
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**MODELISATION ET PREVISION
DES INDICES DE PRIX SECTORIELS**

Eric Jondeau, Hervé Le Bihan et Franck Sédillot

septembre 1999

NER # 68



**MODELISATION ET PREVISION
DES INDICES DE PRIX SECTORIELS**

Eric Jondeau, Hervé Le Bihan et Franck Sédillot

septembre 1999

NER # 68

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France.

Ce document est disponible sur le site Web de la Banque de France « www.banque-france.fr ».

Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels

Eric Jondeau, Hervé Le Bihan et Franck Sédillot

(Septembre 1999)

1. Introduction

Ce papier présente une modélisation de l'indice des prix français. L'objectif est de permettre une analyse rapide et détaillée des tendances de court terme de l'inflation ainsi que de réaliser des prévisions à intervalles rapprochés. Les caractéristiques de cet outil sont les suivantes : un petit nombre d'équations, une fréquence mensuelle, un détail sectoriel assez fin et la publication d'intervalles de confiance relatifs à la prévision.

Les différentes composantes de l'indice des prix n'obéissent pas aux mêmes déterminants économiques. De plus, la désagrégation devrait réduire les erreurs de prévision. Nous modélisons donc divers sous-indices de l'indice des prix selon trois méthodes différentes. Tout d'abord, la partie sous-jacente de l'indice des prix (c'est-à-dire l'alimentation hors produits sensibles, les produits manufacturés et les services du secteur privé) est modélisée comme une courbe de Phillips augmentée¹. Ensuite, les facteurs saisonniers expliquent la plupart des évolutions des produits sensibles de l'alimentation, particulièrement pour les produits frais, dont les variations au mois le mois peuvent atteindre 10%. Enfin, le reste de l'indice des prix est considéré comme exogène : les prix administrés comme le tabac ou les services de santé peuvent être prévus à court terme par des annonces gouvernementales. Les produits pétroliers sont liés, suivant un modèle à correction d'erreur au prix du pétrole qui est aussi considéré comme exogène. Ces produits, dont le poids est peu important (5% environ), peuvent avoir une incidence non négligeable dans le diagnostic conjoncturel.

Compte tenu de l'accent mis sur la prévision, il nous a semblé crucial d'avoir un outil de taille réduite, souple d'utilisation et s'intégrant avec un modèle macro-économique plus complet. La modélisation économétrique fait donc appel à peu de variables. Quelques motivations théoriques concernant les spécifications sont présentées, mais l'objet principal étant la prévision à court terme, nous n'imposons pas de contraintes théoriques fortes aux équations estimées.

Le papier est organisé de la façon suivante. Dans la section 2, nous rappelons la désagrégation retenue. Dans la section 3, nous présentons les résultats économétriques relatifs aux produits agro-alimentaires, aux produits manufacturés et aux services. Ceux-ci révèlent plusieurs résultats intéressants. Tout d'abord, le taux d'utilisation des capacités de production a un bon pouvoir prédictif sur la composante sous-jacente de l'indice des prix. Toutefois, pour les produits manufacturés, ce pouvoir prédictif s'est affaibli au cours des deux dernières années en raison, pour partie, d'une diminution des anticipations d'inflation des agents depuis 1995. De

¹ Ce groupe représente approximativement les deux tiers de l'indice.

façon surprenante, il apparaît que les prix d'importations n'ont pas d'effet sur les prix des produits manufacturés. Enfin, les salaires sont la principale variable explicative de la hausse des prix dans les services. La section 4 décrit les méthodes utilisées pour prévoir les produits pétroliers ainsi que les produits sensibles de l'alimentation. Dans le cas des produits pétroliers, il ressort notamment que le comportement de marge des raffineurs a tendance à amortir les fluctuations du prix du baril. Dans la section 5, nous revenons sur les méthodes de construction des intervalles de confiance associés à la prévision. Trois méthodes sont étudiées : le calcul des RMSE, la simulation par *bootstrap* et l'utilisation d'une densité particulière associée à la prévision. Enfin, la section 6 conclut.

2. Quel(s) indice(s) modéliser ?

Dans les modèles macro-économiques traditionnels c'est généralement le déflateur de la consommation des ménages qui donne le taux d'inflation. Dans ce cadre, la prévision repose sur un modèle et un cadre comptable complet. Si la cohérence et les fondements théoriques apparaissent comme les principaux atouts de cette modélisation, ne modéliser qu'un indice global n'apparaît pas satisfaisant, au moins dans une optique de court terme. En effet, il semble raisonnable de penser que les différents postes qui composent l'indice global n'obéissent pas aux mêmes déterminants économiques et n'ont pas les mêmes évolutions comme le montre le graphique 1. Par ailleurs, certaines composantes de l'indice sont très volatiles ou ne sont pas reliées à des déterminants économiques comme les coûts ou les tensions sur la demande. En définitive, la modélisation de différents sous-indices apparaît plus propice, mais le choix des postes à modéliser reste *a priori* ouvert.

Cette question est, peu ou prou, à relier à la mesure de l'inflation sous-jacente. Depuis Blinder (1982), l'analyse de la *core inflation* met en avant le fait que certaines composantes de l'indice des prix ont un comportement parfois erratique difficile à prendre en compte. L'Insee publie depuis 1996 les taux de croissance mensuels d'un indice « hors tarifs publics et produits à prix volatils corrigé des mesures fiscales et des variations saisonnières »². Nous avons, dans les exclusions opérées, suivi l'Insee. Au total, la modélisation sectorielle retient les trois composantes suivantes : l'alimentation hors produits sensibles, les produits manufacturés du secteur privé et les services du secteur privé (y compris loyers et eau). Environ 70% de l'indice est donc couvert par une modélisation économétrique, les 30% restant étant considérés comme exogènes (tableau 1)³.

Ensuite, les différents indices sont corrigés de la fiscalité indirecte qui se résume à la TVA pour la composante sous-jacente des prix. L'évaluation de l'indice hors TVA repose sur la relation suivante :

$$P_{htva} = \frac{P_{ttc}}{1 + r_{tva} / 100} \quad (1)$$

² Cf. Informations rapides n°179 « Indice corrigé des variations saisonnières et indice hors tarifs publics et produits à prix volatils corrigé des mesures fiscales et des variations saisonnières ».

³ L'annexe 1 donne le détail de la construction des indices. On y trouvera aussi un ensemble de graphiques relatif aux composantes non modélisées.

où P_{hva} est l'indice hors TVA, P_{ttc} l'indice toutes taxes comprises et r_{tva} le taux de TVA. Pour le moment, cette correction est réalisée à partir des taux de TVA fournis par la Comptabilité nationale et calculés sur la base des recouvrements⁴.

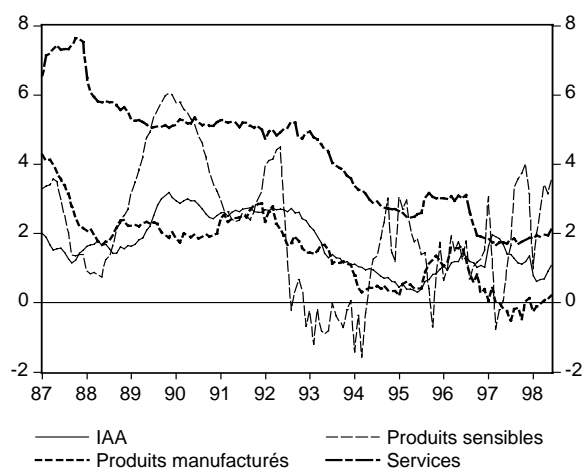
En outre, pour éviter les problèmes de saisonnalité, nous avons modélisé le glissement annuel des prix. En effet, les variations saisonnières de certaines composantes de l'indice des prix ont sensiblement changé depuis 1990 rendant difficile toute tentative de modélisation de la saisonnalité⁵. Enfin, pour relier ce glissement à des variables économiques, nous sommes passés en fréquence trimestrielle (fin de trimestre), excepté pour les produits pétroliers et les produits sensibles pour lesquels les équations sont estimées en fréquence mensuelle.

Tableau 1 : Ventilation et pondération de l'indice modélisé

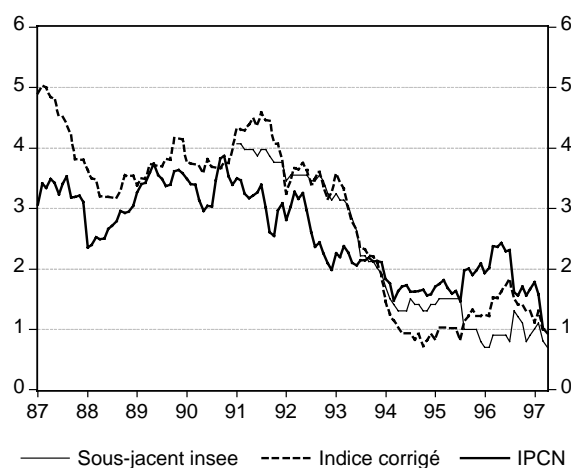
	Poids
Ensemble modélisé	7081
dont ensemble dit « sous-jacent »	6562
Alimentation hors produits « sensibles »	712
Produits manufacturés du secteur privé	3252
Services du secteur privé (y compris loyers et eau)	2598
dont produits pétroliers	519
Ensemble modélisé (saisonnalité)	1308
Produits « sensibles » de l'alimentation	1308
Ensemble non modélisé	1611
Tabac	200
Electricité, gaz de ville et charbon	352
Tarifs publics hors énergie	509
Services de santé	550

Source : Insee, calculs Banque de France.

Graphique 1
Disparité des taux d'inflation
(glissement annuel)



Graphique 2
Inflation corrigée et « Inflation sous-jacente »
(glissement annuel)



⁴ Exception faite des produits pétroliers où, en plus de la TVA, la TIPP est prise en compte. L'annexe 2 donne la ventilation de l'IPCN selon les taux de TVA.

⁵ Comme, par exemple, les produits manufacturés.

Le graphique 2 présente l'évolution de l'indice des prix, de l'indice « hors tarifs publics et produits à prix volatils corrigé des mesures fiscales et des variations saisonnières » calculé par l'Insee et de l'indice « corrigé » que nous avons reconstruit sur une période relativement longue à partir des 265 postes composant l'indice en base 1990 (et des 295 postes en base 1980⁶). On remarque que les évolutions de ce dernier indice sont relativement différentes de celles de l'IPCN mais assez proches à celles de l'indice « hors tarifs publics et produits à prix volatils corrigé des mesures fiscales et des variations saisonnières ». Lors des prévisions, les différents sous-indices sont recombinaés de façon à reproduire la nomenclature de l'indice des prix harmonisé (IPCH).

3. La modélisation de l'ensemble dit « sous-jacent »

Nous nous intéressons maintenant à la modélisation économétrique des trois premiers postes du tableau 1. Concernant le secteur manufacturier et les services privés, trois variables explicatives sont apparues pertinentes : le taux d'utilisation des capacités (TUC), le coût salarial horaire dans le secteur manufacturier et le coût salarial horaire dans les services⁷. Ces variables interviennent avec un décalage d'un an ce qui permet une prévision sans extrapolation de variables explicatives exogènes pour quatre trimestres, aux révisions près. L'introduction du TUC a une interprétation théorique et le modèle peut alors s'interpréter comme une courbe de Phillips augmentée⁸. Toutefois, bien que le taux de salaire apparaisse comme une variable naturelle, les équations incluant une telle composante ne peuvent plus être interprétées comme une forme réduite mais comme une partie d'une forme structurelle.

3.1. Quelques éléments théoriques

La variable dont l'introduction dans l'équation de prix est la plus naturelle est le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur manufacturier (TUC). L'intérêt d'une telle variable est double : d'une part, elle n'est pas estimée contrairement à un *output gap*, car directement observée via l'enquête trimestrielle dans l'industrie⁹ ; d'autre part, elle joue le rôle d'une tension sur la demande et à ce titre, intervient naturellement dans une courbe de Phillips augmentée. Dans de nombreux modèles macro-économiques, le taux d'inflation est modélisé de la façon suivante :

$$\pi_t = \pi_t^e + \gamma(y_t - \bar{y}_t) \quad (2)$$

où π_t est le taux d'inflation, π_t^e le taux d'inflation anticipée et $y_t - \bar{y}_t$ l'*output gap*. Cette spécification est une forme réduite compatible avec différents modèles structurels, par exemple les modèles macro-économiques de l'économie française (Économie et Prévision, 1998). Lorsque le processus de formation des anticipations n'est pas adaptatif, on retrouve la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens. En effet, en utilisant soit le modèle de contrats salariaux imbriqués sur deux périodes à la Taylor (1979), soit celui de Calvo (1983) ou enfin le modèle de coût d'ajustement quadratique de Rotemberg (1982), la courbe de Phillips s'écrit comme :

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \gamma(y_t - \bar{y}_t) . \quad (3)$$

⁶ Il s'agit en fait de reconstituer un indice de Laspeyres chaîné.

⁷ Le coût salarial horaire est défini comme le taux de salaire horaire majoré du taux de cotisations sociales des employeurs.

⁸ On désigne dans le présent document courbe de Phillips augmentée une forme réduite où la hausse des prix dépend des anticipations d'inflation et d'un indicateur de tension.

⁹ Par ailleurs, il n'est révisé que sur les deux derniers points.

Toutefois, cette formulation a un inconvénient majeur : si le niveau des prix est rigide, l'inflation s'ajuste instantanément à sa valeur anticipée. Dans ce cas, une politique désinflationniste peut, si elle est parfaitement anticipée, n'être pas coûteuse en terme d'activité : Phelps (1978), Blanchard (1983), Taylor (1983), Ball (1990) et Fuhrer et Moore (1995) ont analysé ce cas. Or, une telle constatation ne s'est jamais vérifiée empiriquement (Ball, 1994). Pour retrouver un comportement plus proche de celui des anticipations adaptatives tout en gardant la rationalité des anticipations, Fuhrer et Moore (1995) modifient légèrement le modèle de Taylor en introduisant une négociation portant non pas sur le salaire nominal mais sur le salaire réel. Dans ce cas, la courbe de Phillips augmentée devient (pour un contrat de deux périodes) :

$$\pi_t = \frac{1}{2}(E_t \pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + \gamma(y_t - \bar{y}). \quad (4)$$

Enfin, Laxton *et alii* (1998) décrivent une courbe de Phillips augmentée d'un modèle WS-PS auquel est adjoit un processus d'ajustement du prix à son niveau d'équilibre du type P-Bar développé par Mussa (1981). Le système d'équation s'écrit :

$$\begin{aligned} p_t &= w_t + \delta_0 - \delta_1 u_t \\ w_t &= p_t^e + \varphi_0 - \varphi_1 u_t \\ \pi_t &= \lambda(\bar{p} - p_{t-1}) + (1 - \lambda)\pi_{t-1} \\ u_t - \bar{u} &= -\gamma(y_t - \bar{y}). \end{aligned} \quad (5)$$

La première équation du système (5) stipule que le prix est un mark-up sur les coûts salariaux. La deuxième équation décrit l'ajustement du salaire nominal aux prix anticipés et aux tensions sur le marché du travail. La troisième équation est le processus d'ajustement du prix à sa cible de long terme donnée par la première équation du système (5). Enfin, la dernière équation s'assimile à une loi d'Okun. En résolvant (5), nous obtenons la courbe de Phillips augmentée suivante :

$$\pi_t = \lambda \pi_t^e + (1 - \lambda)\pi_{t-1} + \lambda\gamma(\varphi_1 + \delta_1)(y_t - \bar{y}) \quad (6)$$

où $\bar{u} = \frac{\varphi_0 + \delta_0}{\varphi_1 + \delta_1}$ est le taux de chômage d'équilibre et $\pi_t^e = p_t^e - p_{t-1}$.

Bien que nous n'estimons pas directement un modèle à anticipations rationnelles pour prévoir l'inflation, ces éléments théoriques nous semblent utiles pour l'interprétation des résultats.

