligned} l_{i,t}(u_i) &= \frac{1}{\sigma_{2-}} \phi \left( \frac{B_{i,t}^-}{\sigma_{2+}} \right) \times \Pr [\varepsilon_{1,i,t} < -A_{i,t}^- \mid \varepsilon_{3,i,t} = B_{i,t}^-] \\ &= \frac{1}{\sigma_{2-}} \phi \left( \frac{B_{i,t}^-}{\sigma_{2+}} \right) \times \Phi \left( \frac{-A_{i,t}^- - \frac{\rho_-}{\sigma_{2+}} B_{i,t}^-}{\sqrt{1 - \rho_-^2}} \right) \end{aligned}$$

où

$$A_{i,t}^- = C_2 + \Delta_\tau X_{1,t} \beta_1 + X_{2,t} \beta_2^- + u_i$$

et

$$B_{i,t}^- = \Delta_\tau p_{i,t}^- - \Delta_\tau X_{1,t} \gamma_1^- - \alpha^- u_i,$$

Si on ajoutait la restriction suivante  $\beta_1 = \gamma_1^+ = \gamma_1^-$ , alors la spécification serait plus proche d'un modèle de type  $(S, s)$  standard. Cependant, relâcher cette hypothèse permet de mieux répliquer les changements de prix observés, et en particulier les petits changements de prix et l'asymétrie dans les changements de prix.

La probabilité que le prix dans le restaurant  $i$  ne change pas à la date  $t$  est définie comme :

$$\begin{aligned} \Pr(y_{it} = 0) &= \Pr(-X_{2t} \beta_2^- - C_2 < \Delta_\tau p_{it}^* < -X_{2t} \beta_2^+ - C_1) \\ &= \Pr(-A_{i,t}^- < \varepsilon_{1,i,t} < -A_{i,t}^+) \end{aligned} \quad (3.5)$$

La contribution à la vraisemblance d'une constance du prix dans le restaurant  $i$  à

la date  $t$ , sachant  $u_i$ , est donnée par :

$$l_{it}(u_i) = \Phi(-A_{i,t}^+) - \Phi(-A_{i,t}^-)$$

La fonction de vraisemblance pour un échantillon i.i.d. de  $n$  restaurants est donc :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln \left( \int \prod_{t=1}^T l_{it}(u_i) \frac{\phi(u_i)}{\sigma_u} du_i \right)$$

La maximisation de cette fonction de vraisemblance est réalisée grâce à la procédure maxlik du logiciel GAUSS. Une approximation par la quadrature de Gauss-Hermite a été utilisée pour approximer numériquement l'intégrale apparaissant dans la fonction de vraisemblance (nous avons utilisé 40 points d'intégration sur un intervalle  $[-10; 10]$ ).

## 4 Résultats empiriques

Le tableau 3.3 donne les résultats des estimations pour les restaurants traditionnels alors que le tableau 3.4 donne les résultats des estimations pour les fast-foods. Les paramètres estimés associés aux équations de sélection (3.1), (3.3) et (3.5) se situent dans la colonne Panel A alors que ceux associés aux équations de taille du changement (3.2) et (3.4) se situent dans la colonne Panel B. Dans le cas de la restauration rapide, les colonnes sont divisées en deux, la première est pour les hausses de prix et la seconde pour les baisses.

### 4.1 Salaire minimum

L'effet du salaire minimum sur les prix des restaurants est significatif pour les restaurants traditionnels et les fast-foods. Cet effet est positif à la fois sur la décision de changer les prix mais aussi sur la taille du changement.

La hausse du salaire minimum augmente la probabilité d'une augmentation des prix dans les restaurants traditionnels et dans les fast-foods mais il décroît la probabilité d'observer une baisse de prix dans les fast-foods. Ce résultat est cohérent avec les prédictions du modèle de dépendance à l'état. Une hausse du salaire minimum

déclenche ainsi une sélection des restaurants qui changent leur prix ce qui influence la dynamique de la transmission du choc sur les prix. L'effet du salaire minimum sur la taille des changements est aussi important. Dans les restaurants traditionnels, après une hausse de 1% du salaire minimum, les prix qui sont modifiés augmentent de 0,157%. Dans les fast-foods, l'élasticité des hausses de prix au salaire minimum est assez similaire égal à 0,139. Les estimations dans ce deuxième cas sont moins précises que dans les restaurants traditionnels, ce qui peut être expliqué par la taille de l'échantillon sensiblement réduite dans le cas des fast-foods. Aussi nous ne pouvons rejeter l'hypothèse que cette élasticité est en fait la même pour les deux types de restaurants.

Dans les fast-foods, l'élasticité des baisses de prix est positive mais plus petite et statistiquement non significative. Peu de variables explicatives ont une influence significative sur les baisses de prix. De plus, la corrélation entre le résidu affectant la taille des baisses et celui affectant la décision de changement (0,464) est inférieure à celle associée aux hausses (proche de 1). Ceci suggère que les baisses de prix sont générées par d'autres éléments que les coûts marginaux tels que des politiques de soldes.

**Tableau 3.3 : Résultat des estimations (restaurants traditionnels)**

		Panel A (décision)	Panel B (taille)	
$\beta_1$	Constante	-2,011 (0,013)	$\gamma_1$	-11,372 (0,332)
	Prix de prod. - alimentaire	0,044 (0,005)		0,331 (0,034)
	Salaire minimum	0,022 (0,003)		0,157 (0,018)
	Demande	-0,027 (0,003)		-0,257 (0,020)
	Hausse de TVA	0,728 (0,049)		3,912 (0,368)
	Baisse de TVA	-0,164 (0,054)		-1,243 (0,411)
$\beta_2$	Janvier	0,096 (0,017)		
	Septembre	0,040 (0,013)		
	Pre Euro	0,177 (0,020)		
	Euro	0,590 (0,044)		
	Post Euro	0,227 (0,019)		
$\sigma_u$		0,416 (0,007)	$\alpha$	5,087 (0,254)
			$\sigma_\varepsilon$	6,776 (0,129)
			$\rho$	0,992 (0,001)

Log-vraisemblance = -5,13534

Taille de l'échantillon : 93 816

**Tableau 3.4 : Résultat des estimations (fast-foods)**

		Panel A (décision)		Panel B (taille)		
		$\Delta p^+$	$\Delta p^-$	$\Delta p^+$	$\Delta p^-$	
$\beta_1$	Constante	-1,670 (0,025)	1,871 (0,038)	$\gamma_1$	-7,873 (0,394)	-0,665 (1,126)
	Prix de prod. - alimentaire	0,096 (0,013)			0,518 (0,068)	-0,083 (0,155)
	Salaire minimum	0,034 (0,006)			0,139 (0,033)	0,040 (0,049)
	Demande	0,028 (0,009)			0,224 (0,049)	-0,278 (0,113)
$\beta_2$	Janvier	-	-0,158 (0,102)			
	Mars	-0,114 (0,028)	-			
	Avril	-0,078 (0,027)	-			
	Mai	-0,068 (0,027)	-			
	Octobre	-0,186 (0,028)	0,186 (0,110)			
	Novembre	-0,063 (0,038)	0,430 (0,143)			
	Euro	0,275 (0,056)	-1,311 (0,151)			
$\sigma_u$		0,404 (0,015)		$\alpha$	3,512 (0,263)	1,968 (0,711)
				$\sigma_\varepsilon$	5,305 (0,181)	3,013 (0,226)
				$\rho$	0,999 (0,001)	0,464 (0,142)
Log-vraisemblance = -11,2493						
Taille de l'échantillon : 10 726						

En utilisant des données agrégées pour la France, nous pouvons comparer nos résultats à des estimations plus grossières obtenues à partir d'approximations de la part du travail que représentent les salariés payés au salaire minimum dans les restaurants (tableau 3.5). Selon les sources disponibles, la part du coût du travail dans les coûts totaux du secteur varie entre 33% (selon les comptes nationaux) et 46% (selon une étude Parsley et Wei (2007) basée sur des données internationales) dans les fast-foods et est égale à 40% dans les restaurants traditionnels. La part des rémunérations au salaire minimum sur la part des rémunérations totales est approximativement de 32% dans les fast-foods et 31% dans les restaurants traditionnels. On calcule l'effet du salaire minimum sur les coûts dans les restaurants comme le produit de ces deux chiffres, on obtient alors une élasticité comprise entre 0,10 et 0,15 dans la restauration rapide et égale à 0,12 dans la restauration traditionnelle. Si on prend en compte la part des employés au marché noir (estimé à 12% selon l'ACOSS), les élasticités se situent alors entre 0,09 et 0,13. Si nous prenons en compte les effets possibles de diffusion des hausses de salaire minimum aux autres salaires du secteur, nous trouvons 0,15 pour les restaurants traditionnels et des valeurs comprises entre 0,13 et 0,18 pour la restauration rapide. Nos résultats économétriques sont cohérents avec ces résultats obtenus avec données agrégées même si légèrement inférieurs.

Les effets estimés sont plus élevés que ceux trouvés par Aaronson (2001) ou MacDonald et Aaronson (2006) sur les données américaines. Ces études trouvent que l'effet cumulé d'une hausse de 1% du salaire minimum sur les prix des restaurants est compris entre 0,04 et 0,08%. En utilisant des matrices entrées-sorties Lee et O'Roarke (1999) trouvent eux que cet effet est plus important compris entre 0,08 et 0,12%. Cet écart entre les résultats obtenus sur données américaines et françaises peut en partie s'expliquer par une part plus faible du coût du travail dans les restaurants américains (31% dans la restauration servie sur place et 25% dans la restauration à emporter (Aaronson et French, 2007) contre 40% dans la restauration traditionnelle et 33% dans la restauration rapide en France). Par ailleurs, la part des rémunérations au salaire minimum dans les rémunérations totales du secteur est aussi plus faible aux Etats-Unis (17% (Aaronson et French, 2007) contre plus de 30% en France). Cette dernière observation est partiellement expliquée par la part

plus faible des employés payés au salaire minimum aux Etats-Unis (23% (Aaronson et French, 2007) contre plus de 40% en France).

**Tableau 3.5 : Effets d'une hausse de 1% du salaire minimum sur les prix : estimation sur données agrégées**

	Niveau de salaire	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Restaurants traditionnels	Salaire min.	0,12	0,40	0,31	1	0,11	0,11
	1,1 × Salaire min.	0,12	0,40	0,17	0,7	0,04	0,15
Fast-foods (Hypothèse 1)	Salaire min.	0,12	0,33	0,32	1	0,09	0,09
	1,1 × Salaire min.	0,12	0,33	0,17	0,7	0,03	0,13
Fast-foods (Hypothèse 2)	Salaire min.	0,12	0,46	0,32	1	0,13	0,13
	1,1 × Salaire min.	0,12	0,46	0,17	0,7	0,05	0,18

Note : La colonne (1) donne la part des employés sur le marché noir pour les hô-tels et restaurants (ACOSS, 2006). La colonne (2) donne la part des coûts du travail dans les coûts totaux (hypothèse 1 : comptes annuels sectoriels (1997-2002) Insee ; hypothèse 2 : Parsley and Wei, 2007 ). La colonne (3) donne la part des rémunérations au salaire minimum sur la part des rémunérations totales (DARES et comptes annuels sectoriels (1997-2002) Insee). La colonne (4) l'élasticité des salaires au salaire minimum (Koubi et Lhommeau, 2006).

La colonne (5) donne les effets d'une hausse de salaire minimum sur les coûts :  $\text{col.}(5) = (1 - \text{col.}(1)) \times \text{col.}(2) \times \text{col.}(3) \times \text{col.}(4)$  La colonne (6) est la somme des effets du salaire minimum sur les coûts pour les différents niveaux de salaires.

## 4.2 Matières premières et demande

Comme attendu, les prix à la production dans le secteur de l'alimentation ont un impact positif et significatif à la fois sur la probabilité de changer de prix et la taille du changement de prix. Les élasticités sont un peu différentes entre les prix des restaurants traditionnels et dans la restauration rapide. Elle se situe autour de 0,5 pour les fast-foods et 0,3 pour les restaurants traditionnels. Parsley et Wei (2007) obtiennent que la part des coûts des matières premières alimentaires est de l'ordre de 32% pour la fabrication d'un Big Mac. En utilisant les comptes nationaux, la part des consommations intermédiaires (qui incluent les matières premières alimentaires)

sur les coûts totaux est de l'ordre de 60% dans le secteur de la restauration. Nos estimations se situent dans cet intervalle.

Nous trouvons ensuite que la demande a un effet positif à la fois sur la taille et la probabilité de changement de prix dans le cas de la restauration rapide. Par contre, cet effet est négatif dans le cas des restaurants traditionnels. Dans ce dernier cas, ce résultat peut refléter des marges contracycliques. Bils (1987) montrent empiriquement que les marges peuvent être contracycliques. Portier (1995) et Chatterjee *et al.* (1993) proposent des modèles où l'entrée des entreprises est procyclique et l'entrée de ces nouvelles entreprises en période d'expansion économique cause la baisse des marges (Rotemberg et Woodford, 1999).

Dans les restaurants traditionnels, l'effet d'un changement du taux de TVA sur la décision de changement de prix apparaît asymétrique<sup>9</sup>. Une hausse de TVA a un effet non négligeable sur la probabilité de hausse de prix mais la baisse de TVA a un effet certes négatif mais plus faible sur la probabilité de changement de prix. Ceci peut signifier que les restaurateurs considèrent la hausse de TVA comme une occasion favorable de changer leurs prix parce que les clients s'attendent à ce qu'une hausse de TVA soit transmise dans les prix. Toutefois, quand la TVA baisse, dans la logique du modèle de dépendance à l'état, ils préfèrent ne pas changer de prix, puisqu'ils anticipent une augmentation future des coûts. Une interprétation possible est que les restaurateurs préfèrent retarder une hausse de prix et modifier leurs prix une seule fois plutôt que de baisser leurs prix aujourd'hui. L'effet de ces changements de TVA sur la taille des changements de prix est aussi asymétrique : la hausse de 2 points du taux de TVA en 1995 a entraîné des hausses de 3,9% alors que la baisse de 1 point en 2000 a fait baisser les prix de 1,2%.

### 4.3 Saisonnalité et euro

Les variables affectant la décision de changer les prix mais pas le prix optimal obtenu sans rigidité (c'est-à-dire les indicatrices saisonnières et le passage à l'euro) ont des effets cohérents avec les statistiques descriptives de la section 2 de ce chapitre.

---

<sup>9</sup>Le taux standard de TVA n'est que partiellement pertinent pour les fast-foods. C'est pourquoi, nous n'incluons pas ce taux dans les estimations. Dans le cas où ce taux est inclus, les résultats ne changent pas et les paramètres associés à l'indicatrice de changement de TVA sont non-significatifs dans les deux équations.

Dans les restaurants traditionnels, la probabilité d'observer un changement de prix est significativement plus grande au mois de janvier et dans une moindre mesure en septembre qu'au cours des autres mois de l'année, toutes choses égales par ailleurs. Dans la restauration rapide, les prix sont modifiés moins souvent en mars, avril, mai et à la fin de l'année. Ce résultat reflète bien la nature discrète de la décision de réviser les prix : certaines périodes de l'année sont plus que d'autres dédiées aux décisions de changement de prix parce qu'au cours de ces périodes les restaurateurs ont plus de temps pour collecter l'information ou pour considérer les conditions économiques du marché.

Les effets de l'euro sont assez différents pour les deux types de restaurants. Dans les restaurants traditionnels les baisses de prix sont rares alors que les hausses de prix interviennent juste avant ou juste après le passage à l'euro. Dans la restauration rapide, la fréquence de changement de prix augmente au moment du passage à l'euro se partageant entre hausses et baisses mais on n'observe pas de hausse de cette fréquence juste avant ou après comme pour les restaurants traditionnels. Hobijn *et al.* (2006) proposent une interprétation en termes de coûts de menu qui permet de rationaliser ces comportements.

#### 4.4 Evaluation du modèle

Nous testons ensuite la capacité du modèle à répliquer correctement quelques moments agrégés des données. En particulier, nous calculons trois types d'indicateurs à partir du modèle estimé : la fréquence de changement de prix, la taille des changements de prix et le taux d'inflation mensuel. Pour cela, nous utilisons des simulations de Monte Carlo à partir des estimations de nos paramètres. Les variables explicatives sont celles utilisées dans l'échantillon. Nous simulons des trajectoires de prix et comparons les résultats agrégés obtenus avec les valeurs observées. Pour obtenir des écarts-types des moments simulés nous répétons l'exercice de simulation plusieurs fois pour permettre un tirage sur plusieurs ensembles de paramètres à partir de leur distribution asymptotique<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup>L'exercice de Monte Carlo est décrit plus en détails dans la section 5 sur les propriétés agrégés de nos estimations.

**Tableau 3.6 : Qualité du modèle**

	Infl.	Taille		Fréquence		
		Hausse	Baisse	Hausse	Baisse	Total
<b>Restaurants traditionnels</b>						
Simulé	0,195 (0,004)	4,547 (0,048)	-0,446 (0,034)	4,338 (0,090)	0,128 (0,015)	4,462 (0,091)
Observé	0,134	4,336	-6,086	3,797	0,363	4,160
<b>Fast-foods</b>						
Simulé	0,072 (0,018)	3,156 (0,073)	-4,363 (0,224)	7,005 (0,272)	3,629 (0,251)	10,633 (0,328)
Observé	0,135	3,346	-3,739	7,070	2,335	9,405

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types.

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee) et simulations du modèle

Les résultats sont présentés dans le tableau 3.6. Les fréquences de changement de prix sont légèrement surestimées en moyenne. Pour les restaurants traditionnels, on obtient une fréquence de 4,5% alors que celle observée n'est que de 4,2% ; pour la restauration rapide, la fréquence simulée de changements de prix est égale à 10,6% contre 9,4% dans l'échantillon. Les écarts-types sont assez faibles de l'ordre de 0,1 point de pourcentage pour les restaurants traditionnels et 0,3 point pour les fast-foods. Pour les menus dans les fast-foods, cette surestimation est surtout due à une surestimation de la fréquence de baisses de prix (3,6% contre 2,3%) ; cela reflète le pouvoir faiblement explicatif du modèle pour les baisses de prix.

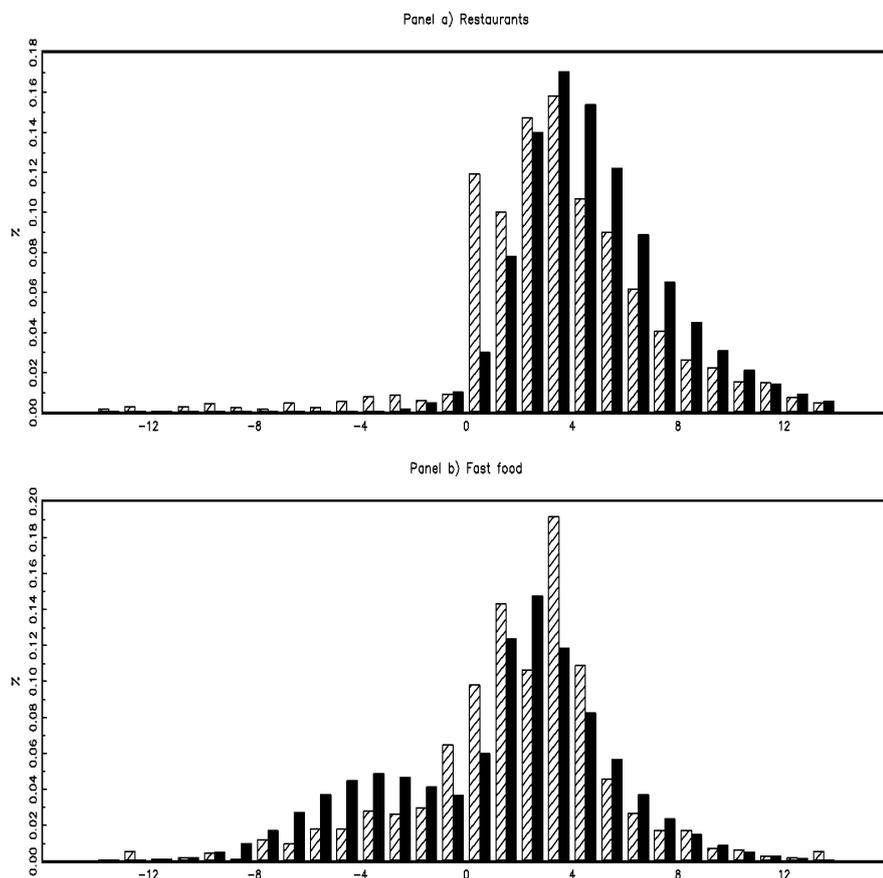
Les tailles moyennes de changements de prix sont bien répliquées. La taille moyenne des hausses de prix estimée avec notre modèle pour les fast-foods est égale à 3,2% contre 3,3% observé sur l'échantillon. Cependant, pour les baisses de prix dans la restauration rapide et les hausses de prix dans les restaurants traditionnels, le modèle surestime un peu les tailles de changements de prix. Les distributions des changements de prix observés et simulés sont représentées sur le graphique 3.7. Le modèle semble tout d'abord bien capter l'asymétrie de la distribution des changements de prix des menus dans les fast-foods et par construction il capte celle des prix dans les restaurants traditionnels. Toutefois, le modèle a encore des difficultés à reproduire la part des petits changements de prix observée dans l'échantillon, soulignant ainsi la faiblesse du modèle de coût de menu même si beaucoup d'hypothèses

ont été relâchées. Midrigan (2007) avance une explication pour ces nombreux petits changements de prix observés. Il lie cette observation à la fixation des prix d'une entreprise qui vend plusieurs produits. En supposant que le coût de menu d'un restaurant consiste à réimprimer le menu, un écart important entre le prix optimal et le prix observé pour un seul produit peut fournir l'occasion de changer le prix des autres produits même si l'écart entre le prix optimal et le prix observé pour ces produits ne le justifie pas. Les changements de prix des autres produits pourraient être considérés alors comme gratuits. Dans ce cas, il est possible alors d'observer de petits changements de prix pour plusieurs produits. Notre modèle ne peut prendre en compte ce type de comportement puisque nous ne modélisons ici que la fixation du prix d'un seul produit par restaurant. Toutefois, il est à noter que le degré de synchronisation des changements de prix pour un même restaurant apparaît assez faible dans nos données. Par exemple, si on considère les restaurants pour lesquels les prix de trois articles sont collectés, la fréquence mensuelle d'observer un changement de prix est de 4,8%, deux changements de prix simultanés 1,9% et trois changements de prix simultanés 1,0%. Ceci suggère que l'explication avancée par Midrigan (2007) ne permet de justifier que très partiellement les petits changements de prix observés.

Le taux d'inflation estimé qui est obtenu en faisant la moyenne de tous les changements de prix à chaque date, est imparfaitement reproduit par notre modèle. Dans les restaurants traditionnels, la moyenne du taux d'inflation mensuel simulé est de 0,195% contre 0,134% observé. Dans les fast-foods, ce taux estimé (0,070%) est inférieur à celui observé sur l'échantillon (0,135%). La différence est principalement due à la surestimation de la probabilité de baisse.

Cependant, la spécification empirique proposée reproduit de façon satisfaisante la plupart des faits stylisés observés : la rigidité à la baisse d'une part, et la fréquence et la taille des hausses de prix, d'autre part. La réplication des baisses est plus difficile.

Graphique 3.7 : Distributions des changements de prix observée et simulée



Note : Histogramme noir : distribution des changements de prix simulée.

Histogramme hachuré : distribution des changements de prix observée

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee) et simulations

## 5 Implications agrégées du modèle

Nos estimations sont utilisées ici pour comprendre quelles sont les implications agrégées des hausses de salaire minimum sur le niveau des prix dans les restaurants. A cause de la non-linéarité du modèle et de l'hétérogénéité individuelle incorporée dans le modèle, la dynamique agrégée suivant un choc n'est pas triviale. Aussi, nous étudions cette dynamique à l'aide de simulations. Nous illustrons ensuite les implications de notre modèle en les comparant à celles d'un modèle linéaire d'ajustement partiel plus simple et estimé sur données macroéconomiques.

### 5.1 Impact d'une hausse du salaire minimum

L'impact dynamique d'une hausse de salaire minimum sur les prix est évalué en conduisant l'expérience suivante. Tout d'abord, comme dans la section 4.4 de ce chapitre, nous simulons des trajectoires individuelles en utilisant nos estimations dans le système d'équations (3.1)-(3.4). Les chocs sont tirés d'une loi normale bivariée d'espérance nulle et de covariance égale à la matrice de covariance estimée. Les covariables sont celles observées sur l'échantillon. Pour obtenir des réponses plus précises et lisses, nous simulons 40 trajectoires pour chaque trajectoire de l'échantillon. Nous agrégeons ensuite toutes ces trajectoires individuelles pour calculer l'inflation agrégée. Ensuite, nous réitérons l'expérience avec le même jeu de chocs aléatoires mais nous supposons que le salaire minimum est augmenté de façon permanente au dessus du niveau observé à partir de juillet 1998. Trois scénarios sont étudiés, selon que la hausse de salaire minimum est de 1%, 2% et 5%. Enfin, nous comparons les différents scénarios en calculons les différences d'inflations observées entre le scénario de base (sans hausse de salaire minimum) et les trois autres scénarios. Cet exercice ne fournit uniquement des résultats d'un équilibre partiel puisque nous supposons que le salaire minimum est exogène par rapport aux prix des restaurants et nous supposons aussi que les autres covariables (prix à la production et demande) ne sont pas affectées par le choc sur le salaire minimum. Nous considérons ces hypothèses comme une approximation raisonnable.

**Tableau 3.7 : Résultats des simulations**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Restaurants traditionnels</b>	1%	0,170 (0,018)	14	26	35
	2%	0,337 (0,035)	13	26	34
	5%	0,817 (0,082)	12	24	33
<b>Fast-foods</b>	1%	0,200 (0,040)	6	12	19
	2%	0,392 (0,076)	6	12	19
	5%	0,929 (0,169)	6	12	19

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types.

La colonne (1) donne la taille du choc de salaire minimum en  $t$ .

La colonne (2) donne l'impact cumulé du choc après 57 mois.

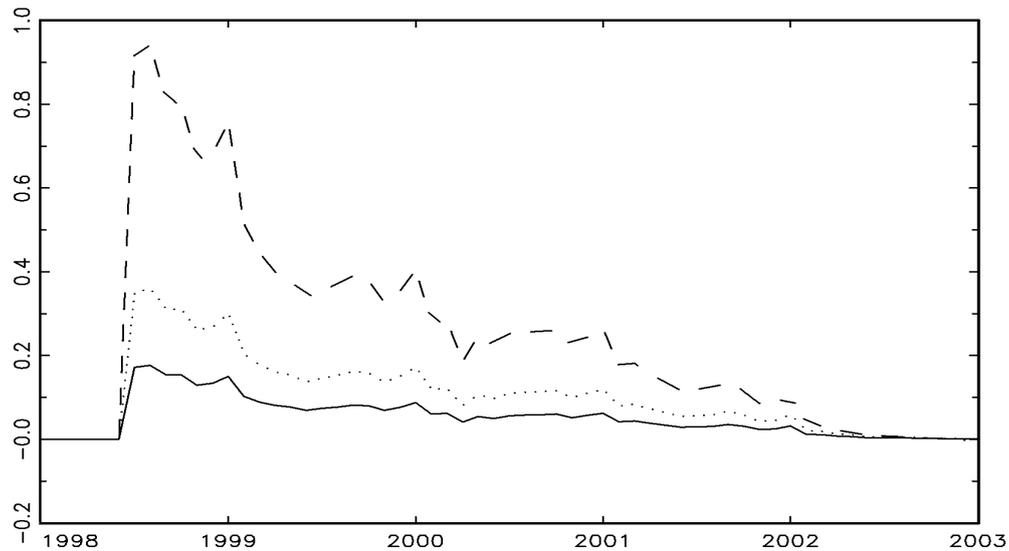
La colonne (3) donne la durée (en mois) correspondant à la moitié de l'impact cumulé du choc.

La colonne (4) donne la durée (en mois) correspondant à 75% de l'impact cumulé du choc.

La colonne (5) donne la durée (en mois) correspondant à 90% de l'impact cumulé du choc.

Les principaux résultats de notre exercice de simulation sont rassemblés dans le tableau 3.7 (et les graphiques 3.10 et 3.11 plus loin). Une hausse de 1% du salaire minimum, entraîne une hausse de 0,20% du niveau des prix dans les fast-foods et 0,17% dans les restaurants traditionnels. L'introduction des effets individuels et les termes de corrélation expliquent la différence de cet effet agrégé avec le paramètre estimé  $\gamma_1$ . Une petite non-linéarité apparaît puisque l'impact du choc de 5% est légèrement inférieur à cinq fois l'effet d'un choc de 1%. L'effet de long terme d'une hausse de salaire minimum sur les prix des restaurants est donc aussi cohérent avec les calculs simples effectués sur les statistiques françaises agrégées (section 4.1).

**Graphique 3.8 : Impact d'une hausse de salaire minimum sur la fréquence de changement de prix dans les restaurants traditionnels**



Note : Ligne continue : hausse de 1%. Ligne en pointillés : hausse de 2%. Ligne en tirets : hausse de 5%

Un résultat remarquable est que l'impact du changement de salaire minimum sur les prix des restaurants n'est pas immédiat mais long et persistant. Pour les restaurants traditionnels, la moitié de la réponse de long terme n'est observée qu'au bout de 14 mois. 75% de la réponse totale sont obtenus après deux ans. Dans la restauration rapide, l'ajustement est lent mais plus rapide que dans le cas précédent : 6 mois pour observer la moitié de la réponse de long terme, près d'une année pour 75% de la réponse. Cet ajustement assez lent à observer est dû au fait que chaque mois, seulement une petite fraction de restaurants décide de réviser leurs prix. Une partie de l'ajustement opère sur la marge extensive, ce qui est illustré par les graphiques 3.8 et 3.9. Après un choc, la fraction de restaurants révisant leurs prix augmente. Au contraire, dans un modèle de Calvo, cette fraction est constante. Dès lors que la proportion de restaurants révisant leurs prix dépend des covariables, la vitesse de l'ajustement varie avec la taille du choc. Ainsi, avec un choc de 5% sur le salaire minimum, la part des restaurants ajustant leur prix augmente de 1% dans

les premiers mois, contre 0,2 point de pourcentage pour un choc de 1% (graphique 3.8). Cependant, l'effet sur les durées d'ajustement est assez limité, la demi-vie de l'effet est obtenue après 12 mois pour un choc de 5% contre 14 mois dans le cas d'un choc de 1% (tableau 3.7).

**Graphique 3.9 : Impact d'une hausse de salaire minimum sur la fréquence de changement de prix dans les fast-foods**



Note : Ligne continue : hausse de 1%. Ligne en pointillés : hausse de 2%. Ligne en tirets : hausse de 5%

## 5.2 Comparaison avec les modèles linéaires agrégés

Nous comparons les résultats obtenus ci-dessus avec ceux résultant d'un modèle linéaire de séries temporelles sur données agrégées. Une des motivations pour réaliser cet exercice est donnée par la méthodologie et les résultats obtenus par Aaronson (2001), qui estime un modèle linéaire sur les indices de prix des restaurants pour évaluer l'impact des valeurs futures, présentes et passées du salaire minimum sur les prix<sup>11</sup>. Aaronson (2001) obtient un effet significatif et rapide du salaire minimum sur les prix fixés par les différents types de restaurants aux Etats-Unis et au Ca-

<sup>11</sup>Wolfson et Belman (2004) utilisent des séries temporelles comparables au niveau sectoriel et ne trouvent pas d'effet du salaire minimum sur l'emploi aux Etats-Unis.

nada<sup>12</sup>. La question ici est de comprendre si la différence de résultats est due à une différence de méthode ou à une différence structurelle entre les deux pays.

