

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 9809

**Asymétrie des inflations relatives et *menus*
costs : tests sur l'inflation française**

Xavier BONNET * - Eric DUBOIS * - Laurent FAUVET **

Août 1998

Les auteurs remercient vivement Françoise FAUVIN et Catherine GILLES de la Division « Indices des Prix à la Consommation » de l'INSEE d'avoir bien voulu prolonger pour eux les séries de prix à la consommation en base 80 sur années récentes.

Les auteurs tiennent aussi à remercier Guy LAROQUE pour ses commentaires utiles sur une première version de ce texte, ainsi que Franck PORTIER et les participants du séminaire-Recherche de l'INSEE du 26 mars 98 pour leurs contributions et leurs remarques constructives sur la présente étude.

* Faisaient partie de la Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques » - Département des Etudes Economiques d'Ensemble de l'INSEE au moment de la rédaction de ce document

** INSEE - Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques » Timbre G221 - 15 bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 Malakoff Cedex

Working papers do not reflect the position of

3

INSEE but only their author's views.

Résumé :

On peut montrer que l'existence de coûts d'étiquetage au niveau des entreprises doit se traduire au niveau macro-économique par une corrélation positive entre l'inflation et la skewness de la distribution des prix relatifs. Sur données françaises, cette prédiction se révèle juste. La corrélation positive mise ainsi en évidence entre l'inflation et la skewness de la distribution des prix relatifs résiste à l'introduction des déterminants habituels de l'inflation, tels qu'ils ressortent des boucles prix-salaires estimées sur données françaises. On montre cependant que, conformément aux résultats obtenus sur données américaines ce résultat peut être aussi obtenu dans un modèle sans coût d'étiquetage lorsqu'on tient compte du fait que la queue de distribution des prix est en général plus épaisse que la loi normale.

Mots-clés : inflation, coûts d'étiquetage, nouvelle macro-économie keynésienne, courbe de Phillips.

Abstract :

The existence of menu costs at firm level must lead at macroeconomic level to a positive correlation between inflation and the skewness of the distribution of relative prices. For French data, this prediction turns true. The positive correlation which appears between inflation and the skewness of the distribution of relative prices resists the introduction of variables which are important explanatory factors of inflation according to the results of the estimation of wage-price spirals on French data. We show, however, that in accordance with the results obtained for American data, this positive correlation can also be obtained in a model without menu costs, when one takes into account the fact that the tail of the price distribution is generally fatter than the normal one.

Keywords : inflation, menu costs, new keynesian macroeconomics, Phillips curve.

Classification JEL : E37

La nouvelle économie keynésienne a émergé durant la décennie quatre-vingt, en réponse aux critiques sur le manque de fondements micro économiques de la théorie keynésienne traditionnelle. Les imperfections de marché jusque là simplement postulées par les Keynésiens pour expliquer la naissance des fluctuations économiques ont ainsi reçu un début de formalisation théorique. Compte tenu de l'importance de la rigidité nominale dans la théorie keynésienne, les néo-keynésiens se sont en particulier beaucoup penchés sur celles des imperfections de marché qui font naître un manque de flexibilité des prix (cf. en particulier Mankiw et Romer (1991)) . Parmi les raisons micro-économiques qui peuvent justifier une telle rigidité, la réflexion s'est beaucoup portée sur les coûts de changement des prix liés par exemple à la réimpression de catalogues, à la diffusion des nouveaux prix auprès des clients... L'existence de ces coûts, nommés *menu costs*, justifie qu'il n'est pas toujours optimal pour le producteur de répercuter dans ses prix les hausses modérées de ses coûts et de la demande. Tout ajustement des prix occasionne en effet le paiement de ces coûts : il ne peut donc avoir lieu que lorsque le gain de profit attendu dépasse ces coûts. Dans ces conditions, face à un choc nominal négatif tel qu'un choc monétaire négatif, le non ajustement à la baisse des prix peut restreindre le pouvoir d'achat et l'activité de manière significative.

Néanmoins, contrairement à ce que les modèles les plus simples peuvent laisser augurer, l'existence de menu costs ne suffit pas nécessairement à générer des rigidités nominales au niveau macro-économique. En outre, les économistes du courant des RBC ont défendu, avec un succès certes mitigé, l'idée qu'il était possible de reconstituer les mouvements cycliques de l'économie dans un cadre concurrentiel.

Aussi, la nouvelle économie keynésienne s'est attachée à valider empiriquement l'existence de ces *menu costs*. Récemment, Ball et Mankiw (1995) ont ainsi avancé une prédiction testable de l'existence de *menu costs* : celle-ci implique que lorsque l'économie peut être confrontée à des chocs d'offre asymétriques (dont les chocs pétroliers fournissent un bon exemple) une corrélation positive doit apparaître entre la série temporelle de l'inflation agrégée et la série temporelle des asymétries dans la distribution des inflations relatives. Ces auteurs vérifient que cette prédiction du modèle est validée sur données américaines. D'autres explications de cette relation ont cependant été proposées, en particulier par Bryan et Cecchetti (1996) qui remettent en cause radicalement l'interprétation de Ball et Mankiw.

L'étude présentée ici reprend sur données françaises ces différentes analyses. Dans un premier temps, on expose le modèle de Ball et Mankiw et la critique de Bryan et Cecchetti. La deuxième partie teste le lien entre l'inflation moyenne et l'asymétrie de la distribution des inflations relatives. La troisième partie examine la robustesse du résultat et conclut.

I - Inflation et asymétrie des prix : revue théorique.

1) Le modèle de Ball et Mankiw (1995).

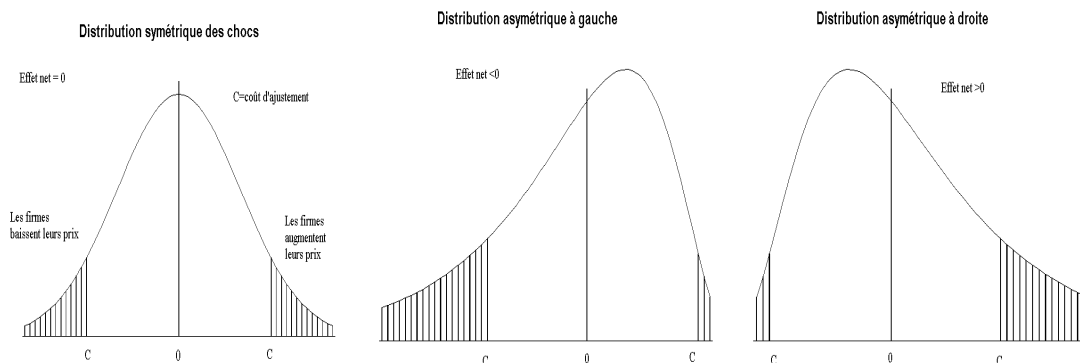
Ball et Mankiw avancent l'idée que, en présence de coûts d'étiquetage, il doit exister une relation positive entre l'inflation et le degré d'asymétrie des prix, mesuré par exemple par la skewness de la distribution de l'ensemble des prix pratiqués par chacune des entreprises que comporte l'économie.

L'intuition de ce résultat peut être donnée dans un cadre très simple. En effet, lorsque les entreprises subissent des chocs, le prix désiré varie en fonction de ces chocs. Ainsi, face à un choc de productivité négatif ou un choc positif de salaire, l'entreprise souhaitera augmenter son prix. En présence de *menu costs*, le prix effectif ne s'ajuste que si l'ampleur des chocs est suffisante pour que le coût du non-ajustement du prix effectif soit plus élevé que le coût d'étiquetage.

Dans ces conditions, lorsque la distribution des chocs de prix désirés subis par l'ensemble des entreprises est de moyenne nulle, l'inflation sera nulle si la distribution des chocs est symétrique : les hausses de prix pratiquées par les entreprises subissant des chocs positifs importants seront exactement compensées par des baisses de prix pratiquées par les entreprises subissant des chocs négatifs de même ampleur.

En revanche, si la distribution des chocs est plus épaisse à droite qu'à gauche, les entreprises subissant des chocs positifs importants seront plus nombreuses que les entreprises subissant des chocs négatifs importants : l'inflation sera donc positive (cf. graphique 1).