3.2. Les produits manufacturés

3.2.1. La prise en compte du seul taux d'utilisation des capacités de production

Le taux d'utilisation des capacités est une variable qui intervient dans les équations de prix de nombreux modèles macro-économiques français (Économie et Prévision, 1998). Son inclusion dans une courbe de Phillips augmentée a moins été mis en œuvre. Dans le cas américain, Cecchetti (1995) teste systématiquement la corrélation entre l'inflation et dix-sept indicateurs parmi lesquels on trouve des variables relatives à l'activité (NAPM, heures travaillées, TUC, chômage), à certains prix (Brent, or et taux de change) et enfin à la politique monétaire (masse monétaire, taux court, écart de taux). En général, le taux d'utilisation est corrélé à l'inflation

mais ce n'est pas, et de loin la corrélation la plus forte. En revanche, sa capacité à prévoir l'inflation, réalisée dans un exercice de prévision hors échantillon est systématiquement la meilleure en terme de RMSE et ce pour un horizon de trois mois à deux ans¹⁰. Stock et Watson (1999) montrent aussi que le TUC améliore les prévisions d'inflation à douze mois. Pour le cas français, le graphique 3 présente l'évolution de l'inflation et du taux d'utilisation des capacités dans le secteur manufacturier (TUC_m) décalé de 4 trimestres (ce qui correspond au retard le plus adapté en terme de \bar{R}^2). On remarque que la relation est flagrante mais qu'elle a tendance à se distendre depuis 1995. La représentation à correction d'erreur¹¹, estimée sur la période 87T1 à 97T4, s'écrit (**Modèle 1**) :

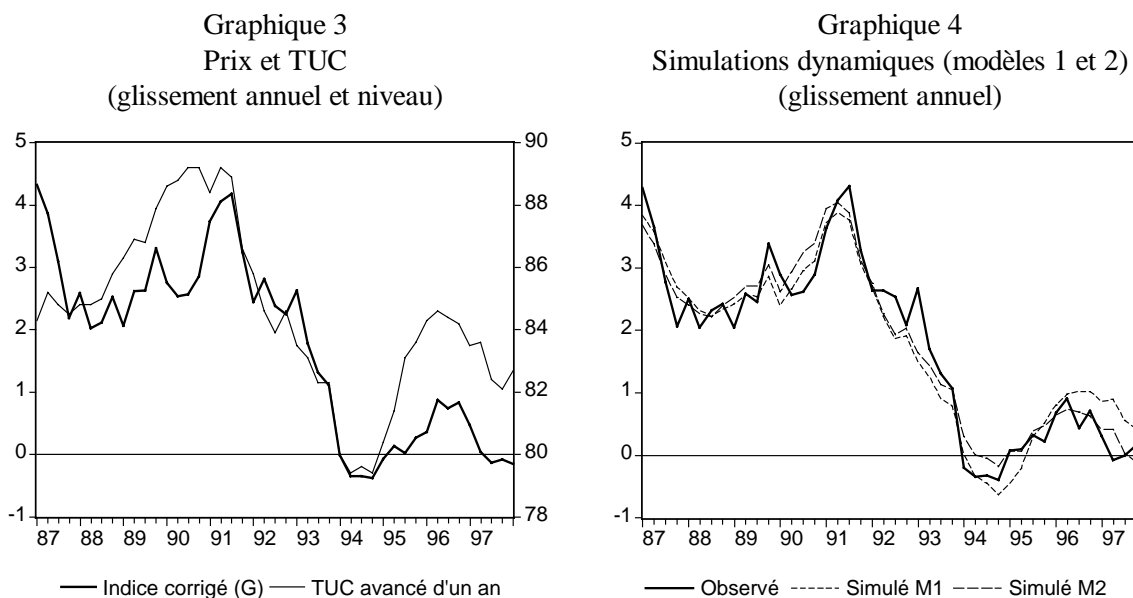
$$\Delta\Delta_4 P_{m,t} = -8,245 - 0,201 \left(\Delta_4 P_{m,t-1} - 0,502 TUC_{m,t-5} \right) + 0,289 \Delta TUC_{m,t-4} - 0,713 dum901_911 + \hat{\varepsilon}_t$$

(3,10) (3,29) (4,60) (4,11)
(2,65)

$$\bar{R}^2 = 0,427, \text{ see} = 0,370, \text{ LM}(4) = 2,262 (0,08), \text{ ARCH}(4) = 0,124 (0,97),$$

$$\text{JB} = 1,642 (0,44)$$

où la variable indicatrice $dum901_911$ vaut 1 en 90T1, -1 en 91T1 et 0 sinon¹².



La simulation dynamique à partir de 1988:1 (graphique 4) indique un ajustement correct jusqu'au début de 1997. Toutefois, par la suite, on constate un décalage croissant entre les séries observée et simulée. Ce résultat paraît s'expliquer par le fait que, sur la fin de la période

¹⁰ Cf. Cecchetti (1995), tableau 3 page 11.

¹¹ Compte tenu de l'incertitude relative au degré d'intégration de l'inflation et du faible nombre d'observations, nous n'avons pas mené de tests formels de racines unitaires. Toutefois, nous sommes conscients que si les variables sont I(1), les MCO utilisés ici fournissent des estimateurs biaisés et non convergents des paramètres de long terme. Alternativement, si les variables sont I(0), l'équation en niveau peut toujours être réécrite en différence mais la cible de long terme ne peut plus s'interpréter comme un niveau d'équilibre au sens de la cointégration.

¹² Δ_4 représente le glissement annuel.

(à partir de 1995), il existe un écart important entre les séries d'inflation et de TUC_m (cf. graphique 3).

Pour améliorer la simulation, nous avons donc introduit une variable indicatrice, valant 1 sur la période débutant en 1995:1, et 0 avant. La représentation à correction d'erreur, estimée sur la période 87T1 à 97T4, s'écrit (**Modèle 2**) :

$$\Delta\Delta_4 P_{m,t} = -9,674 - 0,285 \left(\Delta_4 P_{m,t-1} - 0,423 TUC_{m,t-5} + 1,043 D95_98_{t-1} \right) + 0,299 \Delta TUC_{m,t-4} - 0,687 dum901_911 + \hat{\varepsilon}_t$$

(3,55)
(3,70)
(5,35)
(2,18)
(4,35)
(2,61)

$$\bar{R}^2 = 0,455, \text{ see} = 0,361, \text{ LM}(4) = 3,104 (0,03), \text{ ARCH}(4) = 0,1274 (0,89),$$

$$\text{JB} = 1,694 (0,43).$$

La simulation dynamique du modèle 2 est nettement plus convaincante (graphique 4). Comment justifier une telle indicatrice ? Tout d'abord, sur la période récente, l'indice des prix manufacturés a subi quelques modifications, notamment dans la prise en compte des soldes. Ensuite, les prix de l'automobile ont très sensiblement baissé depuis deux ans. L'indice hors automobile et habillement est certes un peu plus élevé en glissement que l'indice total, mais la surestimation apparaît toujours sensible. Compte tenu du modèle théorique sous-jacent, cela signifierait que les anticipations d'inflation des agents se sont modifiées au cours de la période étudiée.

3.2.2. La baisse des anticipations d'inflation valide en partie ce mouvement

Une première étape à consister à tester l'introduction d'autres déterminants théoriques de l'inflation dans le secteur manufacturier : le taux de salaire (horaire ou par tête) ; le coût salarial d'exploitation (horaire ou par tête) ; enfin le coût salarial unitaire. L'introduction d'une variable de salaire est ici *ad hoc* compte tenu du cadre théorique proposé. En effet, cette variable est déjà captée par les anticipations.

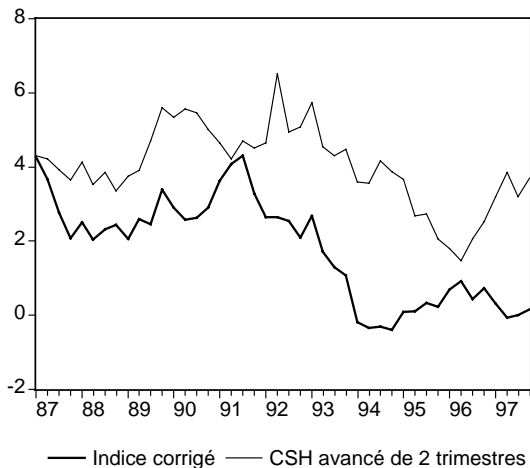
Les variables de taux de salaire ou de coût salarial ont un pouvoir explicatif important pour la dynamique de long terme de l'inflation (équation en niveau). Introduit avec un retard de deux trimestres, le taux de croissance en glissement annuel du coût salarial d'exploitation horaire est significatif. Il rend non significatif la variable indicatrice sur la période 1995-98, sans modifier sensiblement le coefficient du taux d'utilisation des capacités de production. Comment interpréter cet effet ? La forte baisse de l'inflation observée de 1992 à 1994 est intégralement prise en compte par le repli du TUC. Les salaires ont poursuivi leur dégrèvement jusqu'à l'été 1995 (date du relèvement du SMIC, cf. graphique 5). Cette baisse neutralise la remontée du taux d'utilisation des capacités de production observée à partir de 1994 et ce qui rend inutile la présence de la variable indicatrice. Toutefois, comme le montre le graphique 6, l'équation a tendance à surestimer légèrement le glissement annuel des prix en 1997. En effet, les taux d'utilisation se sont stabilisés alors que le taux de croissance des salaires est passé de 1,5% à 3%. Toutefois, la série de cotisations sociales employeurs utilisée provient des comptes trimestriels et ne prend donc pas en compte les allègements de cotisations sociales employeurs. Comme le dispositif monte en puissance depuis 1993, le coût salarial employeur devrait être plus bas que celui que nous avons utilisé. En définitive, cette variable permet essentiellement

d'expliquer pourquoi les prix ne se sont pas redressés dans la même proportion que le TUC en 1994. La représentation à correction d'erreur, estimée de 87T1 à 97T4, s'écrit (**Modèle 3**) :

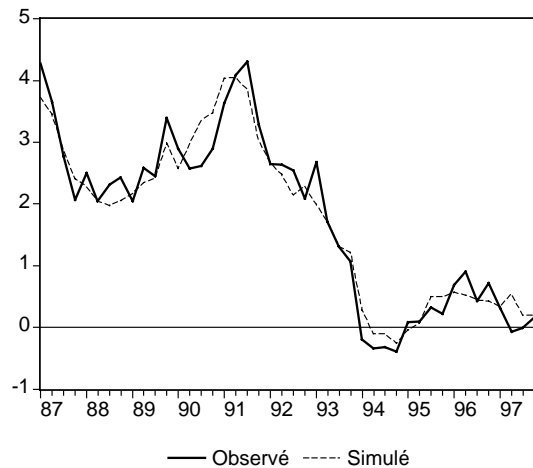
$$\Delta \Delta_4 P_{m,t} = -8,432 - 0,255 \left(\Delta_4 P_{m,t-1} - 0,381 TUC_{m,t-5} - 0,553 \Delta_4 csh_{m,t-3} \right) \\ + 0,316 \Delta TUC_{m,t-4} - 0,770 dum901_911 + \hat{\varepsilon}_t \\ (3,33) \quad (4,07) \quad (4,32) \quad (2,44) \\ (4,67) \quad (2,99) \\ \bar{R}^2 = 0,484, \text{ see} = 0,351, \text{ LM}(4) = 2,868 (0,04), \text{ ARCH}(4) = 0,968 (0,44), \\ \text{JB} = 0,429 (0,89).$$

L'élasticité des prix aux salaires est très nettement inférieure à 1, ce qui rend difficile l'interprétation en termes d'équation structurelle de prix.

Graphique 5
Prix et taux de salaire horaire
(glissement annuel)



Graphique 6
Simulation dynamique du modèle 3
(glissement annuel)



Une deuxième optique consiste à estimer directement la variable d'anticipation. Comme cette variable n'est pas observable, il est naturel de recourir au filtre de Kalman. Par exemple, Bomfim et Brayton (1998) extraient les anticipations d'inflation des ménages américains en utilisant cette méthodologie et prennent la fonction de réaction comme équation de référence. Laxton *et alii* (1998) estiment par cette même méthode l'*output gap* à l'aide d'une courbe de Phillips non linéaire mais se donnent les anticipations d'inflation. Le modèle testé est très simple et s'écrit de la façon suivante :

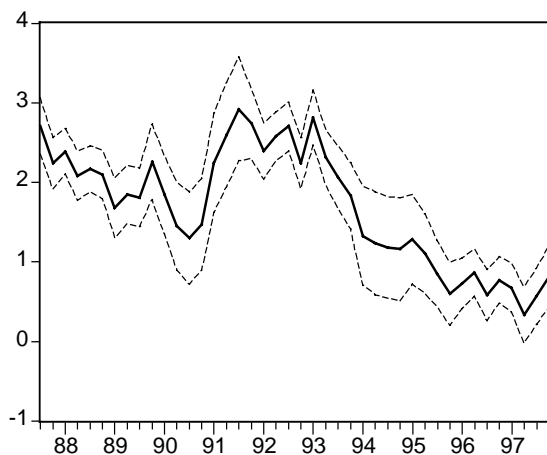
$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \eta_t \\ \pi_t = \pi_t^e + 0,30(TUC_{m,t-4} - \overline{TUC_m}) + \varepsilon_t \\ (4,30)$$

avec $\sigma_\eta^2 = 0,009$ et $\sigma_\varepsilon^2 = 0,004$.
(1,77) (1,13)

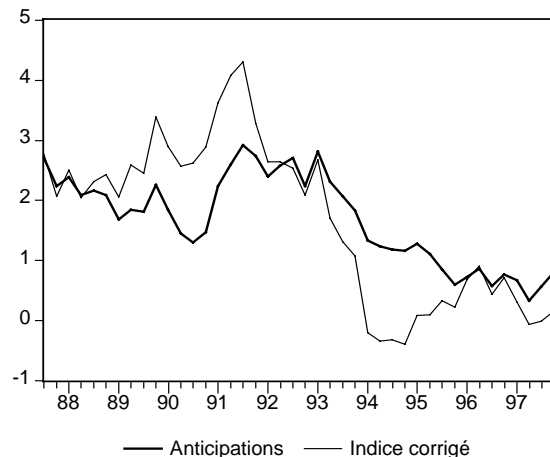
Les graphiques 7 et 8 montrent les anticipations d'inflation de la courbe de Phillips ainsi que l'intervalle de confiance de la variable anticipée. Cet intervalle a été calculé par simulation de

Monte-Carlo (cf. Hamilton, 1986 et 1994). La baisse des anticipations à partir de 1995 apparaît bien significative. On observe aussi une déconnexion entre les anticipations d'inflation et l'inflation effective au début des années quatre-vingt-dix et, plus sensiblement, entre 1994 et 1996. En période de hausse des prix, les anticipations augmentent moins que l'inflation observée alors qu'en période de décrue de l'inflation les anticipations demeurent supérieures à l'inflation observée. Toutefois, les anticipations d'inflation apparaissent assez volatiles. Cette volatilité s'explique par le fait que la variance de l'équation d'état est deux fois plus forte que l'équation de mesure¹³. En effet, comme aucun terme retardé de l'inflation n'est introduit dans la courbe de Phillips, les chocs sont principalement absorbés par la constante (qui varie au cours du temps). Economiquement, cela n'apparaît pas choquant dans la mesure où les anticipations d'inflation des agents peuvent varier assez brutalement. De plus, la série apparaît moins volatile que la série d'inflation observée. Ces constatations justifient l'introduction d'une variable indicatrice.

Graphique 7
Anticipations d'inflation
(intervalle à 90%)



Graphique 8
Anticipations et inflation
(glissement annuel)



3.2.3. La prise en compte des autres déterminants

Le modèle théorique que nous avons développé ne prend pas en compte les effets du taux de change sur l'inflation. En ce sens, l'indice des prix que nous avons modélisé jusque-là s'apparenterait au déflateur du PIB. Pour que l'équation décrive complètement l'indice des prix de détail, il faut ajouter le prix des importations. Il y a deux effets de transit du taux de change : un effet direct car il y a un contenu direct en importation de la consommation et un contenu indirect qui transite par les consommations intermédiaires. En France, le contenu direct pour les biens finaux est de 10% et du même ordre de grandeur pour le contenu indirect. Pour les seuls produits manufacturés, le contenu total en produits importés est de 10%. On peut donc légitimement s'attendre à un coefficient de proche de 0,1 dans l'équation de long terme.