Les tableaux 3.8 et 3.9 donnent les estimations de différents modèles autorégressifs pour les fast-foods et les restaurants traditionnels, respectivement. La spécification générale de ce modèle est la suivante :

$$\overline{\Delta p}_t = c + \sum_{k=-F}^K \alpha_k \Delta w_{t-k} + \sum_{k=1}^L \theta_k \overline{\Delta p}_{t-k} + \sum_{j=1}^J \mu_j z_{j,t} + \varepsilon_t$$

où  $\overline{\Delta p}_t$  est le niveau d'inflation sectoriel (calculé comme la moyenne simple des changements de prix individuels),  $\Delta w_t$  est le taux de croissance du salaire minimum, et  $z_{j,t}$  est un ensemble de covariables (indicatrices mensuelles, indicatrice pour le passage à l'euro, le taux de croissance de la demande, et les prix à la production alimentaire). Nous analysons différentes spécifications, avec ou sans indicatrices saisonnières, et avec différents retards et avances sur le salaire minimum. Dans le cas des restaurants traditionnels, les résultats donnés dans le tableau 3.8 indiquent que ces covariables sont souvent significatives : les variables indicatrices correspondant à la hausse de TVA et au passage à l'euro ainsi que les coefficients autorégressifs sont systématiquement significatifs. Les résultats sont sensibles à l'introduction d'indicatrices mensuelles. Ce résultat s'explique par la saisonnalité du salaire minimum qui est modifié tous les mois de juillet. Cette saisonnalité est plus importante que dans l'exercice microéconomique puisqu'ici la variable explicative est la variation mensuelle du SMIC alors que dans l'exercice microéconomique il s'agissait du cumul de la variation du SMIC depuis le dernier changement de prix. L'impact du salaire minimum n'est pas immédiat : seul le deuxième retard de la variable est systématiquement significative (tableau 3.8). L'effet de long terme d'une hausse permanente du salaire minimum de 1% est évalué entre 0,015 et 0,148, c'est-à-dire à peine plus faible que les effets obtenus en agrégeant les comportements microéconomiques.

---

<sup>12</sup>La relation entre le salaire minimum et le niveau général des prix à la consommation en France a été étudiée par L'Horty et Rault (2004) qui estiment un modèle VAR.

**Tableau 3.8 : Estimation du modèle linéaire avec données agrégées  
(restaurants traditionnels)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	0,124**	0,052**	0,044**	0,094**	-0,008	0,044
Salaire min. $_{t+3}$	-	-	-0,007*	-	-	0,002
Salaire min. $_{t+2}$	-	-	0,003	-	-	-0,080
Salaire min. $_{t+1}$	-	-	-0,005	-	-	0,015
Salaire min. $_t$	-0,011**	-0,009**	0,004	-0,009	-0,003	-0,003
Salaire min. $_{t-1}$	-0,002	0,001	0,000	-0,003	0,003	0,012
Salaire min. $_{t-2}$	0,014**	0,017**	0,020**	0,013**	0,019**	0,008
Salaire min. $_{t-3}$	-0,001	0,000	0,000	-0,001	-0,001	-0,012
Salaire min. $_{t-4}$	0,000	-0,003	-0,004	0,009	0,008	-0,043**
Salaire min. $_{t-5}$	-0,001	-0,003	-0,002	0,002	-0,002	-0,009
Salaire min. $_{t-6}$	0,013**	0,014**	0,011**	0,005	0,005	-0,011
Inflation $_{t-1}$	-	0,130*	0,127*	-	0,198**	0,171**
Inflation $_{t-2}$	-	0,263**	0,268**	-	0,217**	0,240**
Inflation $_{t-3}$	-	0,202**	0,216**	-	0,331**	0,216**
Prix de production	0,009	0,005	0,019	0,007	0,001	0,016
Demande	0,004	0,005	0,007**	0,006	0,003	0,008
Hausse de TVA	0,059	0,066	0,110	0,074	0,114**	0,115**
Baisse de TVA	-0,015	-0,049	-0,033	0,011	-0,004	-0,015
Pre Euro	0,139**	0,091**	0,100**	0,156**	0,088**	0,141**
Euro	0,662**	0,573**	0,597**	0,581**	0,453**	0,545**
Post Euro	0,021	-0,153**	-0,152**	0,034	-0,183**	-0,140**
Mois	N	N	N	O	O	O
R <sup>2</sup>	0,653	0,720	0,786	0,733	0,826	0,856
Impact à long terme	0,012	0,043	0,049	0,016	0,118	0,148

Note : niveaux de significativité statistique : \*\* : 5%, \* : 10%.

Source : Indice de prix reconstruits à partir des données individuelles (Insee) et salaire minimum (Insee)

Les résultats pour les fast-foods sont reportés dans le tableau 3.9. Seulement quelques variables expliquent les changements dans le niveau général des prix. Quand les indicatrices mensuelles sont incluses dans le modèle, l'effet contemporain de la hausse du salaire minimum est significatif et positif mais le premier retard est négatif. Au total, l'effet de long terme estimé d'une variation du salaire minimum est très faible. Il est même négatif avec certaines spécifications.

**Tableau 3.9 : Estimation du modèle linéaire avec données agrégées (fast-foods)**

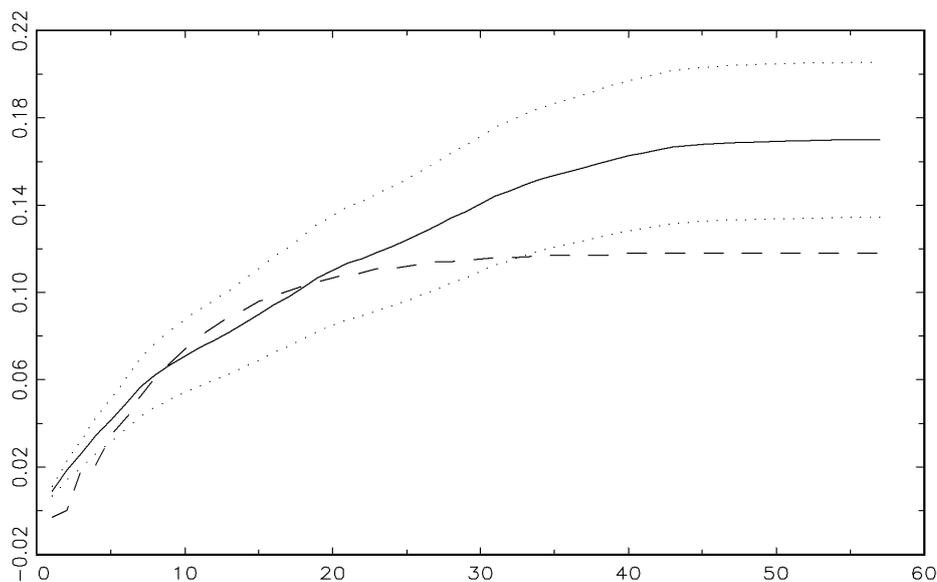
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	0,136**	0,088**	0,090**	0,130	0,046	0,002
Salaire min. $_{t+3}$	-	-	0,000	-	-	0,007
Salaire min. $_{t+2}$	-	-	-0,016	-	-	-0,019
Salaire min. $_{t+1}$	-	-	-0,014	-	-	-0,008
Salaire min. $_t$	0,031*	0,036**	0,039**	0,035*	0,040**	0,044*
Salaire min. $_{t-1}$	-0,032**	-0,036**	-0,046**	-0,037*	-0,041**	-0,062**
Salaire min. $_{t-2}$	0,001	0,003	0,003	0,006	0,010	0,010
Salaire min. $_{t-3}$	0,015	0,023	0,020	0,005	0,017	0,015
Inflation $_{t-1}$	-	0,164	0,168	-	0,189*	0,198*
Inflation $_{t-2}$	-	0,182*	0,178*	-	0,199*	0,201*
Prix de production	0,051	0,045	0,057	0,079	0,070	0,069
Demande	0,009	0,008	0,007	0,013	0,003	-0,007
Euro	-0,091	-0,055	-0,051	-0,170	-0,157	-0,149
Mois	N	N	N	O	O	O
R <sup>2</sup>	0,109	0,176	0,201	0,176	0,254	0,291
Impact à long terme	0,015	0,039	-0,020	0,009	0,044	-0,023

Note : niveaux de significativité statistique : \*\* : 5%, \* : 10%.

Source : Indice de prix reconstruits à partir des données individuelles (Insee) et salaire minimum (Insee)

Ainsi, les prédictions du modèle linéaire sont, en particulier dans le cas précédent, plutôt différentes de celles obtenues avec les microsimulations précédentes. Pour comprendre les différences observées, nous remarquons tout d'abord que le modèle macroéconomique a beaucoup de difficultés à distinguer les effets saisonniers très forts et les effets du changement de salaire minimum (le problème est attendu puisque la plupart des hausses de salaire minimum interviennent en juillet). De plus, les résultats obtenus ci-dessus illustrent le fait qu'un modèle linéaire agrégé ne peut pas capturer l'ajustement lent et progressif résultant de comportements microéconomiques non linéaires ; ce problème a notamment été analysé par Caballero et Engel (2003) dans un cadre simple.

**Graphique 3.10 : Réponse agrégée à une hausse de salaire minimum (restaurants traditionnels)**

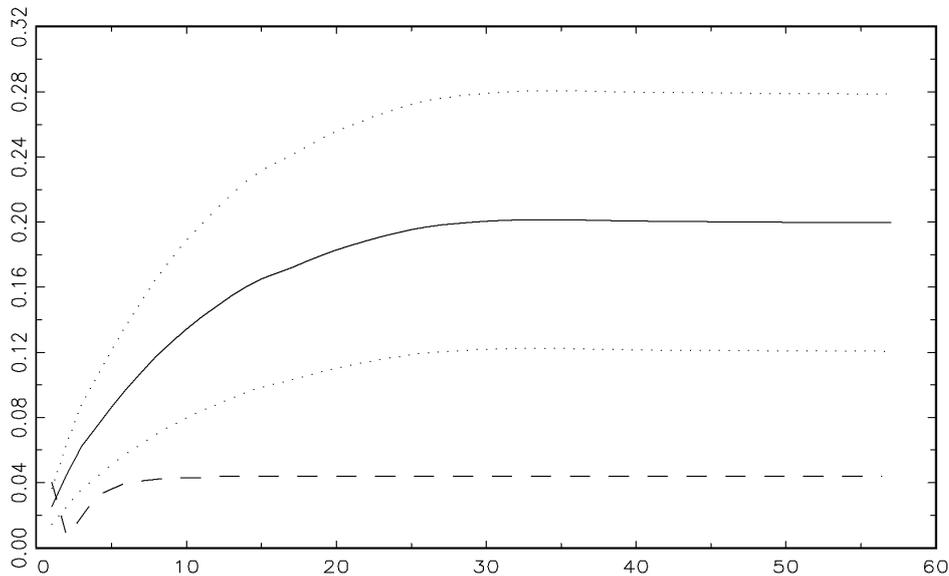


Note : Ligne continue : réponse agrégée moyenne simulée. Ligne en pointillés : limites de l'intervalle de confiance à 95%. Ligne en tirets : réponse issue d'un modèle linéaire avec données agrégées.

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee) et simulations

Les estimations microéconomiques ont tendance à estimer des ajustements plus lents que les modèles macroéconomiques. Ce résultat est assez clair dans notre cas sur les graphiques 3.10 et 3.11. Ces graphes comparent la réponse d'un choc sur le salaire minimum pour les deux modèles estimés. Pour les fast-foods, le modèle linéaire prédit un ajustement immédiat (pour un effet de long terme proche de 0). Dans le cas des restaurants traditionnels, le modèle linéaire agrégé indique que l'effet est à peu près total (90%) après 20 mois alors qu'atteindre ce niveau de la réponse dans le cas du modèle microéconomique agrégé demande 35 mois (tableau 3.7). Les différences observées avec les résultats d'Aaronson (2001) pourraient donc être expliquées : la non-prise en compte des non-linéarités dans la fixation des prix sous-estime très sûrement le délai d'ajustement des prix aux chocs sur le salaire minimum.

**Graphique 3.11 : Réponse agrégée à une hausse de salaire minimum (fast-foods)**



Note : Ligne continue : réponse agrégée moyenne simulée. Ligne en pointillés : limites de l'intervalle de confiance à 95%. Ligne en tirets : réponse issue d'un modèle linéaire avec données agrégées.

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee) et simulations

Pour comprendre nos résultats, il est possible d'utiliser une partie des résultats analytiques de Caballero et Engel (2003). Pour évaluer la vitesse d'ajustement, ils étudient les performances d'un modèle d'ajustement partiel estimé sur des données agrégées quand les données microéconomiques sont générées par un modèle d'ajustement simple, c'est-à-dire un modèle à la Calvo avec probabilité d'ajustement exogène. Ils montrent qu'asymptotiquement, le modèle agrégé est capable de retrouver la probabilité d'ajustement du processus de Calvo (c'est-à-dire, quand le nombre d'entreprises  $N$  est grand et quand la durée de l'échantillon  $T$  est longue). Cependant, quand  $N$  et/ou  $T$  sont petits ou moyens, la vitesse de l'ajustement est surestimée par un modèle linéaire agrégé. De plus, l'approximation obtenue avec un modèle linéaire d'ajustement partiel est particulièrement faible quand la probabilité d'ajustement est faible. Tous ces mécanismes sont présents dans notre étude, en particulier dans le cas des restaurants pour lesquels la fréquence de changement de prix est proche de 5%.

Notre modèle empirique est un peu plus complexe que le modèle analytique considéré par Caballero et Engel (2003) puisqu'ici, la probabilité de changer les prix n'est pas exogène (de type Calvo) mais endogène. Notre modèle contient donc des éléments supplémentaires de non-linéarité : la probabilité de changement de prix répond aux écarts au prix cible (équations (3.1), (3.3) et (3.5)). De plus, nous avons introduit dans ce modèle des covariables et des effets individuels. Par conséquent, les résultats analytiques obtenus dans le cadre de Caballero et Engel (2003) ne permettent pas de comprendre tous les résultats obtenus ici.

C'est pourquoi, pour mieux illustrer les relations entre le modèle d'ajustement discret microéconomique et le modèle macroéconomique, nous réalisons les simulations de Monte-Carlo suivantes. Nous utilisons les équations (3.1)-(3.4) pour générer les données. Nous complétons ce processus de génération des données en estimant des modèles autorégressifs pour les covariables, c'est-à-dire la demande, et le prix à la production dans l'alimentaire. Nous utilisons aussi un processus de génération des données pour le salaire minimum : chaque mois de juillet, la hausse de salaire minimum est tirée selon une loi uniforme dans l'intervalle [2%; 5%]. Ce processus réplique les changements de salaire minimum observés. Avec ces différents processus, nous pouvons simuler des trajectoires individuelles et agrégées des prix pour un nombre

arbitraire d'entreprises  $N$  et de périodes  $T$ . Nous simulons donc des trajectoires de taille différente, un exercice est fait avec la taille de l'échantillon observé ( $T = 105$  et  $N = 2948$  pour les restaurants traditionnels et  $N = 448$  pour les fast-foods), un autre exercice de simulation est fait pour un grand échantillon ( $T = 1000$  et  $N = 10000$ ). Enfin, nous utilisons ces données simulées pour calculer un indice de prix agrégé et estimer un modèle linéaire sur ces données agrégées artificielles. Cet exercice, qui est réalisé dans l'esprit de celui d'Attanasio (2000), permet de nous fournir les prédictions asymptotiques du modèle linéaire approximé quand les données simulées le sont avec un modèle à coût fixe d'ajustement au niveau microéconomique<sup>13</sup>.

Les résultats sont donnés dans les tableaux 3.10 et 3.11. Tout d'abord, les expériences de simulation confirment que dans un petit échantillon, il est difficile de retrouver les effets des hausses de salaire minimum quand on utilise un modèle linéaire agrégé<sup>14</sup>. Par exemple, pour les fast-foods, la moyenne de l'effet de long terme est de 0,127 (à comparer avec l'effet observé égal à 0,200 qui est utilisé implicitement pour générer les données de ces simulations (tableau 3.7)), avec un écart-type de 0,176. Pour les restaurants traditionnels, l'effet simulé moyen (0,162) est assez cohérent avec le processus générant les données mais cet effet moyen est associé avec un écart-type très grand. Les pseudo-vraies valeurs obtenues avec un grand échantillon ( $T = 1,000$ ,  $N = 10,000$ ) sont cependant plus proches de la vraie élasticité : par exemple, dans les restaurants traditionnels, l'élasticité de long terme estimée avec le modèle linéaire est égale à 0,203 (à comparer avec la valeur de 0,170 utilisée dans le processus de génération des données microsimulées donnée dans le tableau 3.7).

---

<sup>13</sup>Selon l'économétrie des modèles mal-spécifiés, les probabilités limites des paramètres peuvent être appelées "pseudo vraies valeurs".

<sup>14</sup>Caballero et Engel (2003) suggèrent toutefois que ces faibles performances du modèle agrégé pourraient être améliorés en incorporant par exemple des termes de moyenne mobile (MA - *Moving Average*). Pour rester dans la classe des modèles utilisés dans la littérature sur la transmission des chocs aux prix, nous n'utilisons ici que des modèles ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*).

**Tableau 3.10 : Résultats agrégés avec données simulées (restaurants traditionnels)**

	(1)	(2)	(3)	(4)
Salaire min. $_t$	-0,003 (0,005)	0,011 (0,014)	0,011	0,005
Salaire min. $_{t-1}$	0,003 (0,004)	0,006 (0,013)	0,009	0,006
Salaire min. $_{t-2}$	0,019 (0,005)	0,002 (0,012)	0,002	0,004
Salaire min. $_{t-3}$	0,001 (0,005)	0,003 (0,014)	0,002	0,005
Salaire min. $_{t-4}$	0,009 (0,005)	0,000 (0,012)	-0,001	0,003
Salaire min. $_{t-5}$	-0,001 (0,005)	0,001 (0,015)	0,002	0,003
Salaire min. $_{t-6}$	0,004 (0,005)	0,002 (0,015)	0,000	0,005
Inflation $_{t-1}$	0,174 (0,080)	0,470 (0,104)	0,684	0,317
Inflation $_{t-2}$	0,194 (0,088)	0,186 (0,112)	0,168	0,262
Inflation $_{t-3}$	0,298 (0,095)	0,117 (0,116)	-0,039	0,092
Inflation $_{t-4}$	0,101 (0,075)	0,063 (0,099)	0,073	0,218
Mois	O	O	O	N
Impact à long terme	0,137	0,162 (0,236)	0,203	0,287

Note : La colonne (1) donne les estimations par MCO obtenues avec les données agrégées observées. La colonne (2) donne les estimations par MCO obtenues avec données agrégées simulées et en petit échantillon ( $T = 105$ ,  $N = 2948$ ).

Dans ce cas, la probabilité de changement de prix est endogène. Les colonnes (3) et (4) donnent les estimations par MCO des données simulées agrégées et en grand échantillon ( $T = 105$ ,  $N = 2948$ ). Pour la colonne (3), la probabilité de changement de prix est endogène. Pour la colonne (4), cette probabilité est exogène.

**Tableau 3.11 : Résultats agrégés avec données simulées (fast-foods)**

	(1)	(2)	(3)	(4)
Salaire min. $_t$	0,040 (0,019)	0,025 (0,036)	0,029	0,010
Salaire min. $_{t-1}$	-0,040 (0,020)	0,010 (0,033)	0,003	0,005
Salaire min. $_{t-2}$	0,010 (0,024)	0,005 (0,034)	-0,002	0,001
Salaire min. $_{t-3}$	0,016 (0,024)	-0,001 (0,034)	-0,005	0,001
Inflation $_{t-1}$	0,184 (0,112)	0,302 (0,101)	0,670	0,367
Inflation $_{t-2}$	0,194 (0,115)	0,203 (0,114)	0,165	0,264
Inflation $_{t-3}$	0,022 (0,110)	0,171 (0,095)	0,026	0,190
Mois	O	O	Y	N
Impact à long terme	0,043	0,127 (0,176)	0,179	0,094

Note : La colonne (1) donne les estimations par MCO obtenues avec les données agrégées observées. La colonne (2) donne les estimations par MCO obtenues avec données agrégées simulées et en petit échantillon ( $T = 105$ ,  $N = 448$ ). Dans ce cas, la probabilité de changement de prix est endogène. Les colonnes (3) et (4) donnent les estimations par MCO des données simulées agrégées et en grand échantillon ( $T = 1,000$ ,  $N = 10,000$ ). Pour la colonne (3), la probabilité de changement de prix est endogène. Pour la colonne (4), cette probabilité est exogène.

Deuxièmement, nous confirmons que le modèle agrégé surestime largement la vitesse d'ajustement. Nous basons cette conclusion sur la somme des termes autorégressifs du modèle. Dans le cas des fast-foods, la somme des paramètres autorégressifs est égale à 0,40 dans le modèle sur les données observées et à 0,676 dans le cas où la simulation de Monte Carlo est réalisée sur un petit échantillon. Au contraire, dans le cadre de Caballero et Engel (2003), nous nous attendons à ce que ce paramètre soit proche de  $1 - \lambda$  où  $\lambda$  est la fréquence de changement de prix. Pour les fast-foods, cette fréquence se situe autour de 0,10 (tableau 3.6). Ce biais disparaît partiellement

dans le cas où l'échantillon est très grand puisque la somme des termes autorégressifs est alors égale à 0,86 et la fréquence implicite de changement de prix est alors de 14%.

Au total, cet exercice illustre qu'un modèle linéaire agrégé ne donne que des approximations assez faibles des observations. La principale source d'imprécision est la nature non-linéaire de la décision de changement de prix ainsi que l'hétérogénéité individuelle. De plus, la taille relativement faible des échantillons amplifie cette imprécision.

## 6 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons prolongé les travaux économétriques portant sur la rigidité des prix et l'estimation de modèle de dépendance à l'état. Ces modèles relativement rares dans la littérature représentent souvent le prix optimal observé sans rigidité comme l'inflation sectorielle ou un facteur inobservé. Nous proposons ici d'utiliser le fait que la plupart des employés des restaurants sont rémunérés au SMIC pour l'utiliser comme variable entrant dans la définition du coût marginal de l'entreprise. Les prix des restaurants changent assez peu souvent (moins d'une fois par an), ils sont considérés alors comme rigides. Cependant, le salaire minimum change aussi rarement (souvent une fois par an), la question est alors de savoir si les prix sont considérés par rigides parce que les facteurs sous-jacents à ce prix changent aussi peu souvent ou parce que les prix réagissent peu ou avec du retard à ces changements de salaire minimum ?

Pour estimer cette rigidité, nous utilisons un modèle microéconomique de rigidité des prix issu des prédictions du modèle de dépendance à l'état. Ce modèle prend en compte le fait que les changements de prix sont peu fréquents. Ce cadre d'estimation permet ainsi de mieux identifier les effets du SMIC sur les prix des restaurants. Nous obtenons que le salaire minimum a un effet positif et significatif sur les prix dans les restaurants traditionnels et les fast-foods. L'élasticité estimée se situe autour de 0,15 pour les deux types de restaurants. Cet impact est très légèrement inférieur à celui obtenu à partir de calculs simples sur les données agrégées. Cette élasticité est plus importante que celle obtenue sur les données américaines (MacDonald et

Aaronson, 2006 ou Lee et O’Roarke, 1999). Cette différence peut provenir de la plus faible proportion de salariés payés au salaire minimum aux Etats-Unis (25% des salariés sont payés au salaire minimum aux Etats-Unis contre plus de 40% en France).

Si on prend en compte le fait que les changements de prix sont peu fréquents, nous mettons en évidence un effet lent et progressif du salaire minimum sur les prix. Cet effet agrégé estimé avec le modèle microéconomique prend plus d’une année pour être complètement transmis dans les prix. Nous montrons que cet effet est difficile à capter avec des données macroéconomiques. Pour la rigidité des prix, cela signifie que même si un déterminant important des coûts des restaurants ne change que rarement, on observe aussi que les prix sont eux-mêmes rigides et ne réagissent que lentement aux changements dans ces coûts. La rigidité des prix n’est pas que le résultat d’une rigidité des coûts. De plus, nos résultats mettent en avant le rôle important joué par les non-linéarités et l’hétérogénéité individuelle dans la dynamique de l’inflation.

Les pistes de recherche à partir de ce chapitre pourraient être les suivantes. Dans un premier temps, les propriétés des modèles empiriques de dépendance à l’état pourraient être étudiées plus en détail, notamment leurs liens avec les modèles théoriques. Pour le moment, le lien entre la forme réduite du modèle de type  $(S, s)$  que nous estimons ici et le modèle structurel incluant un coût d’ajustement explicite n’est pas direct. En effet, il est assez difficile de fournir une interprétation en termes de coûts d’ajustement à partir de notre estimation. Certains auteurs comme Dixit (1991) et Hansen (1999) ont fourni des expressions analytiques permettant de donner une estimation du coût de menu comme une fonction des bornes  $S$  et  $s$  et de la variance du prix optimal. Toutefois, la présence de bandes variables rend sans doute le problème encore plus complexe. Il serait donc sans doute intéressant de compléter l’analyse faite dans ce chapitre avec celle issue d’un modèle structurel incluant explicitement un coût d’ajustement, éventuellement variable. Slade (1998) a proposé un tel cadre d’analyse (chapitre 1) qui pourrait être augmenté dans notre cas avec des éléments de coûts de production un peu plus précis. Dotsey, King et Wolman (1999) ou encore plus récemment Dotsey, King et Wolman (2008) ont aussi proposé des

modèles incluant des coûts d'ajustement variables et permettant de reproduire les faits stylisés microéconomiques. De plus, leurs modèles permettent de comprendre les conséquences macroéconomiques issues des microfondations théoriques de dépendance à l'état.

Ces modèles microéconomiques de dépendance à l'état sont aussi une piste intéressante pour mieux comprendre la transmission des chocs aux prix. Il faut toutefois bien connaître la structure des coûts de l'entreprise pour les mettre en oeuvre ces modèles et les données disponibles ne sont pas nombreuses. Cependant, la récente augmentation des matières premières et ces conséquences pour l'inflation pourraient être appréciées avec ce type de modèle. Il serait ainsi possible de mieux comprendre l'asymétrie des réponses aux chocs et la durée des réponses. Par ailleurs, les deux changements de TVA sur la période mériteraient aussi sans doute une analyse plus détaillée. On observe par exemple dans le secteur de la restauration traditionnelle une asymétrie dans la fréquence des changements de prix. Comment peut-on rationaliser ce phénomène ? Karadi et Reiff (2008) montrent que si les entreprises anticipent que l'inflation suit une tendance positive, elles préfèrent ne pas baisser leurs prix au moment d'une baisse de TVA car elles anticipent qu'elles devront augmenter leurs prix plus tard. Ce type de résultat ne peut toutefois être obtenu que s'il est supposé que les coûts d'ajustement des prix sont variables dans le temps.

Enfin, ce chapitre a mis en avant le rôle des salaires dans la rigidité des prix et notamment du SMIC. Toutefois, dans ce secteur, la fixation des salaires semble relativement simple si on la compare à d'autres secteurs où se mêlent l'influence du salaire minimum, des accords de branches, d'entreprises et une part individuelle dans la fixation des salaires. Comme le chapitre 2 le suggérait, la part du coût du travail joue un rôle dans la rigidité des prix. Aussi, il est important de mieux comprendre comment les salaires se fixent et ensuite comment leur rigidité éventuelle peut se transmettre aux prix.

## 7 Annexe

### 7.1 Les relevés de prix à la consommation

L'indice de prix à la consommation couvre l'ensemble du territoire national français. Il couvre tous les biens et services consommés par les ménages résidents et non résidents. Les seuls biens et services non relevés sont principalement ceux des services hospitaliers privés, les assurances vie et les jeux de hasard.

L'indice de prix est publié chaque mois et sert de mesure usuelle de l'inflation. Il est utilisé comme indicateur conjoncturel de suivi économique, mais aussi comme déflateur de certaines variables macroéconomiques (consommation principalement). Son rôle est aussi important dans la définition de certains contrats comme le SMIC ou les pensions alimentaires. Enfin, il est bien entendu utilisé par la Banque Centrale Européenne comme indicateur pour la conduite de la politique monétaire.

La collecte des relevés de prix se déroule chaque mois pour la plupart des biens et services, elle a lieu dans les points de vente pour la distribution classique et auprès des organismes producteurs pour les données tarifaires (électricité, télécommunications par exemple). La nomenclature des produits utilisée est proche de la nomenclature internationale COICOP (*Classification of Individual Consumption by Purpose*) mais elle est plus détaillée, cette nomenclature comprend 12 fonctions de consommation ("Produits alimentaires et boissons non-alcoolisées" par exemple), 86 regroupements ("Produits alimentaires" par exemple), et 161 groupes ("Pains et céréales" par exemple). Les relevés sont ensuite organisés autour de trois strates : le niveau géographique, le type de produit et le type de point de vente. Les relevés sont effectués dans 106 agglomérations de plus de 2000 habitants. Pour chaque groupe de produits, un échantillon d'un peu plus de 1 000 familles de produits appelées "variétés" est défini, mais aucun indice n'est publié au niveau de la variété. Enfin, un échantillon de 27 000 points de vente, stratifié par forme de vente (hypermarchés, supermarchés, magasin traditionnel, épicerie par exemple) est constitué pour tenir compte des formes d'achats et de ventes. Au total, environ 130 000 séries de prix individuels sont relevés tous les mois.

L'échantillon subit une mise à jour annuelle notamment pour tenir compte de la répartition des formes de vente et par agglomération.

Dans ce chapitre 3, les données mobilisées sont celles correspondant à la fonction de consommation Hôtellerie, cafés, restauration (11) au regroupement Restauration et cafés (11.1) et au groupe particulier Restauration et cafés (11.11). Dans ce groupe, on compte des dizaines de variétés, deux principales traitent de la restauration et se découpe en restauration traditionnelle et restauration rapide (tableau 3.12). Dans la restauration traditionnelle, on choisit la variété “Repas pris au menu” qui est la plus fréquemment observée et qui nous apparaît comme la plus représentative du secteur. Dans celui de la restauration rapide, la variété “menu dans un fast-food” nous paraît la plus représentative du secteur et celle utilisée couramment dans la littérature. Les fréquences de changement de prix sont reportées dans le tableau 3.12, les calculs sont effectués sur les données avant suppression des trajectoires censurées à gauche.

**Tableau 3.12 : Variétés disponibles dans la base de données des relevés de l’IPC pour le secteur de la restauration**

Variété		Nb obs	%	$F$
Restaurant traditionnel	Repas pris au menu	178 309	35,6	4,38
	Plat principal	82 639	16,5	4,45
	Bouteille de vin	52 482	10,5	3,67
	Hors d’Œuvre	46 759	9,3	3,60
	Dessert	38 904	7,8	3,31
	Bouteille d’eau minérale	16 684	3,3	3,25
Restauration rapide	Plat principal - cafétéria	37 938	7,6	8,94
	Sandwich	20 477	4,1	3,86
	Repas en restauration rapide	15 549	3,1	10,90
	Croissant	9 185	1,8	0,00
	Plat à domicile	2 534	0,5	4,75

Note : % : pourcentage du nombre total des observations pour le secteur de la restauration,  $F$  : Fréquence de changement de prix.

Source : Relevés de prix à la consommation (Insee)

# Chapitre 4

## Modes de négociation et rigidité des salaires

### 1 Introduction

Le chapitre 2 a mis en évidence le rôle joué par la part du travail dans les coûts pour expliquer la rigidité des prix à la production. Le chapitre 3 a souligné le rôle non négligeable du salaire minimum comme facteur sous-jacent à la rigidité des prix à la consommation dans certains secteurs exposés comme celui de la restauration. Ces résultats suggèrent de mieux comprendre la dynamique de cette composante cruciale du coût marginal qu'est le coût du travail. Une analyse plus détaillée de la rigidité du coût du travail permettrait ainsi de mieux identifier une des sources de la rigidité des prix. Dans ce chapitre<sup>1</sup>, nous proposons d'analyser en particulier la fixation des salaires en France et l'impact du mode de négociation des salaires sur leur fixation et leur éventuelle rigidité.