Graphique 1



L'existence de coûts d'étiquetage a donc une conséquence importante qu'aucune autre théorie n'avait jusque là mise en avant : l'inflation doit être corrélée positivement à une mesure, correctement choisie, de l'asymétrie des chocs subis par les entreprises. Telle quelle, cette proposition n'est malheureusement pas testable : les chocs subis par les entreprises sont par nature inobservables. Ainsi Ball et Mankiw construisent un petit modèle calibré, très ad hoc, dans lequel la corrélation entre inflation et asymétrie des chocs subis par les entreprises conduit à une corrélation positive entre les deux grandeurs observables que sont l'inflation et l'asymétrie des prix relatifs.

Ce modèle est le suivant :

- l'économie est composée d'un continuum d'industries, indexées sur \mathbf{R} , en concurrence imparfaite ;
- chaque industrie est composée d'un continuum de firmes ;
- il n'y a pas d'inflation tendancielle et, à la date $t-1$, toutes les entreprises avaient un prix égal à leur prix désiré ;
- chaque industrie subit un choc (de préférence, de productivité, etc...) qui modifie son prix désiré de θ ; ce choc est supposé identique pour toutes les firmes au sein d'une industrie ; la distribution des chocs est notée f ;
- chaque entreprise a un coût d'étiquetage C ;
- la fonction de perte de chaque entreprise peut s'écrire :
 - $L = (p-p^*)^2$ en cas d'absence d'ajustement (p^* est le prix désiré, p le prix pratiqué, ces deux grandeurs étant exprimées en logarithme).

- $L = C$ en cas d'ajustement (C est le menu cost) ; l'entreprise s'ajuste donc si $|\theta| = |p - p^*| \geq \sqrt{C}$.

- les coûts d'étiquetage varient au sein d'une industrie, la racine carrée de ces coûts, nécessairement positifs, a une fonction de répartition G , supposée identique pour toutes les industries.

Si une industrie subit un choc θ , le pourcentage d'entreprises qui s'ajustent est donc égal à $G(|\theta|)$. La répartition des chocs au sein de l'économie est donnée par la fonction f . Le moment d'ordre i de l'inflation vaut donc :

$$m_i = \int_{-\infty}^{+\infty} \theta^i G(|\theta|) f(\theta) d\theta$$

Ball et Mankiw retiennent pour G la fonction $1 - \exp[-\alpha\theta]$ et pour $f(\theta)$ la famille des fonctions skew-normale, proposée par Azzalini (1985) : selon la valeur du paramètre λ retenue pour générer $f(\theta)$, la skewness peut en effet varier entre -0,995 et 0,995. A partir de ces fonctions, Ball et Mankiw génèrent alors des séries d'inflation et la skewness correspondante. Avec les fonctions ainsi retenues, il apparaît une corrélation forte entre inflation (c'est à dire la moyenne de la distribution des prix) et la skewness (c'est à dire le moment centré d'ordre 3 de la distribution des prix) : cette dernière corrélation ne faisant intervenir que des grandeurs mesurables, elle peut être effectivement testée.

En utilisant des données annuelles de prix de production dans l'industrie, Ball et Mankiw montrent en effet, qu'après avoir contrôlé de l'évolution dans l'inflation de l'année précédente, l'inflation et sa skewness sont positivement corrélées. Ce résultat est robuste à d'autres choix pour la variable d'asymétrie. Par ailleurs, lorsqu'elles sont introduites dans une équation réduite de prix, ces variables d'asymétrie apparaissent significatives et conduisent même à faire disparaître la significativité d'autres variables représentatives de chocs d'offre, telles que la croissance des prix de l'énergie ou des prix alimentaires, proposées par exemple par Gordon (1996).

2) Première critique : la prise en compte de l'inflation tendancielle.

Le modèle de Ball et Mankiw repose sur un certain nombre d'hypothèses restrictives, qu'il est possible de relâcher, pour évaluer la généralité de la corrélation entre inflation et skewness mise en évidence sur données américaines.

Ball et Mankiw eux-mêmes ont ainsi regardé dans quelle mesure l'hypothèse selon laquelle l'ensemble des entreprises était initialement à son prix désiré pesait sur le résultat final, et montré que cette hypothèse importait en définitive assez peu.

Une autre hypothèse qui peut être discutée est celle d'une inflation tendancielle nulle : depuis la seconde guerre mondiale, en effet, l'inflation est en moyenne positive, ce dont ne peut rendre compte la théorie¹.

Or on s'attend à ce que le lien entre inflation et skewness s'affaiblisse au fur et à mesure que l'inflation s'élève : avec le modèle retenu en effet, l'inflation écarte très vite l'entreprise de son prix désiré et, à menu cost inchangé, suscite donc un ajustement très rapide des prix².

Afin de calibrer l'effet de l'inflation tendancielle, on a donc modifié à la marge le modèle de Ball et Mankiw, en supposant que le prix désiré p^* était égal à la somme d'une composante commune ($\bar{\theta}$) et d'un choc, dont la distribution a été supposée identique à celle retenue par Ball et Mankiw.

Une entreprise de coût d'ajustement C s'ajustera donc si :

¹ Le seul moyen de réconcilier l'existence d'une inflation moyenne positive avec le modèle serait d'admettre que les chocs ont, sur la période considérée, une distribution en moyenne plus épaisse à droite qu'à gauche, ce qui n'est pas le cas dans le modèle ; en outre, même si c'était le cas, il faut rappeler que les menus costs jouent à court terme, tandis qu'à long terme, les prix restent flexibles ; ainsi les phases d'inflation négative devraient malgré tout succéder aux phases d'inflation positive, même en l'absence de chocs asymétriques négatifs.

² Ce résultat est lié ici à la fois au caractère statique du modèle (il n'y a pas d'optimisation intertemporelle) et à la forme de la fonction de perte (supposée quadratique) ; il tiendrait encore dans un cadre intertemporel où la fonction de perte serait calculée explicitement à partir du manque à gagner pour une entreprise en concurrence monopolistique qui s'écarterait de son prix optimal ; toujours dans un cadre intertemporel, mais avec d'autres fonctions de perte, la vitesse d'ajustement des prix peut cependant diminuer, dans certains cas, avec l'inflation (cf. Sheshinski et Weiss (1977)) : intuitivement, il suffit que le niveau moyen des profits diminue suffisamment avec l'inflation pour que le poids *relatif* du menu cost devienne suffisamment important et qu'un ajustement plus fréquent devienne de ce fait plus coûteux, bien qu'il rapproche l'entreprise de son prix désiré.

$$|\bar{\theta} + \theta| = |p - p^*| \geq \sqrt{C}$$

Le moment d'ordre i de l'inflation s'écrit alors :

$$m_i = \int_{-\infty}^{+\infty} (\theta + \bar{\theta})^i G(|\theta + \bar{\theta}|) f(\theta) d\theta$$

Les simulations effectuées (cf. annexe 1 pour le détail de la méthode) montrent alors que le lien entre inflation et skewness s'affaiblit bien au fur et à mesure que l'inflation tendancielle augmente (cf. tableau 1) dans les régressions ultérieures faisant intervenir inflation et skewness; cela signifie qu'une fois qu'on aura introduit l'inflation tendancielle, le coefficient de la skewness ne devrait pas être stable, mais décroître avec le niveau de l'inflation.

Tableau 1 : lien inflation-skewness en inflation tendancielle

| inflation tendancielle | corrélation entre inflation et skewness | pente du coefficient de régression de l'inflation sur la skewness ($\times 10^{-3}$) |
|------------------------|-----------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------|
| 0 % | 0,9995 | 0,0080 |
| 1 % | 0,9994 | 0,0080 |
| 2 % | 0,9992 | 0,0079 |
| 3 % | 0,9989 | 0,0077 |
| 4 % | 0,9985 | 0,0075 |
| 5 % | 0,9980 | 0,0072 |
| 10 % | 0,9936 | 0,0043 |
| 15 % | 0,9817 | 0,0021 |

La variance des chocs a été supposée égale à 0,2 ; l'inflation tendancielle représente l'écart en logarithme entre le prix désiré de la période et le prix désiré de la période précédente.

3) D'autres explications économiques alternatives au lien inflation-asymétrie ont été avancées.