¹³ Comme la valeur zéro constitue une borne de l'espace admissible des paramètres, la statistique de Student suit un mélange de deux khi-deux ($\frac{1}{2}(\chi_0^2 + \chi_1^2)$). Elle est alors associée à un niveau de test deux fois plus grand que son niveau usuel (cf. Harvey, 1989). Par exemple, une valeur de la statistique de Student de 1,6 doit être comparée, non pas à un seuil de 10%, mais à un seuil de 5%. Dans notre application, les variances des équations de mesure et d'état sont donc significatives respectivement à 13% et 4%.

Les prix d'importation, mesurés par le déflateur des importations des produits manufacturés¹⁴, n'apparaissent pas comme une variable significative dans le modèle 3 tant à long terme qu'à court terme. On pourrait cependant objecter que le déflateur du prix des importations n'est pas construit de la même façon que l'indice des prix. En effet, le premier est un indice de Paasche alors que le second un indice de Laspeyres chaîné. Or, sur le passé récent, l'évolution du déflateur des prix à la consommation dans le secteur manufacturier calculé par la comptabilité nationale a été parfois sensiblement différente de celle de l'indice des prix à la consommation des produits manufacturés du secteur privé. Nous avons donc testé les mêmes équations en prenant non pas les prix à la consommation mais le déflateur de la consommation en produits manufacturés issu des comptes trimestriels. Les résultats sont identiques : le prix des importations n'est jamais significatif. Nous avons aussi testé l'introduction d'un taux de change effectif nominal dans l'équation. Là encore sans succès.

Ce résultat peut sembler contre-intuitif. Il a aussi été mis en évidence sur données américaines. Par exemple, Tootell (1998) introduit les prix d'importation hors énergie et les prix de l'énergie dans une courbe de Phillips standard. Il montre que seuls les seconds ont un effet significatif sur l'inflation. Il explique ce résultat par le fait que, compte tenu de la volatilité des prix d'importation hors énergie, seules de fortes variations affectent l'inflation. Ces variations sont significatives lorsqu'elles dépassent plus ou moins un écart-type autour de la moyenne. En fait, seules les variations significatives à la hausse ont un impact sur l'inflation américaine. En définitive, selon Tootell, les fortes baisses des prix d'importation hors énergie observées aux Etats-Unis ne semblent pas avoir affecté l'inflation. Le graphique 9 donne un élément d'explication. Il montre que les évolutions du TUC et d'un lissage sur deux ans des prix d'importation coïncident. Les importateurs fixeraient donc leurs marges en fonction des prix pratiqués par les producteurs nationaux et donc de l'activité française. Une interprétation alternative consiste à supposer l'existence d'un cycle commun entre la France et ses principaux partenaires, ce qui expliquerait les fluctuations conjointes des TUC domestiques et étrangers avec le prix des importations.

Pour mesurer plus précisément le rôle des prix d'importation sur la dynamique des prix des produits manufacturés, nous avons, de façon *ad hoc*, ajouté le taux de croissance lissé des prix d'importation dans le long terme du modèle 3 avec un coefficient de 0,1 (représentant le poids des importations en produits manufacturés dans la consommation en produits manufacturés français). La représentation à correction d'erreur, estimée de 87T1 à 97T4, s'écrit (**Modèle 4**) :

$$\Delta_4 p_{m,t} = -8,566 - 0,251 \left(\Delta_4 p_{m,t-1} - 0,374 TUC_{m,t-5} - 0,6120 \Delta_4 csh_{m,t-3} - 0,1 \Delta_4 p_{imp_{m,t-1}} \right) + 0,299 \Delta TUC_{mt-4} - 0,770 dum901_911 + \hat{\varepsilon}_t$$

(3,47) (4,29) (4,41) (2,89) (-) (4,48) (3,06)

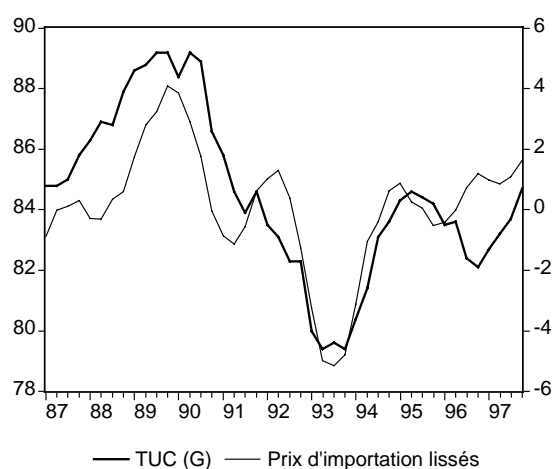
$$\bar{R}^2 = 0,500, \text{ see} = 0,346, \text{ LM}(4) = 3,221 (0,02), \text{ ARCH}(4) = 0,564 (0,69),$$

$$\text{JB} = 2,760 (0,71).$$

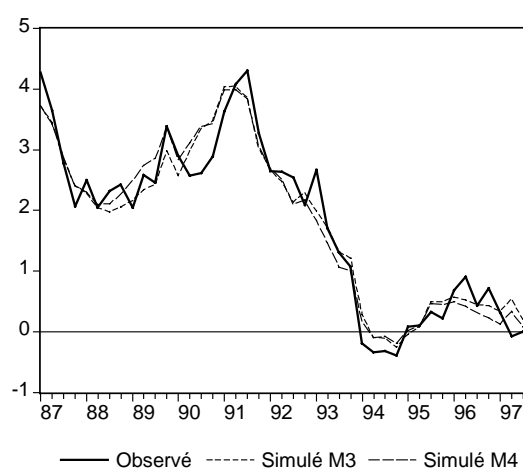
La simulation dynamique est très peu différente de celle du modèle 3 (cf. graphique 10).

¹⁴ En toute rigueur, nous avons utilisé le déflateur des importations en biens de consommation manufacturés, c'est-à-dire exclu les biens intermédiaires et une partie du poste « automobile et matériel de transport terrestre ». Toutefois, la restriction aux seuls biens de consommation ne modifie pas les résultats.

Graphique 9
TUC et prix d'importation
(secteur manufacturier, glissement annuel)



Graphique 10
Simulations dynamiques (modèles 3 et 4)
(glissement annuel)



3.3. Les services

La modélisation de la forme réduite ne donnant pas de résultat satisfaisant, nous avons retenu comme variable explicative additionnelle le taux de salaire horaire majoré du taux de cotisation sociale employeur, soit en fait le coût du travail dans le secteur des services (graphique 11). L'introduction de cette variable a une interprétation intuitive. En effet, on peut s'attendre à un impact sensible des coûts salariaux dans les secteurs où la masse salariale représente une part prépondérante des coûts de production et où les producteurs sont en position de faiseurs de prix. L'introduction d'une telle variable n'est justifiée que si l'on considère cette équation comme une partie d'un modèle structurel. L'introduction des salaires semble plus naturelle dans le secteur des services que dans le secteur manufacturier : le marché étant dans le premier cas essentiellement local, les entreprises sont plus à même de répercuter un choc salarial sur le prix de vente. En revanche, ces marges de manœuvre sont plus réduites dans le secteur manufacturé, soumis à une concurrence internationale. Une telle constatation a, par exemple, été vérifiée sur données américaines (Brauer, 1997). Toutefois, il faut noter que sur données françaises, nous n'avons pas pu mettre en évidence l'influence du prix des importations qui attesterait un comportement de preneur de prix (voir *supra*).

Les résultats économétriques valident en partie cette intuition. En effet, comme le montre le graphique 11, le glissement annuel des prix des services ($\Delta_4 p_{s,t}$) est corrélé avec le glissement annuel lissé (sur deux ans) du coût salarial par tête dans les services ($\Delta_4 csh_s$). A long terme, l'équation retenue intègre cette variable. L'ajout du taux d'utilisation dans le secteur manufacturier améliore l'équation sans pour autant remettre en cause la présence des salaires¹⁵. La représentation à correction d'erreur, estimée de 88T1 à 98T1, s'écrit¹⁶ :

¹⁵ Nous utilisons cette variable comme proxy du TUC dans les services.

¹⁶ L'introduction de la variable indicatrice *dum881* est justifiée par le fait que l'indice a cru fortement au premier trimestre 1987 (conséquence de la libéralisation des prix dans ce secteur tel que les coiffeurs, cafés, réparations...) et, par effet de base, a diminué sensiblement au premier trimestre 1998.

$$\Delta\Delta_4 p_{s,t} = -4,413 - 0,119 \left(\Delta_4 p_{s,t-1} - 0,42 \text{OTUC}_{m,t-5} - 1,299 \Delta_4 \text{csh}_{s,t-5} \right) - 1,534 \text{dum881} + \hat{\varepsilon}_t$$

(3,31) (2,26) (3,62) (3,50) (7,80)

$$\bar{R}^2 = 0,698, \text{ see} = 0,163, \text{ LM}(4) = 0,965 (0,44), \text{ ARCH}(4) = 0,641 (0,64),$$

$$\text{JB} = 1,541 (0,46).$$

La simulation dynamique depuis 1988 est satisfaisante, comme le montre le graphique 12. Toutefois, on remarque que l'élasticité des prix aux salaires est supérieure à un. Nous avons donc contraint cette élasticité à l'unité, ce qui donne le modèle à correction d'erreur suivant, estimé de 88T1 à 98T1 :

$$\Delta\Delta_4 p_{s,t} = -4,027 - 0,098 \left(\Delta_4 p_{s,t-1} - 0,481 \text{TUC}_{m,t-5} - 1,0 \Delta_4 \text{csh}_{s,t-5} \right) - 1,463 \text{dum881} + \hat{\varepsilon}_t$$

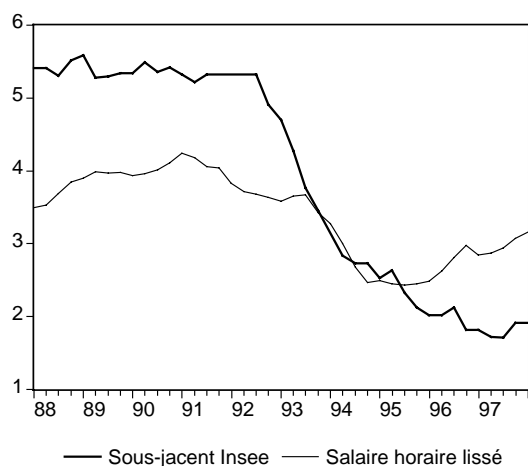
(3,23) (2,31) (3,78) (-) (8,79)

$$\bar{R}^2 = 0,702, \text{ see} = 0,162, \text{ LM}(4) = 0,976 (0,43), \text{ ARCH}(4) = 0,599 (0,67),$$

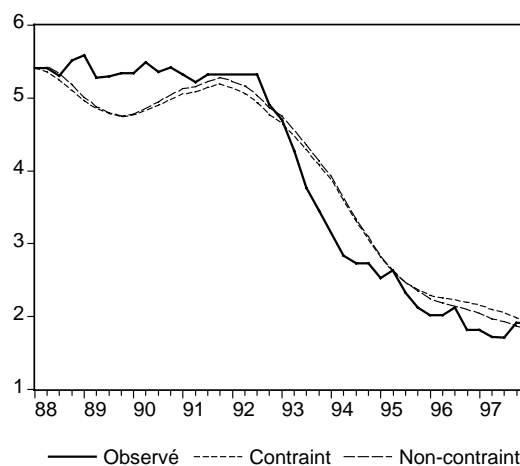
$$\text{JB} = 1,509 (0,47).$$

La simulation dynamique de ce modèle donne une prévision à un trimestre très proche du précédent (cf. graphique 12).

Graphique 11
Prix et salaires des services du secteur privé
(glissement annuel)



Graphique 12
Simulations dynamiques
(avec coefficient du salaire contraint ou non)



3.4. L'agro-alimentaire

L'inconvénient de retirer les composantes les plus volatiles est que l'indice corrigé ne couvre plus que 35% de l'indice des produits alimentaires hors tabac. Cet indice est bien corrélé avec le taux d'utilisation dans le secteur manufacturier avec un retard d'un an et avec celui des IAA avec un retard de deux trimestres (graphique 13). Comme pour le secteur manufacturier, cette équation peut aussi s'interpréter comme une forme réduite.

Estimée en fréquence trimestrielle de 87T3 à 98T1, l'équation retenue est la suivante :

$$\Delta\Delta_4 P_{f,t} = -7,101 - 0,217 \left(\Delta_4 P_{f,t-1} - 0,407 TUC_{m,t-6} \right) + 0,204 \Delta\Delta_4 P_{f,t-1}$$

$$+ 0,100 \Delta TUC_{m,t-4} + 0,100 \Delta TUC_{m,t-5} + 0,483 dum894_901 + 0,590 dum971_981$$

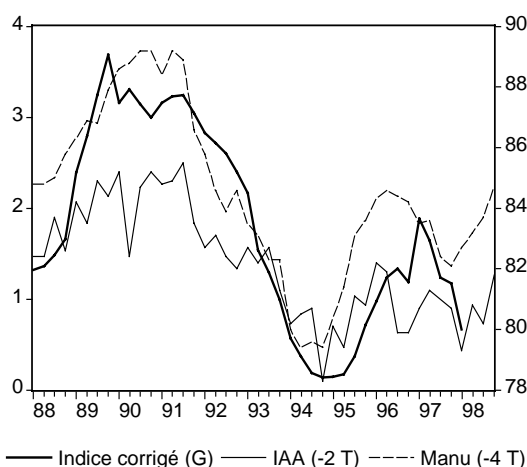
$$\bar{R}^2 = 0,613, \text{ see} = 0,195, \text{ LM}(4) = 0,662 (0,63), \text{ ARCH}(4) = 0,884 (0,48),$$

$$\text{JB} = 3,132 (0,21)$$

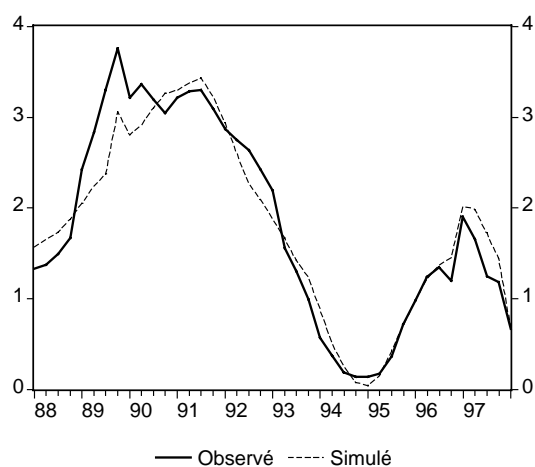
où la variable indicatrice *dum971_981* vaut 1 en 97T1, -1 en 98T1 et 0 sinon. Celle-ci est justifiée par un choc sur l'indice corrigé au premier trimestre 1997 (dû, selon l'Insee, à de nouvelles règles de facturation dans le secteur de la distribution), ce qui entraîne un effet de base sur le glissement annuel que l'on retrouve au premier trimestre 1998.

La structure de l'équation est identique à celle du secteur manufacturier avec les mêmes variables explicatives (le TUC) que pour l'industrie. La simulation dynamique est assez convaincante (graphique 14).

Graphique 13
Indice corrigé et TUC
(glissement annuel et niveau)



Graphique 14
Simulation dynamique de l'indice corrigé
(glissement annuel)



4. La modélisation des autres produits

Les produits pétroliers et les produits sensibles de l'alimentation représentent une part non-négligeable de l'indice des prix à la consommation (18%). Mais surtout, ils expliquent la plus grande partie de la volatilité de l'inflation et, à ce titre, jouent un rôle prépondérant pour la prévision. Chacune de ces deux composantes à ses spécificités : fiscalité indirecte pour les produits pétroliers et saisonnalité marquée pour les produits dits sensibles. S'agissant de l'énergie, une fois corrigé de la fiscalité indirecte (TVA et TIPP), l'indice des prix ne dépend que du prix du baril de Brent exprimé en francs alors que pour les produits sensibles et

notamment les produits frais, de simples indicatrices saisonnières apparaissent, dans un premier temps, satisfaisantes.