Beaucoup d'économistes mettent en avant l'importance des institutions de négociation des salaires pour expliquer les performances économiques différenciées entre pays. Ils soulignent notamment l'impact du degré de centralisation des négociations

---

<sup>1</sup>Ce chapitre est adapté de Avouyi-Dovi, Fougère et Gautier (2008), "Collective Bargaining and Firm-Level Agreements in France : How Do they Affect Wage Dynamics?", *mimeo*, Banque de France et Du Caju, Gautier, Momferatou et Ward-Warmedinger (2008), "Institutional features of wage bargaining in 22 EU countries, the US and Japan", ECB Working Paper, à paraître. Ce chapitre a aussi bénéficié du travail de Laurent Baudry, assistant de recherche.

sur les principales variables que sont le chômage, la production ou encore l'inflation et les salaires. Ainsi, Nickell (1997) montre qu'un degré élevé de coordination des négociations entre les employeurs conduit à baisser les exigences salariales et à modérer le chômage. Calmfors et Driffill (1988) montrent que la relation entre performances économiques et degré de centralisation n'est pas linéaire. Les négociations centralisées permettent de mieux prendre en compte les évolutions macroéconomiques pour déterminer les hausses de salaires au niveau agrégé. À un niveau très décentralisé, les syndicats sont plus sensibles aux évolutions économiques de leur entreprise et ont moins de pouvoir. Au contraire, aux niveaux intermédiaires de négociations, les syndicats sont plus puissants et sont moins incités à prendre en compte les difficultés microéconomiques ou macroéconomiques. Soskice (1990) montre lui qu'une coordination des niveaux intermédiaires peut conduire à la même efficacité qu'au niveau centralisé. Cet effet des institutions de fixation des salaires peut modifier l'impact de la politique monétaire. Acocella *et al.* (2008) obtiennent ainsi que les effets réels de la politique monétaire peuvent dépendre des différences dans le mode de fixation des salaires.

Cependant, malgré le rôle important des institutions de négociation des salaires et une littérature assez vaste tentant d'en mesurer le rôle, l'évaluation de l'effet des institutions demeure délicate et les données comparables pour de nombreux pays sont difficiles à obtenir. Une des bases de données les plus connues est celle rassemblée par l'OCDE (Elmeskov *et al.*, 1998). Toutefois, cette base n'est pas centrée sur la négociation des salaires et sur son déroulement dans les différents pays. D'autres bases de données existent, on peut citer les données rassemblées par Golden *et al.* (1998) ou encore Ebbinghaus et Visser (2000) ou encore les enquêtes de l'European Industrial Relations Observatory (EIRO) mais ces sources de données sont partielles soit parce qu'elles ne traitent que de certains aspects de la négociation des salaires soit parce que les données récentes ne sont pas disponibles ou les données pour certains pays n'existent pas.

La première contribution de ce chapitre est de décrire les différents modes de négociation des salaires en Europe, aux États-Unis et au Japon. Nous situons ainsi la France en termes de mode de négociation salariale par rapport aux autres pays. Dans une première partie, nous présentons donc les principales caractéristiques de la

négociation des salaires en Europe aux Etats-Unis et au Japon à l'aide de réponses à un questionnaire. Ce questionnaire a été adressé, dans le cadre du WDN (*Wage Dynamics Network*), à des experts de banques centrales de près de 25 pays qui ont renseigné les modes de négociation salariale de leur pays . Ils ont notamment fourni des informations qualitatives et quantitatives sectorielles pour les années 1995 et 2006 sur le degré de centralisation des négociations, le rôle de l'indexation ou la durée entre deux négociations de salaires.

La dynamique des salaires est sans doute la variable la plus fortement influencée par le mode de négociation des salaires. De plus, les rigidités salariales sont aujourd'hui au coeur de l'explication des rigidités de prix et de l'explication des effets réels de la politique monétaire (Christiano *et al.*, 2005). Les salaires sont souvent considérés comme réagissant imparfaitement aux chocs et une importante littérature microéconométrique s'est penchée sur la mesure de la rigidité des salaires, en particulier le degré de rigidité à la baisse. En Europe, la plupart des pays ont été étudiés (Bauer *et al.*, 2007, pour l'Allemagne, Devicienti *et al.*, 2007, pour l'Italie, Smith, 2000 et Barwell *et al.*, 2007 pour la Grande Bretagne, Biscourp *et al.*, 2006 et Heckel *et al.*, 2008 pour la France ou encore Fehr et Goette, 2005, pour la Suisse), en Amérique du Nord, les études disponibles sont aussi assez nombreuses (on peut citer par exemple, McLaughlin, 1994, Kahn, 1997 ou encore Card et Hyslop, 1997). Au Canada comme aux Etats-Unis, la rigidité des salaires est fréquemment mesurée à l'aide de données provenant des accords de salaires au niveau des entreprises (Card, 1983, Cecchetti, 1987, Christofides, 1987 ou encore Vroman, 1989).

Toutefois, peu de travaux analysent l'influence des négociations salariales sur la rigidité des salaires en Europe. Une des raisons est sans doute la faible disponibilité des données permettant d'étudier à la fois la dynamique des salaires et la négociation salariale. Une autre raison réside aussi sans doute dans la complexité des modes de négociation en Europe qui mêlent le plus souvent plusieurs niveaux de négociation. Les études traitant de la négociation des salaires en Europe étudient plutôt son impact sur les inégalités de salaires (par exemple, Hartog, Pereira et Vieira, 2002 sur le Portugal, Hartog, Leuven et Teulings, 2002 sur la Hollande, ou encore Card et de la Rica, 2006 et de la Rica et Gonzales San Roman, 2007 pour l'Espagne).

La deuxième contribution de ce chapitre est de décrire à l'aide de données mi-

croéconomiques originales, le système de négociation des salaires en France. Pour cela, nous utilisons les données relevées par le Ministère du Travail sur les négociations salariales au niveau des entreprises et des branches. Ces données permettent de définir le degré de centralisation et de coordination des négociations salariales en France. Puis, en appariant ces informations avec des données de panels sur les salaires dans les entreprises, de mesurer l'impact des négociations sur la dynamique des salaires. Nous estimons pour cela un modèle microéconomique à deux régimes pour estimer l'impact de la négociation de branche et d'entreprise sur le taux de croissance annuel des salaires. L'occurrence d'un accord d'entreprise est considérée comme endogène, nous introduisons une première équation permettant d'expliquer la conclusion d'un accord au niveau de l'entreprise. Dans un deuxième temps, la forme de la seconde équation expliquant la croissance du salaire dépend du résultat de la première. Le modèle est identifié en utilisant la proportion de salariés en contrat à durée déterminé qui est considéré n'impacter que la probabilité d'observer un accord d'entreprise.

Ce chapitre s'organise donc en quatre sections. La section suivante présente les différents modes de négociation des salaires en Europe, aux Etats-Unis et au Japon. Puis, nous présentons plus spécifiquement le cadre institutionnel français avant de décrire à l'aide de données microéconomiques les modes de négociation en France. La troisième section montre l'impact de la négociation sur la dynamique des salaires. Enfin, la dernière section propose des prolongements au travail présenté ici.

## **2 Modes de négociation des salaires : analyse internationale comparée**

Tout d'abord, cette première section propose une synthèse des modes de négociation des salaires en Europe, aux Etats-Unis et au Japon à l'aide de données d'un questionnaire envoyé aux différents experts des banques centrales (dans le cadre du *Wage Dynamics Network*). Cette section présente ainsi les principales caractéristiques en termes de centralisation, "collectivisation" et coordination des négociations salariales dans ces pays.

## 2.1 Données

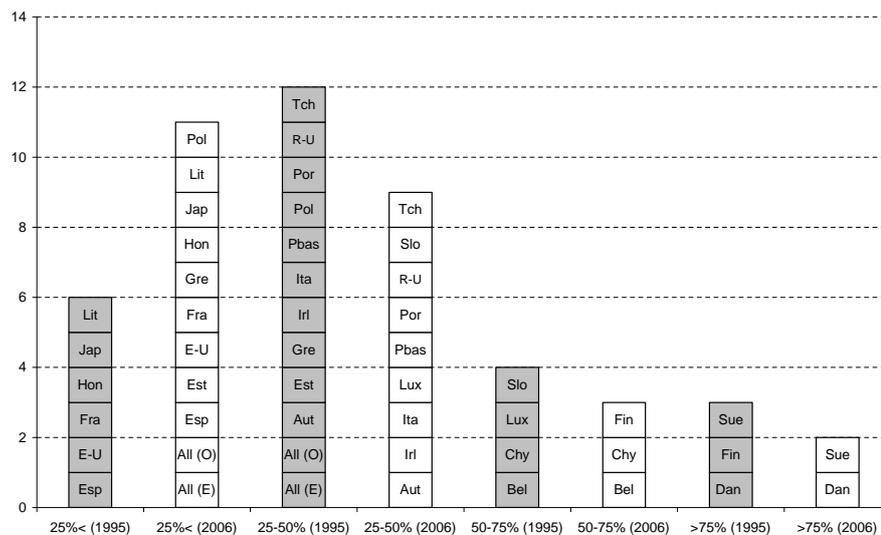
L'information utilisée ici provient d'un questionnaire rempli par les différents experts du marché du travail de chaque banque centrale des pays concernés (le questionnaire est donné en annexe A). Le questionnaire a été réalisé de telle sorte que les réponses puissent être comparées entre elles. Il recueille des informations pour quatre secteurs (agriculture, industrie, services marchands et services non-marchands) et pour l'économie entière à deux dates différentes (1995 et 2006). 22 pays membres de l'Union Européenne ainsi que le Japon et les Etats-Unis ont participé à ce questionnaire. Les données rassemblées sont à notre connaissance uniques et détaillées puisqu'elles donnent des informations sectorielles sur des variables comme le taux de syndicalisation, le taux de couverture des accords et le degré de coordination des négociations. Elles renseignent aussi le degré plus ou moins grand de rigidité des salaires grâce à des données sur les durées des contrats ou les facteurs inclus dans les négociations. Enfin, ce questionnaire considère le rôle du gouvernement notamment dans la fixation d'un salaire minimum ou le degré d'indexation des salaires. Les experts économiques répondant au questionnaire doivent fournir des réponses aux questions ou indiquer si les données ne sont pas pertinentes pour leur pays ou inconnues. Tous les résultats présentés dans cette section s'appuient uniquement sur cette enquête. Pour les questions pour lesquelles des données sont disponibles (essentiellement le taux de syndicalisation, le taux de couverture des accords, l'existence de procédure d'extension des accords, le niveau dominant de négociation), des comparaisons des résultats ont été possibles et montrent que les réponses sont cohérentes avec les données issues de l'OCDE.

## 2.2 Collectivisation des négociations

La "collectivisation" des négociations salariales est généralement mesurée par la proportion d'employés couverts par un accord ou par le taux de syndicalisation. Un accord salarial dans la plupart des pays européens est défini comme le résultat d'une négociation entre employeurs et employés formalisé par un document signé par les deux parties. Le degré de syndicalisation défini comme le pourcentage d'employés membres d'un syndicat varie assez fortement d'un pays à l'autre en 2006. Il est re-

lativement élevé dans les pays comme le Danemark, la Finlande ou la Suède (entre 70 et 80%). Au contraire, les plus faibles taux de syndicalisation sont observés en Espagne, aux Etats-Unis, ou en France et dans la plupart des pays de l'Est de l'Europe (où les taux se situent entre 10 et 15% parfois moins). Globalement, le taux de syndicalisation a diminué entre 1995 et 2006 (graphique 4.1). Cette baisse est particulièrement forte dans les pays de l'Est de l'Europe, dans les Länder d'Allemagne de l'Est, en Estonie ou en Pologne. En outre, les pays connaissant des taux de syndicalisation déjà très faibles n'ont pas connu de forte baisse ces dix dernières années.

**Graphique 4.1 : Taux de syndicalisation en Europe, Etats-Unis et Japon (1995-2006)**

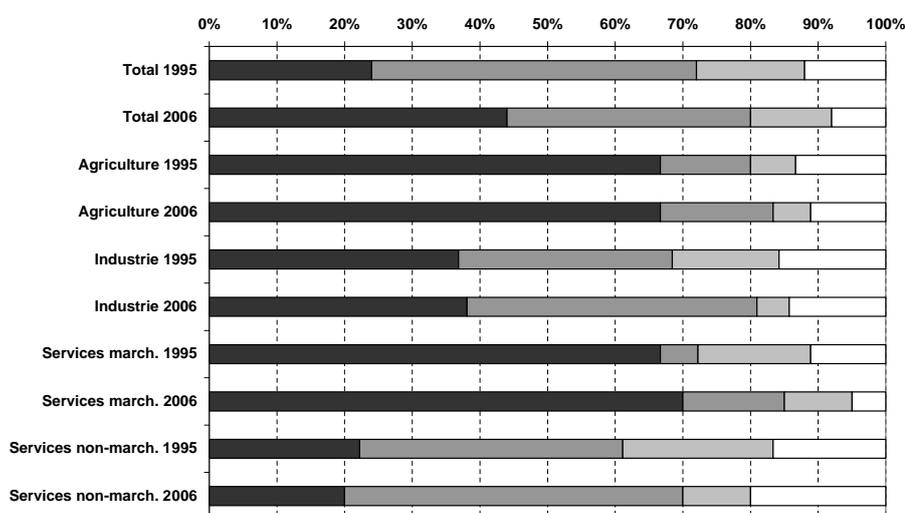


Source : Du Caju et al. (2008)

Le taux de syndicalisation varie aussi en fonction des secteurs (graphique 4.2). Dans la plupart des pays, le taux de syndicalisation est le plus élevé dans les services non-marchands. Des taux de syndicalisation inférieurs à 25% dans ce secteur sont rares et ces taux sont généralement stables sur la dernière décennie voire en légère augmentation pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni. Le taux de syndicalisation est plus faible mais traditionnellement important dans l'industrie, les taux varient entre 25 et 50% dans ce secteur mais baissent depuis 1995. Les taux de syndicalisation

sont plus faibles dans le secteur des services marchands et l'agriculture. Les taux les plus bas de ces secteurs sont observés aux Etats-Unis et en France (autour de 5%) et les taux dans ces secteurs sont généralement de moitié inférieurs à ce qu'ils sont dans l'industrie ou trois fois inférieurs pour les services non-marchands.

**Graphique 4.2 : Proportion de pays selon l'importance du taux de syndicalisation (1995-2006)**



Note : En noir, proportion de pays dont le taux de syndicalisation est compris entre 0 et 25%, en gris foncé, proportion de pays dont le taux de syndicalisation est compris entre 25 et 50%, en gris clair, proportion de pays dont le taux de syndicalisation est compris entre 50 et 75%, en blanc, proportion de pays dont le taux de syndicalisation est supérieur à 75%.

Source : Du Caju et al. (2008)

Même si le taux de syndicalisation décroît, une importante proportion des employés sont couverts par un accord collectif de salaire. Le taux de couverture des accords est généralement très élevé en Europe. En Autriche, Belgique, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Portugal, Slovénie et dans les pays nordiques, le taux de couverture est compris entre 80 et 100% et reste stable sur la dernière décennie. En Hongrie, Pologne, au Royaume-Uni ou en République Tchèque, le taux de couverture est bas (compris entre 30 et 40%). Aux Etats-Unis, au Japon et en Lituanie, ce taux est très

bas proche de 20% et décroît même aux Etats-Unis. Les taux de couverture varient assez peu entre les différents secteurs. Des pays ayant des taux de couverture élevés ont aussi des taux de couverture élevé dans les différents secteurs. Dans les pays où le taux de couverture est bas, le taux est très bas dans le secteur des services marchands, un peu plus élevé dans l'industrie et encore plus élevé dans les services non-marchands.

Le lien entre taux de syndicalisation et taux de couverture des accords est faible en Europe. Dans la plupart des pays, les accords au niveau des entreprises couvrent tous les employés qu'ils soient syndiqués ou non, contrairement aux pays anglo-saxons où seuls les employés syndiqués sont couverts par les accords signés par les syndicats. Toutefois, en Europe, les accords sectoriels ne s'appliquent qu'aux entreprises représentées par leur fédération à la signature de l'accord, ce qui ne peut pas expliquer totalement la forte couverture des accords collectifs. Les différences entre les taux de syndicalisation et les taux de couverture des accords sont en fait largement expliquées par l'existence et l'utilisation fréquente de procédures d'extension en Europe continentale. Une procédure d'extension rend un accord collectif obligatoire pour tous les employés et employeurs situés dans son champ usuel d'application, même si certains employeurs ou syndicats n'ont pas signé cet accord. Cette procédure est le plus souvent utilisée au niveau du secteur d'activité pour étendre à toutes les entreprises d'un secteur un accord signé seulement par quelques unes. Par définition, ces procédures augmentent le taux de couverture des accords puisqu'elles étendent le degré de "collectivisation" des accords. Dans certains pays, l'extension est automatique. C'est le cas en Autriche (à cause du statut des Chambres Economiques autrichiennes, membres des négociations et qui assurent cette extension), en Espagne (une loi garantit les extensions) ou en Italie (c'est la constitution qui les garantit). Cependant, dans la majorité des pays, les gouvernements jouent un rôle dans ces procédures d'extension grâce à des commissions spécifiques chargées de l'autorisation de ces extensions (c'est le cas en Allemagne, Finlande, France, Hongrie ou Luxembourg). Les extensions peuvent être demandées par les syndicats, les employeurs ou l'Etat lui-même. Parfois, certaines conditions sont préalables à l'extension, par exemple en Allemagne, Espagne, Finlande, Grèce ou aux Pays-Bas, au moins 50% des employés doivent être couverts par un accord avant qu'il ne soit

étendu. L'absence de procédure d'extension est rare en Europe. En Allemagne et République Tchèque, ces procédures sont limitées à certains secteurs et en Estonie, République Tchèque et Slovénie, ces procédures n'ont été adoptées que très récemment. L'absence de procédure d'extension au Danemark et en Suède est expliquée par le taux élevé de syndicalisation dans ces pays. Enfin à Chypre, aux Etats-Unis, en Lituanie et au Royaume-Uni, les procédures d'extension n'existent pas et les taux de syndicalisation et de couverture des accords sont quasiment égaux. Seuls les employés syndiqués sont couverts par les accords.

### 2.3 Centralisation des négociations

Dans la plupart des pays, les salaires sont négociés à plusieurs niveaux de centralisation. On se demande ici quel est le niveau le plus pertinent de négociation des accords et quelle est la relation entre les différents niveaux de négociation. Le questionnaire distingue six niveaux de négociation : les niveaux national, régional, intersectoriel, sectoriel, professionnel et le niveau de l'entreprise.

Trois niveaux de négociation apparaissent comme peu importants - les niveaux régional et intersectoriel et dans une moindre mesure le niveau professionnel. Le niveau régional est toutefois pertinent pour des pays importants comme l'Allemagne, l'Autriche, l'Espagne et la France (dans une moindre mesure). Des accords intersectoriels peuvent être observés en Belgique, Danemark, France et Suède. Les niveaux les plus pertinents de négociation sont donc les niveaux national, sectoriel et entreprise. Selon les réponses au questionnaire le niveau sectoriel est le niveau de négociation le plus fréquent et aussi le plus dominant en Europe. Le niveau de l'entreprise est aussi très fréquent mais joue un rôle légèrement moindre.

Les différences entre pays sont assez importantes (graphique 4.3). On peut distinguer trois groupes de pays.

Le premier composé de la Finlande, de l'Irlande et de la Slovénie est caractérisé par l'importance des accords nationaux ou intersectoriels. Dans ces pays, les négociations au niveau national entre le gouvernement et les syndicats permettent de dégager des recommandations qui sont ensuite appliquées aux niveaux plus décentralisés (au niveau sectoriel pour la Finlande et la Slovénie au niveau de l'entreprise en Irlande).

**Graphique 4.3 : Niveaux de négociation dominants par pays (1995-2006)**

	National		Régional		Intersectoriel		Sectoriel		Professionnel		Entreprise	
	2006	1995	2006	1995	2006	1995	2006	1995	2006	1995	2006	1995
All			All	All			All	All				
Aut			Aut	Aut			Aut	Aut	Aut	Aut		
Bel	Bel	Bel			Bel	Bel	Bel	Bel	Bel	Bel	Bel	Bel
Chy							Chy	Chy			Chy	Chy
Dan					Dan	Dan	Dan	Dan	Dan	Dan	Dan	Dan
Esp	Esp	Esp	Esp	Esp			Esp	Esp			Esp	Esp
Est	Est	Est									Est	Est
E-U									E-U	E-U	E-U	E-U
Fin	Fin						Fin	Fin			Fin	
Fra	Fra	Fra	Fra	Fra	Fra	Fra	Fra	Fra	Fra	Fra	Fra	Fra
Gre	Gre	Gre	Gre	Gre			Gre	Gre	Gre	Gre	Gre	Gre
Hon	Hon	Hon					Hon	Hon			Hon	Hon
Irl	Irl	Irl										
Ita							Ita	Ita			Ita	Ita
Jap							Jap	Jap			Jap	Jap
Lit	Lit	Lit									Lit	Lit
Lux							Lux	Lux	Lux	Lux	Lux	Lux
Pbas	Pbas	Pbas					Pbas	Pbas			Pbas	Pbas
Pol	Pol	Pol					Pol	Pol			Pol	Pol
Por							Por	Por				
R-U	R-U	R-U					R-U	R-U	R-U	R-U	R-U	R-U
Slo	Slo	Slo					Slo	Slo			Slo	Slo
Sue					Sue		Sue	Sue	Sue	Sue	Sue	Sue
Tch							Tch	Tch			Tch	Tch

Note : gris clair : niveau existant ; gris foncé : niveau dominant

Source : Du Caju et al. (2008)

Le second groupe est composé de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la France, la Grèce, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Suède où le niveau sectoriel est dominant (ce qui n'exclut pas certaines recommandations nationales pour quelques pays). En Allemagne et en Espagne, ces négociations sectorielles sont couplées avec des négociations régionales. Dans la plupart des pays de ce groupe, les accords d'entreprise ne sont pas rares mais concernent le plus souvent une part limitée des employés (10% en Espagne, autour de 20% en France), avec l'exception du Danemark où les accords d'entreprise sont dominants dans l'industrie. En général, les accords d'entreprise ne peuvent être moins favorables que les accords de branche. Toutefois, des clauses de sortie existent permettant de déroger aux accords de branche (comme en Autriche, Espagne, France depuis 2004 (section 3 de ce chapitre), Grèce, Hongrie, Italie, Pays-Bas, Slovaquie), ces clauses de sortie sont toutefois rarement utilisées. En Allemagne seulement, ces clauses de sortie sont couramment utilisées et elles permettent de rendre les accords d'entreprise

encore plus flexibles.

Enfin, le troisième groupe composé de l'Estonie, des Etats-Unis, de la Hongrie, de la Lituanie, du Luxembourg, de la Pologne, de la République Tchèque et du Royaume Uni est caractérisé par la prédominance des accords d'entreprise. Des accords nationaux ou sectoriels existaient dans les pays de l'Est de l'Europe dans les années 90 mais ne jouent plus un rôle aussi important aujourd'hui.

L'hétérogénéité sectorielle est faible pour le degré de centralisation des accords de salaires. Les négociations dans le secteur des services non-marchands peuvent être plus centralisées dans la mesure où le gouvernement intervient dans ces négociations. La variation dans le temps est aussi assez faible selon les réponses au questionnaire même si on peut noter une décentralisation de plus en plus importante dans les pays de l'Est de l'Europe et aussi dans le reste de l'Europe avec ces clauses de sortie permettant aux entreprises de déroger aux accords de branche.

## 2.4 Coordination des négociations

La coordination des accords de salaires caractérise dans quelle mesure les négociations de salaires sont coordonnées entre les différents niveaux de négociation d'une économie. Une coordination horizontale suppose une synchronisation des négociations entre les secteurs d'activité et une coordination verticale, une synchronisation entre les différents niveaux de négociation pour aboutir à une stratégie macroéconomique commune. La relation entre centralisation et coordination n'est pas triviale. Par exemple, si certaines institutions de coordination existent, la coordination est possible même si la négociation est très décentralisée.

Le questionnaire suggère cinq formes possibles de coordination : l'indexation des salaires, le salaire minimum et d'autres interventions gouvernementales, la coordination entre les secteurs ou les différents syndicats, la coordination autour de la position d'un ou des syndicats et/ou de la fédération d'employeurs, et la coordination autour d'un accord dominant (sectoriel) (graphique 4.4). Une des formes de coordination existe au moins dans chaque pays et la coordination entre secteurs est dominante. Cependant, aux Etats-Unis, en Hongrie, Pologne et au Royaume-Uni, dans le cadre de négociations très décentralisées, la coordination est très faible.

Trois pays sont principalement concernés par l'indexation : la Belgique, Chypre

et le Luxembourg. Dans ces trois pays, c'est la forme dominante de coordination de la fixation des salaires. Ces pays ont une indexation formelle et automatique basée sur un indice de prix officiel. Dans certains cas, toutefois, certaines clauses permettent de modérer l'inflation salariale. Dans le cas de la Belgique, l'indexation est même combinée avec des accords intersectoriels.

**Graphique 4.4 : Modes de coordination de la fixation des salaires (1995-2006)**

	Indexation		Salaire min. légal		Entre syndicats/secteurs		Intra-syndicat/secteur		Secteur dominant	
	2006	1995	2006	1995	2006	1995	2006	1995	2006	1995
All							All	All		All
Aut							Aut	Aut	Aut	Aut
Bel	Bel	Bel	Bel	Bel	Bel	Bel				
Chy	Chy	Chy								
Dan					Dan	Dan	Dan	Dan	Dan	Dan
Esp			Esp	Esp	Esp					
Est			Est	Est	Est					
E-U			E-U	E-U					E-U	E-U
Fin							Fin	Fin		
Fra			Fra	Fra	Fra	Fra				
Gre					Gre	Gre				
Hon			Hon	Hon					Hon	Hon
Irl			Irl		Irl	Irl				
Ita							Ita	Ita		
Jap			Jap	Jap	Jap	Jap	Jap	Jap	Jap	Jap
Lit			Lit	Lit						
Lux	Lux	Lux	Lux	Lux			Lux	Lux		
Pbas					Pbas	Pbas	Pbas	Pbas		
Pol		Pol	Pol	Pol						
Por			Por	Por						
R-U			R-U						R-U	R-U
Slo	Slo	Slo	Slo	Slo	Slo	Slo	Slo	Slo		
Sue					Sue		Sue	Sue		Sue
Tch	Tch	Tch	Tch	Tch			Tch	Tch		

Note : gris clair : mode existant ; gris foncé : mode dominant

Source : Du Caju et al. (2008)

En France, Lituanie, Portugal, République Tchèque et Slovaquie, le salaire minimum national fixé par la législation nationale est la principale forme de coordination. Ce salaire minimum peut être fixé soit par accord tripartite (comme en Belgique) ou décidé unilatéralement par le gouvernement comme en France ou en Slovaquie. Le taux de croissance du salaire minimum est utilisé comme référence pour définir d'autres hausses de salaires sectorielles par exemple comme en Espagne, France, Grèce et Irlande. Le salaire minimum national existe dans presque tous les pays excepté en Italie où aucune forme de salaire minimum n'existe, en Allemagne où quelques secteurs disposent d'un salaire minimum et en Autriche, Danemark et Fin-

lande où les salaires minimums sont négociés par branches. Un salaire minimum a été introduit récemment en Irlande et au Royaume-Uni. Pour la plupart des pays, le salaire minimum concerne une faible part des employés. En Espagne, aux Etats-Unis, Irlande, Japon, Pays-Bas, Pologne, Slovaquie et Suède, moins de 5% des employés sont payés au salaire minimum. En Estonie, Hongrie et Lituanie, ce chiffre se situe entre 5 et 10% et en France, Chypre et Luxembourg, cette proportion se situe entre 10 et 20%. Les services marchands emploient plus de salariés au salaire minimum alors que les services non-marchands moins que dans les autres secteurs. La plupart des salaires minima sont indexés ou augmentés en fonction de l'inflation passée ou d'une prévision d'inflation. Une formule explicite est utilisée en France et en Pologne.

L'intervention du gouvernement dans les négociations salariales peut aussi prendre la forme de médiation notamment dans le cas de conflits dans le cadre des négociations du secteur privé (Commission mixte paritaire pour la France, *National Mediation Board* aux Etats-Unis, *Advisory, Conciliation and Arbitration Service* au Royaume Uni par exemple). En Belgique, le gouvernement peut aider les partenaires sociaux à fixer la norme salariale. Certains gouvernements interviennent aussi directement dans des rencontres tripartites (c'est le cas au Danemark, en Estonie, Lituanie et Portugal). En Finlande, le gouvernement intervient directement dans les négociations salariales sur une base régulière chaque année pour donner les recommandations de hausse des salaires.

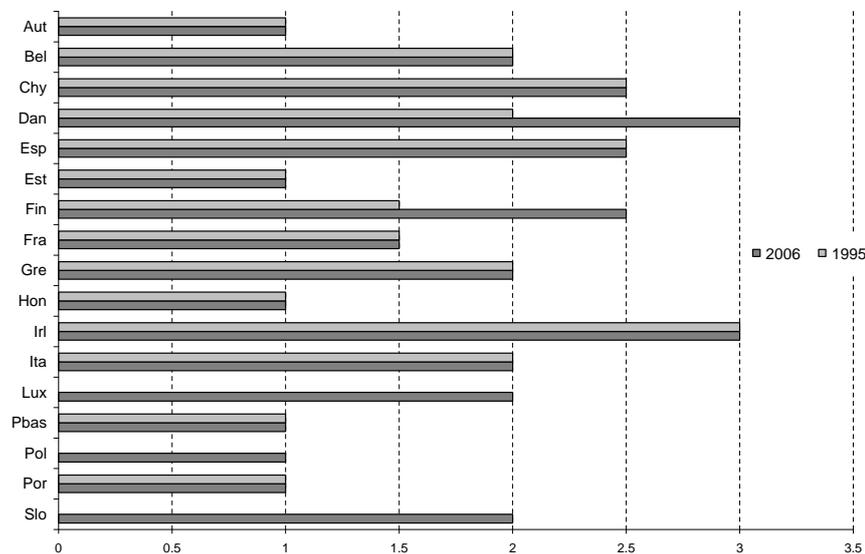
Les accords intersectoriels ont gagné en importance ces dernières années, elles sont le mécanisme dominant de coordination en Belgique, en Espagne et en Grèce. En Belgique, cela prend la forme d'une conférence des salaires tous les deux ans où une norme salariale est définie. En Espagne, un accord national entre les syndicats et les employeurs a lieu chaque année depuis 2002 pour établir les principales lignes de la négociation. En Finlande, Irlande et Slovaquie, les principales recommandations sont fixées par une conférence tripartite. La coordination conséquente d'une rencontre entre les principales organisations syndicales et d'employeurs est dominante en Danemark, Finlande, Italie, Japon, Pays-Bas, République Tchèque et Suède. Enfin, la coordination née d'un accord *leader* dont les autres secteurs suivent les orientations est surtout présente en Allemagne, Autriche et Suède. En effet, dans ces pays, le secteur de l'industrie (la métallurgie en particulier) joue un

rôle moteur dans la négociation des autres secteurs et l'accord dans l'industrie est particulièrement suivi.

## 2.5 Durée des contrats

Enfin, le questionnaire aborde le thème des durées entre deux négociations de salaire et des facteurs influençant cette négociation (graphique 4.5). Selon les réponses à ce questionnaire, la durée moyenne des accords varie entre 1 et 3 ans en Europe et est égale à 1 an au Japon. Les pays européens avec la plus longue durée moyenne sont le Danemark, l'Irlande et la Suède alors que la plupart des pays européens observent des durées d'accords proches d'un an. Dans certains pays comme l'Allemagne, le Danemark ou la Finlande, cette durée a augmenté au cours des dix dernières années suggérant peut être moins de flexibilité ou des accords plus longs à des niveaux de centralisation élevée. Les durées des accords sont plus longues dans les services en Espagne, Estonie et Hongrie.