La corrélation entre inflation et asymétrie des prix prédite par Ball et Mankiw est une simple implication de l'existence de menu costs, dans un modèle bien particulier. Aussi un certain nombre d'économistes ont cherché à trouver d'autres modèles sans menu costs qui génèrent ce type de corrélation.

Balke et Wynne (1996) construisent ainsi un modèle, de type Walrassien, où un tel lien apparaît avec des prix totalement flexibles. Leur modèle est multisectoriel. Quand un secteur est soumis à un choc de productivité, ce choc induit un changement direct dans le prix agrégé mais aussi via la diffusion dans les autres secteurs. Comme la matrice entrée-sortie n'est pas symétrique mais fixe, les répercussions dans les autres secteurs sont variées et d'autant plus prononcées que le choc est fort. Balke et Wynne montrent qu'alors la corrélation entre l'inflation moyenne et l'asymétrie doit dans ce modèle être (aussi) positive.

D'autres modèles peuvent par ailleurs conduire à l'inverse à une corrélation négative entre inflation et asymétrie (cf. Bryan et Cecchetti (1996)). En cas de rigidité à la baisse des prix nominaux en effet, l'approche d'autant plus grande d'un contexte d'inflation faible se traduirait par une concentration d'autant plus forte des secteurs ayant une inflation presque nulle. La corrélation attendue entre inflation et asymétrie serait négative dans ce cas.

4) L'explication de Bryan et Cecchetti (1996).

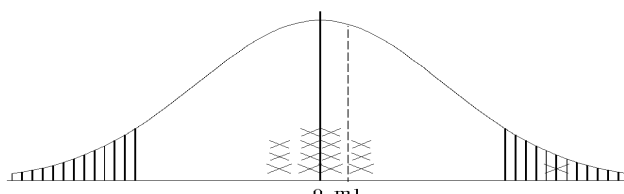
La critique fondamentale de Bryan et Cecchetti porte sur l'hypothèse d'un continuum d'industries faite par Ball et Mankiw : dans la réalité, le nombre d'industries (et donc le nombre de chocs différents susceptibles à une date donnée d'affecter l'économie) est par essence fini. Par conséquent, même si la distribution des chocs est symétrique ex-ante, la distribution ex-post, qui peut être considérée comme résultant d'un tirage d'un nombre fini de points dans cette distribution, sera en général asymétrique.

Cette observation a une conséquence importante sur le lien qui peut être prédit entre inflation et asymétrie des prix relatifs, dans une économie sans coûts d'étiquetage. Dans le cas particulier où la distribution ex-ante des chocs est normale, la skewness a une chance sur deux d'être positive et une chance sur deux d'être négative. La corrélation moyenne entre la série des skewness empiriques, calculées à chaque période à partir de la distribution observée des prix et la série des inflations (égale à chaque période au moment d'ordre 1 de la distribution des prix), est alors non significativement différente de zéro : c'est aussi ce que montrent les simulations effectuées par Bryan et Cecchetti.

On sait en revanche que la distribution des prix présente des queues plus épaisses que la loi normale. Or, dans ce cas les tirages décalés vers la droite sont en moyenne plus décalés vers la droite qu'avec une loi normale : le moment d'ordre 3 est, par rapport à la moyenne empirique, en moyenne plus décalé vers la droite que dans le cas normal. La skewness est ainsi dans ce cas en moyenne positive lorsque la moyenne à une date donnée des chocs subis par l'ensemble des industries est positive et négative lorsque la moyenne à une date donnée des chocs subis par l'ensemble des industries est négative.

Ainsi, lorsqu'on abandonne l'hypothèse d'une infinité d'industries et qu'on suppose simplement que la distribution des chocs susceptibles de toucher à une date donnée l'ensemble des industries est donnée une fois pour toutes et plus épaisse que la loi normale, alors on observe empiriquement une corrélation entre moyenne des chocs et skewness en l'absence même de coûts d'étiquetage : dans ce cas en effet les prix seront égaux aux chocs et cette propriété se transmettra donc aux prix. En outre, Bryan et Cecchetti ont montré, à l'aide de simulations de Monte-Carlo, que ce biais ne diminuait que très lentement lorsqu'on augmentait le nombre de secteurs : avec mille secteurs et avec une kurtosis de 8, la corrélation entre l'inflation et sa skewness serait encore de 0,41.

Graphique 2 : exemple de tirage dans une distribution symétrique (m1 est la moyenne des tirages)



Le biais dans la mesure de la corrélation entre inflation moyenne et skewness doit donc être étudié au cas par cas. Ceci fera l'objet de la partie III, en ce qui concerne les données françaises.

Dans cette partie, on étudie empiriquement le lien entre symétrie et inflation dans le cas de la France, de manière descriptive. On décrit d'abord les données mobilisées puis les corrélations obtenues.

**1) Les données utilisées sont de deux types :
prix de production de la Comptabilité Nationale
et indices de prix à la consommation.**

Pour tester les théories qui viennent d'être présentées, les données idéales seraient des séries au niveau sectoriel le plus fin, pour mesurer précisément la distribution des prix, et à une fréquence élevée pour que l'effet des *menu costs* soit le plus visible.

Les données disponibles ne répondent qu'imparfaitement à ces critères. Ainsi, si on s'intéresse aux données de prix de production, on dispose des données annuelles à un niveau relativement fin (le niveau 100 sera utilisé ici) ou de données trimestrielles à un niveau sensiblement plus agrégé (niveau 40).

Les données qui seront privilégiées ici seront les données de prix de consommation constituant 293 postes de l'IPC³ : ces données sont disponibles à un niveau suffisamment désagrégé et avec une périodicité mensuelle depuis 1970. On n'est en revanche pas certain que les *menu costs* soient aussi importants au niveau du commerce de détail : si l'on pense aux coûts d'étiquetage *stricto sensu*, ceux-ci n'ont certes aucune raison d'être plus faibles au niveau du commerce de détail que plus en amont, mais en revanche les *menu costs* au sens large (ceux par exemple liés à l'existence de relations de long terme entre un client et son fournisseur) y sont sans doute plus faibles.

2) Les indicateurs de description de la distribution des inflations relatives.

L'inflation élémentaire est $\pi_{it}^k = \frac{1}{k} * \ln\left(\frac{p_{it}}{p_{it-k}}\right)$ où k est le nombre de périodes considérées. La moyenne

pour chaque période est calculée par $\bar{\pi}_t = \sum_i w_{it} \pi_{it}^k$ où w_{it} est le poids du secteur i dans l'indice considéré.

Les moments centrés d'ordres supérieurs s'écrivent : $m_r(t) = \sum_i w_{it} (\pi_{it}^k - \bar{\pi}_t)^r$

On utilisera aussi les moments non pondérés obtenus en remplaçant w_{it} par $\frac{1}{n}$ (où n est le nombre total de secteurs considérés).

L'écart-type est défini par $STD_t = \sqrt{m_2(t)}$, la skewness par $SK_t = \frac{m_3(t)}{[m_2(t)]^{(3/2)}}$ et la kurtosis par

$$KT_t = \frac{m_4(t)}{[m_2(t)]^2}.$$

A la suite de Ball et Mankiw, on définit également des variables d'asymétrie à partir de la distribution observée des inflations relatives, c'est-à-dire mesurées en écart à l'inflation agrégée. Ces variables mesurent la moyenne de la distribution de l'inflation relative, celles des inflations inférieures à X en valeur absolue étant exclues.

$$ASYM_X = \sum_i w_{it} (\pi_{it}^k - \bar{\pi}_t) \mathbb{1}\left\{|\pi_{it}^k - \bar{\pi}_t| > X\right\}$$

où $X=2.5\%$ (10 % en équivalent annuel) pour ASYM10 et 6.25 (25 % en équivalent annuel) pour ASYM25.

Pour donner un poids encore plus important aux valeurs extrêmes, on définit la variable ASYMQ en prenant une pondération proportionnelle à la valeur absolue de l'inflation relative.

³ Voir Fauvet (1997)

$$ASYMQ_i = w_{it} \left| \begin{matrix} k & - \\ it & t \end{matrix} \right| \left(\begin{matrix} k & - \\ it & t \end{matrix} \right)$$

3) La corrélation inflation-skewness est positive.