4.1. Les produits pétroliers

Le sous-indice « produits pétroliers » constitue la part la plus importante de la composante « énergie » de l'IPC et la plus fluctuante. Ses mouvements s'expliquent par deux facteurs : les prix du pétrole et la fiscalité. Nous nous attachons ici au second facteur. La fiscalité des produits pétroliers est particulière et non négligeable. Nous en rappelons ici les grands principes. La taxe intérieure sur les produits pétroliers (TIPP) ainsi que d'autres taxes mineures s'ajoutent au prix sortie de raffinerie. L'ensemble de ces taxes est appelé accises. Elles correspondent à un montant fixe par unité de produit vendu. Contrairement à la TVA par exemple, elles sont indépendantes des fluctuations du prix unitaire. Ensuite, le prix après raffinage majoré des accises est soumis à la TVA. La formule suivante récapitule le prix final de vente à la pompe d'un litre de carburant :

$$P_{ttc} = (P_{raffineur} + TIPP)(1 + r_{tva}). \quad (7)$$

L'ensemble de la fiscalité est une donnée exogène et fixée par la Loi de Finances (connue fin septembre) et, s'il y a lieu, par les Collectifs budgétaires (cf. les augmentations de l'été 1993).

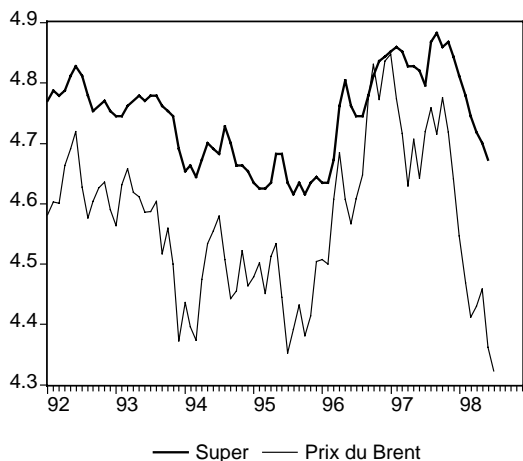
La France importe la totalité de son pétrole. Intuitivement, le prix à la sortie de la raffinerie dépend des prix du pétrole exprimés en francs et de la marge des raffineurs comme le montrent les graphiques 15 à 19¹⁷. On observe notamment que les raffineurs n'ont pas répercuté complètement la hausse des prix du Brent (exprimé en francs) dans les prix hors taxes de 1995 à 1996. Leur marge a donc diminué. En revanche, depuis la mi-1997, c'est le phénomène inverse qui s'est produit. Le service des hydrocarbures du Ministère de l'industrie fournit chaque mois le prix à la pompe du super, du super sans plomb, du gazole et du fioul¹⁸. Mais, il publie également les prix raffineurs de ces produits énergétiques. Par ailleurs, nous pouvons aussi recalculer la TIPP et les autres accises inhérentes à chacun de ces produits. Le graphique 19 montre l'indice du prix des produits pétroliers recalculé à l'aide des quatre équations simulées dynamiquement.

Graphique 15
Prix du super (hors taxes)
(logarithme)

Graphique 16
Prix du super sans plomb (hors taxes)
(logarithme)

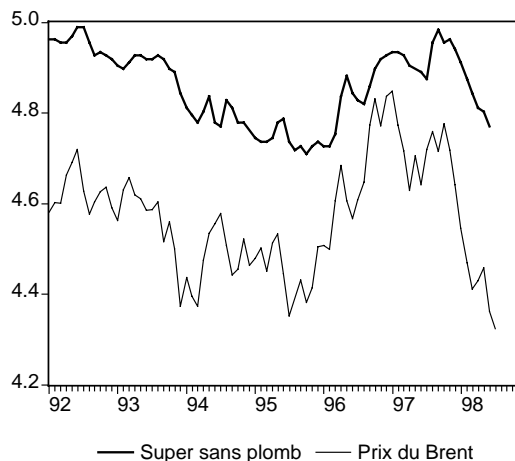
¹⁷ Les équations sont présentées dans l'Annexe 3.

¹⁸ Les données sont accessibles par Internet ou sur 3614 PETROLINFO avec un mois d'avance sur la publication de l'indice des prix.



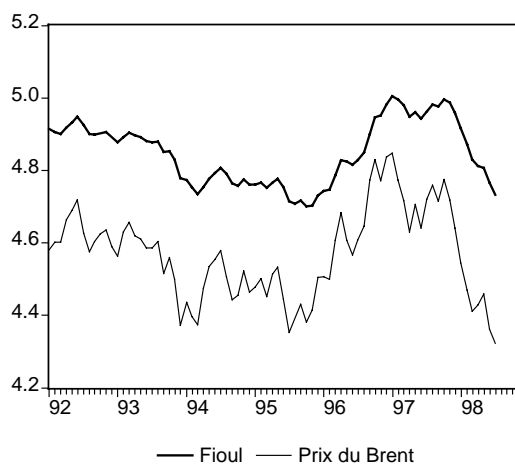
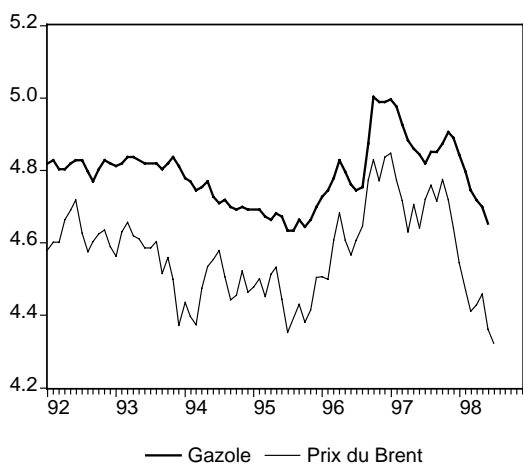
Graphique 17

Prix du gazole (hors taxes) (logarithme)



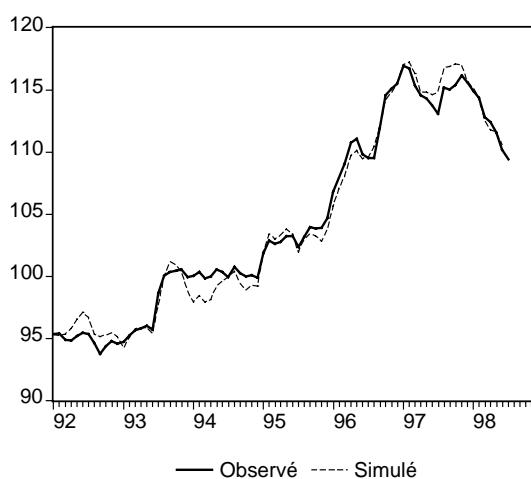
Graphique 18

Prix du fioul (hors taxes) (logarithme)



Graphique 19

Simulation dynamique
du prix des produits pétroliers (niveau)



4.2. Les produits sensibles de l'alimentation

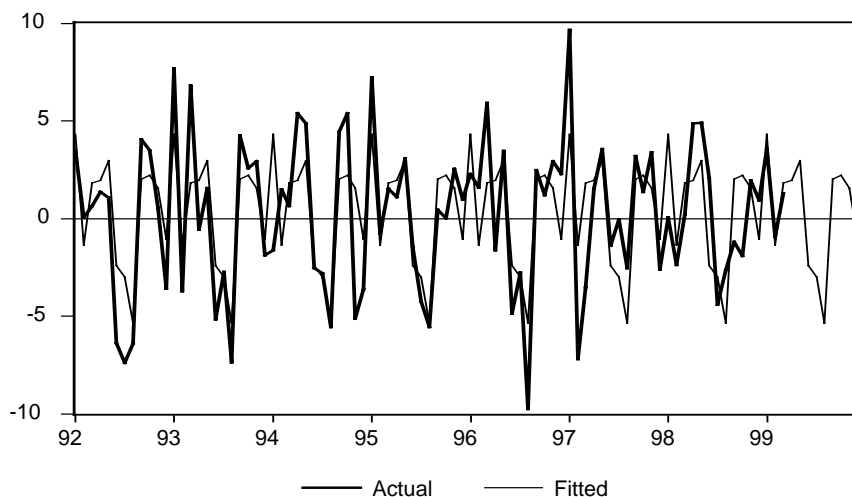
Ce poste regroupe quatre grandes composantes : les produits frais, la viande, le thé, cacao et chocolat, les produits laitiers, oeufs et fromages et enfin les vins et spiritueux. Le prix de la composante « thé, cacao et chocolat » est modélisé en utilisant le prix des importations de ces matières premières (disponible en fréquence mensuelle). Le prix des produits frais ainsi que celui des produits laitiers le fromage et les oeufs présentent une saisonnalité très marquée. Ils ne sont modélisés qu'en utilisant des indicatrices saisonnières dont le pouvoir explicatif semble satisfaisant. Compte tenu d'un taux de croissance nul depuis 1992, leurs mouvements s'expliquent uniquement par des aléas (en dehors de la saisonnalité dont les coefficients apparaissent stables) tels que la météo (gel, ...). Les glissements annuels peuvent alors avoir un profil heurté (fortes hausses suivies de fortes baisses) qui s'expliquent par les chocs passés. L'équation suivante donne un exemple pour les produits frais (l'équation est estimée de 91M1 à 97M12) :

$$\Delta p_{ff,t} = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i dm_{i,t} + \varepsilon_t \text{ where } dm_i \text{ est l'indicatrice saisonnière du mois } i$$

$$\bar{R}^2 = 0,55, \text{ see} = 2,90, \text{ DW} = 2,04.$$

Le graphique 20 montre une simulation de l'équation précédente qui est assez convaincante. Lorsque la prévision est mise en œuvre, le glissement annuel de l'indice peut avoir un profil assez heurté si les valeurs historiques ont été affectées par un choc autre que saisonnier (températures par exemple).

Graphique 20
Produits frais (Taux de croissance mensuel)



4.3. Les autres produits

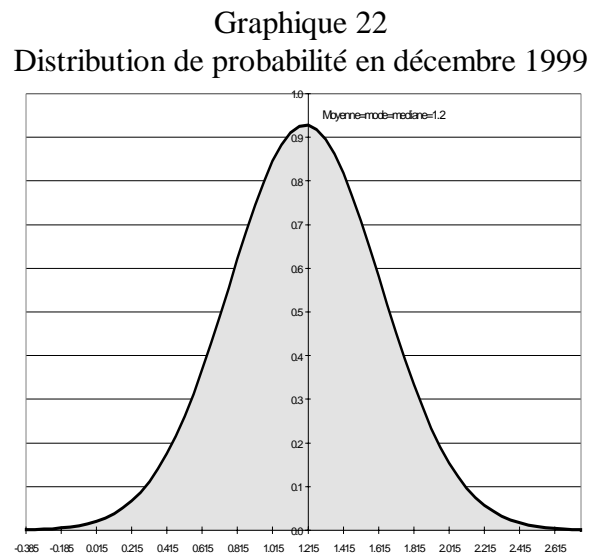
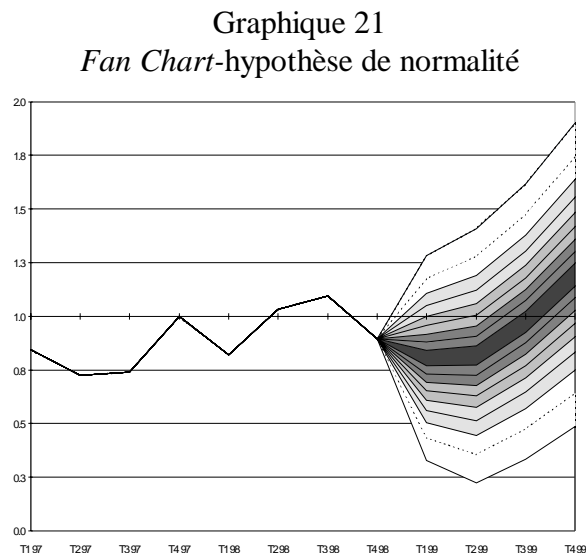
La prévision des autres produits relève du jugement d'expert. Par exemple, le tabac est assez facile à prévoir car ses augmentations sont à la discrétion du gouvernement (cf. graphique A1.6 de l'Annexe 1). Les augmentations ont lieu généralement en janvier de chaque année mais sont annoncées en septembre lors de la présentation du projet de Loi de Finances ou parfois lors de collectif budgétaire comme à l'été 1995.

5. Les intervalles de confiance et la distribution de la prévision

Il nous a paru souhaitable d'associer un intervalle de confiance à la prévision. Ces intervalles peuvent être calculés de plusieurs manières. Nous considérons ici trois cas : la méthode fondée sur une simulation dynamique en échantillon, le *bootstrap* et une optique plus subjective, introduisant une distribution *a priori* de la prévision permettant de prendre en compte explicitement la notion de risque.

5.1. Les simulations dynamiques en échantillon

Premièrement, l'intervalle de confiance peut être calculé à partir des erreurs réalisées dans le cadre d'une simulation dynamique en échantillon. On mesure ainsi l'erreur directement liée à l'utilisation des équations à des fins de prévision. L'intervalle usuellement représenté de plus ou moins deux écarts-types correspond, sous l'hypothèse de normalité des erreurs, à un intervalle dans lequel la prévision a une probabilité de 95% de se trouver. Le graphique 21 donne l'exemple de la prévision du mois d'avril 1999. Nous avons ajouté neuf intervalles de confiance autour de cette prévision moyenne, couvrant de 10% à 90% de la distribution de probabilité. On remarque que cet intervalle s'élargit légèrement avec l'horizon de prévision. Par ailleurs, comme les résidus suivent une loi normale dont on connaît les paramètres, on peut aussi facilement décrire la densité de probabilité (graphique 22).



Abscisse = inflation modélisée

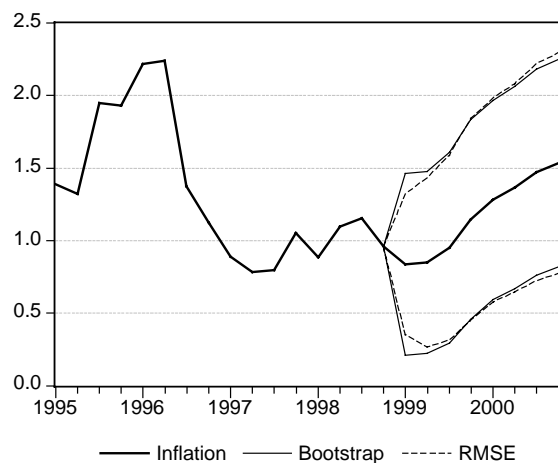
5.2. Le *bootstrap*

Deuxièmement, on peut recourir au *bootstrap*. Contrairement à la précédente, cette méthode ne postule pas *a priori* la loi des erreurs. Elle est mise en œuvre de la façon suivante. Une fois l'équation estimée (on appellera cette équation l'équation de référence), on dispose des T résidus de la période d'estimation. On réordonne ces T résidus en tirant dans une loi uniforme, on recalcule avec l'aide de l'équation de référence une nouvelle série d'inflation. Ensuite on réestime l'équation (avec les mêmes spécifications que l'équation de référence) à l'aide de cette nouvelle série d'inflation et on fait une prévision d'un à huit trimestres. Cette opération est répétée N fois. On dispose alors de N séries de prévision d'un à huit trimestres, c'est-à-dire d'une distribution complète pour chaque trimestre de la prévision. On en déduit alors un intervalle de confiance. Le graphique 23 indique que les intervalles de confiance obtenus à partir de la racine carrée des erreurs de prévision (RMSE) et du *bootstrap* sont très proches.

La densité de la prévision associée aux deux méthodes exposées précédemment repose uniquement sur le traitement des erreurs passées. Dans le cas des RMSE, la loi est par construction symétrique. Dans le cas du *bootstrap*, l'asymétrie est possible. Toutefois, comme dans notre exemple les résidus des équations sont normaux, la loi issue du processus de rééchantillonnage a peu de chance d'être asymétrique. Enfin, on remarque que l'intervalle de confiance s'élargit assez rapidement (deux trimestres) puis se stabilise alors que l'on s'attend plutôt à ce que l'incertitude s'accroisse régulièrement avec l'horizon. Ceci provient du fait que l'aléa sur les variables exogènes n'est pas pris en compte. Dans ce cas, comme les équations s'apparentent à un modèle autorégressif stationnaire, l'erreur de prévision à k trimestres tend vers une constante. Enfin, les écarts-types sont issus d'une simulation en échantillon. Compte tenu du nombre restreint d'observations, il n'a pas été possible de réaliser cet exercice en dehors de la période d'estimation. Une évaluation hors échantillon conduirait vraisemblablement à un intervalle de prévision s'ouvrant progressivement dans le temps.