**Graphique 4.5 : Durée des accords de salaires par pays (1995-2006)**



Source : Du Caju et al. (2008)

Dans la plupart des pays, une saisonnalité des négociations salariales apparaît. En Belgique, Chypre, Estonie, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Luxembourg, Portugal, et Royaume-Uni, les négociations de salaires commencent le plus souvent à la fin de l'année ou les premiers mois de l'année suivante. Les accords sont, la plupart du temps, conclus au début de l'année. Ce schéma est identique en France avec un pic supplémentaire de négociation en juillet en lien avec la hausse du salaire minimum (section 4 de ce chapitre). Au Japon, les accords nationaux ont lieu en avril (*Shunto*) et en Slovénie la plupart des négociations se déroulent en août. Pour les autres pays (Danemark, Espagne, aux Etats-Unis, Irlande, Italie, Pays-Bas, Pologne, République Tchèque et Suède), aucune saisonnalité particulière ne se dégage.

Le principal déterminant des négociations reste l'évolution des prix. Dans la plupart des pays, l'indice de référence est l'indice de prix à la consommation et dans certains cas sa prévision (Slovénie et Suède). Le questionnaire demande dans quelle mesure l'évolution des prix est incorporée aux salaires de façon formelle *via* une indexation automatique par exemple ou de façon informelle. On observe dans de nombreux pays une forme plus ou moins importante d'indexation des salaires aux prix (Belgique, Chypre, Espagne, Estonie, Etats-Unis, Finlande, France, Hongrie, Italie, Luxembourg, Pologne et Slovénie). Dans la plupart des pays, l'évolution des prix passée est souvent utilisée comme référence de la négociation des salaires (c'est le cas notamment en Belgique, Chypre, Espagne, Etats-Unis, France et Luxembourg). Dans certains cas, les hausses de salaires contiennent aussi des prévisions d'inflation (Slovénie) ou une combinaison des hausses de prix non prévues et de l'inflation attendue (Finlande, Irlande et Italie). On a vu que dans certains pays cette indexation est complètement automatique dès que le niveau d'inflation dépasse un niveau de référence (Belgique, Chypre et Luxembourg, et dans une moindre mesure en France avec le salaire minimum (section 2.2.1 du chapitre 3)) alors que dans d'autres pays, les salaires sont ajustés rétrospectivement comme en Espagne.

On peut distinguer les pays sans indexation formelle, les pays avec une indexation totale et ceux avec une indexation liée aux ajustements du salaire minimum national. Dans la première catégorie, on trouve la Belgique, Chypre et le Luxembourg où en conséquence plus de la moitié des employés sont couverts par l'indexation même si comme en Belgique de plus en plus de clauses au niveau des accords d'en-

treprise préservent les entreprises de hausses de salaires trop élevées. En Espagne, Estonie, Finlande, Hongrie et Pologne, cette indexation ne se fait que pour certains accords collectifs réduisant le nombre d'employés concernés. En France et Slovénie, l'indexation est liée aux hausses de salaire minimum, ce qui diminue aussi le nombre d'employés concernés. Enfin, en Autriche, aux Etats-Unis et en Italie, il n'y a pas d'indexation formelle mais certains employés peuvent être concernés *via* un nombre limité de contrats de salaires indexés et signés au niveau des entreprises.

Pour conclure cette section, nous proposons une typologie des différents pays selon leur mode de négociation des salaires.

Un premier groupe rassemble les pays qui se caractérisent par un système de négociation des salaires relativement régulé (typique des pays d'Europe occidentale). Dans ce groupe, le niveau de couverture des accords est élevé, il existe souvent des procédures d'extension des accords, le niveau dominant de négociation est le secteur et il y a généralement peu de coordination ou au travers d'un salaire minimum légal. Ce groupe peut lui-même se diviser en 4 sous groupes : l'Autriche, la France, la Grèce, les Pays-Bas et le Portugal ont un système de négociation typique du groupe ou la négociation est régulée. L'absence de salaire minimum légal distingue l'Allemagne et l'Italie des pays précédents. En Irlande, le taux de syndicalisation est un peu plus important et le niveau de négociation national joue un rôle important. Enfin, au Danemark et en Suède, les taux de syndicalisation sont très importants et les mécanismes de coordination sont plus forts.

Un second groupe le système est un peu plus régulé car les procédures d'indexation et le gouvernement jouent un rôle plus important. Toutefois, la plupart des caractéristiques de ce groupe sont similaires au premier. En Belgique, à Chypre et au Luxembourg, l'indexation couvre une grande partie des employés. En Espagne, Slovénie et Finlande, les salaires sont indexés par l'intermédiaire des accords collectifs sectoriels et le salaire minimum.

Enfin, le dernier groupe rassemble des pays où le système de négociation est largement dérégulé. Les Etats-Unis sont sans doute le modèle de ce groupe. Les taux de syndicalisation sont très faibles, le niveau dominant de négociation est l'entreprise et il n'y a pas de coordination. Les Etats-Unis, la République Tchèque et le Royaume-Uni constituent le coeur de ce groupe. Les pays de l'Est de l'Europe comme l'Estonie,

la Hongrie, la Lituanie et la Pologne ont connu des changements importants ces quinze dernières années dans leur mode de négociation des salaires et semblent converger vers un mode de négociation très dérégulé. Toutefois, le gouvernement joue encore un rôle notamment par l'intermédiaire d'accords tripartites. Enfin, au Japon, le système est un peu moins décentralisé, les secteurs jouent encore un rôle et se coordonnent un peu plus mais les taux de syndicalisation et de couverture des accords sont faibles.

### **3 Le cadre institutionnel français**

Le système institutionnel de négociation en France est donc caractéristique de l'Europe continentale et peut se résumer en quatre tendances principales : un faible taux de syndicalisation qui ne cesse de décroître, une couverture des accords très élevée et stable, une décentralisation croissante des négociations et enfin un rôle du gouvernement non négligeable notamment par ses interventions législatives. Nous synthétisons brièvement ce cadre institutionnel dans cette section.

#### **3.1 Syndicalisation et couverture des accords**

La légitimité des syndicats ne provient pas totalement des élections ou des votes aux élections professionnelles. Cinq syndicats sont considérés comme représentatifs par la loi (CFDT, CFE-CGC, CFTC, CGT, et CGT-FO). Leurs représentants ne sont pas contestables par les employeurs que ce soit au niveau sectoriel ou national. Pour prendre part aux négociations, les autres syndicats doivent démontrer au travers de différents critères (expérience, activité, indépendance vis-à-vis des employeurs...) leur représentativité. Jusqu'en 2004, la signature d'un seul syndicat était nécessaire pour qu'un accord s'applique. Depuis la loi de mai 2004, les conditions de représentativité de l'accord sont plus sévères avec l'instauration d'un principe majoritaire. En France, 38,5% des employés déclarent qu'un syndicat est présent dans leur entreprise.

Dans les années 70, 20% des employés étaient syndiqués en France (Amossé, 2004 et Amossé et Pignoni, 2006). Depuis 1990, cette proportion s'est stabilisée en dessous de 10%. La plupart des syndiqués sont présents dans le secteur public où

15,5% des employés sont syndiqués. Le plus faible taux de syndicalisation est observé dans les services où à peine 6% des employés sont syndiqués même si le secteur est hétérogène (2,5% des employés sont syndiqués dans le commerce contre 11% dans le secteur des services financiers). Enfin, la part des employés syndiqués dépend de la taille des entreprises : dans les entreprises de moins de 50 employés seulement 3,5% des employés sont syndiqués contre 8,7% dans les grandes entreprises. Ce taux de syndicalisation est un des plus faibles observés au monde.

Comparé au taux de syndicalisation, le taux de couverture des accords collectifs est très important, près de 100%. Cette couverture des accords n'a pas connu de variations temporelles ou sectorielles importantes. Si l'on compare ce taux au taux de syndicalisation, l'écart est très important. Il est même surprenant si on pense au système anglo-saxon où seuls les employés syndiqués sont couverts par un accord négocié par les syndicats. Comme pour la plupart des pays européens, l'écart entre ces deux taux est expliqué par l'importance des extensions d'accords de branche à tous les employés et toutes les entreprises n'ayant pas signé l'accord ou pris part à la négociation.

Le système français de négociation est dominé par deux principes importants : une hiérarchie des niveaux de négociation (qui a tendance à perdre de sa pertinence) et un rôle régulateur du gouvernement *via* les mécanismes d'extension et la fixation du salaire minimum.

### 3.2 Une négociation de plus en plus décentralisée

Le système de négociation collective en France est caractérisé par trois niveaux de négociation principaux : le niveau interprofessionnel, les branches qui correspondent approximativement aux secteurs de l'économie et les entreprises. Ces niveaux sont organisés hiérarchiquement depuis la loi de 1950 qui précise qu'une négociation doit préciser, enrichir ou élargir ce qui a été négocié à un niveau supérieur. Dans ce cadre, le niveau de la branche a longtemps été considéré comme dominant. Cependant, la hiérarchie évolue depuis les années 80 et une décentralisation croissante rend la situation plus complexe.

Le nombre d'accords d'entreprise a crû fortement depuis le début des années 80. Cette tendance est expliquée par une obligation de négocier certains thèmes, par des

possibilités plus larges de dérogation pour les entreprises et par l'augmentation des incitations fiscales à négocier (section 4 de ce chapitre). Les lois les plus importantes de régulation du système de négociation sont les lois Auroux (1982). Elles introduisent une obligation pour les entreprises de négocier tous les ans les salaires avec les syndicats, même si parvenir à un accord n'est pas obligatoire. Elles permettent aussi des dérogations aux accords de branche dans certains domaines. Les lois Robien en 1996, Aubry I en 1998 et Aubry II en 2000 ont renforcé cette décentralisation. Ces lois étendent le domaine des dérogations au temps de travail. De plus, pour les entreprises de moins de 50 salariés qui n'ont pas d'obligation d'élire un délégué syndical et ont donc plus de difficultés à négocier, ces lois autorisent le mandatement, c'est-à-dire un salarié de l'entreprise peut être désigné par les autres employés pour les représenter même s'il n'appartient pas à un syndicat. Enfin, elles encouragent les négociations sur le temps de travail avec d'importantes incitations fiscales. La loi de Mai 2004 a encore renforcé la tendance à la décentralisation en permettant aux entreprises de déroger aux accords de branche sauf pour le salaire minimum, la grille de classification et les mécanismes de mutualisation des financements (prévoyance, formation professionnelle).

Si l'influence de la branche décroît, elle reste une référence forte pour les négociations au niveau de l'entreprise. Le nombre d'accords de branche reste stable autour de 1 000 chaque année depuis 1980. Cette baisse d'influence de la branche a été expliquée par l'hétérogénéité de ces branches. Il en existe près de 700 en France mais seulement la moitié couvre plus de 5 000 salariés. De plus, beaucoup de branches ne couvrent pas strictement un secteur économique homogène et les branches ont pu être considérées par certains comme non pertinentes d'un point de vue économique. Enfin, la négociation de branche est irrégulière et certaines branches négocient même très peu souvent. Par conséquent, le minimum salarial de nombreuses grilles de branches se situe sous le salaire minimum national (SMC) qui s'applique dans ce cas. Ainsi, le 1er juillet 2006, le Ministère du Travail note que près de la moitié des grandes branches hors BTP et métallurgie ont des grilles dont le salaire minimal est inférieur au salaire minimum national. Si on considère un exemple extrême, en 2006, pour la branche "Hôtels, restaurants et cafés", le salaire horaire minimal garanti par la grille négociée en 1997 est de 5,78 euros par heure alors que

le SMIC horaire valait 8,27 euros bruts au 1er juillet 2006. Toutefois, même si le niveau de la branche joue un rôle moins crucial, les accords de branche sont toujours cités comme une référence par les entreprises pour mener leurs négociations. En 1998, 70% des entreprises indiquaient utiliser la grille de branche comme référence pour les hausses de salaire négociées dans leur entreprise et le taux de couverture des accords de branche est supérieur à 90% (Combault, 2006).

### **3.3 Rôle du gouvernement**

Le gouvernement joue un rôle dans l'extension des accords de branche. Un accord de branche doit être signé par au moins une fédération d'employeurs. Toutes les entreprises appartenant à cette fédération doivent appliquer l'accord de branche une fois qu'il est signé. Une procédure d'extension consiste à étendre l'accord à toutes les autres entreprises de la branche considérée. Une commission, la Sous-Commission des Conventions et Accords, est en charge de l'extension de ces accords de branche. Les fédérations d'employeurs, les syndicats et le gouvernement sont représentés dans cette commission et l'extension d'un accord peut être demandée par l'une ou l'autre des parties. De 1998 à 2005, en moyenne, 700 extensions ont été demandées chaque année et la grande majorité est acceptée. Une majorité d'employés est couverte par des accords étendus.

Le gouvernement encourage aussi la négociation et peut la faciliter. Dans le cadre de Commissions mixtes paritaires, le gouvernement facilite ainsi la négociation dans certaines branches. Ainsi, en 2005, 88 branches ont eu recours à cette commission pour négocier selon le Rapport sur les négociations paru en 2006. Le gouvernement encourage aussi ponctuellement les branches à négocier les grilles salariales dont le minimum est inférieur au SMIC.

Le SMIC est aussi un moyen d'intervention du gouvernement dans la négociation salariale. Comme on l'a vu précédemment, c'est le gouvernement qui fixe selon une règle et un coup de pouce éventuel la hausse du salaire minimum chaque année. Environ 15% des salariés sont payés au salaire minimum en France (en 2007).

## 4 Les négociations salariales en France : faits microéconomiques

Après avoir présenté brièvement le cadre institutionnel de négociation français, nous proposons dans cette section d'utiliser une base de données unique contenant les accords de salaires négociés dans les entreprises et les branches pour caractériser plus précisément les modes de négociation des salaires en France. A notre connaissance, les modes de négociation des salaires ont été peu étudiés empiriquement avec des données microéconomiques de panels. Izquierdo *et al.* (2002) décrivent avec des données microéconomiques les différents niveaux de négociation en Espagne, qui est un pays aux caractéristiques assez proches en termes de fixation des salaires du cas français. D'autres études plus anciennes ont été menées aux Etats-Unis (Cecchetti, 1987 par exemple) sur la durée des contrats mais les contextes sont assez différents puisque seules les entreprises négocient. Cette section présente donc de nouveaux résultats sur la durée des accords de salaires et certains déterminants des négociations salariales.

### 4.1 Données

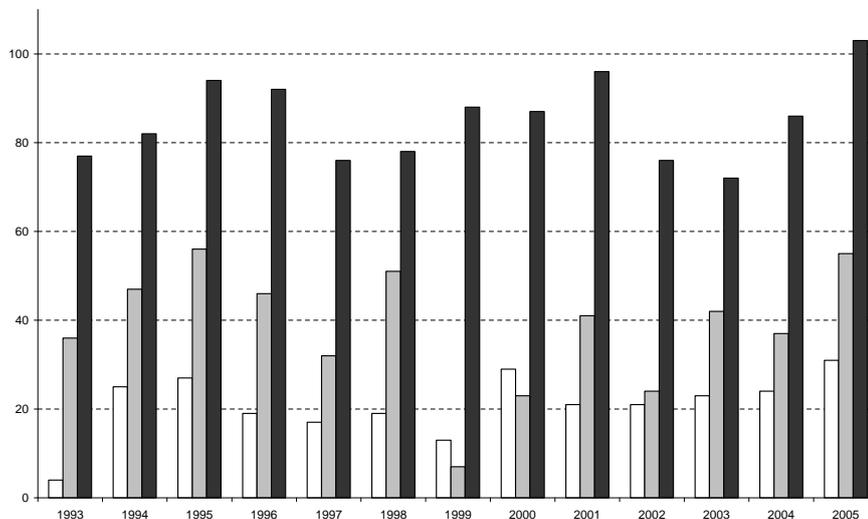
Deux bases de données collectées par le Ministère du Travail, des Relations Sociales et de la Solidarité sont mobilisées ici pour la première fois (annexes B et C pour une présentation des données).

Tout d'abord, nous avons utilisé les rapports annuels de la négociation publiés par le Ministère du Travail pour construire une base de données d'accords de salaires au niveau des branches. Ces données sont disponibles à une fréquence annuelle de 1993 à 2005 pour les branches de plus de 5 000 employés. Ainsi, notre base de données couvre 216 branches dont 123 sont des branches de niveau national et 83 de niveau régional ou départemental. Au total, ces branches couvrent environ 10 millions d'employés. Les variables disponibles sont un numéro d'identification de la branche, le nombre d'employés couverts, la date de signature de l'accord, la date du (ou des) effet(s) de l'accord, la date d'extension, le type d'accord (accord ou recommandation patronale) et le salaire minimum de la grille négociée.

La deuxième base de données est constituée des négociations d'entreprise qui

selon la loi Auroux (1982) doivent être communiquées par les entreprises au Ministère du Travail. La base contient plus de 350 000 négociations conduites par les entreprises entre 1994 et 2005. Les principales variables contenues dans cette base de données incluent le code SIRET de l'établissement où s'est déroulée la négociation, la date de la fin du processus de négociation, le thème de la négociation (emploi, salaires, temps de travail,...), des indications géographiques comme le département et la région, le nombre d'employés dans l'entreprise, son secteur d'activité, le résultat de la négociation<sup>2</sup> (accord, désaccord, décision de l'employeur). Nous supposons que les accords s'appliquent à tous les établissements d'une même entreprise car les données ne nous permettent pas de savoir si un accord est appliqué à un établissement ou une entreprise. On pourra noter toutefois que 75% des entreprises sont mono-établissement.

**Graphique 4.6 : Nombre d'accords de branche par année**



Note : accords nationaux en noir, accords dans la métallurgie en gris et accords dans le bâtiment en blanc.

Source : Base des accords de branche (annexe B)

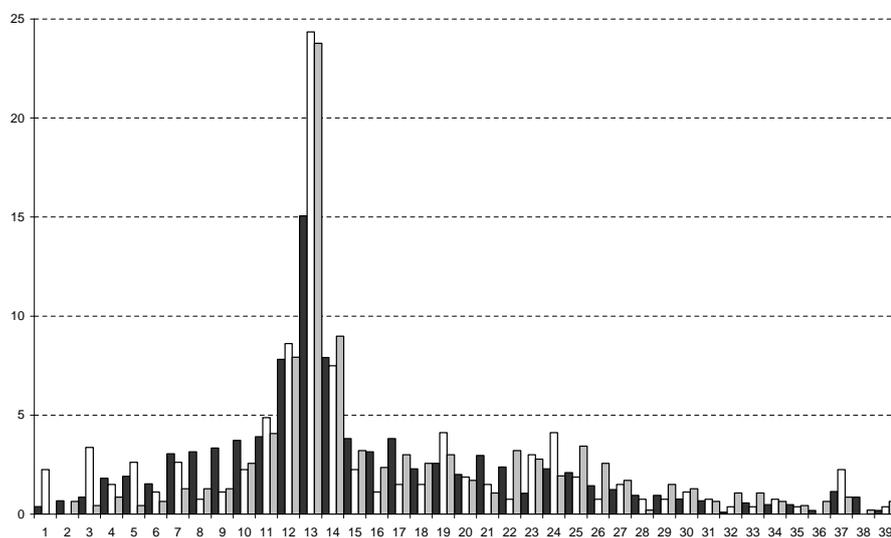
<sup>2</sup>La plupart des négociations communiquées au Ministère du Travail sont constituées des accords, et il est difficile de mesurer avec précision l'activité de négociation avec ces données qui sont plutôt des données d'accord.

## 4.2 Accords de branche

Nous décrivons tout d'abord les accords de branche. Trois types de niveau géographique coexistent pour les branches. La plupart des branches négocient leurs accords à un niveau national. La branche du Bâtiment et des Travaux Publics (environ 1,2 million d'employés couverts) négocie au niveau régional et la branche de la Métallurgie (environ 2 millions d'employés couverts) négocie au niveau départemental pour les ouvriers et employés et national pour les cadres. Nous considérerons différemment ces trois types de branches par la suite.

Entre 1993 et 2005, nous observons 1 107 accords de salaires au niveau national, 273 dans la branche du bâtiment et 497 dans la métallurgie. Le graphique 4.6 représente le nombre d'accords signés chaque année depuis 1993. Sur cette période aucune tendance claire ne se dégage, le nombre d'accords signés est relativement stable au cours du temps. En moyenne, 85, 38, 21 accords de salaires sont signés chaque année au niveau national, régional et départemental respectivement.

**Graphique 4.7 : Durées entre deux accords de branche (en mois)**



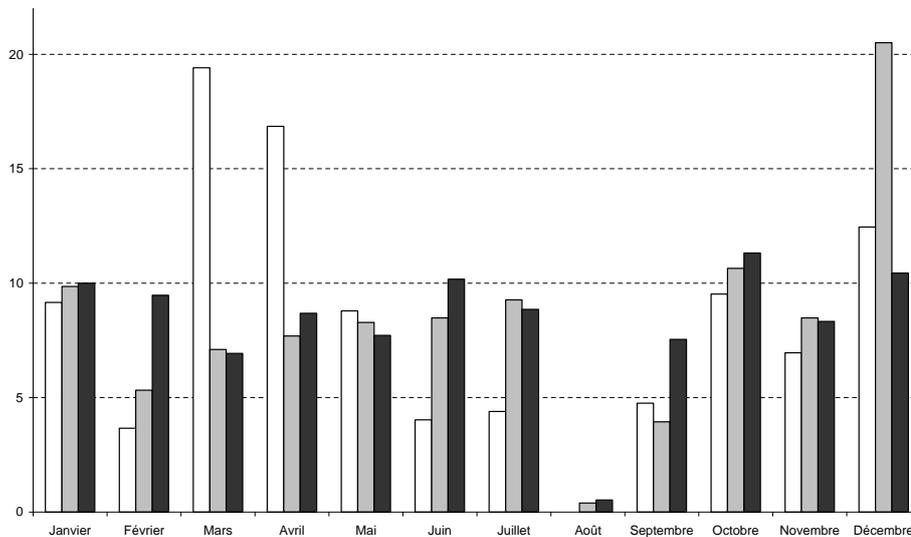
Note : accords nationaux en noir, accords dans la métallurgie en gris et accords dans le bâtiment en blanc.

Source : Base des accords de branche (annexe B)

La proportion moyenne annuelle d'employés couverts par un accord de branche après la procédure d'extension (calculé comme le rapport entre le nombre d'employés couverts par un accord une année donnée et le nombre d'employés appartenant à la branche) est de 61,2% pour les branches nationales, 72,0% pour le bâtiment et 78,2% pour la métallurgie. Ces chiffres sont légèrement inférieurs au chiffre d'employés couverts par un accord de branche (90,4%). Ce résultat est expliqué par l'irrégularité des accords.

La distribution des durées entre deux accords de branche présente un pic important à 12 mois pour toutes les branches (graphique 4.7). 30% des durées se situent entre 11 et 13 mois pour les branches nationales, 40% pour le bâtiment et la métallurgie. Ces pics sont sans doute à mettre en relation avec l'obligation de négocier les salaires tous les ans.

**Graphique 4.8 : Saisonnalité des accords de branches**



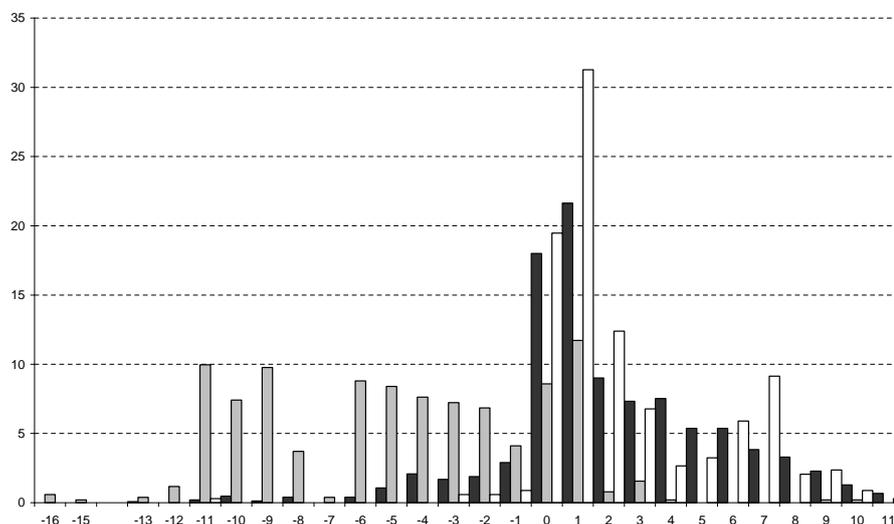
Note : accords nationaux en noir, accords dans la métallurgie en gris et accords dans le bâtiment en blanc. % d'accords par mois en ordonnées.

Source : Base des accords de branche (annexe B)

La saisonnalité des accords dans les branches de la métallurgie et du bâtiment est marquée : les accords dans le bâtiment sont principalement signés en mars et avril (et dans une moindre mesure en décembre) alors que ceux dans la métallurgie sont plus souvent signés en décembre (et dans une moindre mesure en octobre et janvier) (graphique 4.8). Dans les autres branches, la saisonnalité est faible, les mois principaux de signature des accords sont octobre, janvier et décembre et juin.

Les durées entre la date d'accord et la date de mise en oeuvre de l'accord présentent un profil particulier (graphique 4.9). Il y a très peu de durées supérieures à un an suggérant que les accords sont mis en place dans l'année suivant l'accord. Dans la métallurgie beaucoup des accords ont des effets rétroactifs expliquant les durées "négatives", la plupart des accords prennent effet en janvier. Toutefois, au niveau national, 48,6% de ces durées sont inférieures à 2 mois, cette proportion est de 63,1% dans le bâtiment et 21,1% dans la métallurgie.

**Graphique 4.9 : Durées entre les dates d'accord et les dates d'effet au niveau des branches (en mois)**

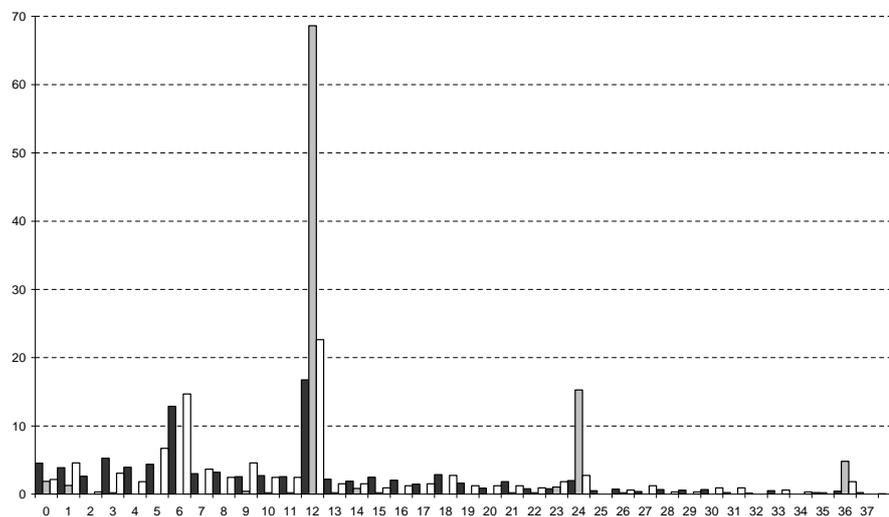


Note : accords nationaux en noir, accords dans la métallurgie en gris et accords dans le bâtiment en blanc. Les durées négatives correspondent à des accords à effet rétroactif.

Source : Base des accords de branche (annexe B)

La distribution des durées entre deux dates d'effet est très concentrée autour de 2 pics (graphique 4.10) : à 12 mois (68,6% dans la métallurgie, 22,6% dans le bâtiment et 16,7% au niveau national) et à 6 mois (14,7% dans le bâtiment et 12,9% au niveau national). La mise en oeuvre des accords apparaît beaucoup plus régulière que la signature des accords, ce qui peut traduire des différences dans la vitesse pour parvenir à un accord au cours des négociations.

**Graphique 4.10 : Durées entre deux dates d'effet des accords de branches (en mois)**



Note : accords nationaux en noir, accords dans la métallurgie en gris et accords dans le bâtiment en blanc.

Source : Base des accords de branche (annexe B)

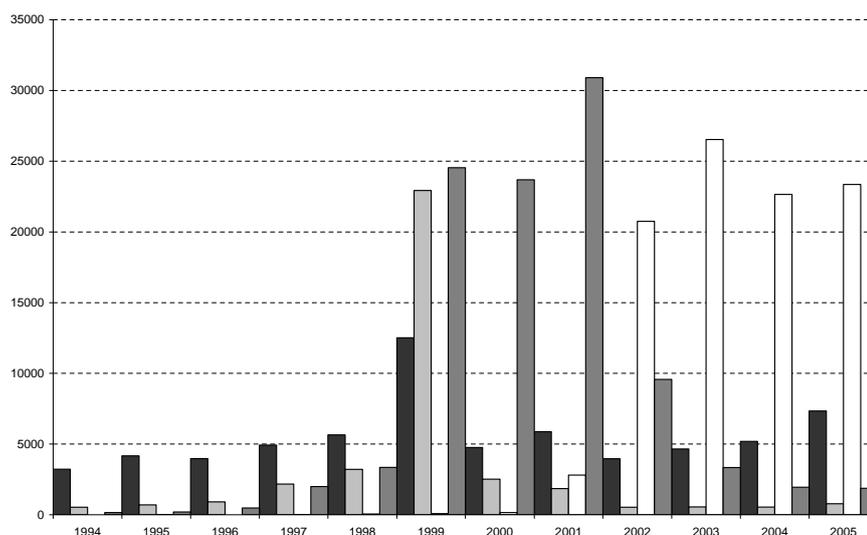
### 4.3 Accords d'entreprise

Après avoir mis en évidence les principales caractéristiques des accords de branche, nous décrivons ici celles des accords d'entreprise. La base de données contient environ 350 000 négociations d'entreprises conduites par les entreprises entre 1994 et 2005. Le nombre d'accords d'entreprise a augmenté considérablement après 1999 (14 327 accords signés en 1998 et 37 446 en 1999) (graphique 4.11).

Ceci résulte de l'émergence de nouveaux thèmes de négociation. De 1998 à 2002,

les entreprises ont beaucoup négocié sur la réduction du temps de travail comme la loi les y a fortement incitées. De 2002 à 2005, les entreprises ont reçu des incitations fiscales pour négocier sur l'intéressement. En conséquence, la part des accords de salaires a considérablement baissé au cours de la période passant de 45% dans les années 90 à 15% en 2005. Cependant, environ 66 000 accords de salaires ont été signés entre 1994 et 2005 et en moyenne chaque année environ 5 000 accords de salaires sont signés. Le pic observé en 1999 (12 500 accords) est sans doute le résultat de négociations portant à la fois sur les salaires et la réduction du temps de travail. Depuis 2004, le nombre d'accords d'entreprise augmente à nouveau, cette hausse pourrait être expliquée par la loi de mai 2004 sur le dialogue social.

**Graphique 4.11 : Nombre d'accords d'entreprise par thème et par année**

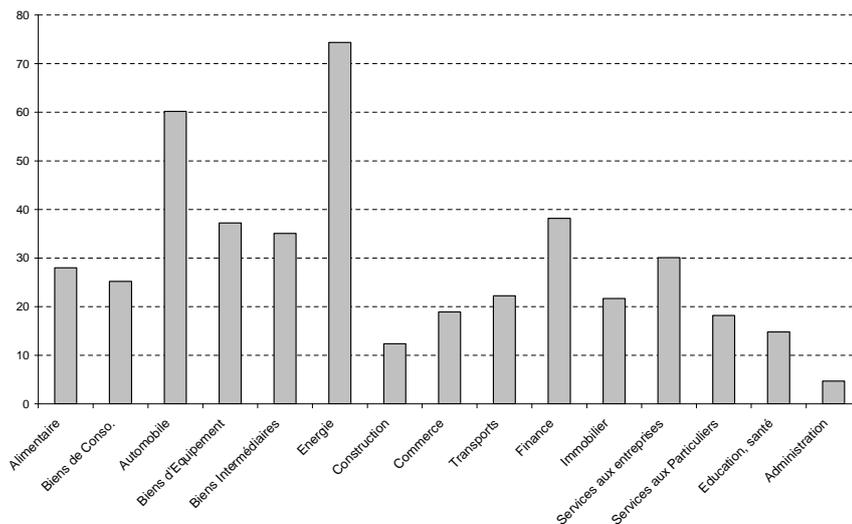


Note : thèmes : salaires en noir, réduction du temps de travail en gris foncé, emploi en gris clair et intéressement en blanc

Source : Base de l'ensemble des accords d'entreprises (Dares) (annexe C)

Le taux de couverture des accords d'entreprise est plus faible que celui observé pour les accords de branche<sup>3</sup> : chaque année, en moyenne, environ 25% des employés sont couverts par un accord d'entreprise. L'hétérogénéité entre les secteurs est toutefois assez importante (graphique 4.12) : dans le secteur automobile, de l'énergie le taux de couverture est supérieur ou égal à 60%, dans le secteur des biens intermédiaires, les services financiers, les biens de consommation ou les biens d'équipement, ce taux varie entre 30 et 40%, enfin, dans la construction, les transports, les services aux particuliers, le taux de couverture est inférieure à 20%. Ces différences sont notamment expliquées par des différences de composition de taille d'entreprise dans les différents secteurs (tableau 4.1 pour plus de détails).