Dans un premier temps, on se contente de calculer la corrélation entre l'inflation moyenne et la skewness de la distribution des inflations. Quelles que soient les séries utilisées, on obtient une corrélation excédant 0,4 et significative à des seuils inférieurs à 5 % (voir tableau 2 ; cf. aussi les graphiques en annexe 3). Ce premier résultat est donc conforme au résultat obtenu par Ball et Mankiw sur données américaines. Si l'on s'en tient à leur interprétation, ce résultat apporte une confirmation, sur un pays autre que les Etats-Unis, de l'existence de *menu costs*. Il convient cependant de vérifier la robustesse de ce résultat, vis-à-vis en particulier de la critique de Bryan et Cechetti.

Tableau 2 : corrélations entre inflation et skewness

| Prix de production | Corrélation | p (*) |
|------------------------------------------------------------------|-------------|-------|
| Données annuelles de 1960 à 1995 | | |
| <i>Champ total</i> | | |
| Mesures non pondérées de la skewness | 0,44 | 0,76 |
| Mesures pondérées de la skewness | 0,47 | 0,34 |
| <i>Champ ENFNA</i> | | |
| Mesures non pondérées de la skewness | 0,41 | 1,31 |
| Mesures pondérées de la skewness | 0,44 | 0,77 |
| Données trimestrielles sur Champ ENFNA de 1970q3 à 1996q2 | | |
| Mesures non pondérées de la skewness | 0,49 | 0,01 |
| Mesures pondérées de la skewness | 0,48 | 0,01 |
| <i>Données trimestrielles en glissement annuel</i> | | |
| Mesures non pondérées de la skewness | 0,57 | 0,01 |
| Mesures pondérées de la skewness | 0,59 | 0,01 |
| Prix de consommation mensuels base 1980⁴ | | |
| Glissement annuel | 0,46 | 0,01 |
| Glissement trimestriel | 0,39 | 0,01 |

(*) p est la probabilité en % de nullité de la corrélation.

⁴ Les données mensuelles utilisées couvrent la période allant de janvier 1970 à décembre 1992

III - Robustesse des résultats obtenus

La corrélation positive entre inflation et skewness qui vient d'être mise en évidence sur données françaises va dans le sens de la prédiction du modèle de Ball et Mankiw. Dans cette partie, on cherche à tester la robustesse de ces résultats, d'une part lorsqu'on introduit les variables d'asymétrie des prix dans une courbe Phillips réduite, d'autre part, lorsqu'on prend en compte la critique de Bryan et Cecchetti.

1) Le lien entre inflation et asymétrie persiste lorsqu'on contrôle d'autres variables.

Dans un premier temps, on se cantonne au modèle de Ball et Mankiw en élargissant la structure temporelle du modèle et en contrôlant l'influence d'autres variables retenues habituellement dans la modélisation de l'inflation.

1.1) Introduction de l'inflation retardée

Pour tenir compte de l'autocorrélation dans l'inflation observée mais non expliquée par leur modèle, Ball et Mankiw estiment la corrélation entre l'inflation et les indicateurs d'asymétrie retenus en régressant l'inflation sur ceux-ci, conditionnellement à l'inflation passée. Par ailleurs, ils ajoutent l'écart-type des inflations sectorielles aux régressions, conformément à l'analyse effectuée dans un autre article (Ball et Mankiw 1994). Dans cet article, Ball et Mankiw partent de la constatation que les entreprises fixent en général leur prix pour une période donnée et ne s'ajustent pas en permanence. Conformément à la théorie des menus costs, elles ont la possibilité de changer leur prix en cours de période, si elles subissent des chocs importants mais au prix d'un coût d'étiquetage. Dans ces conditions, en phase d'inflation, le comportement optimal des entreprises consisterait à fixer leur prix en fonction des coûts moyens anticipés sur la période. Le prix ainsi fixé serait donc, en période d'inflation, supérieur au prix désiré en début de période et inférieur au prix désiré de fin de période. Des chocs non anticipés survenant en fin de période ont donc plus de chance de susciter un ajustement de prix s'ils sont positifs (parce qu'ils éloignent un peu plus l'entreprise de son prix désiré) que s'ils sont négatifs (parce qu'il ont tendance au contraire à rapprocher l'entreprise de son prix désiré) : par rapport à la tendance, une augmentation du nombre de chocs suffisamment positifs pour justifier un ajustement, c'est-à-dire donc une augmentation de la variance des chocs, augmentera donc l'inflation. On s'attend par conséquent à observer une relation positive entre l'inflation et la variance (ou l'écart type) des chocs, après avoir contrôlé de l'évolution tendancielle de l'inflation.

a) Avec les données de prix de production

- Dans toutes les régressions, l'inflation retardée apparaît très significative : comme l'inflation est très persistante sur la période, et que la présence de *menu costs* et de chocs d'offre asymétrique est insuffisante à elle seule pour engendrer cette persistance, la présence de ce terme retardé est nécessaire pour rendre compte de cette persistance. Sur données annuelles, la skewness sort significative et positive à chaque fois qu'elle n'est pas associée au terme multiplicatif ($SK_t * STD_t$) : voir tableau 3. Cependant, contrairement à Ball et Mankiw, on trouve que l'écart type explique mieux l'inflation que la skewness.
- Sur données trimestrielles, la skewness est plus significative que l'écart type (Fauvet (1997)). L'amélioration de la régression lorsqu'on introduit ces deux variables est spectaculaire : le R^2 passe de 0,56 (régression 1) à 0,82 (régression 4). En glissement annuel, les résultats restent proches, mais on observe une autocorrélation négative des résidus qui peut être le signe d'une mauvaise spécification.

Tableau 3 : Intégration de l'inflation retardée (données annuelles)

| Variable dépendante : inflati taux de croissance des prix c production annuels de la Comptabilité Nationale | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|
| Constante | 0,260 (2,10) | 0,402 (3,75) | 0,294 (2,81) | 0,422 (4,97) | 0,385 (4,31) | 0,351 (3,86) | 0,438 (5,42) | 0,436 (5,49) |
| Inflation retardée (-1) | 0,754 (6,44) | 0,583 (5,58) | 0,716 (7,23) | 0,562 (6,79) | 0,632 (7,49) | 0,662 (7,70) | 0,557 (7,10) | 0,557 (7,20) |
| Ecart type | | 0,803 (4,13) | | 0,739 (4,79) | | | 0,538 (3,09) | 0,570 (3,80) |
| Skewness | | | 0,011 (3,81) | 0,010 (4,48) | -0,012 (-1,89) | | -0,002 (-0,38) | |
| Skewness * Ecart type | | | | | 0,337 (4,01) | 0,19 (5,59) | 0,188 (2,13) | 0,157 (5,25) |
| R ² | 0,557 | 0,711 | 0,695 | 0,825 | 0,799 | 0,776 | 0,848 | 0,847 |
| DW | 2,12 | 1,94 | 1,86 | 1,97 | 1,98 | 1,76 | 1,86 | 2,85 |
| SER (en %) | 3,25 | 2,66 | 2,73 | 2,11 | 2,25 | 2,34 | 2,00 | 1,97 |

Les t de Student sont entre parenthèses

Les parties grisées révèlent des variables non significatives ou significatives mais allant dans un sens contraire à celui attendu.

Au total, avec les prix de production, l'asymétrie de la distribution des évolutions des prix relatifs reste donc significative lorsqu'on introduit l'inflation retardée dans la régression.

b) Avec les données de prix de consommation

Le tableau 4 reproduit les résultats des régressions sur l'indice des prix à la consommation. L'introduction de l'inflation retardée n'ôte pas sa significativité à la skewness (régression (3)). Le terme d'inflation retardée présente un coefficient toujours élevé, supérieur à 0,8. Sur données américaines, Ball et Mankiw estiment ce coefficient à une valeur un peu moindre (0,5 environ).