Graphique 23

Intervalle de confiance à 90%
Écarts-types calculés par RMSE et *bootstrap*



5.3. L'approche « subjective »

5.3.1. La densité de probabilité pour un trimestre donné

Cette méthode, initialement proposée par la Banque d'Angleterre (Britton, Fisher et Whitley, 1997), se distingue des deux approches précédentes. En effet, elle permet de rendre compte de l'asymétrie des risques entourant un scénario. Pour cela, elle spécifie *a priori* une densité non-normale de probabilité sous-jacente à la prévision¹⁹. Il s'agit d'une loi normale à deux morceaux²⁰. Concrètement, cela revient à utiliser de part et d'autre du mode deux lois normales de moyenne identique mais d'écarts-types différents (cf. annexe 4). Elle est complètement définie par trois paramètres : le mode (en l'occurrence la moyenne des deux lois normales d'origine) et les deux écarts-types. L'intérêt principal de cette loi est que, tout en étant caractérisée par un petit nombre de paramètres (trois), elle a pour propriété d'être asymétrique.

5.3.2. L'introduction d'asymétrie et d'incertitude dans la prévision

¹⁹ Cette optique est voisine de l'approche bayésienne.

²⁰ La Banque d'Angleterre n'utilise pas exactement la loi présentée dans l'encadré. Toutefois, une transformation simple permet de s'y ramener (cf. Wallis, 1999).

Il reste maintenant à déterminer chacun des paramètres. Le mode, c'est-à-dire le scénario d'inflation le plus probable, se définit comme la prévision centrale. On peut facilement disposer de la variance de la loi. Elle peut se calculer soit en simulant un modèle soit, plus simplement, par la RMSE des erreurs de prévision passées²¹. L'évaluation de l'écart entre mode et moyenne est relativement plus complexe. Ce paramètre traduit l'asymétrie des risques et joue un rôle central dans le processus d'élaboration de la prévision. Ce calcul fait appel à des jugements d'experts mais nécessite aussi l'utilisation de modèles économiques (Britton, Cunningham et Whitley, 1997). Le tableau 2, dont la construction est détaillée dans l'annexe 5, donne un exemple de cette évaluation pour le mois d'avril 1999. Pour résumer, l'écart entre la moyenne et le mode est la somme des effets sur l'inflation de chocs sur différentes variables, pondérés par leur probabilité d'occurrence et leur ampleur plausible.

Tableau 2 : Détermination de l'écart entre moyenne et médiane à quatre trimestres

	Risque « haut » (en%) (1)	Risque « bas » (en%) (2)	Balance des risques (en%) (3)=(1)-(2)	Impact d'un choc d'un écart-type (4)	Coefficient d'incertitude (5)	Effet attendu sur l'inflation (1999T4) (6)=(3)x(4)x(5)
TUC	25	75	-50	0,20	1,10	-0,11
Salaire	40	60	-20	0,38	1,00	-0,08
Prix	40	60	-20	0,34	1,25	-0,08
Effet total (moyenne-mode) :						-0,27

Disposant de la variance empirique et de la différence entre le mode et la moyenne, la méthode des moments permet de déterminer σ_1 et σ_2 en utilisant les deux relations suivantes qui donnent les deux premiers moments de la loi normale à deux morceaux :

$$E(X) = \mu + \sqrt{2/\pi}(\sigma_2 - \sigma_1)$$

$$V(X) = \left(1 - \frac{2}{\pi}\right)(\sigma_2 - \sigma_1)^2 + \sigma_1\sigma_2. \quad (8)$$

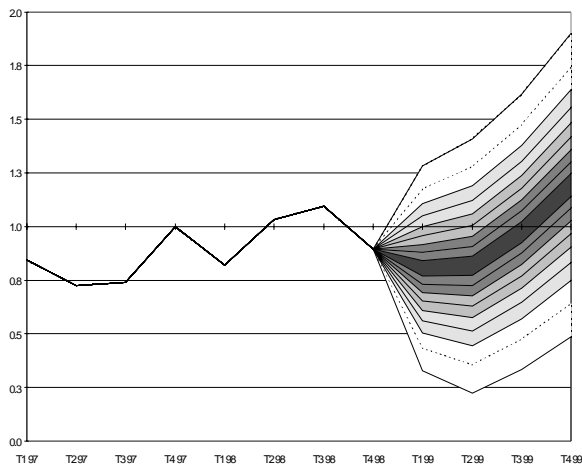
5.3.3. Le fan chart et le choix du scénario central

Une fois l'ensemble des paramètres trouvés, on peut facilement calculer les intervalles de confiance associés à une prévision donnée. Le choix du scénario central revêt une importance particulière, car ces intervalles peuvent être centrés soit sur le mode, soit sur la médiane. Dans le premier cas, on procède de la façon suivante. De part et d'autre du mode, deux points d'égale probabilité sont choisis de telle sorte que 10% de la distribution soient couverts. Puis, deux autres points de même probabilité sont de nouveau choisis de telle sorte que, maintenant, 20% de la distribution soient couverts. On procède ainsi jusqu'à ce que 90% de la distribution soient couverts. Chacune de ces plages est ensuite coloriée de façon très foncée pour la bande la plus étroite à très claire pour la bande la plus large. Pour cette représentation de la densité, le mode est toujours dans la bande la plus foncée mais pas forcément la médiane ou la moyenne et ce avec d'autant plus de chance que la distribution est asymétrique. Un exemple de ce graphique est donné à titre illustratif sur les prévisions d'avril 1999, en utilisant l'écart mode-moyenne déduit du tableau 2 (graphique 24). L'asymétrie vers le bas de la distribution est manifeste lorsque l'on compare les graphiques 21 et 24.

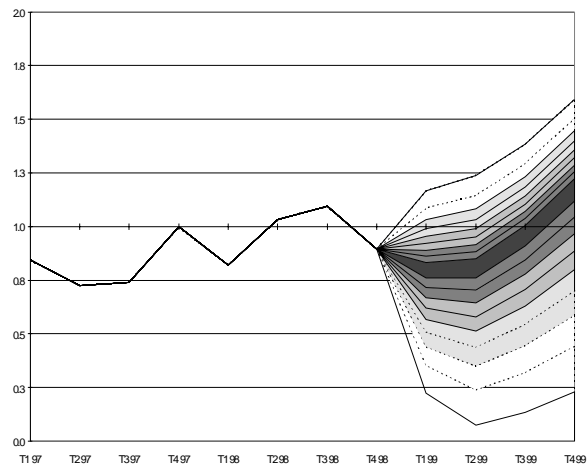
²¹ Par exemple, la Banque d'Angleterre dispose de cette série depuis 1985.

Toutefois, une telle présentation présente un certain nombre d'inconvénients. (Wallis, 1999). Tout d'abord, la notion d'intervalle de confiance n'est pas celle traditionnellement adoptée. Lorsqu'un intervalle couvrant 90% de la distribution est présenté, on pense usuellement que sont exclus 5% de la distribution à droite et 5% à gauche. On a donc, à gauche et à droite de la densité la même probabilité de sortir de la fourchette. Or, dans la méthode précédente, ce n'est pas exactement le cas. Lorsque l'asymétrie est positive, l'inflation a une probabilité plus élevée de sortir de l'intervalle par le haut que par le bas. Ceci tient au fait que l'intervalle n'est pas calculé par rapport à la médiane mais par rapport au mode qui dans ce cas précis se trouve à gauche de la médiane. Wallis préconise donc de présenter un intervalle centré. Cet intervalle est plus large que le précédent et si le coefficient d'asymétrie est positif, alors il se trouve décalé vers le haut par rapport à l'intervalle précédent. Il en ressort donc une impression de hausse des prix un peu plus forte (à peu près le décalage entre la médiane et le mode).

Graphique 21 (pour mémoire)
Fan Chart-hypothèse de normalité
 Prévision d'inflation France - cas symétrique



Graphique 24
Fan chart- intervalles centrés sur le mode
 Prévision d'inflation France - cas asymétrique



L'effet de la différence de présentation est illustré dans le cas de notre prévision d'inflation pour la France, en comparant les graphiques 24 et 25. Rappelons que nous avons ici introduit une asymétrie vers le bas. Dans le graphique 25, la bande la plus grisée est centrée autour de la médiane : en fin de période cette bande inclut la valeur 1%. En revanche, dans le graphique 24 la même bande entoure le mode (plus élevé), et s'éloigne significativement de la valeur 1%, donnant l'impression d'une inflation plus forte. Ces résultats sont retranscrits dans le tableau 3, qui donne les intervalles de confiance calculés par les deux méthodes pour la prévision à l'horizon de 4 trimestres. Par exemple, pour un seuil de 10%, une présentation centrée sur le mode fournit l'intervalle [1,12%;1,22%]. L'inflation a 63,5% de chance d'être plus faible que la borne inférieure et 26,5% de chance d'excéder la borne supérieure. La présentation préconisée par Wallis (c'est-à-dire centrée sur la médiane) conduit à retenir l'intervalle de prévision [0,92%;1,03%] avec une probabilité identique pour l'inflation de sortir par le haut que par le bas (45% pour un seuil de 10%).

Tableau 3 : Intervalles de la prévision calculés selon deux méthodes

Horizon de la prévision : Décembre 1999

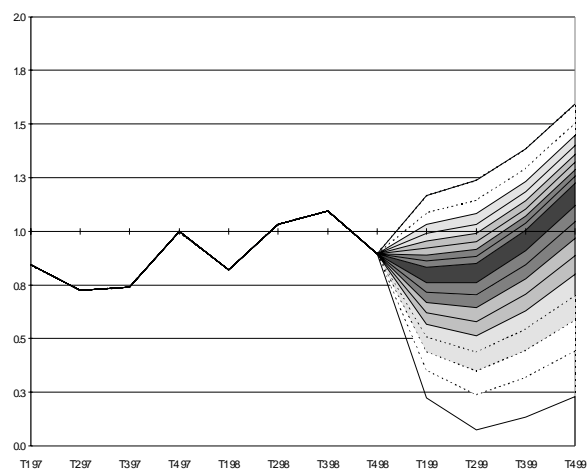
Seuil%	Centrée sur le mode				Centrée sur la médiane			
	% < B. inf.	Borne inf.	Borne sup.	% > B.sup.	% < B.inf.	Borne. inf.	Borne sup.	% > B.sup.
10	63,5	1,12	1,22	26,5	45	0,92	1,03	45
20	56,5	1,04	1,25	23,6	40	0,86	1,08	40
30	49,4	0,97	1,29	20,6	35	0,79	1,14	35
40	42,3	0,89	1,32	17,7	30	0,73	1,19	30
50	35,3	0,80	1,36	14,7	25	0,65	1,24	25
60	28,2	0,70	1,40	11,8	20	0,57	1,29	20
70	21,2	0,59	1,45	8,8	15	0,46	1,35	15
80	14,1	0,44	1,51	5,9	10	0,33	1,43	10
90	7,1	0,23	1,59	3,0	5	0,14	1,53	5

Les deux présentations correspondent à la même distribution sous-jacente et le choix entre les deux est, en partie, arbitraire. Cependant Wallis souligne que retenir comme scénario central le mode de la distribution, plutôt que la moyenne ou la médiane, est contestable sur le plan statistique. En effet cette démarche consiste à choisir comme scénario d'inflation le chiffre qui a le plus de chance de se réaliser et ce, quelle que soit la distribution. La fonction de perte implicite à cette prévision considère comme également mauvaises toutes les erreurs de prévision, quelle que soit leur ampleur²². Choisir la moyenne permet en revanche de minimiser la moyenne du carré de l'erreur de prévision. Wallis (1999) recommande de choisir la médiane, ce qui revient à minimiser la moyenne de l'erreur de prévision en valeur absolue.

²² Cette méthode revient en fait à avoir la distance la plus faible entre la borne haute et la borne basse de l'intervalle pour le seuil de probabilité choisi. Le tableau 2 illustre ce propos. La plage de valeurs couvertes par l'intervalle à 90% est de 1,36% pour l'intervalle centré sur le mode et de 1,39% pour l'intervalle centré sur la médiane.

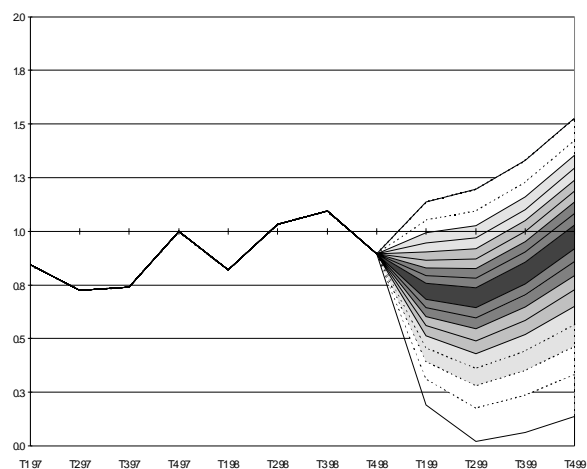
Graphique 24 (pour mémoire)

Fan chart - intervalles centrés sur le mode
Prévision d'inflation France - cas asymétrique



Graphique 25

Fan chart - intervalles centrés sur la médiane
Prévision d'inflation France - cas asymétrique



L'utilisation des *fan charts* présente certains attraits pour l'analyse conjoncturelle. Ils permettent de visualiser et de formaliser l'idée qu'autour d'une prévision donnée coexistent des risques à la hausse et à la baisse, qui ne s'équilibrent pas forcément. Plus généralement, il s'inscrit dans une démarche de prévision pragmatique, prenant en compte un ensemble d'indicateurs et de jugements d'experts. Toutefois, elle laisse ouverte le choix du scénario central, c'est-à-dire la fonction de perte associée à l'erreur de prévision.

6. Conclusion

En définitive, cette modélisation sectorielle de l'indice des prix présente plusieurs avantages. D'un point de vue pratique, les prévisions peuvent être réalisées dans un délai relativement court. Mais cet outil n'a pas vocation à se substituer à une prévision complète et bouclée réalisée à partir d'un modèle macro-économique, qui fournit les exogènes centrales tels que le TUC ou les salaires. D'un point de vue conjoncturel, une désagrégation assez fine permet d'isoler les chocs qui ont affecté ou peuvent potentiellement affecter certains sous-postes de l'indice.

Même si le recul pour faire un premier bilan n'est pas suffisant, les résultats obtenus au cours des trois premiers exercices de prévisions révèlent un certain nombre d'évolutions. Les équations relatives aux secteurs des IAA et des services ont un comportement satisfaisant. En revanche, pour les produits manufacturés les deux équations qui peuvent être utilisées ne retracent pas correctement les évolutions récentes. Elles ont tendance à sur-estimer la hausse des prix dans ce secteur, même si l'introduction de la rupture dans la constante a permis d'améliorer sensiblement les résultats.

Plusieurs extensions de ce travail sont envisagées. La recherche en cours se concentre sur l'utilisation des données d'enquête, l'estimation des composantes sectorielles s'appuyant sur des méthodes multivariées (VAR ou VAR bayésien) et l'estimation d'équations en fréquence mensuelle, ce qui nous permettrait de mener des tests de fiabilité des prévisions hors échantillon.

Références

Ball, L. (1990), « Credible Disinflation with Staggered Price Setting », *NBER Working Paper*, n°3555.

Ball, L. (1993), « What Determines the Sacrifice Ratio? », *NBER Working Paper*, n°4306.

Bank of England (1999), « *Inflation Report* », February 1999.

Bank of England (1999), « *Economic Models at the Bank of England* ».

Blanchard, O. (1983), « Price Asynchronisation and Price Level Inertia » in *Inflation, Debt and Indexation*, Dornbush, R., et M.H. Simonsoen (eds.), Cambridge, M.I.T Press, 3-24.

Blinder, A.S. (1982), « The Anatomy of Double Digit Inflation in the 1970's », in *Inflation*, R.E. Hall (ed.), Chicago University Press, 261-282.

Bomfim, A., et F. Brayton (1998), « Long-Run Inflation Expectations and Monetary Policy », papier présenté à la conférence de la BRI tenue à Bâle les 17-18 février 1998.

Brauer, D.A. (1997), « Do Rising Labor Costs Trigger Higher Inflation? », *Current Issues in Economic and Finance*, Federal Reserve Bank of New-York, 32.

Britton, E., A. Cunningham, et J. Whitley (1997), « Asymmetry, Risks and a Probability Distribution of Inflation », mimeo, Bank of England.