**Graphique 4.12 : Taux de couverture annuel moyen des accords d'entreprise par secteur d'activité**



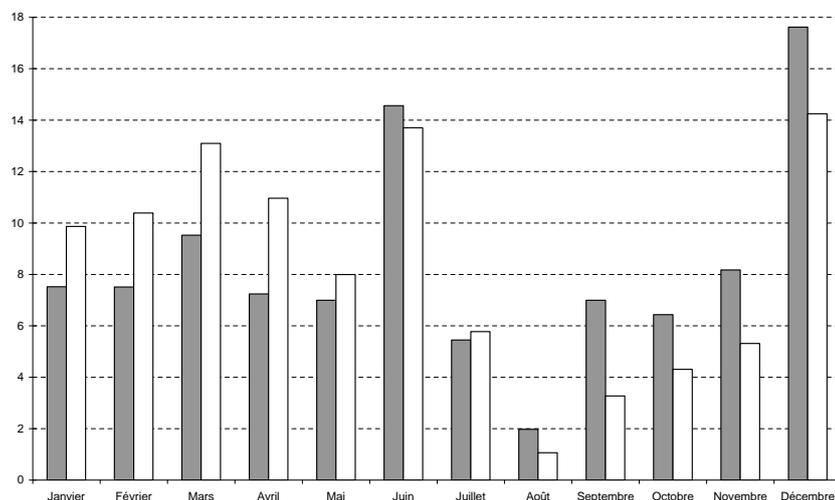
Note : le taux de couverture est la proportion d'employés couverts par un accord d'entreprise par an en moyenne, ces taux sont pondérées par le nombre d'employés par entreprise (poids de l'enquête ACEMO)

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes C, D et F)

<sup>3</sup>Ce taux de couverture au niveau des entreprises est calculé après appariement avec les données ACEMO et les statistiques sont pondérées en utilisant les poids par entreprise de l'enquête ACEMO (cf section 5 de ce chapitre)

Une forte saisonnalité est observée dans la distribution des accords de salaires dans l'année (graphique 4.13). Près de la moitié des accords de salaires sont signés au cours des quatre premiers mois de l'année contre environ un tiers si on considère tous les thèmes d'accords d'entreprise. Les entreprises n'entreraient en négociation de salaires qu'après avoir eu connaissance des bilans de l'année précédente qui sont généralement clôturés en fin ou début d'année. Il est sans doute intéressant de rapprocher ce résultat de la saisonnalité importante des changements de prix à la production obtenue dans le chapitre 2.

**Graphique 4.13 : Saisonnalité des accords d'entreprise par thème**



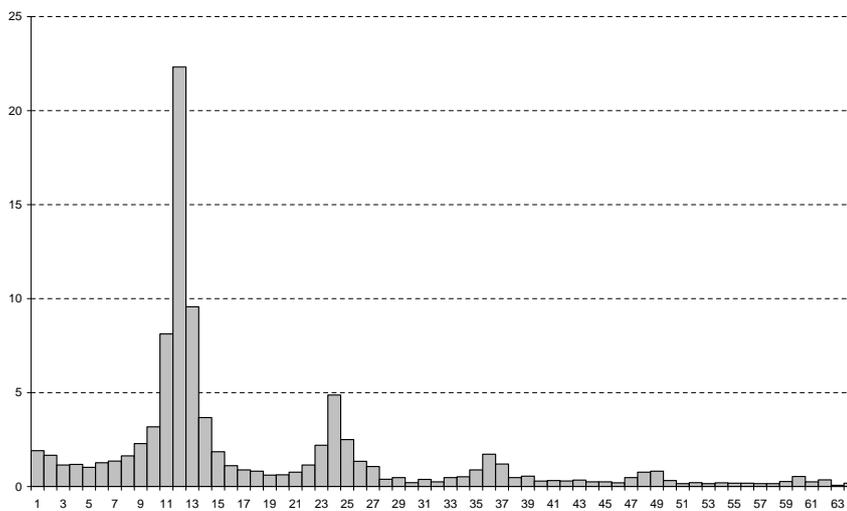
Note : histogramme blanc : accords de salaires. histogramme gris : accords sur d'autres thèmes, statistiques non pondérées.

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares)  
(annexe C)

La distribution des durées entre deux accords de salaires d'entreprise est comparable avec celle des accords de branche. En raison de l'obligation de négocier chaque année, 40% des durées entre deux accords se situent entre 11 et 13 mois (graphique 4.14). 57% des durées entre deux accords sont inférieures à 13 mois.

Les accords de salaires signés au cours du premier trimestre sont plus nombreux à durer une année exactement que ceux signés au troisième trimestre par exemple (graphique 4.15) : les durées égales à un an représentent 25% des durées d'accord commençant au premier trimestre contre 10% pour les accords signés au troisième trimestre, ceci renforce la saisonnalité de la négociation. Cette observation est proche de celle que nous avons pu faire sur les changements de prix à la production régis par des contrats.

**Graphique 4.14 : Durées entre deux accords de salaire au niveau de l'entreprise (en mois)**



Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares)  
(annexe C)



**Tableau 4.1 : Négociation d'entreprise et taille de l'entreprise (%)**

Taille	Part des salariés	Taux de couverture des négociations	Taux de couverture des accords	Taux de réussite
moins de 20	14,5	0,4	0,4	93,9
20-50	15,1	1,5	1,4	96,7
50-100	8,5	5,8	5,2	88,6
100-200	12,3	17,0	14,8	87,0
200-500	12,7	27,2	24,3	89,3
plus de 500	36,8	43,0	39,3	91,3

Note : les résultats sont pondérés (pondération ACEMO) dans ce tableau pour corriger la surreprésentation des grandes entreprises. Les nombres sont le pourcentage d'employés couverts par les différents types d'accord.

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F) et avec la base d'accords de branche (annexe B)

Un autre déterminant intéressant de la probabilité d'observer un accord d'entreprise est la proportion d'employés dans l'entreprise qui sont à temps partiel ou employés avec un Contrat à Durée Déterminée. Ces employés sont sans doute ceux qui possèdent le pouvoir de négociation le plus faible dans l'entreprise comparé aux autres employés à temps complet et en Contrat à Durée Indéterminé. A la lecture du tableau 4.2 qui donne les grandes caractéristiques de la distribution des proportions dans les entreprises des employés en CDD ou à temps partiel<sup>5</sup>, nous mettons en évidence que des différences existent entre les entreprises qui négocient des accords de salaires et celles qui n'en négocient pas. La part des employés en CDD ou à temps partiel est plus faible dans les entreprises qui signent des accords de salaires que dans les entreprises qui n'en signent pas. En moyenne, la part des employés à temps partiel est de 12,32% dans les entreprises ne signant pas d'accord d'entreprise contre 7,28% pour celles qui en signent. De même, la proportion moyenne d'employés en CDD est de 7,09% pour les entreprises non couvertes par un accord d'entreprise contre 4,88% pour les entreprises couvertes. Une interprétation possible est que dans

<sup>5</sup>La proportion d'employés en CDD ou à temps partiel est donnée par l'enquête ACEMO avec laquelle nous apparions les données d'accords d'entreprise.

les entreprises ayant recours aux CDD et au temps partiel, les employés ont moins de pouvoir de négociation et ont plus de difficultés à négocier leur salaire.

**Tableau 4.2 : Proportions d'employés à temps partiel et employés en CDD et accords d'entreprise**

(%)		Employés à		Employés	
		temps partiel		en CDD	
Accord d'entreprise		Non	Oui	Non	Oui
Industrie	Moyenne	4,44	3,85	4,94	3,90
	Q75	5,64	4,88	6,62	5,08
	Médiane	2,27	2,36	2,65	2,21
	Q25	0,53	1,05	0,55	0,72
Services	Moyenne	18,47	12,39	8,73	6,30
	Q75	24,73	14,14	10,75	8,09
	Médiane	8,33	7,55	4,62	4,25
	Q25	2,27	3,04	1,14	1,81
Total	Moyenne	12,32	7,28	7,09	4,88
	Q75	12,92	8,62	8,90	6,52
	Médiane	4,55	3,58	3,69	2,98
	Q25	1,12	1,42	0,86	1,04

Note : Les nombres du tableau sont les proportions moyennes par entreprise des salariés en CDD ou à temps partiel par rapport à l'effectif total.

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F) et avec la base d'accords de branche (annexe B)

Un autre déterminant potentiel de la décision de négocier au niveau de l'entreprise est la présence d'un accord au niveau de la branche. La corrélation entre la fréquence des accords de branche et les accords d'entreprise peut être négative ou positive.

Dans le premier cas, les accords de branche, supérieurs aux accords d'entreprise, sont négociés fréquemment et proposent des hausses de salaire sur lesquelles

les entreprises ne peuvent enchérir. Au contraire les accords de branche sont peu fréquents et les entreprises doivent prendre en charge les accords de salaires de manière décentralisée. Il y a alors une substitution entre accords de branche et accords d'entreprise.

Dans le second cas, les accords de branche sont fréquents (resp. peu fréquents), traduisant un bon (resp. mauvais) dialogue social dans la branche et les entreprises négocient aussi fréquemment (resp. peu fréquemment), il y a alors une sorte de complémentarité entre la branche et l'entreprise. Le tableau 4.3 rassemble les statistiques descriptives associées au lien entre accords de branche et accords d'entreprise. Nous étudions la proportion d'entreprises couvertes par des accords d'entreprise par durée depuis le dernier accord de branche.

**Tableau 4.3 : Proportions d'entreprises signant un accord d'entreprise par durée depuis le dernier accord de branche**

	Total	Industrie	Services
Couvert par un accord de branche	12,6	16,7	8,9
<i>cette année</i>	13,6	17,0	9,9
<i>il y a un an</i>	12,7	17,1	8,7
<i>il y a deux ans</i>	11,0	16,1	8,3
<i>il y a plus de deux ans</i>	10,7	15,0	7,2
Non couvert par un accord de branche	3,6	3,5	3,9
Couvert par un statut	24,2	25,2	9,6
Total	12,4	16,2	9,2

Note : les nombres dans ce tableau sont le nombre d'entreprises couvertes par un accord d'entreprise selon la durée depuis le dernier accord de branche signé divisé par le nombre d'entreprises total dans chaque catégorie d'accords de branches (statistiques non pondérées)

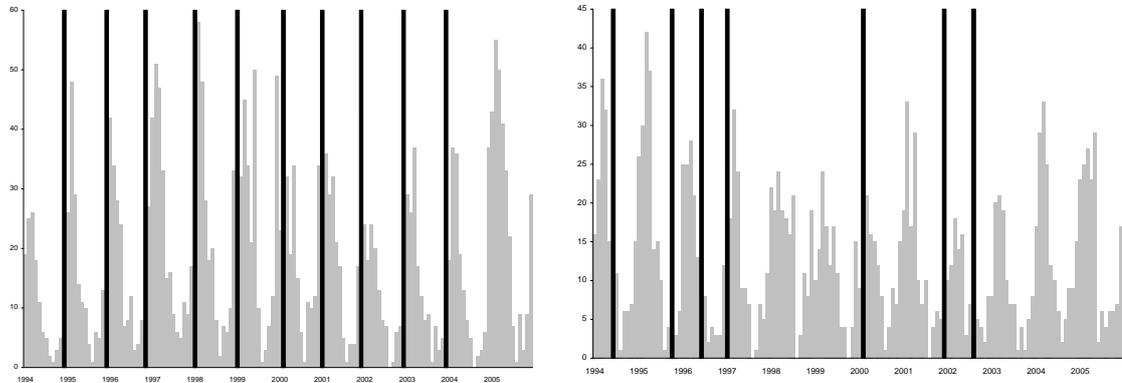
Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F) et avec la base d'accords de branche (annexe B)

La proportion d'entreprises couvertes par un accord d'entreprise diminue avec la durée depuis le dernier accord de branche. Par exemple, la proportion d'accords d'entreprise est d'environ 14% quand un accord de branche a été signé la même année alors qu'il est inférieur à 11% quand l'accord de branche a été signé il y a plus de deux ans. La proportion d'accords d'entreprise n'augmente pas quand les entreprises ne sont pas couvertes par un accord de branche. Ces résultats suggèrent une forme de complémentarité entre accords de branche et accords d'entreprise, quand un accord de branche est observé, il est plus probable de négocier aussi au niveau de l'entreprise. Ce constat est particulièrement vrai dans le secteur des services. Enfin, la proportion d'accords d'entreprise est élevée dans les entreprises couvertes par un statut.

Le graphique 4.16 illustre la relation entre le nombre d'accords d'entreprise et la date des accords de branche dans quatre branches différentes. Dans la branche des industries chimiques et celle de l'industrie laitière (cadrans (a) et (c)), les accords de branche sont réguliers. Ils sont signés chaque début d'année, la distribution des accords d'entreprise au cours du temps suit le profil des accords de branche, quand un accord est signé, on observe un pic d'accords d'entreprise. Ceci illustre la complémentarité branche-entreprise. On note aussi que quand il n'y a pas d'accord de branche comme en 2005 pour les industries chimiques, le nombre d'accords d'entreprise croît assez fortement. Toutefois, si on considère maintenant la branche commerce de gros alimentaire et celles de l'hospitalisation privée (cadrans (b) et (d)), les accords de branche sont signés de façon très irrégulière alors que le nombre d'accords d'entreprise ne suit pas cette irrégularité, il ne semble pas y avoir de corrélation forte entre les deux niveaux de négociation.

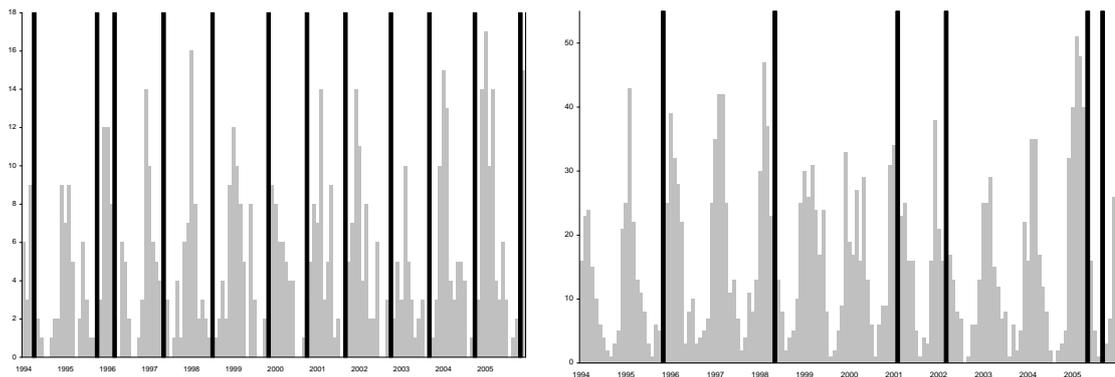
Dans cette section, nous avons proposé une description des durées entre les négociations de salaires en France. Nous avons mis en évidence la relative complexité des modes de négociations possibles mais aussi que la durée annuelle entre deux négociations prévaut aussi bien au niveau de la branche que de l'entreprise. Ces durées entre deux négociations peuvent être un élément de compréhension et de mesure des rigidités salariales. Dans la section suivante, nous approfondissons cette question en étudiant l'impact des négociations sur la dynamique des salaires au niveau des entreprises.

Graphique 4.16 : Accords d'entreprise et de branche au cours du temps



(a)

(b)



(c)

(d)

Note : nombre d'accords d'entreprise en gris ; variable indicatrice pour la date de l'accord de branche en noir ; (a) Industries chimiques (b) Commerce de gros alimentaire (c) Industrie laitière (d) Hospitalisation privée

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec la base d'accords de branche (annexe B)

## 5 Impact des négociations sur la dynamique des salaires

Une littérature relativement abondante s'est intéressée à la mesure des rigidités de salaires et notamment du degré de rigidité à la baisse des salaires (voir l'introduction de ce chapitre). Une autre partie de la littérature s'est intéressée à l'impact des négociations salariales sur la distribution des salaires pour les pays d'Europe continentale (Card et de la Rica, 2006, Cardoso et Portugal, 2005, Kohn et Lembcke, 2007 ou Rusinek et Rycx, 2007). Cependant, l'impact des négociations (telles qu'elles se déroulent en Europe et particulièrement en France) sur la rigidité des salaires n'a été que très peu étudié à notre connaissance. Dans cette section, nous utilisons des données de salaires collectées par le Ministère du Travail (annexe D) et des données d'entreprise provenant de la base Centrale des Bilans (Banque de France) (annexe E) pour estimer un modèle à régimes expliquant de façon jointe la décision de signer un accord de salaires et la dynamique des salaires en découlant. La première décrit donc la probabilité d'observer un accord d'entreprise et la seconde modélise la dynamique des salaires.

### 5.1 Données

Les données de salaires proviennent de l'enquête "Activité et Conditions d'Emploi de la Main d'Oeuvre" (ACEMO) réalisée par la Dares. Cette enquête couvre les entreprises de plus de 10 salariés. Chaque trimestre, les entreprises enquêtées renseignent le salaire de 12 employés appartenant à quatre catégories (ouvriers, employés, agents de maîtrise et cadres). Les données sont collectées entre 1999 et 2005, quelques 40 000 entreprises sont enquêtées. Les entreprises avec moins de 100 employés sont échantillonnées alors que les entreprises avec plus de 100 employés sont systématiquement enquêtées. L'enquête donne le nombre d'employés dans chaque établissement de l'entreprise, la durée du travail, le salaire mensuel brut (sont exclus les primes et bonus, intéressement, participation et autres formes de rémunération). Nous calculons le salaire horaire brut pour chacun des employés. L'enquête ne contient pas d'information sur les caractéristiques individuelles des employés. Nous étudions ici le comportement de l'entreprise dans sa décision de fixation des salaires,

nous considérons donc la croissance du salaire pour l'entreprise en agrégeant les croissances de salaires au niveau des établissements. Les données de salaires sont appariées avec les données d'accord selon le code SIREN des entreprises, ceci nous permet de caractériser aussi les entreprises qui ne déposent pas d'accord de salaires.

Une enquête ACEMO complémentaire réalisée à une fréquence annuelle renseigne les conventions collectives couvrant les salariés de l'entreprise considérée avec le nombre d'employés couverts pour chacune des conventions. C'est l'unique base de données permettant d'identifier comment l'entreprise est couverte par les accords de branche. Dans la plupart des entreprises, il n'y a pas plus de deux ou trois conventions collectives. De plus, une convention collective couvre souvent une majorité d'employés de l'entreprise. C'est donc cette convention collective de branche que nous considérons pour appairer les entreprises à la base de données sur les accords de branche que nous avons construite.

Enfin, dans la mesure où la négociation d'entreprise est obligatoire à une fréquence annuelle et que nous avons observé que la plupart des accords d'entreprise ou de branche sont signés à cette fréquence, nous considérons que les accords de salaires doivent avoir un effet dans l'année en cours. Aussi, les croissances de salaires sont calculées en fréquence annuelle en prenant le premier trimestre comme référence.

Le taux de croissance annuel des salaires horaires par tête  $\Delta W_{jt}$  dans l'entreprise  $j$  entre le premier trimestre de l'année  $t$  et le premier trimestre de l'année  $t + 1$  est ainsi calculé, comme la moyenne des changements de salaire pour toutes les catégories d'employés  $i$  ( $i = 1, \dots, 12$ ) dans tous les établissements  $l$  ( $l = 1, 2, \dots$ ) de l'entreprise  $j$  :

$$\Delta W_{jt} = \sum_{l=1,2,\dots} \left\{ \left( \frac{N_{ljt}}{N_{jt}} \right) \sum_{i=1}^{12} \left( \frac{N_{iljt}}{N_{ljt}} \right) \times \left( \frac{w_{iljt+1} - w_{iljt}}{w_{iljt}} \right) \right\} \quad (4.1)$$

où  $N_{jt}$  est le nombre d'employés dans l'entreprise  $j$  à l'année  $t$ ,  $N_{ljt}$  est le nombre d'employés dans l'établissement  $l$  de l'entreprise  $j$  en  $t$ ,  $N_{iljt}$  est le nombre d'employés dans la catégorie  $i$  employés dans l'établissement  $l$  de l'entreprise  $j$  en  $t$ , et  $w_{iljt}$  est le salaire représentatif de la catégorie  $i$  dans l'établissement  $l$  de l'entreprise  $j$  en  $t$ .

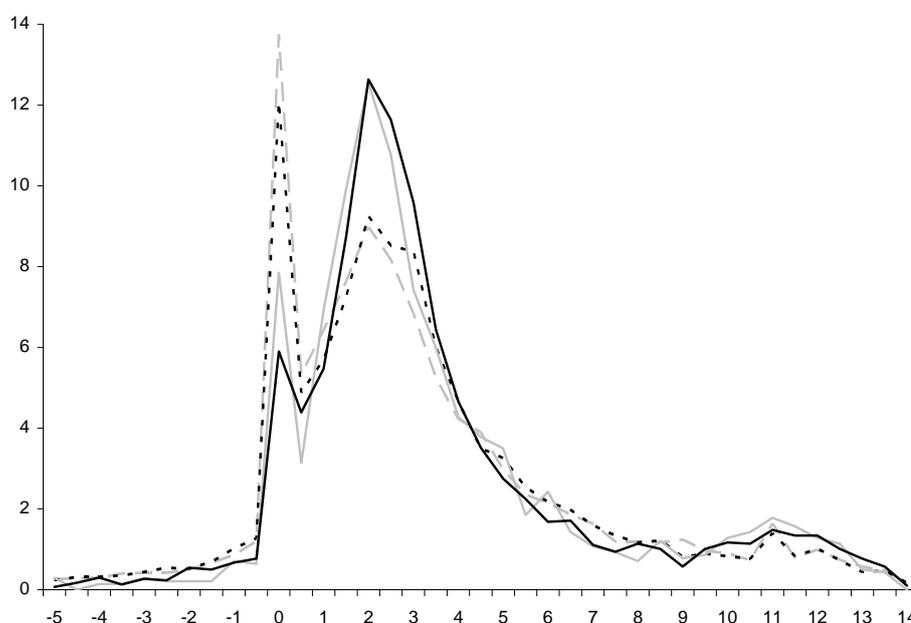
L'échantillon contient près de 39 000 observations individuelles également distri-

buées sur les années et environ 5 000 accords d'entreprise quand on apparie la base ACEMO avec la base des accords d'entreprise et de branche.

## 5.2 Statistiques descriptives

Le graphique 4.17 représente la distribution des salaires par type de couverture d'accord pour l'ensemble de la base de données.

**Graphique 4.17 : Distribution des changements de salaires par type d'accords**



Note : les variations de salaire sont calculées selon l'équation (4.1)

(en %). En trait continu noir, l'entreprise est couverte par un accord d'entreprise et un accord de branche, en trait continu gris, l'entreprise est couverte par un accord d'entreprise mais pas par un accord de branche, en trait pointillé noir, l'entreprise n'est pas couverte par un accord d'entreprise mais l'est par un accord de branche, en trait pointillé gris, l'entreprise n'est couverte par aucun accord.

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F) et avec la base d'accords de branche (annexe B)

Une différence substantielle existe entre les changements de salaires pour les entreprises couvertes par un accord d'entreprise (trait continu) et celles non couvertes (tirets). Le pic en zéro de la distribution, souvent utilisé pour mesurer la rigidité nominale à la baisse, est très peu marqué pour les entreprises qui négocient des accords d'entreprise, le pic est plus prononcé pour les changements de salaires compris entre 1,5% et 3,5%. Deuxièmement, la présence d'accords de branche affecte peu la distribution. Les distributions sans accord de branche (en gris) et avec accord de branche (en noir) sont quasiment identiques excepté à droite des distributions, autour des changements de salaires compris entre 2% et 4% où les distributions des entreprises couvertes par un accord de branche sont un peu plus élevées que celles sans accord de branche. A l'inverse, au voisinage de zéro, les entreprises couvertes par un accord de branche ont des distributions relativement moins élevées que celles non couvertes par un accord de branche.

Le tableau 4.4 qui résume la distribution confirme ces observations. En moyenne, la présence d'un accord de salaires au niveau de l'entreprise est associée avec des hausses de salaires un peu plus importantes. La variation moyenne de salaire est en moyenne de 3,1% quand l'entreprise n'est pas couverte par un accord d'entreprise alors qu'elle est de 3,5% quand l'entreprise est couverte. Le rôle de l'accord de branche est plus faible : quand l'entreprise n'est pas couverte par un accord d'entreprise, la variation médiane passe de 2,38% à 2,50% et la hausse est sensiblement la même quand les entreprises sont couvertes par un accord d'entreprise.

**Tableau 4.4 : Changements moyens de salaire au niveau de l'entreprise selon le type d'accord**

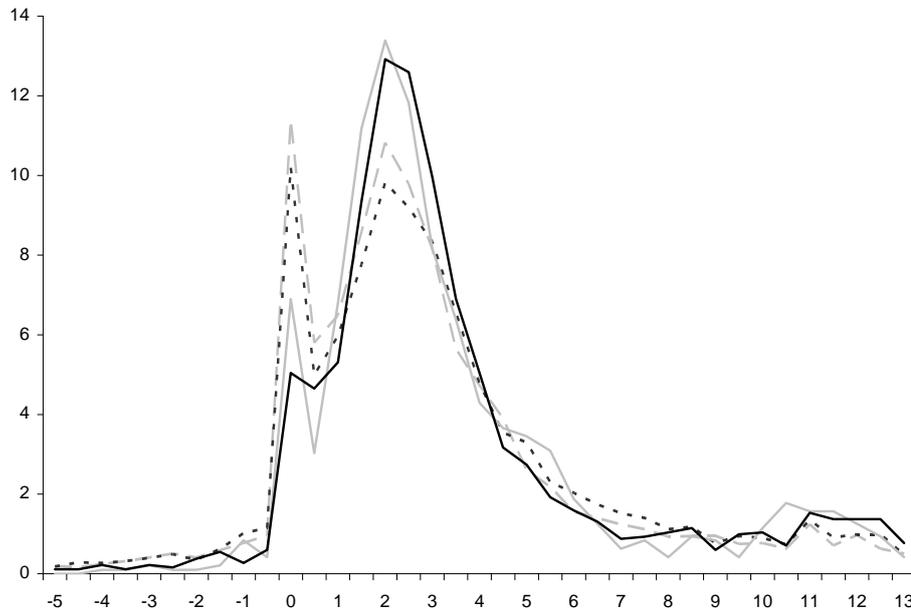
Accord entreprise		Non	Non	Oui	Oui
Accord branche		Non	Oui	Non	Oui
Industrie	Moyenne	2,99	3,24	3,42	3,55
	Médiane	2,34	2,54	2,50	2,65
Services	Moyenne	3,24	3,06	3,62	3,41
	Médiane	2,43	2,47	2,67	2,59
Total	Moyenne	3,13	3,14	3,49	3,50
	Médiane	2,38	2,50	2,52	2,63

Note : les variations de salaire sont calculées selon l'équation (4.1) (en %).

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F) et avec la base d'accords de branche (annexe B)

Si on compare ces mêmes distributions en distinguant "industrie" et "services", les conclusions sont similaires (graphiques 4.18 et 4.19). Dans l'industrie toutefois, l'impact positif des accords d'entreprise est moins important et l'impact des accords de branche est moins fort notamment pour les entreprises non couvertes par un accord d'entreprise. Dans le secteur des services au contraire, l'accord d'entreprise discrimine fortement les distributions de changements de salaires. L'accord de branche avec ou sans accord d'entreprise a un impact positif sur la distribution des changements de salaires situés entre 2 et 4% alors qu'il a un impact négatif pour les changements de salaires autour de 0. Le tableau 4.5 confirme ces résultats même si l'impact de l'accord de branche est plus difficilement décelable pour les services.

**Graphique 4.18 : Distribution des changements de salaires par type d'accord - Industrie**

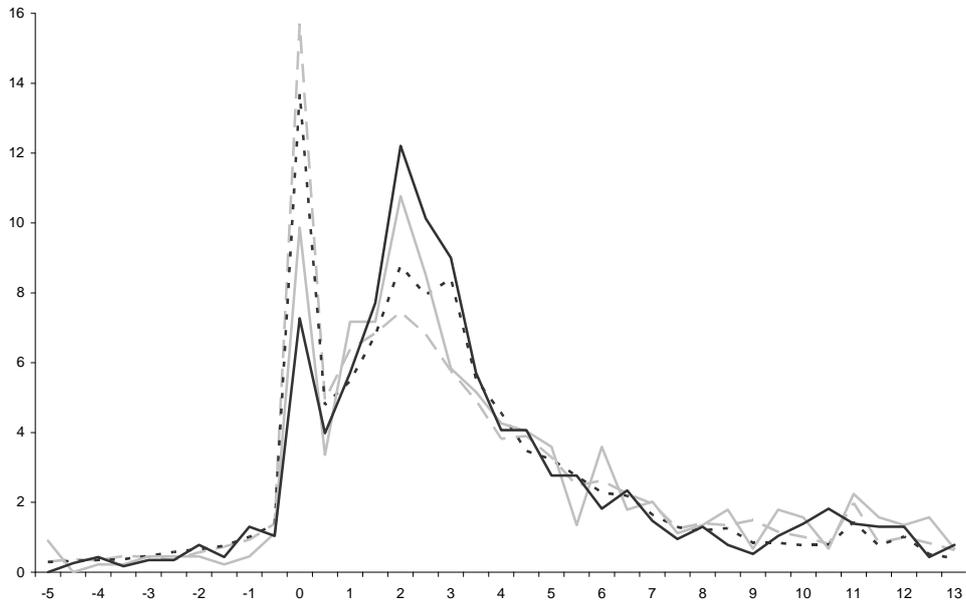


Note : les variations de salaire sont calculées selon l'équation (4.1)

(en %). En trait continu noir, l'entreprise est couverte par un accord d'entreprise et un accord de branche, en trait continu gris, l'entreprise est couverte par un accord d'entreprise mais pas par un accord de branche, en trait pointillé noir, l'entreprise n'est pas couverte par un accord d'entreprise mais l'est par un accord de branche, en trait pointillé gris, l'entreprise n'est couverte par aucun accord.

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F) et avec la base d'accords de branche (annexe B)

**Graphique 4.19 : Distribution des changements de salaires par type d'accord - Services**



Note : les variations de salaire sont calculées selon l'équation (4.1)

(en %). En trait continu noir, l'entreprise est couverte par un accord d'entreprise et un accord de branche, en trait continu gris, l'entreprise est couverte par un accord d'entreprise mais pas par un accord de branche, en trait pointillé noir, l'entreprise n'est pas couverte par un accord d'entreprise mais l'est par un accord de branche, en trait pointillé gris, l'entreprise n'est couverte par aucun accord.