Tableau 4 : Intégration de l'inflation retardée (données trimestrielles)

| Variable dépendante : ir taux de croissance trim des prix de consommati | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|-------------------------------------------------------------------------------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| Constante | 0,00 (1,7) | -0,00 (-1,2) | 0,00 (1,9) | -0,00 (-1,0) | -0,00 (-0,4) | -0,00 (-0,1) | 0,00 (2,3) | 0,00 (2,7) | 0,00 (2,6) | 0,00 (1,9) |
| Inflation retardée (-1) | 0,89 (19,8) | 0,84 (17,8) | 0,87 (20,2) | 0,82 (18,2) | 0,82 (18,3) | 0,81 (18,2) | 0,82 (19,8) | 0,83 (19,5) | 0,83 (19,5) | 0,86 (18,4) |
| Ecart type | | 0,20 (2,8) | | 0,18 (2,7) | 0,14 (2,1) | 0,12 (1,6) | | | | |
| Skewness | | | 0,00 (3,5) | 0,00 (3,4) | | -0,00 (-0,7) | | | | 0,00 (2,0) |
| Skewness* Ecart type | | | | | 0,02 (3,9) | 0,04 (1,9) | | | | |
| ASYM10 | | | | | | | 0,01 (5,7) | | | |
| ASYM25 | | | | | | | | 0,01 (5,0) | | |
| ASYMQ | | | | | | | | | 0,00 (5,4) | |
| Skewness*(inflation (-1) < 7 %) | | | | | | | | | | -0,00 (-0,5) |
| R ² | 0,7 | 0,8 | 0,8 | 0,8 | 0,8 | 0,8 | 0,8 | 0,8 | 0,8 | 0,8 |
| DW | 2,4 | 2,4 | 2,2 | 2,2 | 2,2 | 2,2 | 2,1 | 2,3 | 2,3 | 2,2 |
| SER (en %) | 0,4 | 0,4 | 0,4 | 0,4 | 0,4 | 0,4 | 0,4 | 0,4 | 0,4 | 0,4 |

Les t de Student sont entre parenthèses.

Comme auparavant, on étudie des variables alternatives pour décrire la distribution. En particulier, l'influence de l'écart-type affecte peu l'ampleur et la significativité de la skewness (régression (4)). Les meilleurs résultats sont cependant obtenus avec l'écart-type et le produit skewness-écart type (régression (5) ou avec les indicateurs alternatifs d'asymétrie proposés par Ball et Mankiw, du type $ASYM_X$ et ASYMQ (équation (7) à (9)). Ces variables donnent en effet de meilleurs résultats en terme de significativité et de R² que les variables "classiques" que sont la skewness et l'écart-type.

Au total si la prise en compte de termes retardés de l'inflation permet de mieux prendre en compte la persistance observée de l'inflation, l'asymétrie, mesurée par la skewness et surtout par les indicateurs d'asymétrie (du type $ASYM_X$ ou ASYMQ), garde un pouvoir explicatif significatif sur l'inflation courante, conformément au modèle proposé par Ball et Mankiw. L'étape ultérieure de notre analyse consiste à vérifier

que la significativité des variables d'asymétrie persiste, dans des spécifications où sont aussi retracés les chocs d'origine macroéconomique.

1.2) Equations de Phillips réduites

L'estimation d'équations de Phillips réduites constitue une étape supplémentaire dans le test de la robustesse du lien entre l'inflation et ses moments : les équations de Phillips réduites permettent en effet d'intégrer l'ensemble des déterminants importants de l'inflation au niveau macro-économique. Or, l'effet de l'asymétrie des chocs est, dans une large mesure (cf. le petit modèle théorique développé pour prendre en compte l'inflation tendancielle dans le modèle de Ball et Mankiw), théoriquement indépendant de l'effet des chocs macro-économiques sur l'inflation. L'introduction de ces chocs de nature macro-économique dans les régressions précédentes ne devrait donc pas affaiblir la significativité des indicateurs d'asymétrie retenus. Au contraire même, on s'attend à une amélioration sensible de l'écart-type de l'équation et donc plutôt à une amélioration de la significativité de ces indicateurs d'asymétrie.

Ce type d'équation permet entre autres d'identifier l'influence des chocs de demande au travers d'un indicateur de position dans le cycle tel que le taux de chômage (ou le taux d'utilisation des capacités (TUC)) comme c'est souvent le cas. A l'instar de Ball et Mankiw, nous avons aussi cherché à identifier l'influence de certains chocs d'offre par l'introduction des variables suivantes : la productivité en volume, la croissance d'un indice de prix d'importation construit sur le même modèle que l'IPC, le taux d'intérêt réel long (TILR), le taux de cotisations sociales employeurs (TCSE), le taux de TVA.

Le contrôle par le second type de variables, mesurant des chocs d'offre, permet de s'assurer que la significativité des variables d'asymétrie va bien au-delà de l'impact de quelques chocs spécifiques, tels que les chocs pétroliers.

En première analyse, on examine les corrélations entre l'inflation et les variables potentiellement explicatives de cette grandeur et la skewness et ces mêmes variables. Il apparaît (cf. tableau 5) que la skewness est en particulier assez corrélée au taux de croissance des prix d'import, mais peu aux variables de fiscalité ou de productivité. Comme c'est aussi le cas de l'inflation, il est ainsi possible a priori que la corrélation entre inflation et skewness disparaisse lorsqu'on ajoute à la régression le taux de croissance des prix d'importation.

Tableau 5 : Corrélation de l'inflation et de la skewness avec les variables du modèle

| | Inflation | Skewness |
|-----------------------------------|-----------|----------|
| Skewness | 0,289 | |
| Ecart type | 0,466 | 0,133 |
| Skewness* Ecart type | 0,383 | 0,939 |
| Taux de chômage | -0,690 | -0,156 |
| Taux de chômage (-1) | -0,703 | -0,158 |
| Prix import | 0,598 | 0,370 |
| ASYM10 | 0,498 | 0,634 |
| ASYM25 | 0,464 | 0,685 |
| ASYMQ | 0,467 | 0,646 |
| Taux d'intérêt longs réels (TILR) | 0,668 | 0,046 |
| TILR-TILR(-4) | 0,508 | 0,237 |
| TUC | 0,053 | -0,018 |
| TCSE | 0,053 | 0,010 |
| TVA | -0,017 | -0,133 |
| Productivité | 0,031 | -0,058 |

Au total, les équations de Phillips réduites sont obtenues en régressant l'inflation sur les variables suivantes : l'inflation retardée, croissance prix d'imports, taux de chômage, taux de cotisations sociales employeurs (en niveau ou variation), taux de TVA (en niveau ou variation), la productivité du travail en volume, les taux d'intérêt longs réels. Chaque variable est introduite jusqu'à 4 retards et les variables non significatives sont éliminées au fur et à mesure (dans une démarche « general to specific »).

Dans un premier temps, les régressions ont été effectuées sans les différentes variables d'asymétrie. Le modèle obtenu est celui présenté dans le tableau 6 (colonne (1)). Par la suite on nommera ce modèle "modèle de référence".

Contrairement à Ball et Mankiw qui disposaient d'estimations de courbes de Phillips réduites dans le cas américain, de telles estimations n'existent pas, à notre connaissance, dans le cas français. Aussi manque-t-on de points de comparaison. Si l'on se réfère aux estimations existantes de boucles prix-salaires (cf. Morin (1988) ou le Groupe de Comparaison des Modèles (1996)), on peut néanmoins noter que :

- La présence du taux de chômage et de l'inflation importée est conforme aux enseignements des boucles prix-salaires ;

- En revanche, l'absence des termes de productivité et de TVA, qui ne sortent pas significativement est plus surprenante ; en effet les prix apparaissent déterminés, dans les boucles prix-salaires, comme un mark-up sur les coûts unitaires, alors que les salaires ne semblent pas en France indexés sur la productivité ; toute hausse de la productivité génère donc, dans ces boucles prix-salaires, une baisse de prix sans baisse de salaires ; par ailleurs, les taux de TVA se répercutent, dans ces boucles prix-salaires, unitairement sur les prix ;

- L'hypothèse d'indexation unitaire de l'inflation courante sur la somme des autres termes d'inflation (nationale et étrangère) est rejetée au seuil de 5 %. A long terme, nos estimations semblent donc indiquer l'existence d'un dilemme inflation-chômage, contrairement à ce qui ressort de l'examen des boucles prix-salaires habituelles. Notre objet n'étant pas la mise en évidence d'un NAIRU, on se contentera de ce modèle comme référence.

Tableau 6 : Enrichissement d'une courbe de Phillips réduite par les variables d'asymétrie

| Variable dépendante : | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|------------------------------------------------------------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| inflation = taux de croissance trimestriel des prix consommation | | | | | | | | |
| Constante | 0.00† (4.1) | 0.00† (3.4) | 0.00† (4.0) | 0.00† (3.5) | 0.00† (4.1) | 0.00† (2.6) | 0.00† (4.0) | 0.00† (3.9) |
| Inflation retardée (-1) | 0.35† (4.5) | 0.39† (5.1) | 0.36† (4.8) | 0.38† (4.9) | 0.36† (4.7) | 0.35† (4.4) | 0.373 (4.8) | 0.361 (4.7) |
| Inflation retardée (-4) | 0.33† (5.0) | 0.31† (4.8) | 0.34† (5.3) | 0.342 (5.3) | 0.32† (5.0) | 0.340 (5.1) | 0.32† (5.1) | 0.34† (5.3) |
| Taux de chômage (-1) | -0.00 (-3.4) | -0.00 (-2.6) | -0.00 (-3.4) | -0.00 (-2.9) | -0.00 (-3.4) | -0.00 (-3.0) | -0.00 (-3.3) | -0.00 (-3.3) |
| Δ TCSE(-3) | 0.11† (2.0) | 0.09† (1.7) | 0.08† (1.6) | 0.09† (1.7) | 0.10† (1.9) | 0.11† (1.9) | 0.10† (1.8) | 0.08† (1.6) |
| TILR - TILR(-4) | 0.00† (2.5) | 0.00† (2.4) | 0.00† (1.7) | 0.00† (2.1) | 0.00† (2.3) | 0.00† (2.5) | 0.00† (2.1) | 0.00† (1.7) |
| Taux de croissance des prix d'importation ASYM10 | 0.06† (5.5) | 0.0531† (2.7) | 0.0470† | 0.0394† | 0.0602† | 0.0635† | 0.0550† | 0.0453† |
| ASYM25 | | | 0.00† (2.7) | | | | | 0.00† (2.3) |
| ASYMQ | | | | 0.00† (2.3) | | | | |
| Skewness | | | | | 0.00† (2.1) | | | |
| Ecart type | | | | | | 0.06† (0.98) | | |
| Skewness* Ecart type | | | | | | | 0.01† (2.1) | |
| ASYM25*(inflation (-1) < 7 %) | | | | | | | | -0.00 (-0.4) |
| R ² | 0.8† | 0.9† | 0.9† | 0.9† | 0.9† | 0.8† | 0.9† | 0.9† |
| DW | 2.1† | 2.0† | 2.0† | 2.0† | 2.0† | 2.1† | 2.0† | 2.0† |
| SER (en %) | 0.3† | 0.3† | 0.3† | 0.3† | 0.3† | 0.3† | 0.3† | 0.3† |

Les *t* de Student sont entre parenthèses.

Lorsqu'on introduit les indicateurs d'asymétrie, on retrouve des résultats proches de ceux de Ball et Mankiw : toutes les variables d'asymétrie sont en effet significatives.

Même si le modèle de Ball et Mankiw décrit un phénomène statique, la corrélation entre l'inflation et la skewness aux mêmes dates, on a aussi étudié la corrélation avec les retards ou avec les variables différenciées. Aucun de ces retards ne s'est avéré significatif.

On a montré par ailleurs que l'on s'attend à ce que la pente de la relation entre inflation et indicateur d'asymétrie soit plus faible lorsque l'inflation tendancielle est plus forte. Pour tester simplement cette idée, nous avons effectué une régression où l'effet de l'asymétrie sur l'inflation était différent selon que l'inflation (mesurée par le glissement annuel du trimestre précédent) était inférieure ou supérieure à un certain seuil. Un seuil de 7 % a été retenu, car donnant les meilleurs résultats en termes de précision de la régression. Les résultats ainsi obtenus (cf. tableau 4, colonne 10 et tableau 6, colonne 8) sont clairement contraires à ce qui était attendu : le coefficient obtenu n'est pas significatif⁵.

A l'issue de cette analyse plus poussée, basée sur l'estimation de courbes de Phillips réduites, la théorie des *menu-costs* reçoit une confirmation mitigée : d'une part le lien entre inflation et asymétrie reste significatif, lorsqu'il est introduit dans une courbe de Phillips réduite, conformément aux résultats obtenus par Ball et Mankiw sur données américaines ; mais d'autre part, ce lien ne paraît pas s'affaiblir au fur et à mesure que l'inflation s'élève, contrairement à ce que le modèle théorique laissait présager.

2) Evaluation de la critique de Bryan et Cecchetti : y a-t-il un biais dans la corrélation moyenne-skewness sur l'IPC français ?

La critique générale de Bryan et Cecchetti est liée à l'épaisseur (la kurtosis) de la distribution des chocs inflationnistes : elle doit donc être réexaminée dans le cas précis de l'inflation française. Nous procédons à des simulations de Monte Carlo qui, à partir d'un processus de formation des prix sectoriels, analysent les

⁵ Toujours sous l'hypothèse que la fonction de perte des entreprises n'a pas une forme pathologique (cf. I.2)).

conséquences sur la corrélation étudiée auparavant. Suivant Bryan et Cecchetti, deux types de processus sont envisagés, sans *menu-cost*. On introduit ensuite un *menu cost* dans un troisième type de processus.

2.1) Prise en compte de l'hétéroscédasticité dans les inflations sectorielles observées⁶

Les évolutions de prix sectoriels π_{it}^* sont supposés être le résultat des chocs ε_{it} normalement, indépendamment et identiquement distribués :

$$\begin{cases} \varepsilon_{it} \approx N(\mu_i, \sigma_i^2) \\ \pi_{it}^* = \varepsilon_{it} \\ \pi_{it} = \pi_{it}^* \quad (\text{pas de menu cost}) \end{cases}$$

μ_i et σ_i sont estimés sur la série observée des π_{it} en supposant le modèle exact : on note $\hat{\mu}_i$ et $\hat{\sigma}_i$ ces estimateurs.

On a reproduit mille fois l'expérience de simulation de ce modèle pour un nombre de périodes égal au nombre d'observations disponibles pour les prix - soit 83, ce qui correspond à la période 72-2 à 92-4 -. On obtient une corrélation de 0,411 (0,077) lorsque μ_i est fixé à $\hat{\mu}_i$, c'est-à-dire en ajoutant une inflation sectorielle tendancielle conforme à celle des données et de 0,479 (0,079) lorsque μ_i est fixé à 0 comme le font Bryan et Cecchetti, c'est-à-dire en considérant simplement le modèle de court terme de Ball et Mankiw, sans inflation tendancielle. Cette corrélation est très proche de celle trouvée sur les données (tableau 2) : on ne peut donc pas rejeter l'hypothèse que, plutôt que l'existence de menu costs, cette corrélation pourrait donc être uniquement le résultat d'un biais à distance finie dans une économie sans menu costs.

Toutefois, le processus de génération des données a) ne peut être un modèle décrivant correctement le processus inflationniste : il ne retrace pas le fait stylisé suivant lequel il existe une autocorrélation dans les inflations élémentaires. Pour pallier cette critique, on considère par la suite des processus plus réalistes de génération de l'inflation.

2.2) Prise en compte de l'autocorrélation dans les inflations sectorielles observées.

Les évolutions de prix sectoriels π_{it}^* sont toujours supposées être le résultat des chocs ε_{it} . Mais ces chocs ne sont plus indépendants entre les secteurs et peuvent mettre du temps à se diffuser.

$$\begin{cases} \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \\ \varepsilon_{it}^* = AR(4) \text{ cte } \varepsilon_{it} \\ \pi_{it} = \pi_{it}^* \quad (\text{pas de menu cost}) \end{cases}$$

Ces équations autorégressives ont été estimées par les MCO équation par équation, puis la matrice Σ a été estimée comme la matrice de variance-covariance empirique des résidus de ces équations autorégressives. La matrice $\hat{\Sigma}$ ainsi obtenue est une estimation sans biais de Σ (même si une estimation plus efficace aurait pu être obtenue par la méthode SURE de Zellner), ce qui est largement suffisant pour les simulations ultérieures.

Plutôt que de tirer aléatoirement les résidus dans leur loi estimée $N(0, \sigma^2)$, on a procédé par une méthode de « bootstrap » : pour chacune des 83 périodes, on tire aléatoirement un vecteur de résidus historiques. En reproduisant mille fois cette expérience de simulation (par des tirages avec remise) on obtient une corrélation sensiblement identique à celle précédemment calculée : 0,419 (avec un écart-type de 0,099).