Britton, E., P. Fisher, et J. Whitley (1997), « The Inflation Report Projections: Understanding the Fan Chart », *Bank of England Quarterly Bulletin*, n°38.

Calvo, G.A. (1983), « Staggered Contract in a Utility-Maximising Framework », *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.

Cecchetti, S.G. (1995), « Inflation Indicators and Inflation Policy », *NBER Working Paper*, n°5161.

Debelle, G., et D. Laxton (1997), « Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States », *International Monetary Funds Staff Papers*, 44, 249-282.

Économie et Prévision (1998), « Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français », *Économie et Prévision*, n°134.

Fisher, P., et J. Whitley (1998), « Macroeconomic Models at the Bank of England », mimeo présenté à *The UK's Major Macroeconomic Modelling Conference 1998*, tenue à Londres les 8 et 9 janvier 1998.

Fuhrer, J.C., et R.G. Moore (1995), « Inflation Persistence », *Quarterly Journal of Economics* 110, 127-159.

Fuhrer, J.C. (1997), « The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 339-350.

Hamilton, J.D. (1986), « A Standard Error for the Estimated State Vector of a State Space Model », *Journal of Econometrics*, 33, 387-397.

Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Harvey, A.C. (1989), *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.

Laxton, D., Isard, P., Faruqee, H., Prasad, E. et B. Turtelboom (1998), « Multimod Mark III: The Core Dynamic and Steady-State Models », *International Monetary Fund Occasional Papers*, 164.

Mussa, M. (1981), « Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Model of Inflationary Process », *American Economic Review*, 71, 1020-1027.

Phelps, E. (1979) « Disinflation without Recession: Adaptive Guideposts and Monetary Policy », *Weltwirtschaftliches Archiv*, 100, 239-265.

Roberts, J.M. (1995), « New Keynesian Economics and the Phillips Curve », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 975-984.

Rotemberg, J. (1982), « Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output », *Review of Economic Studies*, 44, 517-531.

Stock, J.H., et M.W. Watson (1999), « Forecasting inflation », *NBER Working Paper*, n°7023.

Taylor, J.B. (1979), « Staggered Wage Setting in a Macro Model », *American Economic Review*, 69, 108-113.

Taylor, J.B. (1983), « Union Wage Settlements During a Disinflation », *American Economic Review*, 73, 981-993.

Tootell, G.M.B. (1998), « Globalization and U.S. Inflation », *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, July-August.

Wallis, K.W. (1999), « Asymmetric Density Forecast of Inflation and the Bank of England's Fan Chart », *National Institute Economic Review*, n°167, janvier.

Annexe 1 : La composition et la fiscalité des indices

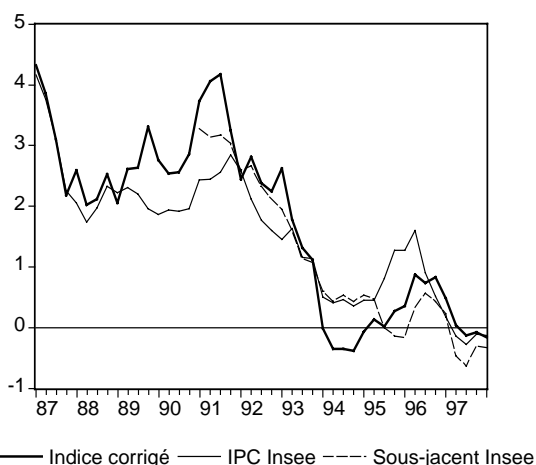
Les tableaux de cette annexe présentent le détail de la composition des différents groupes utilisés ainsi que les taux de TVA s'y afférent.

Le taux de TVA de chaque secteur est calculé en utilisant les taux apparents des comptes trimestriels pondérés par les poids respectifs des composantes de la consommation dans les achats totaux. Cette approximation est assez grossière. En effet, les taux trimestriels fournis par la comptabilité nationale sont calculés à partir des recouvrements et non pas à partir des taux fiscaux. Un calcul plus précis nécessiterait de disposer des vrais taux de TVA pour chacune des composantes élémentaires de l'IPC. L'annexe 2 fournit le poids de la TVA en 1998 sur les différentes composantes : 83,4% du sous-indice sont assujettis au taux de TVA de 20,6% ; 3,8% au taux de 5,5% et 12,8% au taux de 2,1%. Comme les recettes fiscales peuvent être affectées par des chocs aléatoires, une divergence entre le taux fiscal et le taux apparent peut apparaître et baisser la prévision. Cette annexe cherche à évaluer ce biais en comparant nos propres indices à ceux publiés par l'Insee qui utilise les taux fiscaux.

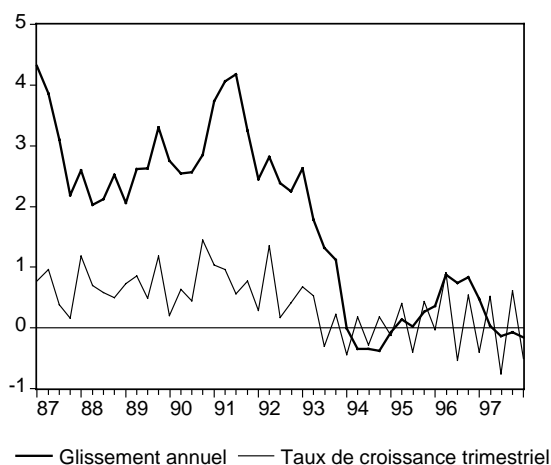
1. L'indice des prix dans le secteur manufacturier

L'indice des prix manufacturés du secteur privé représente, en 1998, 32,52% de l'indice des prix à la consommation national (IPCN). Il est saisonnier (soldes deux fois par an dans l'habillement et la chaussure) et a connu depuis 1995 certaines modifications méthodologiques qui ont entraîné une amplification des fluctuations de son taux de croissance mensuel (nouvelles prises en comptes des soldes, avantages fiscaux pour l'achat de véhicules neufs, ...). Le tableau A1.1 donne sa composition.

Graphique A1.1
Prix des produits manufacturés
(Glissement annuel)



Graphique A1.2
Indice corrigé des produits manufacturés



Le graphique A1.1 montre l'évolution de l'indice sous-jacent calculé par l'Insee (qui est corrigé des mesures fiscales et dont le champ est le même que l'indice des produits manufacturés à deux exceptions près²³) et le prix des produits manufacturés du secteur privé hors TVA tel que nous l'avons calculé. Les évolutions sont d'un ordre de grandeur comparable. Toutefois, de début 1994 à la mi-1995, on observe une évolution en ciseau, l'indice corrigé (hors TVA) passant en-dessous de l'indice sous-jacent de l'Insee. Cette différence proviendrait de la non prise en compte de certaines mesures gouvernementales comme les différentes aides gouvernementales pour favoriser l'achat de véhicules neufs (pots catalytiques, prime à la casse, ...), qui ont exceptionnellement pesé sur l'indice corrigé (hors TVA).

Tableau A1.1 : Composition de l'indice des prix manufacturés

Intitulé	Poids	N° BMS	Fiscalité indirecte
Produits manufacturés	3252		
<i>Sous-total habillement et chaussure¹</i>	<i>637</i>		
- Habillement	513	21	TVA à 20,6%
- Chaussure	124	22	TVA à 20,6%
<i>Sous-total autres produits manufacturés</i>	<i>2615</i>		
- Meubles, tapis et revêtement de sol	187	41	TVA à 20,6%
- Articles de ménage en textile, autres articles d'ameublement	87	42	TVA à 20,6%
- Appareils ménagers	107	43	TVA à 20,6%
- Verrerie, vaisselle, ustensiles de ménage	91	44	TVA à 20,6%
- Articles de ménage non-durables	130	451	TVA à 20,6%
- Produits pharmaceutiques	342	51	
Spécialités pharmaceutiques	321	5101	TVA à 2,1% ou 5,5% ²
Parapharmacie	21	5102	TVA à 20,6%
- Appareils thérapeutiques	50	52	TVA à 5,5% ou 20,6% ³
- Pneumatiques	22	6211	TVA à 20,6%
- Pièces de rechange pour véhicule	296	6212	TVA à 20,6%
- Achats de véhicules	404	61	TVA à 20,6%
- Lubrifiants	28	6221	TVA à 20,6%
- Radio, télévision	70	711	TVA à 20,6%
- Photographie, musique, autres biens durables	34	712	TVA à 20,6%
- Autres articles récréatifs	253	713	TVA à 20,6%
- Livres, périodiques et quotidiens	168	73	TVA à 5,5% ou 2,1% ⁴
- Articles pour soins personnels	190	812	TVA à 20,6%
- Autres articles personnels	156	82	TVA à 20,6%

Source : Insee, BMS.

Notes : ¹ Non compris réparation. ² Le taux de 2,1% s'applique aux prescriptions remboursées par la Sécurité sociale. ³ Le taux de 20,6% s'applique à l'optique médicale (lunettes, ...) et le taux de 5,5% aux prothèses.

⁴ Le taux de 2,1% s'applique aux produits de la presse écrite (sauf cas particuliers) et le taux de 5,5% aux produits de l'imprimerie et de l'édition.

²³ Il s'agit des « fleurs et plantes » et des « spécialités pharmaceutiques » dont le poids n'est pas négligeable (3,21% de l'indice total mais 9,9% du sous-indice « produits manufacturés du secteur privé »).

2. L'indice des prix des services du secteur privé

L'indice des prix du secteur privé représente un peu moins de 20% de l'IPC. En lui adjoignant les loyers et l'eau, la proportion passe à près de 26% (cf. tableau 2 pour le détail de l'indice). La seule taxe indirecte frappant les services est la TVA, à la différence de l'énergie ou des alcools et tabac qui sont soumis à d'autres droits indirects. Trois taux de TVA s'appliquent pour les services du secteur privé : 7,4% des produits sont exonérés, 17,9% sont soumis au taux de 5,5% et 74,7% assujettis au taux normal.

Tableau A1.2 : Composition de l'indice des prix des services

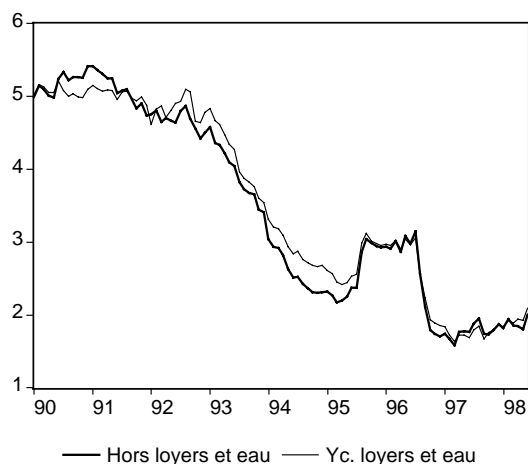
Intitulé	Poids	N° BMS	Fiscalité indirecte
Services	2598		
<i>Sous-total services du secteur privé</i>	<i>1916</i>		
- Réparation d'articles d'habillement et de chaussure	7	23	TVA à 20,6%
- Loyers ruraux	32	3112	Exonéré
- Services pour l'habitation	206	452	TVA à 20,6%
- Réparation de véhicules privés	234	6213	TVA à 20,6%
- Entretien courant de véhicules privés	25	6214	TVA à 20,6%
- Auto-écoles	18	6232	TVA à 20,6%
- Location de véhicules privés	12	6233	TVA à 20,6%
- Services de transports (hors transports ferroviaires et transports urbains)	138	6303+6304 +6305+6306	TVA à 5,5%
- Réparation d'articles récréatifs	30	714	TVA à 20,6%
- Loisir et culture hors redevance	150	72 hors 7201	TVA à 5,5% ou 20,6% ¹
- Enseignement	47	74	Exonéré
- Coiffure, beauté	99	811	TVA à 20,6%
- Restaurants, cafés, hôtels (hors repas dans un restaurant scolaire ou universitaire)	772	83 hors 8313	
Restaurants et cafés	589	831 hors 813	TVA à 20,6%
Hôtels et services de logements	183	832	TVA à 5,5%
- Voyages organisés	13	84	TVA à 20,6%
- Services financiers	63	85	Exonéré
- Autres services aux ménages	70	86	TVA à 20,6%
<i>Sous-total loyers et eau</i>	<i>682</i>		
- Loyer des résidences principales	576	3111	Exonéré
- Eau et chauffage urbain	106	312	TVA à 5,5%

Source : Insee, BMS.

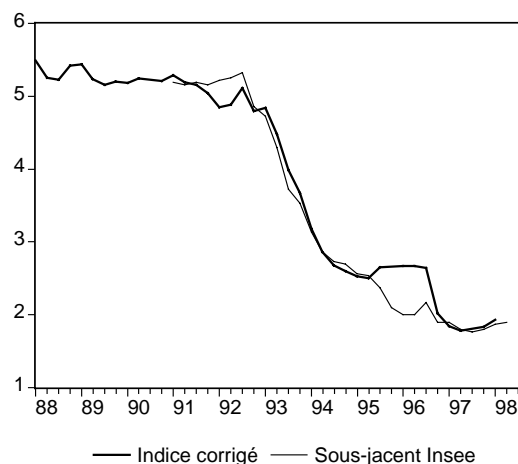
Note : ¹ Seuls les postes « cinémas » et « théâtres et concerts » sont assujettis au taux de 5,5%.

Le graphique A1.3 donne les évolutions de notre indice corrigé de la TVA et de l'indice sous-jacent calculé par l'Insee. On remarque qu'elles sont semblables, sauf au moment du relèvement du taux normal de TVA en août 1995 (soit un impact pendant 12 mois sur le glissement annuel). Cette différence provient certainement des taux de TVA utilisés : l'Insee calcule son indice sous-jacent avec les taux de TVA effectifs, alors que nous utilisons des taux estimés à partir des recouvrements. Compte tenu de la proximité des deux indices et pour éviter l'introduction d'une variable muette en 1995-96, nous avons modélisé l'indice sous-jacent de l'Insee. Ce dernier a été réropolé avec notre indice corrigé pour la période antérieure au premier trimestre 1991.

Graphique A1.3
Prix des services du secteur privé
(glissement annuel)



Graphique A1.4
Indices corrigé et sous-jacent des services
du secteur privé (glissement annuel)



3. L'indice des prix alimentaires

L'indice des prix alimentaires représente en 1998 22,8% de l'IPC. Comme le montre le graphique A1.5, cet indice est extrêmement volatil. Cette volatilité est due à deux facteurs : le tabac et les produits dits sensibles. Isoler le tabac est assez simple. Quant aux produits sensibles, nous avons pris en compte les postes exclus par l'Insee de l'IPC pour la construction de son indice sous-jacent. Ainsi, sont exclus de l'indice les produits frais dont les variations mensuelles peuvent atteindre 10% (soit 0,3 point de taux de croissance mensuel de l'indice, cf. graphique A1.7) ainsi que d'autres produits tels que la viande ou le café.

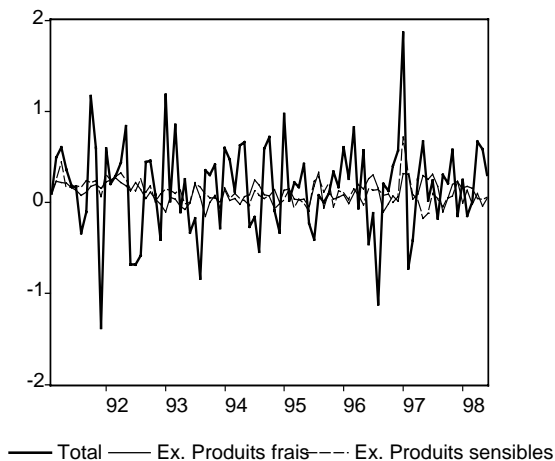
Tableau A1.3 : Composition de l'indice des prix alimentaires

Intitulé	Poids	N° BMS	Taxes indirectes
Alimentation et tabac	2220		
<i>Sous-total produits sensibles</i>	<i>1308</i>		
- Produits frais	275		
Poissons frais	52	1131	TVA à 5,5%
Crustacés et mollusques frais	15	1133	TVA à 5,5%
Légumes frais	111	1161	TVA à 5,5%
Fruits frais	97	1171	TVA à 5,5%
- Viandes	532	112	TVA à 5,5%
- Laits, fromage, oeufs	250	114	TVA à 5,5%
- Café, thé et cacao	52	119	TVA à 5,5%
- Chocolats en tablette	29	11A2	TVA à 5,5%
- Confiserie à base de chocolat	24	11A3	TVA à 20,6%
- Vins de consommation courante	24	1301	TVA à 20,6%+accises
- Vins supérieurs	88	1302	TVA à 20,6%+accises
- Champagne et mousseux	34	1303	TVA à 20,6%+accises
<i>Sous-total autres produits</i>	<i>712</i>		TVA à 5,5%
<i>Sous-total tabac</i>	<i>200</i>	<i>14</i>	TVA à 20,6%+accises

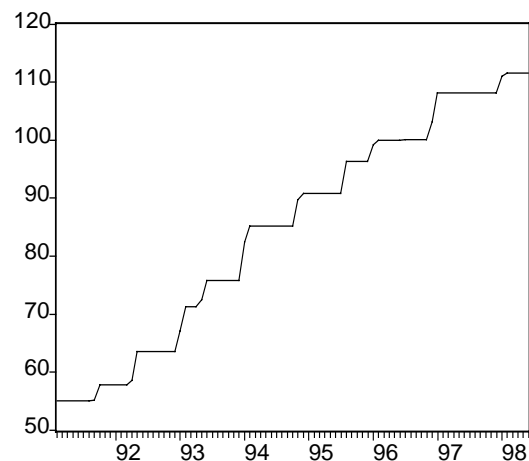
Source : Insee, BMS.