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F) et avec la base d'accords de branche (annexe B)

### 5.3 Modélisation économétrique

Le modèle économétrique vise à identifier certains déterminants des différences entre les distributions. Le modèle est inspiré de celui utilisé par la littérature portant sur la rigidité nominale à la baisse (Altonji et Devereux, 2000, Knoppik et Beissinger, 2003 et Biscourp *et al.*, 2006, et Fehr et Goette, 2005). Ce modèle peut aussi être comparé pour certains de ces aspects à celui utilisé pour la rigidité des

prix dans le chapitre 3. On suppose qu'il existe un salaire  $W_{jt}^*$  appelé notionnel qui est celui qui serait observé en l'absence de rigidité, il dépend de variables explicatives caractéristiques de l'entreprise comme la productivité mais aussi la structure de l'emploi (l'âge, les diplômes des employés...), le salaire notionnel peut se définir de façon générale comme :

$$W_{jt}^* = X_{jt}\beta + \varepsilon_{jt} \quad (4.2)$$

Fehr et Goette (2005), Knoppik et Beissinger (2003) mais aussi Biscourp *et al.* (2006) préfèrent une modélisation en différences qui permet d'éliminer certains effets individuels propres aux entreprises et employés et n'incluent pas d'hétérogénéité individuelle inobservée :

$$\Delta W_{jt}^* = \Delta X_{jt}\beta + \varepsilon'_{jt} \quad (4.3)$$

Dans ce modèle nous voulons expliquer pourquoi les variations de salaires avec ou sans accord de salaires sont différentes, autrement dit, si leurs déterminants sont différents et leurs salaires notionnels sont différents. Nous estimons deux modèles selon que l'on observe un accord de salaires ou non. Au préalable, nous devons tenir compte de l'effet de sélection. En effet, les entreprises qui signent un accord ont vraisemblablement des caractéristiques spécifiques qu'il s'agit d'identifier. La première équation explique donc l'occurrence ou non d'un accord d'entreprise dans l'entreprise  $j$  au cours de l'année  $t$ . L'équation a la forme suivante :

$$Y_{jt} = \mathbf{1}(Y_{jt}^* > 0) \quad (4.4)$$

où  $Y_{jt}$  est une variable indicatrice qui vaut 1 si l'entreprise  $j$  signe un accord de salaires au cours de l'année  $t$  et  $Y_{jt}^*$  est la propension de l'entreprise  $j$  à obtenir cet accord au cours de l'année  $t$ .

Dans notre modèle, nous considérons que cette propension à observer un accord d'entreprise dépend de la variation du salaire notionnel. Comme la distribution des changements de salaires le suggère, on suppose que plus cette différence est importante, plus la probabilité que les employés demandent des hausses de salaire négociées ou que l'entrepreneur accepte de négocier est grande. Comme pour la modélisation des prix dans le chapitre 3, nous supposons que la décision de négocier dépend aussi d'un coût fixe à négocier. Celui-ci peut par exemple être déterminé

par la présence ou non d'un accord de branche. L'accord de branche peut éviter la négociation d'entreprise dans la mesure où la hausse de salaire a été négociée au niveau de la branche et que l'entrepreneur a externalisé ce coût. Au contraire, la négociation de branche peut rendre la négociation d'entreprise plus facile dans des branches organisées avec un bon "dialogue social". L'accord de branche est ici considéré comme exogène. L'entreprise, selon le principe de la hiérarchie des accords, ne peut pas proposer de hausse inférieure à celle proposée par l'accord de branche, aussi nous considérons que l'entreprise ne négociera un accord que si elle peut proposer mieux que l'accord de branche s'il existe. Une extension possible du modèle sera d'expliquer l'occurrence d'un accord de branche. Une autre variable pouvant rentrer dans la fonction de coût à négocier est le pouvoir de négociation des employés dans l'entreprise. Nous l'approximons ici avec la part des employés en Contrat à Durée Déterminée (CDD) qui sont supposés disposer d'un pouvoir de négociation beaucoup plus faible que les employés en Contrat à Durée Indéterminée (CDI). Les entreprises négocient sans doute plus facilement un accord de salaires si le pouvoir de négociation des employés est fort et donc la part d'employés en CDD est faible. On obtient alors l'équation suivante :

$$Y_{jt}^* = c_y + \Delta X_{jt}\beta_y + C_t\delta_y + Z_{jt}\gamma_y + U_j\alpha_y + u_{jt} \quad (4.5)$$

où  $c_y$  est la constante,  $X_{jt}$  est un vecteur de covariables telles que la variation de la productivité à la période précédente pour l'entreprise  $j$ , la variation du taux de chômage départemental à la date  $t$ , une indicatrice de passage aux 35 heures qui vaut 1 si on observe que l'entreprise  $j$  est passée aux 35 heures au cours de l'année  $t$ ,  $Z_{jt}$  est la proportion d'employés embauchés en CDD,  $C_t$  est une variable indicatrice valant 1 si l'entreprise est couverte par un accord de branche l'année  $t$ , d'autres indicatrices peuvent être introduites comme une variable valant 1 si le dernier accord de branche a été signé l'année précédente, et une autre variable indiquant que le dernier accord a été signé il y a deux ans ou plus,  $U_j$  est une variable de taille de l'entreprise en nombre d'employés, trois classes sont considérées (moins de 200 employés, entre 200 et 500 employés, plus de 500 employés),  $u_{jt}$  est le résidu de l'équation qui peut représenter les chocs idiosyncrasiques sur le salaire notionnel mais aussi sur le "coût à négocier".

La croissance du salaire est égale à la croissance du salaire notionnel. La différence avec le modèle de type Altonji et Devereux (2000) est de supposer que la dynamique des salaires est possiblement différente selon qu'un accord de salaires est signé ou non. Soit  $\Delta W_{jt}$  la croissance moyenne annuelle du salaire dans l'entreprise  $j$  au cours de l'année  $t$ . S'il n'y a pas d'accord de salaires, elle est modélisée de la façon suivante :

$$\Delta W_{jt}^0 = c_w^0 + \Delta X_{jt}\beta_w^0 + C_t\delta_w^0 + U_j\alpha_w^0 + v_{jt}^0 \quad (4.6)$$

En cas d'accord de salaires, cette équation devient :

$$\Delta W_{jt}^1 = c_w^1 + \Delta X_{jt}\beta_w^1 + C_t\delta_w^1 + U_j\alpha_w^1 + v_{jt}^1 \quad (4.7)$$

Les covariables sont identiques à celles de la première équation (4.5) excepté l'absence de la variable du nombre d'employés recrutés en CDD qui n'est supposée expliquer que l'occurrence d'un accord d'entreprise mais est supposée ne pas avoir d'impact sur la variation annuelle des salaires au niveau de l'entreprise.

La distribution des résidus est telle que :

$$\begin{pmatrix} u_{jt} \\ v_{jt}^0 \\ v_{jt}^1 \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_0\sigma_{v^0} & \rho_1\sigma_{v^1} \\ \rho_0\sigma_{v^0} & \sigma_{v^0}^2 & 0 \\ \rho_1\sigma_{v^1} & 0 & \sigma_{v^1}^2 \end{pmatrix} \right] \quad (4.8)$$

où  $\rho_0$  est la corrélation entre  $v_{jt}^0$  et  $u_{jt}$  et  $\rho_1$  est la corrélation entre  $v_{jt}^1$  et  $u_{jt}$ , la corrélation entre  $v_{jt}^1$  et  $v_{jt}^0$  est supposée nulle.  $\sigma_{v^1}^2$  et  $\sigma_{v^0}^2$  désignent respectivement les variances de  $v_{jt}^1$  et  $v_{jt}^0$ . La variance de  $u_{jt}$  est fixée à 1 pour des raisons d'identification.

Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance en utilisant la procédure maxlik de GAUSS. La fonction de vraisemblance s'écrit :

$$\ln L = \ln \left( \prod_{j=1}^N \prod_{t=1}^{T_j} \left( \left( 1 - \Phi \left( \frac{A_y + \frac{\rho_0}{\sigma_{v^0}} B_w^0}{\sqrt{1-\rho_0^2}} \right) \right) \times \frac{1}{\sigma_{v^0}} \phi \left( \frac{B_w^0}{\sigma_{v^0}} \right) \right)^{\{Y_{jt}=0\}} \times \left( \Phi \left( \frac{A_y + \frac{\rho_1}{\sigma_{v^1}} B_w^1}{\sqrt{1-\rho_1^2}} \right) \times \frac{1}{\sigma_{v^1}} \phi \left( \frac{B_w^1}{\sigma_{v^1}} \right) \right)^{\{Y_{jt}=1\}} \right) \quad (4.9)$$

où  $A_y = c_y + X_{jt}\beta_y + Z_{jt}\gamma_y + C_t\delta_y + U_j\alpha_y$ ,  $B_w^0 = \Delta W_{jt}^0 - c_w^0 + X_{jt}\beta_w^0 + C_t\delta_w^0 + U_j\alpha_w^0$  et  $B_w^1 = \Delta W_{jt}^1 - c_w^1 + X_{jt}\beta_w^1 + C_t\delta_w^1 + U_j\alpha_w^1$ .

Une extension possible du modèle serait de tester l'inclusion d'un effet individuel que l'on supposerait aléatoire comme dans le modèle du chapitre 3. Cette inclusion créerait des difficultés supplémentaires dans le calcul numérique de la maximisation.

## 5.4 Résultats empiriques

La productivité de l'entreprise est calculée en utilisant la base de données Centrale des Bilans rassemblant les données de bilans des entreprises annuelles (annexe E). La productivité est calculée comme le rapport entre les ventes divisées par le nombre d'employés. La base de données ne contient pas le nombre d'heures travaillées et nous utilisons le nombre d'employés comme approximation. Nous utilisons ici la variation de productivité de l'année précédente, nous supposons ainsi que les employés et les employeurs négocient à partir des performances de l'entreprise de l'année précédente, une fois le bilan réalisé et connu. Une extension du modèle pourrait consister à modéliser plus précisément la productivité incluse dans la négociation salariale. Après appariement avec la base de données Centrale des Bilans (annexe F), l'échantillon est réduit à un peu plus de 22 000 observations individuelles, environ 70% de l'échantillon est conservé, les grandes entreprises sont légèrement surreprésentées.

La réduction du temps de travail est modélisée comme une indicatrice à partir du nombre d'heures renseignée dans l'enquête ACEMO. Il est possible que les accords de réduction du temps de travail aient toutefois modifié assez profondément les négociations dans l'entreprise mais aussi la dynamique des salaires dans l'entreprise. L'impact de ces accords de temps de travail pourra faire l'objet d'une étude spécifique.

Enfin, le taux de chômage utilisé est celui publié par la Dares pour chaque département en fréquence trimestrielle. Le modèle est estimé séparément pour le secteur de l'industrie et les services sur la période 1999-2005, les résultats sont présentés dans les tableaux 4.5 pour l'industrie et 4.6 pour les services.

Les résultats sur l'équation modélisant la probabilité de parvenir à un accord de salaires sont assez comparables pour l'industrie et les services. Comme les statistiques descriptives le suggéraient, la taille de l'entreprise joue un rôle très important sur cette probabilité. Plus l'entreprise a un effectif élevé, plus elle a tendance à

négocier formellement les salaires. Dans les deux secteurs, la part des employés en CDD a un effet négatif significatif sur cette probabilité. Plus la part des employés en CDD est importante, moins la probabilité d'observer un accord de salaires est forte. La réduction du temps de travail baisse aussi la probabilité d'observer un accord de salaires. Ces accords de réduction de temps de travail ont souvent occasionné une modération salariale qu'on retrouverait dans ce résultat. L'évolution de la productivité a un impact positif significatif (à 10%) uniquement dans les services, les entreprises dont la productivité a augmenté aboutissent plus facilement à un accord sur les salaires. Dans les services, l'évolution du taux de chômage local a aussi un impact négatif sur la probabilité d'observer un accord d'entreprise.

L'impact de l'accord de branche est différent dans l'industrie et les services. Dans l'industrie, plus le dernier accord de branche est ancien, plus la probabilité de signer un accord d'entreprise est grande. Il y a une substitution entre les accords de branche et les accords d'entreprise. Quand un accord de branche est signé, l'accord d'entreprise est moins probable. Au contraire, dans les services, si un accord de branche est signé, la probabilité d'obtenir un accord d'entreprise est plus élevée, autrement dit les entreprises qui négocient sont celles qui sont dans des branches qui négocient.

Dans l'industrie comme dans les services, les effets des variables explicatives sont différents selon qu'il y a eu accord de salaires ou pas. La variation de la productivité dans l'industrie a un impact positif sur les variations de salaires pour les entreprises n'ayant pas d'accord de salaires alors qu'il est nul pour celles ayant signé un accord de salaires. Ce résultat pourrait permettre de conclure que les entreprises signant un accord ont des salaires plus rigides puisque les chocs de productivité sont moins bien transmis aux salaires. Au contraire, dans les services, même si les estimations ne sont pas significatives, l'impact de la productivité est bien supérieur pour les entreprises ayant négocié les salaires que pour celles qui n'ont pas d'accord de salaires. Cet effet est identique et significatif pour la variation du chômage ; la croissance des salaires des entreprises avec un accord répond mieux aux variations du chômage que celle des entreprises sans accord de salaires. Dans les deux secteurs, la réduction du temps de travail a un effet positif sur les salaires pour les entreprises sans accord de salaires, reflétant sans doute que cette hausse de salaire n'est pas négociée mais issue de la

baisse des heures travaillées (le salaire considéré ici est le salaire horaire). L'effet taille est inversé dans l'industrie et les services ; plus la taille des entreprises avec accord de salaires est grande, plus la hausse de salaire est importante. C'est l'inverse pour les entreprises sans accord de salaires.

**Tableau 4.5 : Résultats des estimations dans l'industrie**

	$Y_{jt}$	$\Delta W_{jt}^0$	$\Delta W_{jt}^1$
$c$ Constante	-1,130 (0,024)	2,364 (0,052)	-5,653 (0,387)
$\beta$ Productivité $_{t-2,t-1}$	0,000 (0,001)	0,008 (0,003)	0,000 (0,004)
Réduction du temps de travail $_t$	-0,293 (0,033)	2,466 (0,107)	0,136 (0,382)
$\gamma$ Proportion de CDD $_t$	-0,006 (0,003)	—	—
$\delta$ Accord de branche (cette année)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Accord de branche (année passée)	0,061 (0,031)	-0,315 (0,080)	0,264 (0,211)
Accord de branche ( $\geq 2$ ans)	0,065 (0,031)	-0,390 (0,089)	0,151 (0,345)
$\alpha$ $< 200$ employés	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
200 – 500 employés	0,631 (0,033)	-0,954 (0,086)	2,929 (0,302)
$> 500$ employés	0,803 (0,041)	-1,105 (0,128)	3,631 (0,310)
$\rho$	—	-0,885 (0,001)	0,964 (0,000)
$\sigma_v$	1	3,633 (0,014)	5,625 (0,088)

Log-vraisemblance = -2,94892

Taille de l'échantillon : 12 374

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares)

(annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares)

(annexes D et F), avec la base d'accords de branche (annexe B)

et avec la Centrale des Bilans (annexes E et F)

**Tableau 4.6 : Résultats des estimations dans les services**

		$Y_{jt}$	$\Delta W_{jt}^0$	$\Delta W_{jt}^1$
$c$	Constante	-1,516 (0,033)	2,683 (0,058)	-7,268 (0,808)
$\beta$	$\Delta$ Productivité $_{t-2,t-1}$	0,002 (0,002)	0,001 (0,004)	0,012 (0,011)
	$\Delta$ Chômage $_{t-1,t}$	-0,003 (0,002)	-0,020 (0,004)	-0,040 (0,017)
	Réduction du temps de travail $_t$	-0,427 (0,063)	2,434 (0,127)	1,003 (0,554)
$\gamma$	Proportion de CDD $_t$	-0,005 (0,002)	—	—
$\delta$	Accord de branche (cette année)	0,094 (0,030)	-0,182 (0,065)	0,586 (0,254)
$\alpha$	$\prec$ 200 employés	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	200 – 500 employés	0,557 (0,043)	-0,479 (0,107)	2,413 (0,369)
	$\succ$ 500 employés	0,987 (0,053)	-1,189 (0,159)	4,313 (0,510)
$\rho$		—	-0,849 (0,003)	0,927 (0,002)
$\sigma_v$		1	3,638 (0,014)	5,691 (0,173)

Log-vraisemblance = -2,87725

Taille de l'échantillon : 10 071

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F), avec la base d'accords de branche (annexe B) et avec la Centrale des Bilans (annexes E et F)

Enfin, l'effet de l'accord de branche est différent dans l'industrie et les services. Dans l'industrie, pour les entreprises sans accord de salaires, l'effet d'un accord de branche est plus fort s'il a été signé cette année que s'il est ancien, c'est-à-dire que sans accord d'entreprise, l'accord de branche signé dans l'année permet une relative hausse de salaire. Au contraire, pour les entreprises avec accord de salaires, si elles sont couvertes par un accord de branche, l'effet de l'accord de branche est peu significatif. Ce résultat s'explique assez facilement : en l'absence d'un accord de branche une année considérée, c'est l'accord d'entreprise qui le remplace et accorde des hausses de salaire et plus l'accord de branche a été signé il y a longtemps plus

cet effet est important. L'impact de l'accord de branche est inverse pour les services. Pour les entreprises ayant négocié un accord de salaires, l'effet de l'accord de branche signé cette année est positif, c'est-à-dire que les deux accords s'ajoutent et se cumulent, les entreprises concernées par un accord d'entreprise et de branche une année donnée connaissent une croissance de salaire beaucoup plus importante que les autres entreprises (comme le suggéraient les distributions de salaires, graphiques 4.18 et 4.19). Au contraire, pour les entreprises n'ayant pas d'accord de salaires, l'accord de branche joue un rôle de modération des hausses de salaires.

Il semble pour conclure que les effets des accords de salaires d'entreprise soient différents entre l'industrie et les services. Dans le premier cas, les salaires réagissent moins aux chocs de productivité quand il y a un accord de salaires dans l'entreprise, c'est l'inverse dans le cas des services. Dans l'industrie, les accords de branche et les accords d'entreprise peuvent se substituer alors que dans les services ils se complètent.

## 6 Conclusion et prolongements

Les chapitres 2 et 3 ont mis en évidence le rôle de la dynamique du coût du travail pour expliquer une partie de la rigidité des prix : les secteurs où la part du travail est importante dans les coûts de production sont caractérisés par une fréquence de changement de prix plus faible. Christiano *et al.* (2005) ont aussi mis en avant la nécessité de prendre en compte la rigidité des salaires en complément de la rigidité des prix pour répliquer les dynamiques macroéconomiques. De plus, Acocella *et al.* (2008) mettent en évidence que les effets de la politique monétaire sont différents selon les modes de fixation des salaires. Dans ce chapitre, nous avons donc proposé de mieux comprendre la dynamique du coût salarial en se concentrant sur le fonctionnement des institutions du marché du travail et leur impact sur la dynamique des salaires.

Une des questions importantes soulevée par la littérature est l'impact du mode de négociation des salaires sur les grandes variables macroéconomiques comme les prix, la production ou encore le chômage. Une première étude de ce chapitre a consisté à rassembler des informations macroéconomiques sur les modes de négociation des

salaires en Europe, aux Etats-Unis et au Japon. Les résultats obtenus montrent une grande hétérogénéité entre les pays. L'Europe continentale est ainsi caractérisée par une prédominance des négociations sectorielles et de faibles taux de syndicalisation. Dans les pays nordiques, les négociations sont plus centralisées, les taux de syndicalisation sont élevés et les négociations se déroulent à un niveau national. Au contraire, les Etats-Unis, le Royaume-Uni et beaucoup de pays de l'Est de l'Europe négocient leurs salaires de façon très décentralisée sans coordination. Les pays d'Europe continentale s'orientent vers ce modèle de négociation très décentralisé et sans doute plus flexible.

La France est caractéristique des pays d'Europe continentale dans son mode de négociation des salaires même si quelques différences apparaissent comme le rôle important du salaire minimum et le niveau extrêmement bas du taux de syndicalisation. Nous utilisons des bases de données microéconomiques originales sur les négociations de salaires au niveau des entreprises et des branches pour caractériser les négociations en France. Il apparaît que les négociations en France au niveau des branches couvrent près de deux tiers des employés chaque année. Les accords de salaires sont souvent de fréquence annuelle et sont souvent signés en début d'année. Les négociations au niveau des entreprises suivent aussi une fréquence annuelle et sont le plus souvent signés au premier trimestre. Nous montrons que ces accords de salaires sont déterminés principalement par la taille de l'entreprise et que l'effet des accords de branche sur l'augmentation moyenne des salaires est positif.

Enfin, nous estimons l'impact des accords salariaux d'entreprise sur la dynamique des salaires. Les effets des accords d'entreprise sont différents dans l'industrie et dans les services. Dans l'industrie, les chocs de productivité sont moins bien transmis quand un accord de salaires au niveau de l'entreprise est signé. Au contraire, dans les services, les entreprises ayant signé un accord de salaires ont des salaires qui répondent plus facilement aux chocs sur la productivité ou l'emploi. L'impact des accords de branche est aussi différent : il est positif pour les entreprises de services ayant signé un accord alors que son effet est plus faible pour les entreprises dans l'industrie ayant signé un accord d'entreprise.

Les prolongements possibles de cette étude sont encore nombreux. On peut distinguer deux pistes complémentaires de recherche.

Tout d'abord, le marché du travail français est encore représenté de façon relativement simple. Il reste à comprendre plus précisément l'interaction entre les accords de branche et les accords d'entreprise. On pourrait notamment endogénéiser les accords de branche. Toutefois, l'explication des accords de branche est rendue difficile par le fait que les conventions collectives qui définissent les branches ont des couvertures géographiques ou économiques très complexes. La couverture géographique peut par exemple être très différente entre les conventions collectives nationales et les conventions de la métallurgie qui sont départementales. De plus, la plupart des branches ne peuvent pas être parfaitement associées à un secteur économique précis. Ainsi, les conventions collectives de la métallurgie peuvent couvrir plusieurs secteurs de l'industrie et ces secteurs varient d'un département à l'autre selon l'importance de chaque type d'industrie sur le plan local.

Une deuxième question à étudier est celle du rôle du passage aux 35 heures sur la négociation et sur la dynamique des salaires. Les lois réglant le passage aux 35 heures ont permis des négociations plus faciles. Les entreprises ont-elles négocié davantage après avoir négocié les 35 heures et mis en place des nouveaux modes de négociation notamment dans les petites entreprises ? Le passage aux 35 heures a aussi été l'occasion de négocier une modération salariale importante. Quel a été réellement l'impact de changement d'heures travaillées sur la dynamique salariale ? La dimension temporelle ne nous permet toutefois pas d'aller au delà de cette question.

Enfin, un dernier élément important du marché du travail français est l'impact du salaire minimum sur la distribution des salaires mais aussi sans doute sur les négociations. La difficulté ici est d'obtenir des données assez précises sur la part des salariés employés au salaire minimum dans tous les secteurs ou les branches à un niveau assez fin. Toutefois, de premiers résultats obtenus à l'aide de données sectorielles<sup>6</sup> (graphique 4.20) suggèrent que la part des employés payés au SMIC est corrélée très négativement avec la probabilité de négocier un accord de salaires au niveau de l'entreprise. Ce résultat semble aussi vrai pour les négociations de branche. De plus, la part des salariés payés au SMIC aurait moins d'impact sur la hausse des salaires observés que la variation du salaire minimum.

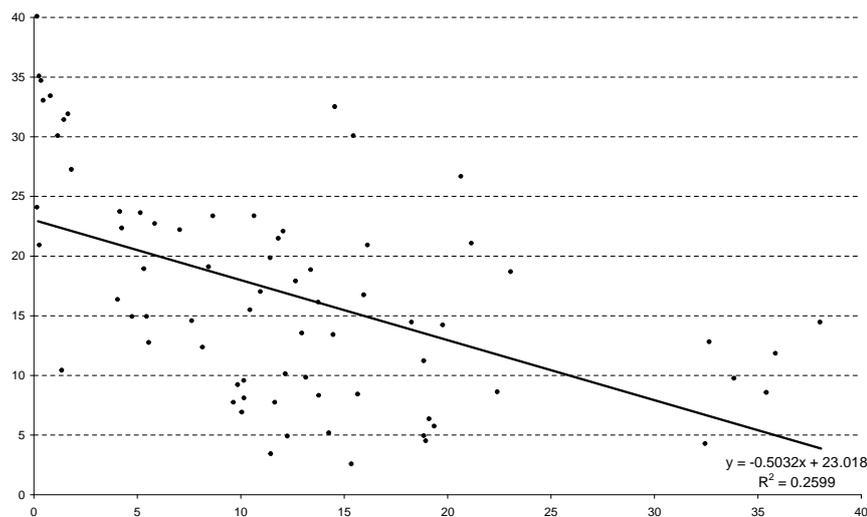
Une deuxième piste de recherche est de comprendre comment la rigidité des sa-

---

<sup>6</sup>Les données sectorielles utilisées sont les proportions de salariés payés au SMIC par année (2000-2005) et par secteur (niveau 1 de la nomenclature NES) (Dares, 2001 par exemple).

laires se transmet aux prix et dans cette perspective, d'évaluer l'impact des institutions du marché du travail. Ainsi, il est intéressant de noter qu'une part importante des prix à la production ont des durées annuelles et qu'ils sont modifiés en janvier (chapitre 2). Or il semble que les négociations salariales connaissent aussi ces durées annuelles et cette saisonnalité. On peut se demander s'il existe un rapport causal entre ces deux observations. Stahl (2005b) partant d'une observation comparable suggère que la décision de salaire détermine en partie la décision sur les changements de prix. Cette piste de recherche peut s'avérer extrêmement utile pour comprendre la rigidité des prix et donc l'impact de la politique monétaire sur la production.

**Graphique 4.20 : Accords salarial d'entreprise et salaire minimum**



Note : en ordonnées, la proportion moyenne d'accords salariaux d'entreprise par secteur et par année (en %) en abscisses, la proportion de salariés payés au SMIC par secteur et par année (en %)

Source : Base des accords de salaire au niveau des entreprises (Dares) (annexe C) appariée avec l'enquête ACEMO trimestrielle (Dares) (annexes D et F) et avec la base d'accords de branche (annexe B) et DARES pour la part des salariés au SMIC

## **7 Annexes**

### **7.1 Annexe A : Le questionnaire BCE réalisé dans le cadre du WDN**

**Initial General Remarks:**

- This questionnaire is addressed to **NCBs**. It aims to collect all information on wage setting available to each NCB in a **harmonised** fashion.
- In terms of the **time period** to be covered, the target is to have information for 2006 or the most recently available year and a point of reference in or around 1995.
- Respondents are kindly requested to supply figures or ranges in the **quantitative** questions, **underline** relevant answers where indicated and provide **further explanatory/qualitative** information in the qualitative questions.
- **NO BOX SHOULD BE BLANK! PLEASE DENOTE IR FOR IRRELEVANT OR NK FOR NOT KNOWN.**

**1. Trade union density**

Please provide trade union membership in your country as a percentage of employees either in numbers or, if not available, by choosing from the following ranges: **Very Low** <0-25%> **Low** <26-50%> **Moderate** <51-75%> **High** <76-100%> Please respond for each column in turn, **underlining Yes or No where indicated**.

	Agriculture etc. (NACE A-B)	Industry (NACE C-F)	Market Services (NACE G-K)	Non-Market Services (NACE L-P)	Total (NACE A-P)
Do/did extension procedures exist in your country? (link to question 2)	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
If yes, are/were they automatic?	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
Or do/did they alternatively need to be requested by one or by all parties?	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
If yes, please provide details.					

**2. Collective bargaining/ trade union coverage**

Please provide percentages of employees covered by collective agreements either in numbers or, if not available, by choosing from the following ranges: **Very Low** <0-25%> **Low** <26-50%> **Moderate** <51-75%> **High** <76-100%> Please respond for each column in turn, **underlining Yes or No where indicated**.

	Agriculture etc. (NACE A-B)	Industry (NACE C-F)	Market Services (NACE G-K)	Non-Market Services (NACE L-P)	Total (NACE A-P)
Does/did coverage differ for different sizes of firms?	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
If yes, please provide details.					
Does/did coverage vary across different types of workers? e. g. manual/non manual, skilled/unskilled, part-time/full-time, permanent/temporary If yes, please provide details.	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No

### 3. Level of wage bargaining

Please indicate with an **X** in the grid below the level(s) at which wage bargaining takes place in your country. Please respond for each column in turn, **underlining Yes or No where indicated**.

	Agriculture etc. (NACE A-B)	Industry (NACE C- F)	Market Services (NACE G-K)	Non-Market Services (NACE L-P)	Total (NACE A-P)
National level					
Regional level					
Intersectoral level					
Sectoral level					
Occupational level					
Company level					
Which one (or more) of the above levels is (are) the most dominant?					
Please briefly explain the process through which the final bargaining outcome is reached.					
Please indicate major parties involved					
Is there a legal possibility for firms to deviate from higher level agreements, via for example so-called opening clauses?	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
If yes, how wide is the use of this practice?					

### 4. Coordination of wage bargaining

Please indicate with an **X** in the grid below the level(s) at which wage bargaining coordination takes place in your country. Please respond for each column in turn.

	Agriculture etc. (NACE A-B)	Industry (NACE C-F)	Market Services (NACE G-K)	Non-Market Services (NACE L-P)	Total (NACE A-P)
State imposed 1 pay indexation (also see question 5)					
State imposed 2 statutory minimum wage (also see question 6)					
Inter-associational by national or cross-sectoral agreements					
Intra-associational within peak employers' and trade union organisations					
Pattern bargaining coordination by a sectoral trend-setter					
Other (please specify)					
Which one (or more) of the above levels is (are) the most dominant?					

**5. Nature of government involvement /legislation at a national level**

Please provide comparative information on government involvement in the wage setting process.

Please respond for each column in turn, underlining Yes or No where indicated.

Is/was the government involved as an intermediary between trade union and employers?	Yes / No
If yes, please provide details on this process.	
Is/was the government involved in tripartite agreements?	Yes / No
If yes, please provide details on this process.	
Is/was the government involved in the setting of public sector wages?	Yes / No
If yes, please provide details on this process.	

**6. Determinants of/factors entering collective wage negotiations:**

Please indicate with an **X** in the grid below the factor(s) which enter collective wage negotiations in your country.

Please respond for each column in turn, underlining Yes or No where indicated.

	Agriculture etc. (NACE A-B)	Industry (NACE C-F)	Market Services (NACE G-K)	Non-Market Services (NACE L-P)	Total (NACE A-P)
Prices: please specify price index used					
Labour productivity please specify if using average labour productivity of whole economy, sector, industry, firm					
Competitiveness: please specify indicator used e.g. average pay increase in neighbouring countries, other (please specify)					
Other: please specify					
Do changes in taxation or social contribution rates affect wage negotiations?	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
If yes, how?					
Please provide if available the relevant formula used, on the basis of the above noted factors.					

### 7. Collective bargaining agreement length

Please respond for each column in turn, underlining Yes or No where indicated.

	Agriculture etc. (NACE A-B)	Industry (NACE C-F)	Market Services (NACE G-K)	Non-Market Services (NACE L-P)	Total (NACE A-P)
Average length of new agreements					
Is there a specific timetable for wage negotiations in your country? e.g. a specific month(s) within a year (please specify)					
Are re-negotiations before normal agreement expiry common?	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
Are delays in agreement renewal common?	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
What determines these irregularities? e.g. cyclical downturns, other					
What kinds of measures are adopted to deal with them? e.g. one-off payments, other					
With respect to the answers given above, are there any differences between different types of workers? e. g. manual/non manual, skilled/unskilled, part-time/full-time, permanent/temporary	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No	Yes / No
If yes, please provide details.					

### 8. Statutory/national minimum wages

For the questions requiring percentages please provide figures as percentages in numbers or, if not available, by choosing from the following ranges: **Very Low** <0-25%> **Low** <26-50%> **Moderate** <51-75%> **High** <76-100%> Please respond for each column in turn, underlining Yes or No where indicated.

	Agriculture etc. (NACE A-B)	Industry (NACE C-F)	Market Services (NACE G-K)	Non-Market Services (NACE L-P)	Total (NACE A-P)
Do minimum wages exist in your country?	Yes / No				
Where do these stem from? (please underline the relevant answer)	National legislation Collective agreements Other (please specify)				
Percentage of employees paid at the minimum wage					
Level of minimum wage in euros					
Ratio of minimum to average wage					
Ratio of minimum to median wage					
Elements affecting the level of minimum wages: e.g. sector, region, manual/non-manual workers/trainees, years of experience, age, education, marital status, disabilities, other (please list all that					

apply)					
Does the minimum wage interact with other systems of protecting pay at the bottom of the labour market? (e.g. training schemes, wage subsidies) If yes, please explain.	Yes / No				
Elements affecting the rate of increase in minimum wages: e.g. sector, region, manual/non-manual workers/trainees, inflation, productivity, fairness/convergence factors, other (please list all that apply)					
Give formula for the increase, if relevant, using the elements considered, as listed above.					
Are increases in minimum wages binding?	Yes / No				
Are increases in minimum wages taken as a basis for other wage increases?	Yes / No				
If yes, how?					