Ces expériences donnent donc des corrélations estimées significativement positives, alors que, si on avait un nombre infini de secteurs, la distribution des chocs serait centrée sur 0 et symétrique (aboutissant à une corrélation nulle).

⁶ En l'absence d'hétéroscédasticité, on s'approche suffisamment des conditions asymptotiques (avec le grand nombre de secteurs 295). Il n'y a alors pas de corrélation entre moyenne et skewness comme l'ont montré Bryan et Cecchetti.

Par ailleurs, les corrélations ainsi calculées ne sont pas significativement différentes de celles précédemment estimées sur les observations. Ce résultat tend donc à indiquer que l'existence d'une corrélation positive contre inflation et skewness de la distribution des prix n'est pas nécessairement une preuve de l'existence des menu costs.

2.3) L'hypothèse de menu costs confrontée à des processus d'inflation sectorielle hétéroscédastiques comme à l'observation.

Pour compléter l'analyse, on a cherché à évaluer comment les résultats des simulations auraient été modifiés avec l'introduction d'un *menu cost*. A cet effet, on ajoute un *menu cost* « mc » au modèle a)⁷ :

$$\left\{ \begin{array}{l} \varepsilon_{it} \approx N(\mu_i, \sigma_i) \\ * \\ \pi_{it} = \varepsilon_{it} \\ \pi_{it} = \sum_{k=0}^{k^*} \pi_{i,t-k}, k^* = 0 \text{ si } \left| \sum_{k=0}^{k^*} \pi_{i,t-k} \right| > mc \\ \text{où} \\ \pi_{it} = 0, k^* = k^* + 1 \text{ sinon} \end{array} \right.$$

L'inflation observée n'est plus égale à celle désirée : elle reste nulle tant que la somme des inflations désirées depuis le dernier ajustement est inférieure au *menu cost* « mc ».

On n'a pas estimé le modèle sur les observations mais conservé $\sigma_i = \hat{\sigma}_i$ précédemment estimé : il s'agit ici de simplement décrire la conséquence de l'introduction du *menu cost* dans le modèle a).

En partant d'une distribution des chocs tirés dans $N(\hat{\mu}_i, \hat{\sigma}_i)$ - ou en considérant des chocs initiaux tous nuls : cela ne change pas les résultats -, on obtient ainsi pour un *menu cost* égal à 2 % une corrélation de 0,476 (0,074). On ne peut en théorie comparer cette estimation avec celle obtenue sur données observées (- $\hat{\sigma}_i$ - a en effet été estimé dans un modèle sans menu costs). On peut toutefois noter que les $\hat{\sigma}_i$ estimés *ex post* à partir des inflations simulées (π_{it}) sont très proches des $\hat{\sigma}_i$ initiaux : l'écart relatif moyen aux $\hat{\sigma}_i$ n'est que de 0,6 %. Les $\hat{\sigma}_i$ estimés avec l'hypothèse d'absence de menu costs s'avèrent donc en définitive de bons estimateurs des σ_i du modèle avec menu costs c).

Tableau 7 : corrélation inflation/skewness des modèles simulés

| modèle | corrélation | biais ex-post entre σ_i et $\hat{\sigma}_i$ |
|-------------------------------------|------------------|----------------------------------------------------|
| a/ $N(0, \hat{\sigma}_i)$ | 0.479 (0.079) | - |
| $N(\hat{\mu}_i, \hat{\sigma}_i)$ | 0.411 (0.077) | 1.1 % |
| b/ $N(\mu_i, \hat{\sigma}_i)$ | 0.419 (0.099) | - |
| avec auto corrélation | 0.476 (0.074) | 0.6 % |
| c/ $N(\hat{\mu}_i, \hat{\sigma}_i)$ | | |
| avec menu costs = 2 % | | |

Au total, cette nouvelle expérience permet de montrer, encore une fois, que l'introduction d'un *menu cost* augmente significativement la corrélation étudiée, mais que cette augmentation est cependant trop faible pour qu'il soit en définitive possible discriminer entre les modèles sans menu costs et avec menu costs.

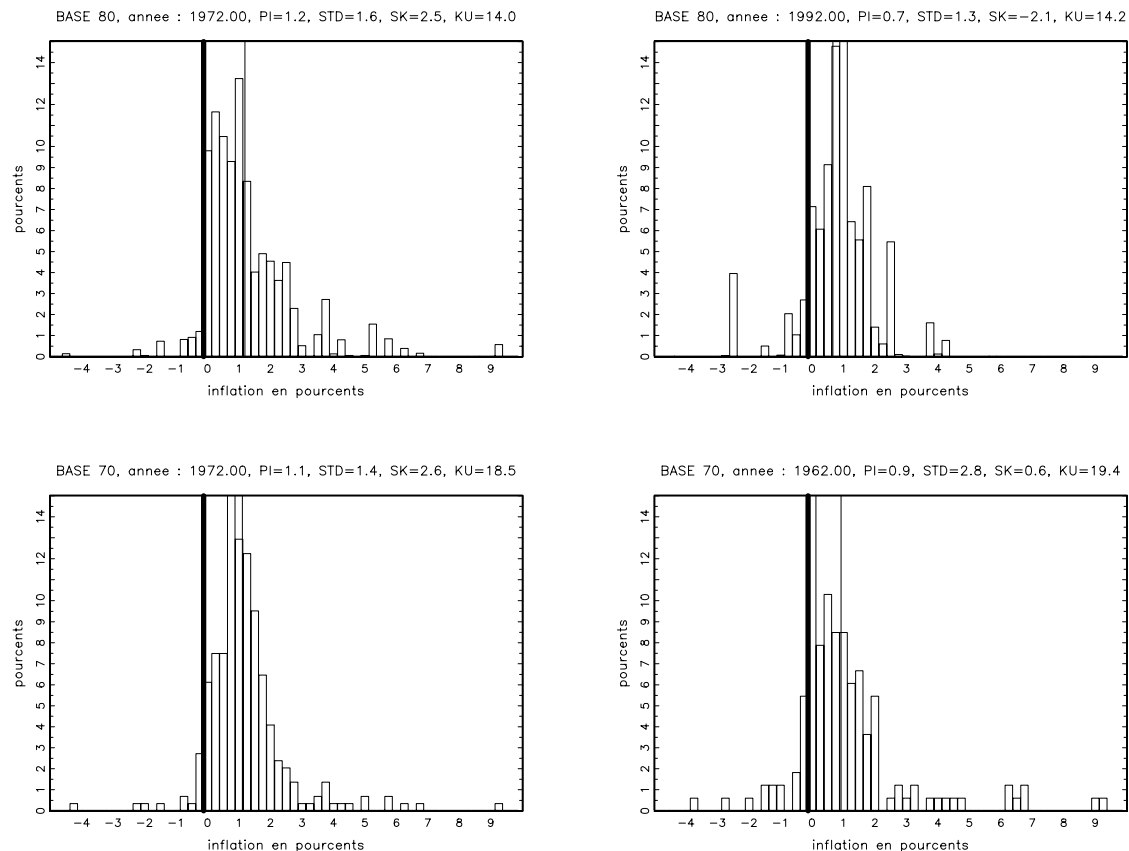
⁷ A ce stade, on pourrait être tenté d'introduire, dans un souci de réalisme, un menu cost dans le modèle b), où les inflations sectorielles sont autoregressives. Toutefois, l'introduction ex-ante de menu costs dans un tel modèle modifie profondément la structure autoregressive ex-post du modèle : le degré de réalisme atteint ex post est donc en définitive limité.

3) Même si la possibilité de rigidité à la baisse des prix ne semble pouvoir être écartée, la corrélation positive entre inflation et asymétrie reste vérifiée.

La dernière critique d'ordre économique avancée par Bryan et Cecchetti à l'encontre des conclusions de Ball et Mankiw est, rappelons-le, qu'il puisse exister un modèle donnant une corrélation négative entre inflation et asymétrie. Ce modèle repose sur l'hypothèse que les producteurs sont réticents à baisser leurs prix même si cela serait rationnel. De manière tout à fait descriptive, ceci se traduirait en effet par une forte concentration des secteurs où l'inflation est bloquée près de 0 lorsque l'inflation moyenne s'approche de 0. L'examen des données (cf. graphique 3) montre effectivement qu'au début des années 1970, les distributions des inflations en base 80 pour l'IPC présentent cette caractéristique : pour le premier trimestre de 1972 par exemple, un pic autour de 0 peut être constaté, alors que l'inflation annualisée est de 4 %⁸.