L'exclusion du tabac et des produits sensibles donne l'indice corrigé. Les évolutions de l'indice corrigé et de l'indice sous-jacent de l'Insee sont du même ordre de grandeur (graphique A1.8). Les seuls écarts proviennent de modification sur les accises (qui frappent les alcools), qui ne sont pas prises en compte dans notre calcul. Cette différence explique l'écart observé avec l'indice de l'Insee de 1993 à 1995. Le détail de la décomposition est donné dans le tableau A1.3. On rappelle aussi que des accises s'appliquent, en sus de la TVA, aux boissons alcoolisées et aux tabacs.

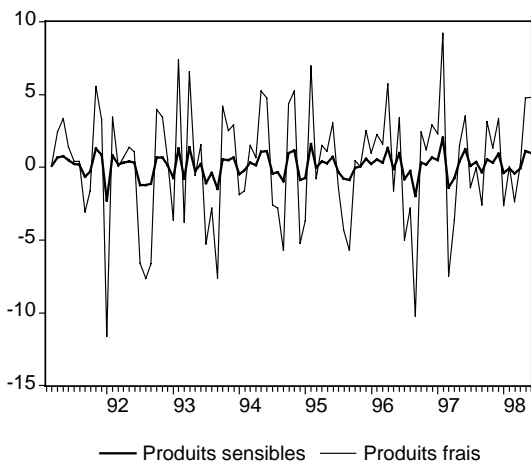
Graphique A1.5
Prix alimentaires hors tabac
(taux de croissance mensuel)



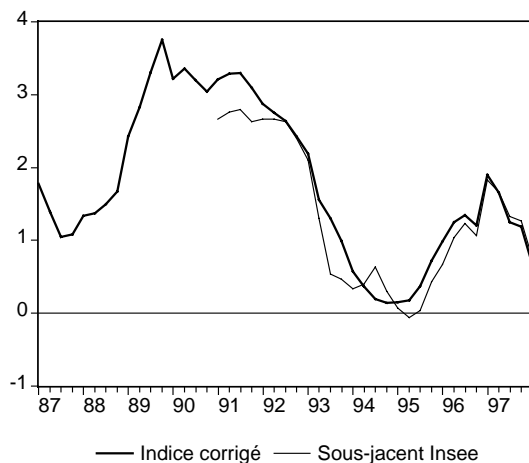
Graphique A1.6
Prix du tabac
(niveau)



Graphique A1.7
Sous-indices volatils
(taux de croissance mensuel)



Graphique A1.8
Indices corrigé et sous-jacent
(glissement annuel)



4. L'indice des prix de l'énergie

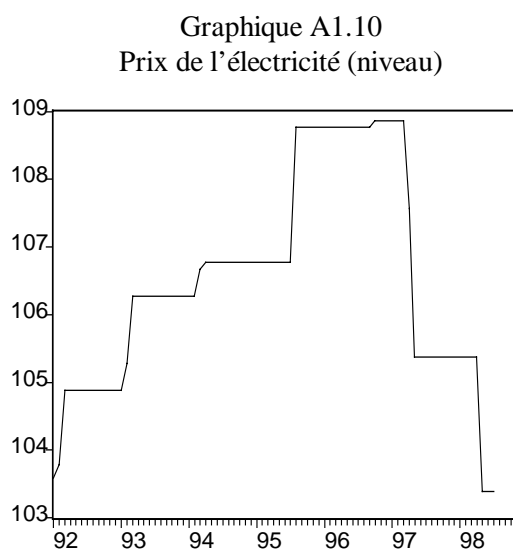
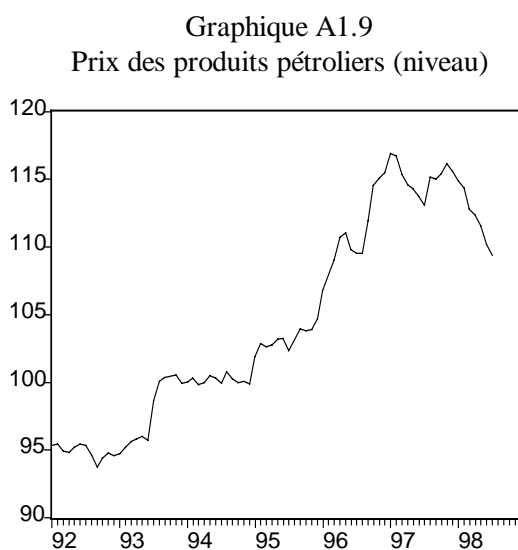
En 1998, l'indice du poste « énergie » représentait 8,71% de l'IPC. Il se décompose en deux sous-indices : les « produits pétroliers » (5,19%) et les « autres produits » (3,52%). Le tableau A1.4 donne la décomposition exacte de la composante « énergie » de l'IPC.

Les graphiques A1.9 et A1.10 montrent l'évolution du sous-total « produits pétroliers » et de l'indice élémentaire « électricité ». Ils appellent deux commentaires. Tout d'abord, comme on pouvait s'y attendre, la composante « produits pétroliers » est la plus volatile. Ensuite, le sous-total « autres produits » est constitué essentiellement de l'électricité, dont le prix évolue en palier, car les augmentations ou les baisses des tarifs sont, en général, décidées une fois par an. La modélisation de ce poste portera donc uniquement sur le premier sous-indice²⁴.

Tableau A1.4 : Composition de l'indice des prix dans l'énergie

Intitulé	Poids	N° BMS	Fiscalité indirecte
Energie	871		
<i>Sous-total produits pétroliers</i>	<i>519</i>		
- Essences (super, super sans plomb et gazole)	418	6222	TVA à 20,6% et TIPP
- Fiouls domestiques	70	323	TVA à 20,6% et TIPP
- Gaz liquéfié	31	3223	TVA à 20,6% et TIPP
<i>Sous-total autres produits</i>	<i>352</i>		
- Electricité	256	321	TVA à 20,6%
- Gaz de ville	90	3222	TVA à 20,6%
- Charbon et autres combustibles solides	6	324	TVA à 20,6%

Source : Insee, BMS.



5. Les autres prix

Outre les produits sensibles de l'alimentation, un certain nombre de postes de l'IPC peuvent être aussi considérés comme exogènes. En premier lieu, on trouve les tarifs publics hors énergie (graphiques A1.11 à A1.14). Ensuite, vient le tabac (qui est regroupé avec l'alimentation). En dernier lieu, il s'agit des services de santé, dont l'évolution est étroitement liée aux accords entre les autorités publiques et l'ensemble des praticiens. Pour s'en convaincre il suffit d'observer les variations des différents sous-indices composant les « services de santé » (graphiques A1.11 à A1.18). Ces décompositions sont rappelées dans le tableau A1.5. On note que la pondération totale des services publics hors énergie est légèrement supérieure à celle retenue dans les « Informations rapides » car nous ne pouvons pas isoler complètement les

²⁴ On note que l'ensemble des postes constituant ce sous-indice est exclu de l'indice des prix « hors tarifs publics et à prix volatils corrigé des mesures fiscales » publié tous les mois par l'Insee.

péages et la redevance audiovisuelle. Evidemment, les services du secteur privé (hors loyers et eau) seront minorés du même montant.

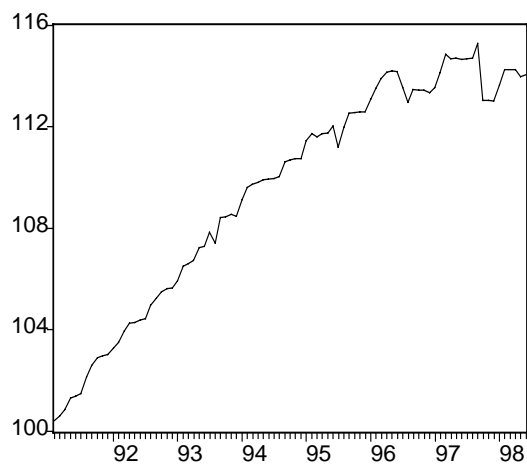
Tableau A1.5 : Composition des prix exogènes

Intitulé	Poids	N° BMS	Fiscalité indirecte
Services publics	509		
- Péages et parking	61	6231	TVA à 20,6%
- Transports ferroviaires	67	6301	TVA à 5,5% ou 20,6% ¹
- Transports urbain et suburbain de voyageurs	60	6302	TVA à 5,5%
- Communication	182	64	
Services de télécommunication	155	6401	TVA à 20,6%
Services postaux	27	6402	Exonéré
- Redevance et abonnement télévision	60	7201	2,1% ou 5,5% ²
- Repas dans un restaurant scolaire ou universitaire	79	8313	Exonéré
Services de santé	550	53	
- Service des médecins	288	5301	Exonéré de TVA
- Analyse de laboratoires	50	5302	Exonéré de TVA
- Auxiliaires médicaux	79	5303	Exonéré de TVA
- Dentistes	115	5304	Exonéré de TVA
- Transports sanitaires	18	5305	Exonéré de TVA

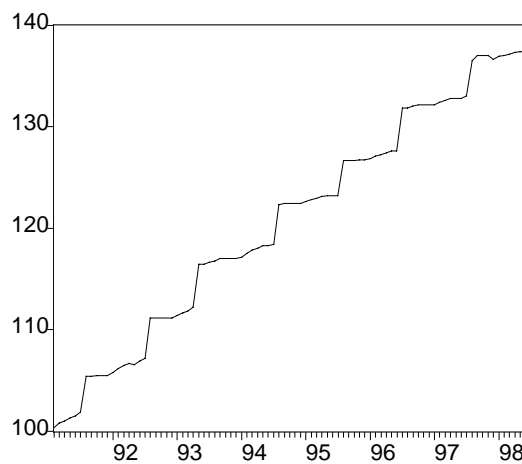
Source : Insee, BMS.

Notes : ¹ Les transports de marchandises sont soumis au taux de 20,6%. ² 2,1% pour les redevances et droits d'usage et 5,5% pour des abonnements à des services de télévision.

Graphique A1.11 : Prix des services publics (niveau)

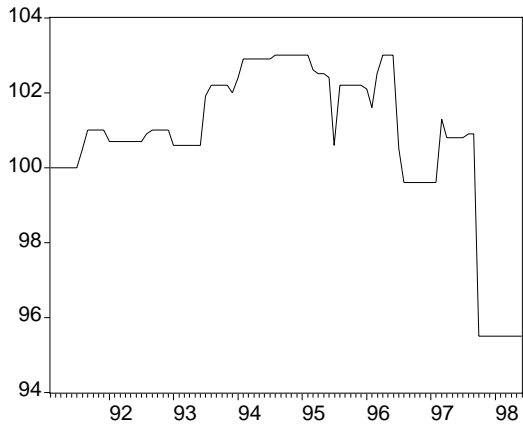


Graphique A1.12 : Prix des transports de voyageurs (niveau)

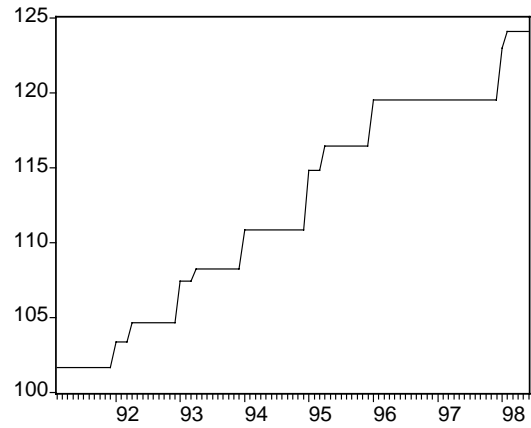


Graphique A1.13
Prix des communications (niveau)

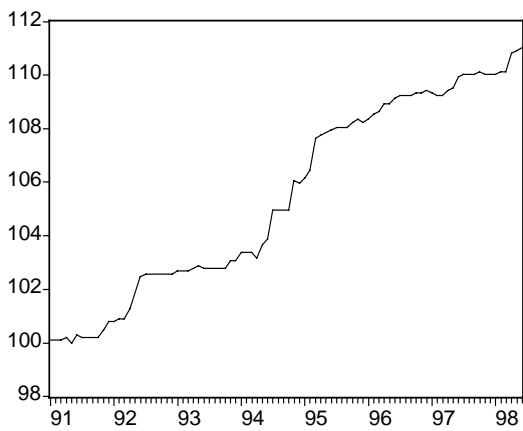
Graphique A1.14
Prix des redevances (niveau)



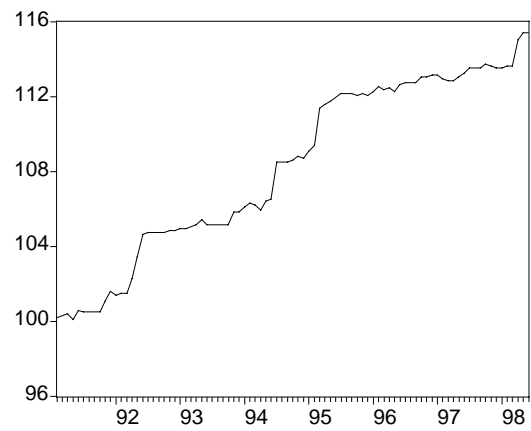
Graphique A1.15
Prix des services de santé (niveau)



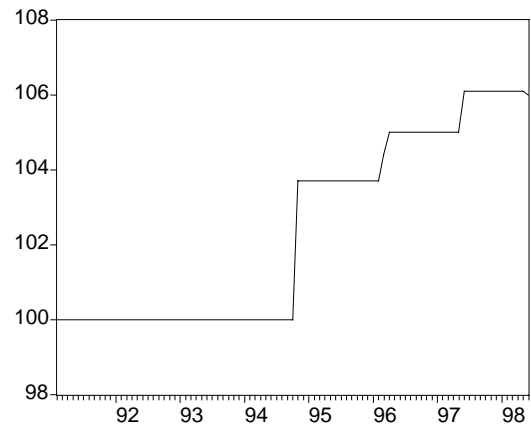
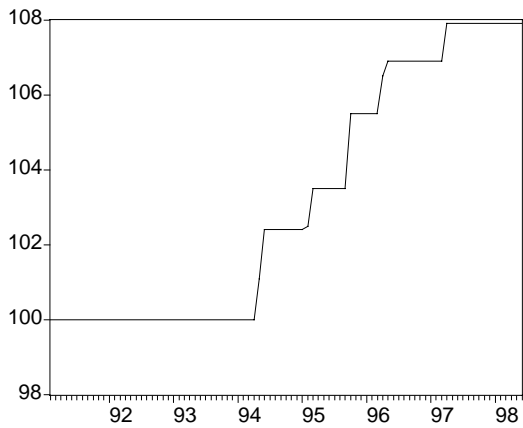
Graphique A1.16
Prix des services des médecins (niveau)



Graphique A1.17
Prix des analyses de laboratoire (niveau)



Graphique A1.18
Prix des dentistes (niveau)



Annexe 2 : Répartition de l'IPCN selon les taux de TVA

En 1998, 61,6% de l'IPCN est assujéti au taux normal, 24,7% au taux réduit, 4,9% au taux de 2,1%. Enfin, 8,8% de l'indice est exonéré de TVA (tableau A2.1).