### 9. Indexation mechanisms (also see/use information/updated information in Annex 1 to this questionnaire)

For the questions requiring percentages please provide figures as percentages in numbers or, if not available, by choosing from the following ranges:

**Very Low** <0-25%> **Low** <26-50%> **Moderate** <51-75%> **High** <76-100%>

Please respond for each column in turn, underlining Yes or No where indicated.

	Agriculture etc. (NACE A-B)	Industry (NACE C-F)	Market Services (NACE G-K)	Non-Market Services (NACE L-P)	Total (NACE A-P)
Percentage of workers covered by automatic/direct indexation mechanisms					
Type of indexation none/automatic/only in minimum wages/part of negotiations/combo (please provide details)					
Which price index is used for reference?					
Does indexation refer to its past, expected or targeted annual rate of increase?					
Average duration of agreements					
If relevant, under what circumstances does renegotiation take place?					
If there is a retroactive element to wage indexation in your country, please provide details of the relevant process.					

## 7.2 Annexe B : Les accords de salaires de branche

La base de données a été construite à partir des rapports annuels sur la négociation en France établis par le Ministère du Travail<sup>7</sup>. Ces rapports annuels produisent des tableaux recensant l'ensemble des accords de salaires signés par les branches couvrant plus de 5 000 salariés en France. Les tableaux résumant l'ensemble des négociations de branches sont disponibles à partir de 1993 (Documentation Française). Notre base de données contient un peu moins de 2000 accords pour approximativement 220 branches sur les un peu plus de 700 branches existant en France (y compris statuts et conventions collectives professionnelles). Ces données ont été vérifiées et complétées éventuellement grâce au site [legifrance.fr](http://legifrance.fr) qui recense de façon exhaustive toutes les conventions collectives au niveau des branches en France quel que soit le thème de l'accord.

Les variables principales disponibles dans ces tableaux des rapports annuels caractérisent la branche concernée. On dispose de l'identifiant de la convention collective (IDCC) et la dénomination de la branche. Le niveau géographique de la couverture des branches est aussi indiqué (national, départemental, régional). Ces tableaux renseignent à partir de 1999 le nombre d'employés couverts par la branche.

Le deuxième type de variables concerne les accords de salaires en eux-mêmes. On connaît le type d'accord signé (Accord, Recommandation patronale, Avenant, Nouvelle convention collective, Décision unilatérale du patronat). La plupart des accords mentionnés sont des accords ou des avenants annuels à la convention collective. Une indicatrice indique si l'accord a été obtenu dans le cadre d'une commission mixte paritaire (cette commission où siègent le Ministère du Travail, les syndicats et le patronat permet d'aider à obtenir un accord). La date de l'accord et la (ou les) date(s) d'effet de l'accord sont données. Une base de données fournie par le Ministère du Travail a permis de compléter en partie la base de données avec les dates d'extension des accords de branche. Une variable indique si l'accord de branche a été étendu ou pas.

Les tableaux résumant les accords de salaires rassemblent aussi des données sur les premiers niveaux de la grille de salaire négociés qui se nomment selon les

---

<sup>7</sup>Le rapport 2006 est ainsi disponible à l'adresse : <http://www.travail-solidarite.gouv.fr/documentation-publications-videotheque/rapports/rapports-concernant-champ-travail/negociation-collective-2006-.html>

branches : salaire garanti mensuel ou annuel ou salaire minimum hiérarchique. Le niveau de ce salaire minimum par branche est donné pour chaque accord de salaires, le taux de croissance négocié est aussi donné. Une variable indique si le premier niveau de salaire de la grille négociée est inférieur au SMIC (puis aux GMR entre 1998 et 2005). Le nombre de niveaux de la grille inférieurs au SMIC est aussi renseigné.

La grille de salaire complète n'est pas disponible dans ces tableaux résumés, elle est disponible pour la plupart des accords sur le site [legifrance.fr](http://legifrance.fr) mais l'exploitation de ces données est rendue complexe par le nombre de niveaux de salaires, les spécificités des niveaux de hiérarchie des différents postes des différentes conventions collectives. Ces grilles de salaire négociées n'ont pas été collectées.

### 7.3 Annexe C : Les accords d'entreprise

La base de données contient les accords d'entreprise enregistrés par les Directions Départementales du Travail, de l'Emploi, et de la Formation Professionnelle (DDTEFP). Le dépôt des accords signés dans les entreprises quel que soit le thème est une obligation légale définie par les lois Auroux. L'ensemble des négociations dans les entreprises doit donc déboucher sur un enregistrement officiel qu'il y ait eu un accord ou non. Dans les faits, les négociations n'ayant pas débouché sur un accord sont très rarement déposées. De plus, il est difficile de savoir si toutes les entreprises qui concluent un accord d'entreprise déposent l'accord auprès des DDTEFP, il y a très peu de contrôle sur le respect de l'obligation légale de déposer.

Une fois les accords d'entreprise déposés ils sont retraités par les agents du Ministère du Travail selon une grille qui est utilisée pour définir ensuite les variables de cette étude. Il est toutefois à noter que nous n'utilisons ici que les variables qui ont été relevées de façon continue depuis les années 90. En effet, certains changements sont intervenus dans la définition de la grille de traitement des accords de salaires. Ils ont conduit à une simplification assez importante du contenu de ces textes.

La base de données contient des accords signés entre 1994 et 2005. Les informations recueillies portent sur l'unité signant le texte : raison sociale, département, numéros SIRET et SIREN (le numéro SIREN est systématiquement renseigné), code NAF, effectif de l'unité signataire et code désignant l'unité signataire (établissement, entreprise, groupes par exemple). Cette dernière variable n'étant pas

toujours renseignée, il est difficile d'identifier si un accord est signé dans un établissement mais s'applique à toute l'entreprise. Toutefois, la plupart des entreprises sont mono-établissement. Aussi, nous considérons que les accords de salaires sont signés au niveau de l'entreprise pour permettre un appariement correct avec les données de salaires.

Un deuxième type d'information concerne le texte en lui-même. Une variable renseigne le type de texte, accord, avenant (qui sont les deux types d'accord pris en compte dans l'étude comme accords), dénonciation, désaccord, adhésion, décision unilatérale, autres (des types d'accord sont beaucoup moins fréquents que les occurrences accord ou avenant, ils ne sont pas considérés comme des accords). Une variable donne le signataire de l'accord, délégué syndical, salarié mandaté, représentant élu du personnel, référendum, employeur seul ou autres. On connaît aussi les syndicats présents au moment de la négociation et les syndicats signataires des accords. Enfin, une dizaine de thèmes majeurs sont distingués et la base de données donne le (ou les) thème(s) abordé(s) par l'accord : salaires, classification, intéressement et participation, RTT, emploi, formation professionnelle, égalité professionnelle, par exemple.

#### **7.4 Annexe D : Dispositif Activité et les Conditions d'Emploi de la Main d'Oeuvre (ACEMO)**

Le dispositif ACEMO est constitué d'un ensemble d'enquêtes obligatoires auprès des entreprises sur les thèmes de l'emploi, de la durée de travail et des rémunérations. Ces enquêtes sont réalisées par la DARES auprès des établissements ou entreprises de 10 salariés ou plus. Nous utilisons ici les enquêtes trimestrielles sur les salaires et l'enquête complémentaire sur la répartition des salariés et les conventions collectives. La taille de l'échantillon de l'enquête trimestrielle est de 34 000 unités. L'enquête complémentaire est menée auprès de toutes les unités au moment de leur inclusion dans l'enquête trimestrielle. Les entreprises de moins de 100 salariés sont échantillonnées alors que les entreprises de plus de 100 salariés sont systématiquement enquêtées. Chaque trimestre, l'enquête sur les salaires relève le salaire de base pour (au plus) 12 postes représentatifs de l'unité enquêtée. Ces 12 postes sont rassemblés en 4 catégories : ouvriers, employés, agents de maîtrise et cadres, avec 3 postes

par catégorie. Le dispositif a été rénové fin 1998 et les données sont disponibles entre 1999 et 2005. La base trimestrielle contient plus de 550 000 observations avant l'agrégation annuelle et au niveau des entreprises.

Les données disponibles sont les suivantes : l'année et le trimestre du relevé, l'identifiant SIRET de l'unité enquêtée, l'effectif de cette unité, l'effectif de salariés à temps partiel, l'effectif des salariés embauchés en CDD, le nombre d'heures mensuelles travaillées pour chacun des postes, le salaire mensuel payé pour chacun des 12 postes représentatifs.

Nous calculons un changement du salaire horaire pour l'ensemble d'une entreprise et apparions la base de données ACEMO avec les données d'accord d'entreprise en utilisant l'identifiant SIREN et l'année.

L'enquête complémentaire ACEMO contient les informations suivantes pour chacune des unités enquêtées : les identifiants de convention collectives (IDCC) couvrant les salariés de l'unité, le nombre de salariés couverts par chacune des conventions collectives, l'effectif total de l'unité, le nombre d'employés correspondant à chacun des 12 postes, l'intitulé des 12 postes et le niveau dans la classification de la convention collective des 12 postes. Cette base de données est la seule utilisable à notre connaissance pour identifier la convention collective couvrant les entreprises. Cette base de données permet donc d'apparier les données d'entreprises aux données d'accords de salaires de branches.

## 7.5 Annexe E : La base Centrale de Bilans

Cette base de données est construite par la Banque de France et contient les informations comptables des entreprises. Elle est actualisée en temps réel dès que les comptes annuels sont établis par les entreprises. Ces données reprennent donc l'ensemble des postes du bilan, du compte de résultat et les informations contenues dans les annexes. La collecte des données se fait sur une base volontaire.

Les informations collectées concernent essentiellement l'entreprise. La base de données contient sa dénomination, sa nature juridique, un code NAF. Dans le compte de résultat, nous utilisons les variables de ventes de marchandises, la valeur ajoutée et l'effectif total. La productivité de l'entreprise est mesurée comme les ventes sur

les effectifs. Une mesure alternative a été construite en divisant la valeur ajoutée par les effectifs.

Sont exclus de cette base de données, les secteurs des services financiers, l'administration et la santé (respectivement les codes L, R et Q de la nomenclature NAF).

## 7.6 Annexe F : Appariement des données

La fréquence de l'enquête ACEMO est modifiée et passe de trimestrielle à annuelle après le calcul des taux de croissance des salaires annuels par entreprise, uniquement pour les entreprises dont la convention collective figure dans la base de données d'accords de branche. Cette base de données est appariée avec la base de données d'accords d'entreprise par année et par code SIREN. Cette base contient alors 38 379 observations individuelles, et 4 748 accords d'entreprise sont observés. Cet appariement permet de caractériser les entreprises ne négociant pas d'accords de salaires par rapport à celles qui négocient. Le tableau 4.7 résume la composition de l'échantillon, on note que la part des petites entreprises est plus faible que dans la population des entreprises, ceci venant du sondage réalisé pour effectuer l'enquête ACEMO. Les statistiques effectuées sur les accords de salaires d'entreprise ont été faites à partir de cet échantillon. On notera que les calculs ont été faits à l'aide de la pondération utilisée par la DARES pour construire les séries agrégées publiées. Ces pondérations tiennent compte de l'échantillonnage réalisé et de la taille en nombre de salariés des entreprises.

Après l'appariement avec les données d'entreprises de la Centrale des Bilans (CdB), la structure de l'échantillon change assez peu. Un peu plus de 1 200 entreprises sont dans les secteurs exclus de la Centrale des Bilans, c'est-à-dire les services financiers, l'administration et la santé. Sur les 2 650 entreprises disparaissant qui ne sont pas dans ces secteurs, ce sont surtout des entreprises avec moins de 100 salariés, ce qui accroît la part des grandes entreprises dans l'échantillon. Parmi les entreprises disparaissant, 70% sont des entreprises avec moins de 50 salariés, surtout dans les secteurs des services aux entreprises (28%), des services aux particuliers (22%) et du commerce (15%). Les conventions collectives qui couvrent ces entreprises sont surtout celle des Hôtels, cafés, restaurants, Bureaux d'Etude, Notariat, Pharmacie

d'officine, et Entreprises de propreté. Le nombre d'entreprises présentes dans l'échantillon reste toutefois conséquent et se partage assez équitablement entre services et industrie.

**Tableau 4.7 : Base de données après appariements**

		Accords × ACEMO	Accords × ACEMO × CdB
Nb obs.		38 379	22 445
% accords de salaires		12,4	13,8
Taille	<20 salariés	18,7	11,4
	20-50 salariés	14,9	14,2
	50-100 salariés	12,0	11,5
	100-200 salariés	27,1	33,2
	200-500 salariés	18,4	21,7
	>500 salariés	9,0	8,0
Année	1999-2000	10,7	10,9
	2000-2001	11,4	11,4
	2001-2002	18,1	18,0
	2002-2003	20,0	20,0
	2003-2004	20,1	20,1
	2004-2005	19,7	19,6

# Conclusion générale

Cette thèse a pour but d’approfondir les connaissances empiriques sur les rigidités nominales présentes au niveau microéconomique en France. La conclusion montre en quoi l’information microéconomique obtenue sur les rigidités nominales peut permettre de répondre à des problématiques macroéconomiques de politique monétaire.

En effet, aujourd’hui, le cadre d’analyse privilégiée par les banques centrales est le modèle néo-keynésien qui inclut des comportements microfondés. Ces hypothèses microéconomiques peuvent donc être testées et validées à l’aide de données individuelles. Par ailleurs, le modèle néo-keynésien introduit trois éléments clés expliquant que la politique monétaire peut avoir un effet réel à court terme. Tout d’abord, le marché des produits est organisé en concurrence monopolistique, les entreprises fixent leur prix en appliquant un taux de marge au coût marginal. Ensuite, il existe des rigidités nominales : les entreprises n’ajustent pas leurs prix immédiatement après un choc parce qu’il existe des coûts à l’ajustement ou parce qu’elles sont engagées dans des contrats avec leurs clients. Enfin, la banque centrale mène une politique monétaire visant à contrôler l’inflation.

Dans la littérature associée aux modèles néo-keynésiens, nous retenons trois types de questions encore ouvertes auxquelles cette thèse propose des éléments de réponse. Nous détaillons dans cette conclusion les différentes problématiques et les résultats obtenus sur les données individuelles dont nous disposons.

La politique monétaire n’a d’impact à court terme sur la production que dans la mesure où les prix sont rigides au niveau microéconomique. Les données individuelles permettent de fournir une information pertinente sur le degré de rigidité nominale observée dans les entreprises. Une première question est donc de **mesurer empi-**

**riquement les paramètres fondamentaux des modèles macroéconomiques néo-keynésiens et notamment celui portant sur le degré de rigidité nominale au niveau microéconomique.** Une question complémentaire est d'évaluer dans quelle mesure l'hypothèse de l'agent représentatif adoptée en macroéconomie est une hypothèse trop simplificatrice et quel est le degré d'hétérogénéité de la rigidité nominale.

Le chapitre 1 de la thèse a souligné que la modélisation macroéconomique introduit le plus souvent la rigidité des prix en supposant que les entreprises ont une certaine probabilité de changer de prix. Plus cette probabilité est faible, plus les prix changent rarement et sont donc rigides. Cette probabilité de changement de prix est souvent calibrée à partir des résultats microéconomiques. Le chapitre 1 propose un panorama des nombreuses études qui ont cherché à mesurer cette fréquence de changement de prix. Elles concluent que les prix sont rigides dans la mesure où la durée entre deux changements de prix est assez longue. De plus, il existe une faible hétérogénéité de la rigidité des prix entre les pays mais une forte hétérogénéité entre les secteurs économiques. Le chapitre 1 montre aussi que les connaissances sur la rigidité des prix à la production sont assez faibles comparées aux nombreux résultats sur les prix à la consommation.

Le chapitre 2 a mesuré la rigidité des prix à la production en France en évaluant notamment la durée de fixité des prix. Les prix à la production dans l'industrie sont modifiés tous les 6 mois en moyenne. Il existe une grande hétérogénéité entre les secteurs, les prix industriels changent plus souvent que les prix des services. De plus, la distribution des changements de prix suggère que les petits changements de prix sont assez nombreux. L'hétérogénéité du degré de rigidité des prix entre les pays de la zone euro est assez faible et les différences significatives sont plutôt sectorielles. Enfin, il semble que les prix à la production sont moins rigides que les prix à la consommation.

La rigidité des salaires apparaît aujourd'hui pour beaucoup de macroéconomistes comme un complément nécessaire de la rigidité des prix pour expliquer les effets réels de la politique monétaire (Christiano *et al.*, 2005, Acocella *et al.*, 2008). Dans le chapitre 4, nous proposons une mesure possible des rigidités des salaires en caractérisant les durées entre deux négociations en France au niveau des branches et des

entreprises. Nous mettons notamment en avant la régularité annuelle et saisonnière de ces durées entre deux accords quel que soit le niveau de négociation. Le système français est par ailleurs caractéristique des modes de négociation salariale en Europe continentale.

La rigidité des prix est souvent justifiée par deux modèles théoriques : le modèle de dépendance au temps et le modèle de dépendance à l'état. Le choix entre ces deux modèles est important puisqu'ils impliquent des dynamiques macroéconomiques et des effets réels de la politique monétaire différents. La deuxième question essentielle à laquelle les données microéconomiques pourraient fournir une réponse est : **quelle est la pertinence empirique des différents modèles théoriques microéconomiques de rigidité des prix?** Quel est le modèle qui permet au mieux de répliquer les observations faites au niveau microéconomique?

Le chapitre 1 détaille les modèles théoriques de rigidité des prix et leurs conséquences macroéconomiques pour les effets de la monnaie. Les modèles de dépendance au temps supposent que la décision de changement de prix intervient après une certaine durée exogène qui peut être aléatoire ou déterminée. Le modèle le plus fréquemment utilisé en macroéconomie est un modèle de dépendance au temps (Calvo, 1983). Il suppose que la probabilité de changement de prix est constante à toutes les périodes. Ce modèle implique des effets réels de la politique monétaire selon un délai à peu près égal à la durée moyenne entre deux changements de prix. Le deuxième modèle, le modèle de dépendance à l'état, suppose qu'il existe un coût à changer les prix. Il peut alors être optimal pour les entreprises d'attendre avant de changer leurs prix. Les entreprises arbitrent entre le coût d'ajustement et la perte de profit liée au désajustement du prix nominal par rapport au prix optimal que l'on observerait sans rigidité. Les conséquences macroéconomiques de ce modèle sont plus complexes que celles issues du modèle de dépendance au temps et les effets de la politique monétaire sont généralement plus faibles dans le cadre d'un modèle de dépendance à l'état.

Après avoir présenté les modèles théoriques justifiant la rigidité des prix et leurs enjeux macroéconomiques, dans le chapitre 2, nous avons confronté les données de prix à la production aux grandes prédictions des deux modèles théoriques. Nous obtenons d'une part, des preuves empiriques en faveur des modèles de dépendance

au temps : certains prix sont déterminés par des contrats annuels ou saisonniers, on observe par exemple que beaucoup de prix changent en janvier. Mais nous obtenons aussi des résultats empiriques en faveur du modèle de dépendance à l'état : certains déterminants économiques propres au secteur ou à l'entreprise comme l'inflation, le cycle économique ou la structure de concurrence jouent un rôle dans la décision de changement de prix. Un exercice de décomposition de la variance de l'inflation permet de conclure qu'un mélange de modèles de Calvo et de Taylor permet de reproduire l'inflation agrégée. Toutefois, certains résultats ne peuvent pas être expliqués par les modèles théoriques notamment pourquoi l'inflation est corrélée à la différence entre la fréquence de hausse et de baisse de prix.

Enfin, le chapitre 3 propose une modélisation empirique des prix des restaurants à partir d'un modèle de dépendance à l'état. Nous étendons la modélisation du changement de prix proposée dans le chapitre 2, en estimant de façon jointe la décision et la taille du changement de prix et en précisant le comportement de prix individuel de l'entreprise dans le cadre d'un modèle dérivé d'une règle  $(S, s)$ . En outre, nous dérivons de ce modèle microéconomique la dynamique agrégée de la réponse à un choc sur les prix dans le cadre du modèle de dépendance à l'état. Ceci permet d'analyser les conséquences sur la réponse agrégée au choc de l'existence de coût d'ajustement au niveau microéconomique.

Une des questions soulevées par ce chapitre 3 est de comprendre **dans quelle mesure la rigidité nominale apparente est due à l'importance des coûts d'ajustement ou à la rigidité des déterminants de la variable nominale.**

Le chapitre 1 souligne que théoriquement, la rigidité des prix est définie comme l'écart entre le prix nominal observé et le prix optimal qui aurait été observé en l'absence de rigidité des prix. Aussi, si aucun choc ne vient perturber le prix optimal sans rigidité de prix  $P_{it}^*$ , il est optimal que l'entreprise ne change pas son prix nominal  $P_{it}$ . Or une mesure de la rigidité de ce prix basée sur la fréquence de changement de prix conclurait que ce prix est rigide alors que c'est le déterminant de ce prix qui est fixe. La fréquence de changement de prix ou la durée moyenne entre deux changements de prix ne peuvent être considérées que comme des approximations de la mesure de la rigidité des prix. C'est pourquoi les modèles de dépendance au temps peuvent aussi être considérés comme relativement simplistes d'un point

de vue microéconomique puisque les mécanismes théoriques d'ajustement ne sont pas explicités. Toutefois, il est souvent difficile de disposer de données de prix appariées à des données individuelles permettant d'estimer un prix  $P_{it}^*$  par définition inobservable.

Dans le chapitre 3, nous modélisons le prix des restaurants en France et utilisons le fait que le coût salarial de ces établissements est essentiellement composé d'employés payés au salaire minimum. Le prix dépend alors des évolutions du salaire minimum national et de prix des matières premières alimentaires. Le modèle estimé permet d'évaluer le prix optimal en l'absence de rigidité de prix. Ce modèle permet ainsi de prendre en compte la rareté des changements de prix dans ce secteur et de rationaliser ce phénomène par l'existence de coûts d'ajustement. Au total, l'impact du salaire minimum sur les prix est conforme avec celui obtenu à partir de données de comptabilité nationale. Toutefois, le délai d'ajustement des prix face à un choc de salaire minimum est supérieur à une année, ce qui permet de conclure que ce n'est pas seulement la rigidité du salaire minimum qui explique la rigidité des prix des restaurants. Les coûts d'ajustement jouent un rôle très important pour justifier la longueur des délais d'ajustement agrégés.

Le chapitre 4 utilise un cadre de modélisation assez comparable pour évaluer l'impact des modes de négociation de la rigidité des salaires. Nous supposons que l'évolution des salaires dépend de facteurs sous-jacents tels que les variations de la productivité de l'entreprise. Si la productivité du travail par exemple, a beaucoup augmenté, l'entreprise a une probabilité plus importante de négocier les salaires et propose alors une variation de salaires correspondante. Nous modélisons donc conjointement la décision de négocier les salaires et la variation de salaires observée. Nous montrons que selon les modes de négociation, la dynamique salariale peut être différente. Les chocs de productivité sont par exemple mieux pris en compte dans la dynamique des salaires des entreprises industrielles qui ne négocient pas et au contraire de celles qui négocient pour les entreprises de services. Les salaires seraient donc plus rigides pour les entreprises industrielles qui parviennent à un accord de salaires. Par ailleurs, nous concluons à la substitution entre les accords de branche et les accords d'entreprise dans l'industrie et à leur complémentarité dans les services.

Les pistes de recherche possibles sont nombreuses. On peut distinguer celles qui relèvent plus précisément d'enjeux microéconomiques de celles qui relèvent d'enjeux plus macroéconomiques.

Sur le plan microéconomique, il reste tout d'abord à mieux identifier les déterminants de la rigidité des prix et notamment les interactions possibles entre rigidité des prix et rigidité des salaires. Nous avons montré dans le chapitre 3, l'impact des rigidités de salaires sur la rigidité des prix. Elles pourraient être une partie de l'explication aux différences de rigidité des prix. D'autre part, nous avons mis en évidence l'impact des modes de négociation sur la dynamique des salaires. Une voie de recherche prometteuse pourrait être d'estimer de façon conjointe la fixation des salaires et des prix au niveau de l'entreprise, ce qui permettrait d'évaluer l'effet causal éventuel entre la rigidité des salaires et la rigidité des prix.

Une autre piste microéconomique de recherche future pourrait consister à poursuivre les travaux étudiant la transmission de chocs individuels aux prix à la consommation ou à la production. Ainsi, la récente hausse des prix des matières premières alimentaires (2007-2008) pourrait être étudiée. Plus précisément, il serait intéressant d'évaluer la durée de l'ajustement à ces chocs et quelle est l'ampleur de l'ajustement face à ces hausses de coûts marginaux. Une autre relation qui pourrait être testée dans ce contexte est l'impact de la rigidité des prix à la production sur la rigidité des prix à la consommation. Quel rôle dans la transmission de la rigidité joue la structure concurrentielle ? Toutefois, des données précises sur les relations fournisseurs-clients devraient être mobilisées rendant cette estimation jointe assez difficile.

Enfin, les modèles empiriques utilisés pour modéliser la rigidité des prix sont souvent des formes réduites ou semi-structurelles. Une piste de recherche déjà initiée par quelques articles comme Slade (1999) ou Aguirregabiria (1999) pourrait consister à estimer un modèle structurel de rigidité des prix introduisant explicitement un coût d'ajustement des prix. Il serait intéressant notamment de tester au niveau microéconomique la présence de coûts d'ajustement variable pour un ensemble plus fourni de produits que celui proposé par Slade (1999). Un tel modèle pourrait aussi permettre des comparaisons en termes de coûts d'ajustement des différents secteurs entre eux comme le proposent Dhyne *et al.* (2007). Ce type de modèles à coût d'ajustement a déjà été beaucoup utilisé pour modéliser les comportements d'achat

de biens durables par les ménages (Attanasio, 2000) ou les comportements d'investissement des entreprises. Adda et Cooper (2003) synthétisent l'utilisation des modèles de programmation dynamique et leurs applications aux différents champs de la microéconomie. Ils mettent aussi en avant que l'estimation de tels modèles sur les prix est un développement futur possible de ces méthodes. Il pourrait être intéressant de poursuivre l'estimation de modèles de fixation des prix avec coût d'ajustement dans cette perspective.

L'ensemble des travaux microéconomiques sur la rigidité des prix a permis une meilleure connaissance des faits stylisés principaux caractérisant la rigidité des prix et des salaires. Les modèles nombreux utilisant des règles de prix dépendant du temps ont rencontré de nombreuses difficultés à répliquer l'ensemble des faits stylisés microéconomiques. C'est pourquoi, une importante voie de recherche poursuivie actuellement en macroéconomie consiste à mieux microfonder les modèles macroéconomiques de politique monétaire à l'aide des nouveaux faits stylisés et ainsi de mieux analyser les effets de la politique monétaire. Klenow et Kryvtsov (2008) résument l'ensemble des faits stylisés que devraient reproduire ces modèles et confrontent ces faits aux prédictions de quelques uns des modèles théoriques de microfondation de l'ajustement des prix. Deux faits stylisés ont particulièrement attiré l'attention des macroéconomistes : l'hétérogénéité de la fréquence de changements de prix entre les secteurs et la variabilité des tailles de changements de prix.

Une première voie de recherche active ces dernières années propose de prendre en compte dans le cadre de modèles multi-sectoriels l'hétérogénéité des fréquences de changements de prix. Carvalho (2006) propose un premier modèle dans ce sens et montre que l'agrégation de différents secteurs suivant une stratégie de changement de prix à la Calvo permet de répliquer des effets de la politique monétaire plus forts et plus persistants. Nakamura et Steinsson (2008b) insistent aussi sur ce point en proposant un modèle multi-sectoriel où les changements de prix sont déterminés par un modèle de coût d'ajustement. Dans ce cas aussi, les effets de la politique monétaire sont alors plus importants que dans le cas sans hétérogénéité. Ces modèles permettent à la fois de répliquer l'hétérogénéité de la rigidité des prix microéconomiques mais aussi de reproduire un effet de la politique monétaire plus persistant. Ce type de modèles pourrait être utilisé dans le cadre français ou même européen

pour proposer un cadre de modélisation avec des microfondations plus réalistes.

Un deuxième fait stylisé important que les modèles macroéconomiques essaient de reproduire est la grande variabilité des tailles de changements de prix. Une autre observation en liaison avec la précédente est que la taille des changements ne dépend pas forcément de la durée depuis le dernier changement de prix. Pourtant, les modèles de dépendance au temps prédisent que les prix les plus longs subissent des changements de plus grande ampleur et le modèle de dépendance à l'état de Dotsey, King et Wolman (1999) prédit des tailles de changements de prix trop importantes. Une deuxième génération de modèles de dépendance à l'état a donc proposé récemment d'introduire des chocs de productivité au niveau des entreprises individuelles pour reproduire la variabilité des changements de prix (voir Golosov et Lucas, 2007, Gertler et Leahy, 2008 et Dotsey, King et Wolman, 2008 par exemple). Ceci a permis de reproduire la variabilité des changements de prix et de modérer l'importance de la variabilité de la fréquence des changements pour reproduire le processus de l'inflation. L'introduction d'une dimension supplémentaire à l'hétérogénéité individuelle est considérée comme une des voies de recherche les plus prometteuses pour rendre les microfondations des modèles macroéconomiques plus crédibles, tout en permettant de générer des effets de la politique monétaire non-triviaux.

# Bibliographie

- [1] **Aaronson D.**, (2001), Price Pass-through and the Minimum Wage, *Review of Economics and Statistics*, 83, 1, 158-169.
- [2] **Aaronson D., French E. et MacDonald J.**, (2004), The Minimum Wage, Restaurant Prices, and Labor Market Structure, *Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper*, 2004-21.
- [3] **Aaronson D. et French E.**, (2007), Product Market Evidence on the Employment Effects of the Minimum Wage, *Journal of Labor Economics*, 25, 1, 167-200.
- [4] **Acocella N., Di Bartolomeo G. et Hibbs D.A.**, (2008), Labor Market Regimes and the Effects of Monetary Policy, *Journal of Macroeconomics*, 30, 134-156.
- [5] **Adda J. et Cooper R.**, (2003), *Dynamic Programming : Theory and Applications*, MIT Press.
- [6] **Aguirregabiria V.**, (1999), The Dynamics of Markups and Inventories in Retailing Firms, *Review of Economic Studies*, 66, 2, 275-308.
- [7] **Ahlin C. et Shintani M.**, (2007), Menu Costs and Markov Inflation : a Theoretical Revision with New Evidence, *Journal of Monetary Economics*, 54, 3, 753-784.
- [8] **Akerlof G. et Yellen J.**, (1985), A Near Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia, *Quarterly Journal of Economics*, 100, Supplement, 823-838.
- [9] **Altonji J. et Devereux P.**, (2000), Is There Nominal Wage Rigidity? Evidence from Panel Data, *Research in Labor Economics*, 19, 383-431.

- 
- [10] **Álvarez L.J., Dhyne E., Hoeberichts M., Kwapil C., Le Bihan H., Lünnemann P., Martins F., Sabbatini R., Stahl H., Vermeulen P. et 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.
- [11] **Álvarez L. J., Burriel P. et Hernando I.**, (2005), Price Setting Behaviour in Spain : Evidence from Micro PPI Data, *ECB Working Paper* N°522.
- [12] **Álvarez L. J. et Hernando H.**, (2006), Price Setting Behaviour in Spain : Evidence from Consumer Price Micro-data, *Economic Modelling*, 23, 4, 699-716.
- [13] **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.
- [14] **Amossé T.** (2004), Mythes et réalités de la syndicalisation en France, *DARES Premières synthèses* No. 44.2.
- [15] **Amossé T. et Pignoni M. T.** (2006), La transformation du paysage syndical depuis 1945, *Données sociales 2006*, 405-414.
- [16] **Angelini P, Del Giovane P, Siviero S. et Terlizzese D.**, (2002), Monetary Policy Rules for the Euro Area : What Role for National Information? *Banca d'Italia Temi di discussione* No 457.
- [17] **Aoki K.**, (2001), Optimal Monetary Policy Responses to Relative-price Changes, *Journal of Monetary Economics*, 48, 55-80.
- [18] **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.
- [19] **Attanasio O.**, (2000), Consumer Durables and Inertial Behavior : Estimation and Aggregation of Ss Rules for Automobiles, *Review of Economic Studies*, 67, 667-696.
- [20] **Avouyi-Dovi S., Fève P. et Matheron J.**, (2007), Les modèles DSGE : leur intérêt pour les banques centrales, *Bulletin de la Banque de France*, n°161.

- 
- [21] **Avouyi-Dovi S., Fougère D. et Gautier E.**, (2008), Collective Bargaining and Firm-Level Agreements in France : How Do they Affect Wage Dynamics ?, *mimeo*, Banque de France.
- [22] **Baharad E. et Eden B.**, (2004), Price Rigidity and Price Dispersion : Evidence from Micro Data, *Review of Economic Dynamics*, 7, 613-641.
- [23] **Bakshi H., Khan H. et Rudolf B.**, (2007), The Phillips Curve under State-dependent Pricing, *Journal of Monetary Economics*, 54, 8, 2321-2345.
- [24] **Ball L., et Cecchetti S.G.**, (1988), Imperfect Information and Staggered Price Setting, *American Economic Review*, 78, 5, 999-1018.
- [25] **Ball L. et Mankiw G.**, (1994), A Sticky Price Manifesto, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 127-151.
- [26] **Barro R.**, (1972), A Theory of Monopolistic Price Adjustment, *Review of Economic Studies*, 39, 1, 17-26.
- [27] **Barwell R. D. et Schweitzer M. E.**, (2007), The Incidence of Nominal and Real Wage Rigidities in Great Britain : 1978–98, *Economic Journal*, 117, 524, F553–F569.
- [28] **Basu S.**, (1995), Intermediate Goods and Business Cycles : Implications for Productivity and Welfare, *American Economic Review*, 85, 3, 512-531.
- [29] **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.
- [30] **Baudry L., Le Bihan H., Sevestre P. et Tarrieu S.**, (2007), What Do Thirteen Million Price Records Have to Say About Consumer Price Rigidity? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 2, 139-183.
- [31] **Bauer T., Bonin H., Goette L. et Sunde U.**, (2007), Real and Nominal Wage Rigidities and the Rate of Inflation : Evidence from West German Micro Data, *Economic Journal*, 117, 524, F508-F529.
- [32] **Benabou R.**, (1988), Search, Price setting and Inflation, *Review of Economic Studies*, 55, 3, 353-376.
- [33] **Benabou R.**, (1992), Inflation and Efficiency in Search Markets, *Review of Economic Studies*, 59, 299-329.

- [34] **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.
- [35] **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.
- [36] **Benigno P. et Lopez-Salido J.D.**, (2006), Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 3, 587-614.
- [37] **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.
- [38] **Bhaskhar V.**, (2002), On Endogenously Staggered Prices, *Review of Economic Studies*, 69, 97-116.
- [39] **Bils M.**, (1987), The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price, *American Economic Review*, 77, 838-857.
- [40] **Bils M. et Klenow P.J.**, (2004), Some Evidence on the Importance of Sticky Prices, *Journal of Political Economy*, 112, 947-985.
- [41] **Biscourp P., Dessy O. et Fourcade N.**, (2006), Les salaires sont-ils rigides? Le cas de la France à la fin des années 1990, *Economie et Statistique*, 386, 59-79.
- [42] **Blanchard O.J.**, (1982), Price Desynchronisation and Price Level Inertia, *NBER Working paper*, 900.
- [43] **Blanchard O.J. et Fischer, S.**, (1989), Nominal Rigidities and Economic Fluctuations, Chapter 8, Lecture on Macroeconomics, MIT Press, Cambridge.
- [44] **Blinder A.**, (1991), Why are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 81, 2, 89-96.
- [45] **Blinder A., Canetti E., Lebow D. et Rudd J.**, (1998), Asking About Prices : A New Approach to Understanding Price Stickiness, ed. Russell Sage Foundation.

- 
- [46] **Brown C.**, (1999), Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income, in *Handbook of Labor Economics*, ed. by O. Ashenfelter, and D. Card. Amsterdam ; New York and Oxford : Elsevier Science, North-Holland, 2101-2163.
- [47] **Bureau of Labor Statistics**, (2003), Producer Prices. In : *BLS Handbook of Methods* Chapter 14.
- [48] **Caballero R. et Bertola G.** (1990), Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics, *NBER Macroeconomics Annual 1990*, The MIT Press.
- [49] **Caballero R. et Engel E.**, (1993), Heterogeneity and Output Fluctuations in a Dynamic Menu-Cost Economy, *Review of Economic Studies*, 60, 95-119.
- [50] **Caballero R. et Engel E.**, (2003), Adjustment is Much Slower than you Think, *NBER Working Paper* No. 9898.
- [51] **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.
- [52] **Calmfors L. et Driffill J.** (1988), Bargaining Structure, Corporatism, and Macroeconomic Performance, *Economic Policy*, 6, 13-61.
- [53] **Calvo G.**, (1983), Staggered Prices in a Utility Maximising Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- [54] **Caplin A. et Leahy J.**, (1991), State-dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 683-708.
- [55] **Caplin A. et Spulber D.**, (1987), Menu Costs and the Neutrality of Money, *Quarterly Journal of Economics*, 102, 4, 703-725.
- [56] **Card D.**, (1983), Cost of Living Escalators in Major Union Contracts, *Industrial and Labor Relations Review*, 37, 34-48.
- [57] **Card D. et de la Rica S.** (2006), The Effect of Firm-Level Contracts on the Structure of Wages : Evidence from Matched Employer-Employee Data, *Industrial and Labor Relations Review*, 59, 4, 573-93.
- [58] **Card D. et Hyslop D.**, (1997), Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market, in *Reducing Inflation*, NBER Studies in Business Cycles, vol. 30, C.D. Romer et D.H. Romer (éd.), University of Chicago Press.

- 
- [59] **Card D. et Krueger A.**, (1994), Minimum Wages and Employment : A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania, *American Economic Review*, 84, 4, 772-793.
- [60] **Card D. et Krueger A.**, (2000), Minimum Wages and Employment : A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania : Reply, *American Economic Review*, 90, 5, 1397-1420.
- [61] **Cardoso A. et Portugal P.** (2005), Contractual Wages and the Wage Cushion under Different Bargaining Settings, *Journal of Labor Economics*, 23, 4, 875-902.
- [62] **Carlton D. W.**, (1986), The Rigidity of Prices, *American Economic Review*, 76, 4, 637-658.
- [63] **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).
- [64] **Carvalho C.**, (2006), Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks, *Frontiers of Macroeconomics*, 2, 1, 1-56.
- [65] **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.
- [66] **Caucutt E., Ghosh M. et Kelton C.**, (1999), Durability versus Concentration as an Explanation for Price Inflexibility, *Review of Industrial Organization*, 14, 27-50.
- [67] **Cecchetti S.**, (1985), Staggered Contracts and the Frequency of Price Adjustment, *Quarterly Journal of Economics*, 100, 935-959.
- [68] **Cecchetti S.**, (1986), The Frequency of Price Adjustment, *Journal of Econometrics*, 31, 255-274.
- [69] **Cecchetti S.**, (1987), Indexation and Incomes Policy : A Study of Wage Adjustment in Unionized Manufacturing, *Journal of Labor Economics*, 5, 3, 391-412.

- [70] **Chakrabarti R. et Scholnik B.**, (2005), Nominal Rigidities without Literal Menu Costs : Evidence from E-commerce, *Economics Letters*, 86, 187-191.
- [71] **Chatterjee S., Cooper R. et Ravikumar B.**, (1993) Strategic Complementarity in Business Formation : Aggregate Fluctuations and Sunspot Equilibria, *Review of Economic Studies*, 60, 795-812.
- [72] **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.
- [73] **Christofides L.N.**, (1987), Wage Adjustment in Contracts Containing Cost-of-Living Allowance Clauses, *Review of Economics and Statistics*, 69, 3, 531-536.
- [74] **Clark T.E.**, (1999), The Responses of Prices at Different Stages of Production to Monetary Policy Shocks, *Review of Economics and Statistics*, 81, 3, 420-433.
- [75] **Combault P.** (2006), La couverture conventionnelle a fortement progressé entre 1997 et 2004, *DARES Première synthèses* No. 46.2, Paris.
- [76] **Commission Européenne**, (1997), Méthodologie relative aux indicateurs conjoncturels industriels - Règles et recommandations, Luxembourg : Office des publications officielles des Communautés européennes.
- [77] **Corcelli F. et Horvath R.**, (2006), Price Setting Behaviour : Micro Evidence on Slovakia, *CEPR Discussion Paper* No. 5445.
- [78] **Cornille D. et Dossche M.**, (2008), The Patterns and Determinants of Price Setting in the Belgian Industry, *Scandinavian Journal of Economics*, à paraître.
- [79] **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.
- [80] **Danziger B.**, (1983), Price Adjustments with Stochastic Inflation, *International Economic Review*, 24, 3, 699-707.
- [81] **Danziger B.**, (1984), Stochastic Inflation and the Optimal Policy of Price Adjustment, *Economic Inquiry*, 22, 98-108.

- [82] **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.
- [83] **Danziger L.**, (1999), A Dynamic Economy with Costly Price Adjustments, *American Economic Review*, 89, 4, 878-901.
- [84] **DARES**, (2000), Les bénéficiaires de la revalorisation du SMIC et des garanties mensuelles au 1er juillet 1999, Premières Informations et Premières Synthèses.
- [85] **DARES**, (2001), Les bénéficiaires de la revalorisation du SMIC et des garanties mensuelles au 1er juillet 2000, Premières Informations et Premières Synthèses.
- [86] **DARES**, (2002), Les bénéficiaires de la revalorisation du SMIC et des garanties mensuelles au 1er juillet 2001, Premières Informations et Premières Synthèses.
- [87] **Davis M.C et Hamilton J.D.**, (2004), Why Are Prices Sticky? The Dynamics of Wholesale Gasoline Prices, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 1, 17-37.
- [88] **De la Rica S. et Gonzáles San Román A.** (2007), The Impact of Firm-Level Contracting on Wage Levels and Inequality : Spain, 1995-2002, *mimeo*, Universidad del Pais Vasco, Bilbao.
- [89] **Desplatz 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.
- [90] **Devicienti F., Maida A. et Sestito P.**, (2007), Downward Wage Rigidity in Italy : Micro-based Measures and Implications, *Economic Journal*, 117, F530-F552.
- [91] **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.

- [92] **Dhyne E., Fuss C., Pesaran H. et Sevestre P.**, (2007), Lumpy Price Adjustments : a Microeconomic Analysis, *NER 185*, Banque de France.
- [93] **Dhyne E. et Konieczny J.**, (2006), Temporal Distribution of Price Changes : Staggering in the Large and Synchronization in the Small, *mimeo*.
- [94] **Dias M., Dias D. et Neves P.**, (2004), Stylised Features of Price Setting Behaviour in Portugal : 1992 - 2001, *ECB Working Paper N°332*.
- [95] **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.
- [96] **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*.
- [97] **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.
- [98] **Dixit A.**, (1991), Analytical Approximations in Models of Hysteresis, *Review of Economic Studies*, 58, 1, 141-151.
- [99] **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.
- [100] **Dotsey M. et King R.**, (2005), Implications of State-dependent Pricing for Dynamic Macroeconomic Models, *Journal of Monetary Economics*, 52, 213-242.
- [101] **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.
- [102] **Dotsey M., King R. et Wolman A.**, (2008), Inflation and Real Activity with Firm-level Productivity Shocks, *mimeo*.
- [103] **Du Caju P., Gautier E., Momferatou D. et Ward-Warmedinger M.**, (2008), Institutional features of wage bargaining in 22 EU countries, the US and Japan, *ECB Working Paper*, à paraître.

- [104] **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.
- [105] **Ebbinghaus B. et Visser J.**, (2000), Trade Unions in Western Europe since 1945, London, Palgrave Macmillan.
- [106] **Eden, B.** (1994), The Adjustment of Prices to Monetary Shocks when Trade is Uncertain and Sequential, *Journal of Political Economy*, 102, 493-509.
- [107] **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.
- [108] **Elmeskov J., Martin J. P. et Scarpetta S.**, (1998), Key Lessons for Labour Market Reforms : Evidence from OCED Countries' Experiences, *Swedish Economic Policy Review*, 5, 205-252.
- [109] **Fabiani S., Druant M., Hernando I., Kwapil C., Landau B., Loupias C., Martins F., Mathä T., Sabbatini R., Stahl H. et Stokman A.C.J.**, (2006), What Firms' Surveys Tell us about Price-setting Behaviour in the Euro Area, *International Journal of Central Banking*, 2, 3, 3-47.
- [110] **Fehr E. et Goette L.**, (2005), Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity, *Journal of Monetary Economics*, 52, 4, 779-804.
- [111] **Fischer S.** (1977), Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy*, 85, 1, 191-205.
- [112] **Fisher T. et Konieczny J.**, (1995), The Relative Rigidity of Oligopoly Pricing, *Economics Letters*, 49, 33-38.
- [113] **Fisher T. et Konieczny J.**, (2000), Synchronisation of Price Changes by Multiproduct Firms : Evidence from Canadian Newspaper Prices, *Economics Letters*, 68, 271-277.
- [114] **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.

- [115] **Fougère D., Gautier E. et Le Bihan H.**, (2008), Restaurant Prices and the Minimum Wage, *NER 216*, Banque de France et *CEPR Discussion Paper n° 6892*.
- [116] **Fougère D., Le Bihan H. et Sevestre P.**, (2007), Heterogeneity in Consumer Price Stickiness : a Microeconometric Investigation, *Journal of Business & Economic Statistics*, 25, 3, 247-264.
- [117] **Friedman M. et Schwartz A.J.**, (1963), A Monetary History of the United States, 1867-1960, Princeton University Press.
- [118] **Gagnon E.**, (2007), Price Setting during Low and High Inflation : Evidence from Mexico, *International Finance Discussion Papers*, No 896, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [119] **Gaiotti E. et Lippi F.** (2005), Pricing Behaviour and the Introduction of the Euro : Evidence from a Panel of Restaurants, *CEPR Discussion Paper*, No 4893.
- [120] **Galbraith G.K.**, (1936), Monopoly Power and Price Rigidities, *Quarterly Journal of Economics*, 50, 456-475.
- [121] **Gali J. et Gertler M.**, (1999), Inflation Dynamics : a Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 44, 195-222.
- [122] **Gali J. et Gertler M.**, (2007), Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation, *Journal of Economic Perspectives*, 21, 4, 25-45.
- [123] **Gautier E.**, (2008a), 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.
- [124] **Gautier E.**, (2008b), The Behaviour of Producer Prices : Evidence from French PPI micro data, *Empirical Economics*, à paraître.
- [125] **Gautier E.**, (2008c), Les ajustements microéconomiques des prix : une synthèse des modèles théoriques et résultats empiriques, *NER 211*, Banque de France.
- [126] **Genesove D.**, (2003), The Nominal Rigidity of Apartment Rents, *Review of Economics and Statistics*, 85, 4, 844-853.

- [127] **Gertler M. et Leahy J.**, (2008), A Phillips Curve with an (s,S) Foundation, *Journal of Political Economy*, 116, 3, 533-572.
- [128] **Goette 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*.
- [129] **Golden, M., Lange P. et Wallerstein M.** (1998). "Postwar Trade Union Organization and Industrial Relations in Twelve Countries". In *Continuity and Change in Contemporary Capitalism (1998)*, New York : Cambridge University Press.
- [130] **Golosov M. et Lucas R.**, (2007), Menu Costs and Phillips Curves, *Journal of Political Economy*, 115, 171-199.
- [131] **Goodfriend M. et King R.**, (1997), The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, *NBER Macroeconomics Annual*.
- [132] **Guédès D.**, (2008), Les variations de prix des produits alimentaires, *INSEE Premières*, No 1191 - mai 2008.
- [133] **Hall R.E.**, (1980), Employment Fluctuations and Wage Rigidity, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 91-123.
- [134] **Hall S., Walsh M. et Yates A.**, (2000), Are UK companies' Prices Sticky ?, *Oxford Economic Papers*, 52, 425-446.
- [135] **Hansen P.**, (1999), Frequent Price Changes under Menu Costs, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23, 1065-1076.
- [136] **Hartog J., Leuven E. et Teulings C.** (2002), Wages and the Bargaining Regime in a Corporatist Setting : The Netherlands, *European Journal of Political Economy*, 18, 2, 317-331.
- [137] **Hartog J., Pereira P. et Vieira J.** (2002), Bargaining Regimes and Wages in Portugal, *Portuguese Economic Journal*, 1, 3, 237-58.
- [138] **Heckel T., Le Bihan H. et Montornes J.** (2008), Sticky Wages. Evidence from Quarterly Microeconomic Data, *NER 208*, Banque de France.
- [139] **Hobijn B., Ravenna F. et Tambalotti A.**, (2006), Menu Costs at Work : Restaurant Prices and the Introduction of the Euro, *The Quarterly Journal of Economics*, 121, 3, 1103-1131.

- [140] **Huang K. et Liu Z.**, (2005), Inflation Targeting : What Inflation Rate to Target ?, *Journal of Monetary Economics*, 52, 1435-1462.
- [141] **Huang K. et Liu Z.**, (2001), Production Chains and General Equilibrium Aggregate Dynamics, *Journal of Monetary Economics*, 48, 437-462.
- [142] **Hume D.**, (1752), Of Money.
- [143] **Insee**, (2000), Indices de prix de vente de l'industrie et des services aux entreprises, Insee Méthodes, No 89.
- [144] **Izquierdo M., Moral E. et Urtasun A.** (2002), Collective Bargaining in Spain : An Individual Data Analysis, *Documento Occasional* No. 0302, Banco de Espana.
- [145] **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.
- [146] **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.
- [147] **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*, 39, 8, 1987-2020.
- [148] **Kahn S.**, (1997), Evidence of Nominal Wage Stickiness from Micro-Data, *American Economic Review*, 87, 5, 993-1008.
- [149] **Kano K.**, (2006), Modes of Competition and Asymmetric Price Rigidity in a Menu-cost Economy, *mimeo*.
- [150] **Karadi P. et Reiff A.**, (2008), Menu Costs and Inflation Asymmetries : Some Micro Data Evidence, *mimeo*.
- [151] **Kashyap A.**, (1995), Sticky Prices : New Evidence from Retail Catalogs, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1, 245-274.
- [152] **Katz L. et Krueger A.**, (1992), The effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry, *Industrial and Labor Relations Review*, 46, 1, 6-21.
- [153] **Kempf H.**, (1992a), Rigidités nominales : développements récents I, *Revue d'Economie Politique*, 102, 1, 1-43.

- [154] **Kempf H.**, (1992b), Rigidités nominales : développements récents II, *Revue d'Economie Politique*, 102, 2, 155-205.
- [155] **Kempf H.**, (2005), Rigidités nominales : le difficile passage de l'empirique au théorique, *Economie et Statistique*, N° 386.
- [156] **Keynes J.M.**, (1928), Review of the Behaviour of Prices, Mills F.C., in The Collected Writings of John Maynard Keynes, MacMillan , Londres, 1983, 225-228.
- [157] **Kiley M.**, (2002), Partial Adjustment and Staggered Price Setting, *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 2, 283-298.
- [158] **Klenow P. et Kryvtsov O.**, (2008), State-dependent or Time-dependent Pricing : Does it Matter for Recent US Inflation ?, *Quarterly Journal of Economics*, 123, 3, 863-904.
- [159] **Knoppik C. et Beissinger T.**, (2003), How Rigid are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany, *Scandinavian Journal of Economics*, 105, 4, 619-641.
- [160] **Kohn K. et Lembcke A.C.**, (2007), Wage Distributions by Bargaining Regime : Linked Employer-Employee Data Evidence from Germany, *IZA Discussion Paper* No. 2849.
- [161] **Konieczny J.**, (1993), Variable Price Adjustment Costs, *Economic Inquiry*, 31, 488-498.
- [162] **Konieczny J. et Skrzypacz A.**, (2004), Search, Costly Price Adjustment and the Frequency of Price Changes : Theory and Evidence, *Working paper*.
- [163] **Konieczny J. et Skrzypacz A.**, (2005), Inflation and Price Setting in a Natural Experiment, *Journal of Monetary Economics*, 52, 3.
- [164] **Koubi M. et Lhommeau B.**, (2006), Les effets de diffusion de court terme des hausses du Smic dans les grilles salariales des entreprises sur la période 2000-2005, *Document de Travail DARES*.
- [165] **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.

- [166] **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.
- [167] **Lach S. et Tsiddon D.**, (1996), Staggering and Synchronisation in Price-setting : Evidence from Multiproduct Firms, *American Economic Review*, 86, 5, 1175-1196.
- [168] **Le Bihan H.**, (2008), 1958-2008, avatars et enjeux de la courbe de Phillips, *mimeo*, Banque de France.
- [169] **Lee C. et O’Roarke B.**, (1999), The Impact of Minimum Wage Increases on Food and Kindred Products Price : An Analysis of Price Pass-Through, *US Department of Agriculture Technical Bulletin*, 877.
- [170] **Lemos S.**, (2008), A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices, *Journal of Economic Surveys*, 22,1, 187-212.
- [171] **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.
- [172] **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.
- [173] **L’Horty Y. et Rault C.**, (2004), Inflation, Minimum Wage and Other Wages : an Econometric Study on French Macroeconomic Data, *Applied Economics*, 36(4), 277-290
- [174] **Lollivier S.**, (2005), Économétrie avancée des variables qualitatives, *Économica*.
- [175] **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.
- [176] **Loupias C. et Sevestre P.**, (2008), Costs, Demand and Producer Price Changes, *mimeo*, Banque de France.

- [177] **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.
- [178] **Loy J.-P. et Weiss C.**, (2004), Synchronization due to Common Shocks? Evidence from German Grocery Prices, *Economics Letters*, 85, 123-127.
- [179] **Lucas R.**, (1976), Econometric Policy Evaluation : A Critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.
- [180] **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.
- [181] **McLaughlin K. J.**, (1994), Rigid Wages?, *Journal of Monetary Economics*, 34, 3, 383-414.
- [182] **Mankiw G.**, (1985), Small Menu Costs and Large Business Cycles : a Macroeconomic Model of Monopoly, *Quarterly Journal of Economics*, 100, 529-539.
- [183] **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.
- [184] **Means G.**, (1935), Industrial Prices and their Relative Inflexibility, U.S. Senate Document 13, 74th Congress, 1st Session.
- [185] **Means G.**, (1972), The Administered-price Thesis Reconfirmed, *American Economic Review*, 292-306.
- [186] **Midrigan V.**, (2007), Menu Costs, Multi-Product Firms, and Aggregate Fluctuations, *CFS Working Paper Series 2007/13*.
- [187] **Mills F.C.**, (1927), The Behavior of Prices, NBER.
- [188] **Müller G, Bergen M., Dutta S. et Levy D.**, (2006), Holiday Non-Price Rigidity and Cost of Adjustment, *Bar-Ilan University Working Paper 4-06*.
- [189] **Nakamura E. et Steinsson J.**, (2008a), Five Facts About Prices : A Reevaluation of Menu Cost Models, *Quarterly Journal of Economics*, à paraître.
- [190] **Nakamura E. et Steinsson J.**, (2008b), Monetary Non-Neutrality in a Multi-Sector Menu Cost Model, *NBER Working Papers 14001*.

- [191] **Nakamura E. et Steinsson J.**, (2008c), Price Setting in Forward-Looking Customer Markets, *mimeo*.
- [192] **Neumark D. et Wascher W.**, (2000), Minimum Wages and Employment : A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania : Comment, *American Economic Review*, 90, 5, 1362-1396
- [193] **Nickell S.**, (1997), Unemployment and Labor Market Rigidities : Europe versus North America, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 3, 55-74.
- [194] **OFCE**, (2003), L'évaluation des politiques économiques en débat : débat sur les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires, *Revue de l'OFCE*, 85, 209-234.
- [195] **Owen A. et Trzepakz D.**, (2002), Menu Costs, Firm Strategy and Price Rigidity, *Economics Letters*, 76, 345-349.
- [196] **Parkin M.**, (1986), The Output-Inflation Trade-off When Prices are Costly to Change, *Journal of Political Economy*, 94, 1, 200-224.
- [197] **Parsley D. et Wei S-J.**, (2007), A Prism into the PPP Puzzles : The Micro-Foundations of Big Mac Real Exchange Rates, *Economic Journal*, 117, 523, 1336-1356.
- [198] **Phillips A.W.**, (1958), The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the UK, 1861-1957, *Economica*, New Series, 25, 100, 283-299.
- [199] **Portier F.**, (1995), Business Formation and Cyclical Markups in the French Business Cycle, *Annales d'Economie et Statistique*, 37, 411-430.
- [200] **Powers E. et Powers N.**, (2001), The Size and Frequency of Price Changes : Evidence from Grocery Stores, *Review of Industrial Organization*, 18, 397-416.
- [201] **Prescott E.P.**, (1987), Comment on "The New Keynesian Microfoundations" by Rotemberg, *NBER Macroeconomics Annual*, 110-114.
- [202] **Ratfai A.**, (2006), Linking Individual and Aggregate Price Changes, *Journal of Money Credit and Banking*, 38, 8, 2199-2224.
- [203] **Ratfai A.**, (2007), The Frequency and Size of Price Adjustment : Microeconomic Evidence, *Managerial and Decision Economics*, 28, 751-762.

- [204] **Roberts J.**, (1995), New Keynesian Economics and the Phillips Curve, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 975-984.
- [205] **Romer C. D. et Romer D.**, (1990), Does Monetary Policy Matter ? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz, *NBER Working Paper* n°2966.
- [206] **Romer D.**, (1993), The New Keynesian Synthesis, *Journal of Economic Perspectives*, 7, 1, 5-22.
- [207] **Rotemberg J.**, (1982), Sticky Prices in the United States, *Journal of Political Economy*, 90, 6, 1187-1211.
- [208] **Rotemberg J.**, (1983), Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment, *American Economic Review*, 73, 3, 433-436.
- [209] **Rotemberg J.**, (1987), The New Keynesian Microfoundations, *NBER Macroeconomics Annual*, 69-104.
- [210] **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.
- [211] **Rotemberg J. et Saloner G.**, (1987), The Relative Rigidity of Monopoly Pricing, *American Economic Review*, 77, 5, 917-926.
- [212] **Rotemberg J. J. et Woodford M.**, (1999), The cyclical behavior of prices and costs, *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, 16, 1051-1135, eds. J.B. Taylor and M. Woodford.
- [213] **Rusinek M. et Rycx F.**, (2007), Rent-sharing under Different Bargaining Regimes : Evidence from Linked Employer-Employee Data, *mimeo*, DULBEA, Université Libre de Bruxelles.
- [214] **Sabattini R., Fabiani S., Gattuli A. et Veronese G.**, (2005), Producer Price Behaviour in Italy : Evidence from Micro PPI Data, *mimeo*, Banca d'Italia.
- [215] **Sargent T.**, (1981), Interpreting Economic Time-Series, *Journal of Political Economy*, 99, 2, 213-248.
- [216] **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.
- [217] **Sheshinski E. et Weiss Y.**, (1977), Inflation and Costs of Price Adjustment, *Review of Economic Studies*, 44, 2, 287-303.
- [218] **Sheshinski E. et Weiss Y.**, (1979), Demand for Fixed Factors, Inflation and Adjustment Cost, *Review of Economic Studies*, 46, 31-45.
- [219] **Sheshinski E. et Weiss Y.**, (1983), Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation, *Review of Economic Studies*, 50, 513-527.
- [220] **Sheshinski E. et Weiss Y.**, (1992), Staggered and Synchronized Price Policies under Inflation : the Multiproduct Monopoly Case, *Review of Economic Studies*, 59, 331-359.
- [221] **Slade E.**, (1998), Optimal Pricing with Costly Adjustment : Evidence from Retail-grocery Prices, *Review of Economic Studies*, 65, 87-107.
- [222] **Slade E.**, (1999), Sticky Prices in a Dynamic Oligopoly : An Investigation of (s,S) Thresholds, *International Journal of Industrial Organization*, 17, 4, 477-511.
- [223] **Smets F. et Wouters R.**, (2007), Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach, *American Economic Review*, 97, 3, 586-606.
- [224] **Smith J.**, (2000), Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom, *Economic Journal*, 110, C176-95.
- [225] **Soskice D.**, (1990), Wage Determination : the Changing Role of Institutions in Advanced Industrialized Countries, *Oxford Review of Economic Policy*, 6, 4, 36-61.
- [226] **Stahl H.**, (2005a), How Frequently do Prices Change? Evidence Based on the Micro Data Underlying the German PPI, *mimeo*.
- [227] **Stahl H.**, (2005b), Time-dependent or State-dependent Price Setting? Microevidence from German Metal-Working Industries, *ECB Working Paper*, No. 534.
- [228] **Stigler G. J. et Kindahl J. K.**, (1970), The Behaviour of Industrial Prices, NBER General Series 90.

- [229] **Stiglitz J.**, (1984), Price Rigidities and Market Structure, *American Economic Review*, 74, 2, 350-355.
- [230] **Taylor J.**, (1980), Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- [231] **Taylor J.**, (1983), Union Wage Settlements during a Disinflation, *American Economic Review*, 73, 5, 981-993.
- [232] **Taylor J.**, (1999), Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics, in J. Taylor et M. Woodford, Handbook of Macroeconomics (Amsterdam, North Holland).
- [233] **Tommasi M.**, (1993), Inflation and Relative Prices : Evidence from Argentina, MIT press ed Sheshinski, Weiss.
- [234] **Tsiddon D.**, (1991), On the Stubbornness of Sticky Prices, *International Economic Review*, 32, 1, 69-75
- [235] **Tsiddon D.**, (1993), The (Mis)behaviour of the Aggregate Price Level, *Review of Economic Studies*, 60, 889-902.
- [236] **Tucker R. S.**, (1938), The Reasons for Price Rigidity, *American Economic Review*, 28, 1, 41-54.
- [237] **Vermeulen P., Dias D., Dossche M., Gautier E., Hernando I., Sabatini R. et Stahl H.**, (2007), Price Setting in the Euro Area : some Stylised Facts from Individual Producer Price Data, *ECB Working Paper n°727*.
- [238] **Vroman S.** (1989), Inflation Uncertainty and Contract Duration, *Review of Economics and Statistics*, 71, 677-681.
- [239] **Weiss L. W.**, (1977), Stigler, Kindahl, and Means on Administered Prices, *American Economic Review*, 67, 4, 610-619.
- [240] **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.
- [241] **Willis J.**, (2000), Estimation of Adjustment Costs in a Model of State-dependent pricing, *mimeo*.
- [242] **Willis J.**, (2006), Magazine Prices Revisited, *Journal of Applied Econometrics*, 21, 337-344.

- 
- [243] **Woirol G.**, (1999), The Contributions of Frederick Mills, *Journal of the History of Economic Thought*, 21, 2, 163-185.
- [244] **Wolfson P. et Belman D.**, (2004), The Minimum Wage : Consequences for Prices and Quantities in Low-Wage Labor Markets, *Journal of Business and Economic Statistics*, 22, 3, 296-311.
- [245] **Wolman A.**, (2000), The Frequency and Costs of Individual Price Adjustment, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 86, 4.
- [246] **Wolman A.**, (2007), The Frequency and Costs of Individual Price Adjustment, *Managerial and Decision Economics*, 28, 531-552.
- [247] **Woodford M.**, (2003), Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton University Press, Princeton.
- [248] **Zbaracki M.J., Ritson M., Levy D., Dutta S. et Bergen M.**, (2004), Managerial and Customer Costs of Price Adjustment : Direct Evidence from Industrial Markets, *Review of Economics and Statistics*, 86, 2, 514-533.