Sur la période récente d'inflation basse, 1990q1 à 1992q4, les distributions sont au contraire très symétriques laissant même apparaître une forte proportion de secteurs où l'inflation est négative. La corrélation entre inflation moyenne et asymétrie est positive sur cette période (+0,57). L'hypothèse de rigidité semble donc clairement à rejeter sur la période récente.

Graphique 3
Comparaison des distributions des périodes d'inflation faible, dans des bases différentes



On peut alors se demander si cette différence entre le début des années 1970 et le début des années 1990 provient d'un comportement différent dans la fixation des prix : les producteurs seraient-ils devenus plus rationnels au début des années 1990 acceptant de baisser leur prix conformément aux chocs négatifs qui les affectent ? Une première façon d'analyser la question est de regarder si cette rigidité à la baisse des prix a aussi été marquante dans les années 1960, période de très faible inflation.

En travaillant sur les indices de prix à la consommation en base 70, sur la période couvrant les années 1955 à 1972, on constate que la corrélation inflation-skewness reste positive, égale à 0,22⁹, mais nettement plus faible que sur les années plus récentes. Par ailleurs, comme le graphique 3 en témoigne, la rigidité à la

⁸ L'asymétrie est d'ailleurs d'autant plus fortement positive que l'inflation est plus élevée.

baisse pourrait encore apparaître, que ce soit en 1962q1 ou même en 1972q1. Ceci semble donc de nouveau aller dans le sens d'un possible changement de comportement des producteurs dans les années récentes, même si le travail sur la base 70 n'est sans doute pas aussi précis que celui effectué sur la base 80¹⁰.

Globalement, l'hypothèse de rigidité à la baisse des prix ne semble pas, sur cette simple analyse des distributions, pouvoir être écartée, mais n'est pas de nature à changer les résultats sur le signe de la corrélation entre inflation et skewness.

¹⁰ Un travail en pondération uniforme sur la base 80 ne change pas notablement les distributions. On peut espérer que les résultats obtenus en base 70 et base 80 sont effectivement comparables.

Conclusion

Les résultats obtenus sur données françaises paraissent globalement conformes à ceux obtenus sur données américaines. Tout d'abord, on observe bien sur données françaises une corrélation positive entre l'inflation et l'asymétrie de sa distribution. Ensuite, celle-ci reste significative lorsque l'asymétrie est introduite dans une courbe de Phillips réduite.

Le coefficient obtenu n'est cependant pas plus faible en phase d'inflation élevée, contrairement à ce qui est attendu en présence de menu costs. Enfin, comme sur données américaines, la corrélation obtenue peut s'expliquer intégralement par l'existence d'un biais à distance finie en présence d'une distribution des chocs de prix plus épaisse que la loi normale, sans qu'il apparaisse nécessaire de recourir à l'existence de menu costs.

Est-ce à dire qu'il faut conclure à l'absence de menu costs ? Assurément pas : les études de type microéconomique menées sur le sujet semblent indiquer que ces coûts existent. C'est le cas par exemple de l'étude de Levy, Bergen, Dutta et Venable (1997) qui montre l'existence de menu costs dans le secteur des hypermarchés et parvient à les quantifier. Ce que notre étude et les études menées sur données américaines tendent à montrer, c'est que la voie micro-économique est la seule qui puisse permettre d'évaluer l'existence et le poids des menu-costs.

Bibliographie

Azzalini A. (1985) : A Class of Distributions which includes the Normal Ones, *Scandinavian Journal of Statistics*, n° 12, p. 171-178.

Balke et Wyne (1996) : An equilibrium of Relative Price Changes and Aggregate Inflation *Research Department Working Paper 96-09*, Federal Reserve Bank of Dallas, 1996.

Ball L. et Mankiw G. (1994) : Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, *The Economic Journal*, Mars 1994.

Ball L. et Mankiw G. (1995) : Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks, *Quarterly Journal of Economics*, February 1995.

Bryan M. et Cecchetti S. (1996) : Inflation and the distribution of price changes, *NBER Working Paper Series*, 5793.

Fauvet L. (1997) : « Inflation et distribution de prix : présentation des données et des résultats », note INSEE n° 52/G221.

Groupe Comparaison des Modèles, Banque de France, CEPREMAP, Erasme, INSEE, OFCE (1996) : « Structure et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *Document de travail n° 9601*, Direction des Etudes et Synthèses Economiques.

Levy D., Bergen M, Dutta S. et Venable R. (1997) : The magnitude of menu costs : direct evidence from large U.S supermarkets chains, *Quarterly Journal of Economics*.

Mankiw N-G. et Romer D. (1991) : *New keynesian Economics*, MIT Press.

Morin P. (1988) : Une analyse du processus de désinflation, *Economie et Prévision* n° 82, pp. 3-71.

Sheshinski E. et Weiss Y. (1977) : "Inflation and Costs of Price Adjustment," *Review of Economic Studies*, 44, pp. 287-303.

- A l'instar de Ball et Mankiw, on utilise la famille des lois Skew-normal ($SN(\lambda)$), dont la densité est : $f(z) = \varphi(z)\Phi(\lambda z)$ où φ est la densité de la loi normale, centrée réduite, Φ sa fonction de répartition.

Les moments de cette loi sont les suivants (cf. Azzalini (1985)) :

$$E(SN(\lambda)) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{\lambda}{\sqrt{1+\lambda^2}}$$

$$V(SN(\lambda)) = 1 - \frac{2\lambda}{\pi(1+\lambda^2)}$$

$$\text{Skew}(SN(\lambda)) = \frac{1}{2}(4 - \pi) \text{ signe}(\lambda) \left[\frac{E(SN(\lambda))^2}{\text{Var}(SN(\lambda))} \right]^{3/2}$$

Pour avoir une distribution de moyenne nulle, et de variance donnée σ_θ^2 , il faut donc utiliser la transformation suivante de $SN(\lambda)$:

$\alpha SN(\lambda) + \beta$

$$\text{avec : } \alpha = \frac{\sigma_\theta}{\sqrt{1 - \frac{2\lambda}{\pi(1+\lambda^2)}}} \text{ et } \beta = -\sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{\lambda}{\sqrt{1+\lambda^2}}$$

dont la fonction de densité est : $f(z) = \varphi\left(\frac{z-\beta}{\alpha}\right)\Phi\left(\lambda\frac{z-\beta}{\alpha}\right)$

La fonction de distribution des *menu costs* G vaut : $G(\theta) = 1 - \exp[-a\theta]$

- On en déduit l'inflation correspondante :

$$\begin{aligned} \pi &= \int_{-\infty}^{+\infty} (\theta + \bar{\theta}) G(|\theta + \bar{\theta}|) f(\theta) d\theta \\ &= \frac{1}{2\pi\alpha} \int_{-\infty}^{+\infty} (\theta + \bar{\theta}) \left[1 - \exp(-a|\theta + \bar{\theta}|) \right] \exp\left[-\frac{(\theta - \beta)^2}{2\alpha^2}\right] \cdot \int_{-\infty}^{\lambda(\theta - \beta)/\alpha} \exp\left[-\frac{t^2}{2}\right] dt \, d\theta \end{aligned}$$

- Les moments centrés d'ordre supérieur se calculent de la même façon :

$$m_i = \frac{1}{2\pi\alpha} \int_{-\infty}^{+\infty} (\theta + \bar{\theta} - \pi)^i \left[1 - \exp(-a|\theta + \bar{\theta}|) \right] \exp\left[-\frac{(\theta - \beta)^2}{2\alpha^2}\right] \cdot \int_{-\infty}^{\lambda(\theta - \beta)/\alpha} \exp\left[-\frac{t^2}{2}\right] dt \, d\theta$$

Les calculs correspondants ont été menés en utilisant la fonction `intgrat2` du logiciel GAUSS.

Annexe 3 : Représentation graphique de la moyenne des inflations et des indicateurs d'asymétrie.