Tableau A2.1
Répartition (en%) de l'IPCN selon les taux de TVA²⁵

	Taux de TVA			
	0,0	2,1	5,5	20,6
Ensemble	8,8	4,9	24,7	61,6
Alimentation			85,0	15,0
Produits manufacturés du secteur privé	0,0	12,8	3,8	83,4
Services du secteur privé	7,4	0,0	17,9	74,7
Energie				100,0
Tarifs publics hors énergie	20,8	11,8	24,9	57,1
Services de santé	100,0	0,0	0,0	0,0

Source : calculs Banque de France.

²⁵ Les pourcentages ne peuvent être parfaitement mesurés, car les produits ou les services qui composent certains indices élémentaires sont soumis à des taux de TVA différents.

Annexe 3 : La modélisation des produits pétroliers

Les quatre équations suivantes modélisent les prix raffineurs du super, du super sans plomb, du gazole et du fioul. Elles sont estimées, en fréquence mensuelle, de janvier 1992 à décembre 1997.

Pour le super :

$$\begin{aligned} \Delta \log(su) = & 0,176 \Delta \log(su_{-1}) - 0,138 \Delta \log(su_{-2}) - 0,107 (\log(su_{-1}) - \log(brent_{-1})) \\ & (2,22) \quad (-1,94) \quad (-3,06) \\ & + 0,206 \Delta \log(brent) + 0,155 \Delta \log(brent_{-1}) + 0,047 dum978 + 0,052 dum948 + 0,016 \\ & (6,57) \quad (3,78) \quad (3,12) \quad (3,51) \quad (2,68) \\ \bar{R}^2 = & 0,709, \quad see = 0,014, \quad LM(12) = 0,665 (0,78), \quad ARCH(12) = 1,309 (0,43), \\ JB = & 7,094 (0,03). \end{aligned}$$

Pour le super sans plomb :

$$\begin{aligned} \Delta \log(su98) = & 0,244 \Delta \log(su98_{-1}) - 0,129 \Delta \log(su98_{-2}) - 0,065 (\log(su98_{-1}) - \log(brent_{-1})) \\ & (3,49) \quad (-1,83) \quad (-2,61) \\ & + 0,176 \Delta \log(brent) + 0,162 \Delta \log(brent_{-1}) + 0,057 dum978 + 0,057 dum948 + 0,017 \\ & (6,23) \quad (4,66) \quad (4,22) \quad (4,03) \quad (2,35) \\ \bar{R}^2 = & 0,759, \quad see = 0,013, \quad LM(12) = 0,453 (0,17), \quad ARCH(12) = 0,897 (0,56), \\ JB = & 2,227 (0,33). \end{aligned}$$

Pour le gazole :

$$\begin{aligned} \Delta \log(go) = & 0,262 \Delta \log(go_{-1}) - 0,095 (\log(go_{-1}) - \log(brent_{-1})) \\ & (2,96) \quad (-2,25) \\ & + 0,304 \Delta \log(brent) + 0,145 \Delta \log(brent_{-1}) + 0,020 \\ & (7,19) \quad (2,85) \quad (2,19) \\ \bar{R}^2 = & 0,590, \quad see = 0,020, \quad LM(12) = 1,049 (0,42), \quad ARCH(12) = 0,813 (0,66), \\ JB = & 13,908 (0,00). \end{aligned}$$

Pour le fioul :

$$\begin{aligned} \Delta \log(fi) = & 0,263 \Delta \log(fi_{-1}) - 0,087 (\log(fi_{-1}) - \log(brent_{-1})) \\ & (3,08) \quad (-2,52) \\ & + 0,263 \Delta \log(brent) + 0,023 \\ & (3,08) \quad (2,41) \\ \bar{R}^2 = & 0,458, \quad see = 0,022, \quad LM(12) = 0,681 (0,76), \quad ARCH(12) = 1,023 (0,44), \\ JB = & 0,171 (0,92). \end{aligned}$$

Les graphiques A3.1 à A3.4 décrivent les simulations dynamiques de ces équations démarrant en janvier 1992²⁶. Elles sont de bonne qualité et prévoient bien le premier semestre 1998, qui est hors échantillon.

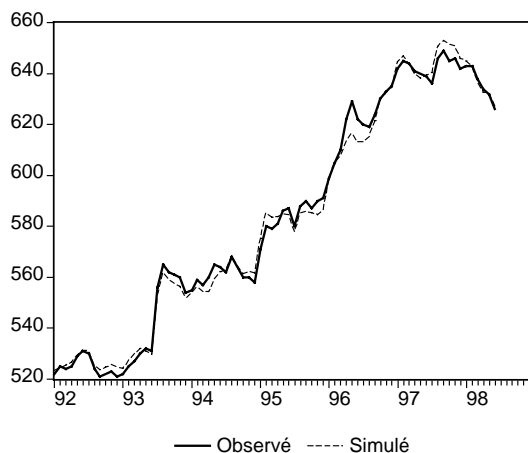
A partir de ces différents prix TTC, nous recomposons le sous-indice « essence », en pondérant chacun des prix par le poids de la composante (super, super sans plomb ou gazole) dans la consommation totale d'essence. Ensuite, disposant de la pondération du fioul, nous recomposons un indice TTC approché des « produits pétroliers » (approché car nous ne modélisons pas le gaz liquéfié). Une simple régression de la composante « produits pétroliers » de l'IPC (pp) sur notre indice approché ($pttc$) permet d'obtenir un indice simulé :

$$\log(pp) = 1,008 \log(pttc) - 1,693 + \hat{u}_t$$

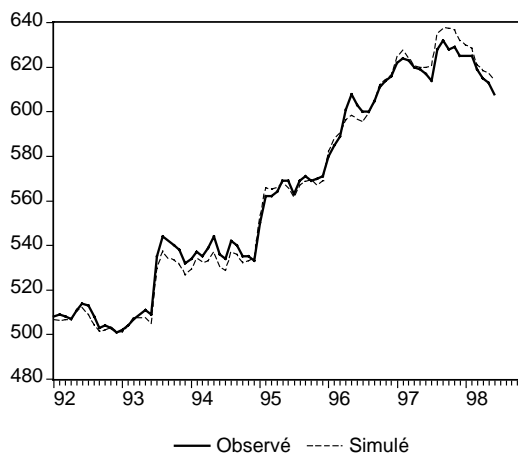
(113,92) (30,85)

$$\bar{R}^2 = 0,994, \text{ see} = 0,005 \text{ et } DW = 0,458.$$

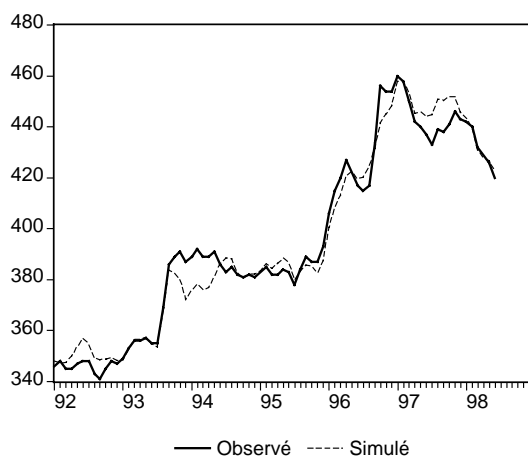
Graphique A3.1
Super



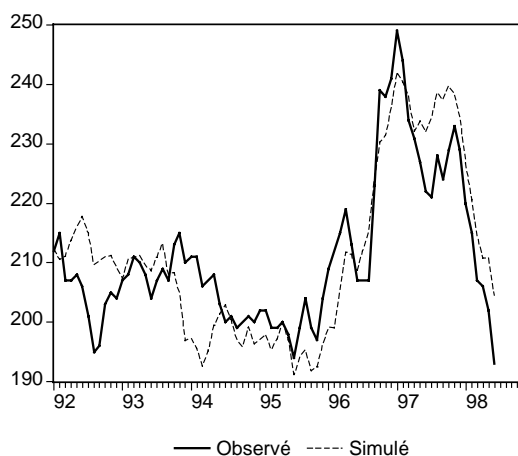
Graphique A3.2
Super sans plomb 98



Graphique A3.4
Gazole



Graphique A3.3
Fioul domestique



²⁶ Les graphiques montrent les prix à la pompe, qui ajoutent les différentes taxes aux prix raffineurs.

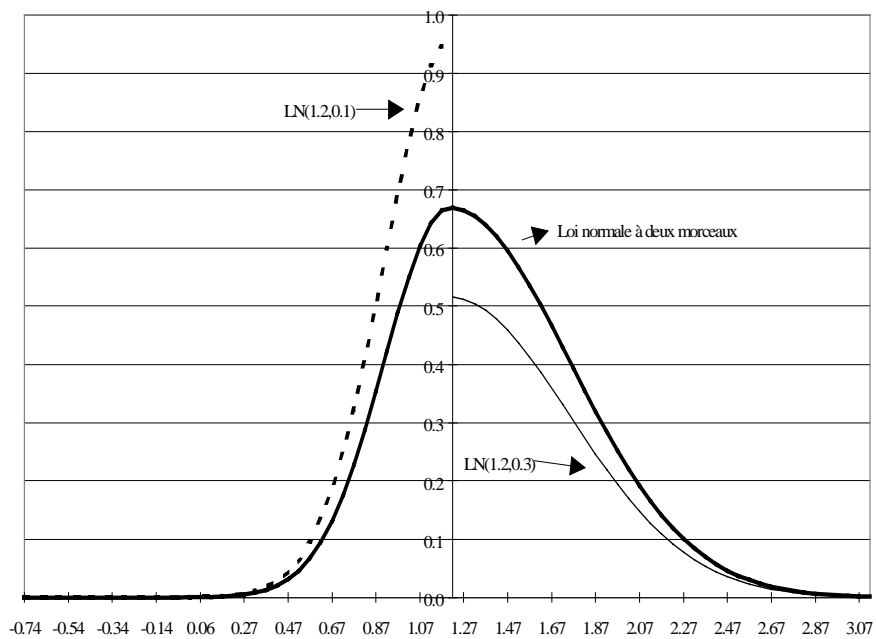
Annexe 4 : La distribution normale à deux morceaux

La densité d'une loi normale à deux morceaux s'écrit de la façon suivante :

$$f(x) = \begin{cases} A \exp\left(-0.5\left(\frac{x-\mu}{\sigma_1}\right)^2\right) & x \leq \mu \\ A \exp\left(-0.5\left(\frac{x-\mu}{\sigma_2}\right)^2\right) & x \geq \mu \end{cases}$$

La constante $A = \left(\sqrt{2\pi}\left(\frac{\sigma_1 + \sigma_2}{2}\right)\right)^{-1}$ normalise la densité de façon à ce que son intégrale soit égale à l'unité (graphique A4.1) et rend la fonction continûment différentiable. Dans cet exemple, la loi est légèrement asymétrique, puisque le mode vaut 1,2% alors que la moyenne vaut 1,3%.

Graphique A4.1
Densité de la loi normale en deux morceaux



Le mode de la distribution est μ . Lorsque $\sigma_2 > \sigma_1$ la distribution est asymétrique à droite. Dans ce cas, la médiane est supérieure au mode et la moyenne est supérieure à la médiane.

Annexe 5 : Calcul de la différence entre le mode et la moyenne

Tout d'abord, il faut une estimation des risques à la hausse et à la baisse pour les différents indicateurs macro-économiques. Le jugement d'expert est supposé apporter une information sur le signe et la probabilité des chocs macro-économiques. Ensuite, pour en déduire l'impact sur l'inflation moyenne, il faut se donner l'impact d'un choc sur le taux d'inflation. Ce calibrage est réalisé en utilisant les propriétés (multiplicateurs et écarts-types) de modèles macro-économiques. Pour illustrer notre propos dans le cas français²⁷, nous avons estimé un VAR incluant trois variables : inflation, croissance du taux de salaire horaire, TUC, sur données trimestrielles avec six retards sur la période 1977-97. Pour les prix et les salaires, il s'agit des glissements annuels. Les écarts-types des innovations sont respectivement de 0,38, 0,43 et 0,75. Ils donnent un ordre de grandeur de l'incertitude sur les chocs futurs. L'estimation du VAR fournit une fonction de réponse aux chocs. Nous orthogonalisons les résidus en ordonnant le VAR de la façon suivante : TUC, salaire et prix (instantanément le TUC n'est affecté que par les chocs d'activité). À quatre trimestres, l'impact sur l'inflation de chocs (orthogonalisés) d'un écart-type sur les variables (TUC, salaire et prix) est respectivement : 0,20, 0,38 et 0,34²⁸. Ces multiplicateurs donnent l'effet attendu sur l'inflation de chocs d'une amplitude d'un écart-type. Enfin, dans l'approche de la Banque d'Angleterre, les multiplicateurs sont ensuite ajustés en fonction de l'appréciation subjective (à partir d'un jugement d'expert) de l'incertitude portant sur l'ampleur des chocs.

Le tableau 2 illustre la démarche précédente dans le cas français. Les colonnes 1 et 2 donnent la probabilité des chocs sur les trois variables du VAR. S'agissant du TUC, les risques sont de 25% à la hausse et 75% à la baisse. On suppose aussi que les risques sont de 60% à la baisse et 40% à la hausse pour les salaires et pour le choc intrinsèque de prix. La colonne 3 donne la différence entre les colonnes 1 et 2 : -50% pour le TUC et -20% pour les deux autres variables. On postule alors que cette valeur nette représente la probabilité d'occurrence d'un choc de signe négatif dans ce cas précis. En effet, dans le tableau 2, les risques décrits sont plutôt à la baisse qu'à la hausse : pour se rapprocher du contexte de la prévision d'inflation d'avril 1999, nous avons introduit une asymétrie à gauche et non à droite. Plusieurs facteurs indiquent que dans le cas présent les risques sont plutôt à la baisse : impact sur l'activité de la crise des pays émergents, déréglementation tarifaire, etc. La colonne 4 est simplement le multiplicateur à quatre trimestres de l'impact d'un choc d'un écart-type de la variable concernée sur l'inflation. Quant à la colonne 5, elle représente l'incertitude relative à l'ampleur du choc pouvant affecter le TUC, les salaires ou les prix. L'ampleur usuelle est d'un écart-type. Toutefois, elle peut être légèrement supérieure. Par exemple, une incertitude forte sur l'évolution du TUC conduit à évaluer pour cette variable une variabilité supérieure de 10% à celle historiquement observée (1,1). Disposant de toutes ces informations, on peut alors évaluer la prévision moyenne d'inflation (en écart au scénario modal) qui est la somme des nombres contenus dans la colonne 6. Celle-ci est obtenue de la façon suivante. Pour chaque variable on multiplie le nombre de la colonne 3 par celui de la colonne 4. Ce résultat est ensuite multiplié par la valeur de la colonne 5. Par exemple, l'impact du choc anticipé sur le TUC aura un effet de $-0,5 \times 0,20 \times 1,1 = -0,11$. L'effet total de tous les chocs potentiels, soit l'écart moyenne moins mode, est de -0,27 point d'inflation.

²⁷ La Banque d'Angleterre utilise différents modèles (Bank of England, 1999, Fisher et Whitley, 1998) et le modèle mobilisé peut être différent à chaque exercice de prévision. Parmi les modèles considérés figurent des modèles économétriques traditionnels, un modèle VAR et une forme réduite *output gap*/courbe de Phillips.

²⁸ Un écart-type, dans le cas où les résidus sont normaux, couvre 68% des chocs possibles.

Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinot, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'Afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaïd and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation V.A.R. », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaïd et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility ? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory : Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaïd et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.

37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.
38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières "gagnantes" et "perdantes" », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets "volume", volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : Efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, "On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note," October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur et P. Sicsic, "Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period," January 1998.
51. P. Jacquinot, « L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau et E. Jondeau, "Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates," June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau et M. Rockinger, "Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election," June 1998.

55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.
56. E. Jondeau et M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal policy in the transition to monetary union: a structural VAR model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?" February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », Avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.

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

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address:

BANQUE DE FRANCE
41.1391 - Centre de recherche
75 049 Paris CEDEX
tél : 01 42 92 49 55
fax :01 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr