
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**QUATRE INDICATEURS
D'INFLATION SOUS-JACENTE :
APPLICATION ET INTERPRÉTATION**

Hervé Le Bihan et Franck Sédillot

décembre 1999

NER # 69



**QUATRE INDICATEURS
D'INFLATION SOUS-JACENTE :
APPLICATION ET INTERPRÉTATION**

Hervé Le Bihan et Franck Sédillot

décembre 1999

NER # 69

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.

This document is available on the Banque de France Website « www.banque-france.fr ».

Quatre indicateurs d'inflation sous-jacente : application et interprétation

Hervé Le Bihan* et Franck Sédillot†

Septembre 1999

Résumé

Dans ce papier, nous comparons quatre indicateurs de l'inflation sous-jacente : l'approche par exclusion de postes, les estimateurs «à influence limitée» comme l'inflation médiane, les mesures issues d'un VAR structurel et une mesure tirée d'un modèle à composantes inobservables. Ces indicateurs sont discutés du point de vue de leur interprétation et de leur utilisation à des fins conjoncturelles. Les différents indicateurs fournissent des informations complémentaires pour l'appréciation des chocs conjoncturels sur le taux d'inflation. La signification théorique de l'inflation sous-jacente apparaît cependant délicate en l'absence de représentation explicite de la politique monétaire.

Abstract

This paper presents a comparison of alternative indicators of underlying inflation in the French case. Four broad measures are considered and implemented the first two of which are inflation excluding food and energy and the trimmed inflation indicator. We then implement two methods relying on time-series models : the Structural VAR approach and the Dynamic Factor Index. Combining the various indicators conveys valuable information for appraising short-term inflation developments. Nevertheless, even in the case of the structural VAR, the theoretical interpretation of underlying inflation is not straightforward, lacking an explicit representation of monetary policy.

*Banque de France, 41-1391 DGE-DEER-Centre de recherche, 31 rue Croix des Petits Champs, 75001 PARIS, tel 01-42-92-49-87, email hlebihan@banque-france.fr.

†Banque de France, 41-1376 DGE-DEER-SEMEF, tel 01-42-92-62-54, email fsedillot@banque-france.fr. Nous remercions pour leurs remarques et suggestions S. Avouyi-Dovi, O. De Bandt, E. Jondeau, P. Jacquinot et P. Sicsic. Les éventuelles erreurs et imprécisions demeurent bien sûr du fait des auteurs.

1 Introduction

L'analyse et la mise en œuvre de la politique monétaire font régulièrement référence, particulièrement depuis le début des années 90, à la notion d'inflation sous-jacente. Des indicateurs d'inflation sous-jacente sont ainsi calculés ou utilisés par différentes banques centrales, notamment dans les pays ayant adopté une cible d'inflation : Canada, Australie, Nouvelle-Zélande, Royaume-Uni¹. L'inflation sous-jacente est également calculée par certaines banques centrales opérant dans d'autres cadres de politique monétaire².

L'inflation sous-jacente n'admet cependant pas de définition théorique unifiée. Le principe général est de purger la série d'inflation de l'effet de chocs transitoires. En pratique une multitude d'indicateurs statistiques peuvent être calculés, selon des approches hétérogènes, ce qui reflète le fait que de nombreux chocs macroéconomiques ou sectoriels peuvent affecter le taux d'inflation. L'objet du présent papier est de proposer une mise en application dans le cas français des différents indicateurs ainsi qu'une discussion de leur interprétation³.

Ces indicateurs se distinguent en premier lieu par la nature et la dimension de séries statistiques utilisées : séries agrégées ou non, dimension temporelle ou individuelle des prix. Il est dès lors difficile d'adopter une présentation synthétique. Aussi les sections 2 à 5 qui suivent présentent successivement les quatre approches usuellement retenues. La première est l'approche par exclusion de postes. La seconde, dite par les "moyennes tronquées", utilise la distribution des postes individuels de l'indice des prix désagrégé. La section 4 examine le *Dynamic Factor Index*, méthode proposée par Bryan et Cecchetti [1993]. Cette approche, plus rarement mise en œuvre, est fondée sur un modèle à composantes inobservables estimé par filtre de Kalman. Une quatrième approche, par le VAR structurel, est présentée dans la section 5. La section 6 discute de l'intérêt de ces indicateurs pour l'évaluation de la politique monétaire et conclut.

2 L'exclusion de facteurs spéciaux

2.1 Principe

La première approche consiste à redéfinir un indice des prix, en affectant un poids nul à certains postes, ceux dont les mouvements sont supposés être les plus erratiques. Elle peut être conduite à un niveau faiblement désagrégé de l'indice des prix comme aux États-Unis où la politique monétaire fait ainsi souvent référence à l'indice hors alimentation et énergie, notamment depuis Blinder [1982]. Elle peut également être menée à un niveau plus fin comme en France où l'Insee [1996] publie un indice similaire en excluant un nombre plus important de postes, et en le corrigeant de l'im-

¹Cf. Laflèche [1998], Roger [1998], Quah et Vahey [1995].

²Cf. Bryan et Cecchetti [1994] dans le cas des États-Unis, Alvarez et Matea [1999] pour l'Espagne et Wynne [1999] pour une réflexion prospective sur ce sujet dans le contexte de la Banque Centrale Européenne.

³On trouvera des revues de la littérature détaillées dans Roger [1998] et Wynne [1999].

pact des taxes indirectes. L'intérêt de ce type d'indicateurs réside dans le fait qu'ils permettent d'éliminer les chocs supposés les plus transitoires. L'exclusion la fiscalité indirecte permet le cas échéant d'éliminer l'effet d'une mesure dont l'impact sur le taux de croissance des prix est purement ponctuel. Dans certains pays s'ajoute une motivation de politique économique. Au Royaume-Uni, un indice de prix de détail excluant les versements d'intérêts hypothécaires (le *RPIX*) est utilisé pour définir la cible d'inflation de la Banque d'Angleterre. En effet, en cas de hausse des taux d'intérêt, l'indice usuel des prix à la consommation, qui intègre les remboursements d'intérêts hypothécaires, subit en raison de l'importance de l'endettement des ménages à taux variable, un choc mécanique à la hausse. Cet effet direct va en sens contraire de l'influence stabilisatrice attendue des taux d'intérêt sur l'inflation. Il risque de brouiller l'évaluation et la conduite de la politique monétaire.

2.2 Application

L'indice d'inflation sous-jacent publié par l'Insee n'est pas disponible pour les dates antérieures à 1990. Afin de mener des comparaisons sur longue période, nous utilisons ici un indicateur calculé à la Banque de France pour la période 1970-1998⁴. L'indicateur est calculé de façon approximativement analogue : une inflation sous-jacente est calculée en agrégeant le prix des produits manufacturés, des services du secteur privé et certains des produits agricoles. Elle exclut donc les produits frais, l'énergie, le tabac et les services publics principalement. Deux différences subsistent entre l'indicateur ici utilisé et l'indice de l'Insee. D'une part, l'indice de l'Insee est corrigé de l'ensemble des taxes indirectes, à la différence de l'indice présenté ici. D'autre part, l'indice publié par l'Insee est corrigé des variations saisonnières.

Le graphique 1 présente l'indice rétropolé jusqu'en 1970. Le caractère relativement volatil des prix de l'énergie et de l'alimentation est illustré par les graphiques 2 et 3. La mesure d'inflation sous-jacente présentée dans le graphique 1 permet bien de lisser le profil de l'inflation au moment du second-choc pétrolier et du contre-choc de 1987. L'écart entre inflation observée et sous-jacente (en glissement) atteint environ deux points lors de ces épisodes. En revanche tel n'est pas le cas pour le premier choc pétrolier. Ceci s'explique par le fait que le prix des produits alimentaires croît faiblement durant cet épisode (cf. Chatelain, Odonnat et Sicsic [1996]). En 1995, la divergence entre le sous-jacent Insee et le sous-jacent rétropolé s'explique par le relèvement du taux de TVA, non pris en compte par notre indicateur.

Ce type d'indicateur présente des limites à la fois entre termes d'interprétation et de contenu empirique. En premier lieu, il n'est pas clair que la politique monétaire doive ignorer l'inflation engendrée par les chocs pétroliers. Il faut pour cela prouver que les chocs sont moins persistants que les autres chocs sur l'inflation. Ensuite, se pose la question du traitement réservé à la répercussion d'un choc sur les prix du pétrole sur les autres prix. Sur un plan plus empirique, les indicateurs considérés dans cette section sont rigides puisqu'il consiste à considérer que les prix de l'énergie

⁴Cet indicateur a été construit conjointement à la construction du modèle désagrégé de prévision d'inflation (cf. Jondeau, Le Bihan et Sédillot [1999]).

et de l'alimentaire ne contiennent jamais d'information pertinente sur l'inflation sous-jacente. Les estimateurs "à influence limitée" visent à corriger cette dernière lacune.

3 Les estimateurs à influence limitée : inflation «médiane», 55^{ème} percentile, moyenne tronquée

3.1 Définition

La deuxième méthode utilise des estimateurs "à influence limitée". Cette approche de l'inflation sous-jacente requiert des séries de prix désagrégés à un niveau fin. Elle consiste à exclure de l'indice, date par date, les postes présentant les variations les plus extrêmes. Ce type d'estimateur évite de considérer *a priori* que le prix des produits généralement volatils (énergie, produits frais) ne contient jamais d'information sur le taux d'inflation sous-jacent.

Cette catégorie d'indicateurs a son origine dans "l'inflation médiane" initialement proposée par Bryan et Pyke [1991], qui retiennent comme niveau d'inflation sous-jacente la variation du prix du poste occupant la position médiane dans la distribution des variations de prix. Une catégorie d'indicateurs généralisant l'inflation médiane est celle des moyennes tronquées ou *trimmed mean* (Bryan et Cecchetti [1994]). Les indicateurs de ce type sont calculés comme la moyenne pondérée des indices de prix après exclusion d'une fraction plus ou moins importante de chacune des queues de la distribution des prix individuels. On peut donner à la classe des moyennes tronquées une définition formelle en notant $\{\tilde{\pi}_1, \dots, \tilde{\pi}_n\}$ les inflations sectorielles rangées par ordre croissant, $\{\omega_1, \dots, \omega_n\}$ leurs poids respectifs dans l'indice, $W_i = \sum_{j=1}^i \omega_j$ les poids cumulés et $I_\alpha = \{i \mid \frac{\alpha}{100} < W_i < (1 - \frac{\alpha}{100})\}$.

La moyenne tronquée à $\alpha\%$ ⁵ s'écrit alors :

$$\bar{\pi}_\alpha = \left(\frac{1}{1-2\frac{\alpha}{100}}\right) \sum_{i \in I_\alpha} \omega_j \tilde{\pi}_i$$

Cette classe d'estimateurs inclut l'inflation moyenne et l'inflation médiane comme cas particuliers : elles correspondent respectivement à la *trimmed mean* à 0 % et 50 %.

3.2 Motivation statistique

Une motivation statistique à ce type d'indicateurs peut-être avancée en utilisant le modèle suivant. A chaque date, chacun des prix individuels est supposé être la réalisation d'une loi dont la moyenne (inconnue) est le taux d'inflation sous-jacent de cette date. Cette loi est de plus supposée leptokurtique (i.e. des valeurs extrêmes de prix individuels tendent à apparaître relativement fréquemment), conformément au fait stylisé observé notamment sur données américaines. Dans un tel cas, des estimateurs «à influence limitée», comme la médiane, sont de meilleurs estimateurs du «vrai» rythme d'inflation que la moyenne arithmétique ou pondérée des variations de

⁵Sauf précision explicite nous adoptons ainsi la terminologie de Bryan, Cecchetti et Wiggins [1997] (qui ne considèrent que les troncatures symétriques) : la moyenne tronquée à $\alpha\%$ est obtenue en retirant $\alpha\%$ dans chaque queue de la distribution.

prix individuelles (et donc que le taux d'inflation usuel). Cette propriété est illustrée par des simulations de Monte Carlo dans Bryan, Cecchetti, et Wiggins [1997]. Cette étude souligne que plus la loi est leptokurtique, plus le degré optimal de troncature, i.e. celui qui minimise la variance de l'estimateur, augmente (cf. annexe 1 pour une présentation plus détaillée).

Le choix du degré optimal de troncature de la moyenne pose toutefois problème. La forme de la vraie loi (non normale) de la distribution transversale des prix, qui permettrait de définir la troncature optimale, n'est pas connue. Bryan, Cecchetti et Wiggins [1997] traitent ce problème réalisant des simulations de type *bootstrap*. Pour cela, ils postulent que la moyenne de la distribution est égale à une moyenne mobile temporelle de l'indice agrégé des prix et réalisent des simulations à partir de l'écart entre les prix individuels observés et cette moyenne théorique, afin de déduire l'estimateur de la classe «moyenne tronquée» qui a une variance minimale. Cependant ce choix revient à faire référence à une définition sur séries temporelles de l'inflation sous-jacente. Dans ce cadre, l'estimateur statique n'est plus nécessairement le plus performant, la prise en compte de la dimension temporelle étant susceptible de l'améliorer.

De plus, pour la France, la distribution des prix présente généralement une asymétrie vers la droite (graphiques 4 et 5). Dans ce cas la troncature n'a pas de raison d'être symétrique et il est difficile de définir une troncature optimale. En effet, les valeurs extrêmes provenant de la partie droite de la distribution, le critère de minimisation de la variance suggère de tronquer plus fortement dans la partie droite de la distribution. Mais l'estimateur obtenu présente alors un biais systématique par rapport à l'inflation moyenne (cf. annexe 1 pour une discussion). Aussi, dans l'application qui suit, nous nous en tenons au choix de deux degrés arbitraires de troncature.

3.3 Application

Sur données françaises, Chatelain, Odonnat et Sicsic [1996] ont calculé l'inflation médiane sur une base de données homogène de 44 postes. Cette étude souligne que la distribution des prix individuels est non seulement leptokurtique, mais aussi - en général- asymétrique à droite⁶. Dès lors en moyenne sur la période, l'inflation médiane est significativement inférieure à l'inflation moyenne. Les auteurs retiennent le 55^{ème} percentile comme indicateur d'inflation sous-jacente. En effet ce quantile permet d'obtenir une inflation sous-jacente égale à l'inflation de l'indice agrégé en moyenne sur la période. Sur données américaines, la distribution des prix (Bryan et Cecchetti [1994]) apparaît symétrique et le choix de l'inflation médiane ne soulève pas de problème dans ce cas⁷.

Nous menons ici un exercice analogue en utilisant la base de données désagrégée de l'indice des prix à un niveau fin⁸. Deux bases de données sont raccordées : la

⁶Cette asymétrie à droite est forte de 1970 à 1982 et sensiblement plus atténuée à partir de 1983 (voir le graphique 5 qui retrace l'évolution du coefficient d'asymétrie -la *skewness*- de la distribution des inflation). Elle persiste lorsqu'on exclut de la distribution les produits pétroliers.

⁷Roger [1998] montre que dans le cas de la Nouvelle-Zélande le 57^{ème} percentile est approprié.

⁸Nous remercions vivement P. Sicsic pour nous avoir communiqué ses programmes SAS.

base 1980 de l'indice des prix à la consommation (IPC) (296 postes avant 1993) et la base 1990 (265 postes, depuis 1993). Les séries vont donc de 1970 à décembre 1998⁹. L'inflation médiane est bien inférieure à l'inflation moyenne. De plus c'est ici le 60^{ème} percentile qui permet d'obtenir une inflation sous-jacente proche de l'inflation moyenne sur l'ensemble de la période (graphique 6). Par rapport aux résultats de Chatelain, Odonnat et Sicsic [1996], le niveau d'asymétrie des prix semble croître avec le degré de désagrégation considéré¹⁰.

Par ailleurs nous calculons aussi un indicateur du type moyenne tronquée. En raison de l'asymétrie mentionnée (cf. annexe 1), choisir un intervalle de troncature symétrique aurait conduit à une moyenne tronquée différente de l'inflation sur l'ensemble de la période. Aussi nous avons choisi un intervalle asymétrique permettant de respecter la contrainte d'identité des deux moyennes. Nous retenons un degré de troncature assez faible, en tronquant la distribution de 10 % à gauche et de 5 % à droite (15 % en tout). Bryan, Cecchetti et Wiggins [1997] obtiennent que la moyenne tronquée est optimale pour un troncature de 9 % (de chaque côté), tandis l'étude de Alvarez et Matea [1997] rapporte des moyennes tronquées de 5 % à 20 %. On observe que la médiane et la moyenne-faiblement- tronquée fournissent des résultats très proches en glissement annuel.

L'inflation tronquée est plus lisse que l'inflation moyenne mais aussi que l'inflation hors facteurs spéciaux¹¹. Un avantage des estimateurs «à influence limitée» est illustré lors du rebond de l'inflation qui apparaît en 1987. Ce pic correspond à la libération des prix, auparavant administrés, d'un certain nombre de services début 1987 (restauration, réparation automobile, coiffeurs, etc.). Ce rebond est largement éliminé par les estimateurs «à influence limitée». Ces indicateurs permettent ainsi de gommer des chocs transitoires sur des composantes affectées de façon exceptionnelle seulement par des variations irrégulières. Plus anecdotiquement, la reprise de l'inflation en 1977 est éliminée par les moyennes tronquées : ce pic d'inflation est en fait dû à une évolution atypique du prix des produits des IAA. En sens inverse, le blocage des prix et salaires en 1982 illustre une limite de l'indicateur moyenne tronquée. Comme ce blocage affecte de façon à peu près équivalente tous les prix, par construction la baisse de l'inflation se traduit en diminution de l'inflation sous-jacente, alors qu'on pourrait *a priori* tenir ce blocage transitoire pour non susceptible d'influencer l'inflation sous-jacente. Ces quelques remarques, tirées de l'examen des glissement annuels, n'épuisent pas les utilisations possibles de l'indicateur moyenne tronquée, dont une des vocations est aussi d'éclairer la lecture des évolutions mensuelles de l'IPC. Un exemple récent est donné dans le cas des Etats-Unis par la hausse de 0,7 % de l'indice des prix au mois d'avril 1999. L'observation simultanée de la hausse modérée de l'inflation médiane¹² (0,3 %) permet de relativiser les risques de reprise de l'inflation.

⁹ Les données utilisées s'arrêtent en décembre 1998. Nous ne prenons pas en compte le changement de base intervenu depuis.

¹⁰ Le percentile retenu n'est pas modifié lorsque l'on utilise exactement la même période que Chatelain *et alii*.

¹¹ Sur la période janvier 1975-décembre 1998, l'écart-type du taux de croissance mensuel de l'inflation est de 0,40. Il est de 0,34 et 0,33 pour le 60^{ème} percentile et l'inflation tronquée (10,5), et de 0,38 pour l'inflation hors facteurs spéciaux.

¹² Disponible sur le site Internet de la Federal Reserve Bank of Cleveland.

Un critère plus formel pour apprécier l'intérêt des indicateurs d'inflation tronquée est de savoir s'ils permettent d'améliorer la prévision de l'inflation à court terme. L'annexe 2 présente quelques tests empiriques de cette hypothèse¹³. Il apparaît que les indicateurs d'inflation tronquée ont effectivement un contenu informationnel sur l'inflation future, et qu'ils sont plus performant à cet égard que l'inflation par exclusion de postes.

Deux questions soulevées par les indicateurs de type moyenne tronquée concluent la présente section : le caractère statique de la méthode et la possibilité d'un fondement économique des indicateurs.

3.4 Une approche statique ?

L'indicateur d'inflation par les moyennes tronquées est essentiellement statique. Cette propriété constitue d'une certaine façon un avantage. D'un point de vue pratique, comme cette méthode est appliquée date par date, l'indicateur n'est pas susceptible d'être révisé rétrospectivement avec l'arrivée de nouvelles observations, à la différence d'indicateurs obtenus par des méthodes de séries temporelles¹⁴. Il peut sans difficulté être calculé en cas de changement de nomenclature de l'indice des prix alors que ce n'est pas le cas pour la méthode précédente¹⁵. De plus la méthode de l'inflation tronquée -comme celle de l'inflation par exclusion- présente pour attrait de n'être liée à aucune hypothèse sur le processus temporel suivi par l'inflation et donc d'être robuste aux ruptures de régime.

Cependant le caractère a-temporel de l'approche pose question. Le modèle statistique considéré en 3.2. est purement statique et ne préjuge pas du lien temporel entre les différentes observations de taux d'inflation. Définir un estimateur optimal de l'inflation sous-jacente dans le strict cadre de ce modèle supposerait de déterminer la loi de la distribution des prix sectoriels, et à d'en inférer le degré de troncature optimal. La moyenne tronquée obtenue définirait alors un nouvel indice des prix *a priori* sans rapport avec l'IPC usuel (au regard du modèle, l'IPC constitue un estimateur inefficace de l'inflation sous-jacente). En pratique, un *a priori* macroéconomique conduit en fait à privilégier la référence à l'IPC et à utiliser la dimension temporelle pour élaborer un estimateur d'inflation sous-jacente pertinent. Ainsi pour la détermination de la troncature optimale, Bryan *et alii* [1997] utilisent une moyenne mobile de l'IPC comme point de référence. De même, une perspective macroéconomique et chronologique intervient implicitement au travers sur l'hypothèse d'identification faite dans notre application, i.e. l'égalité en moyenne entre inflation sous-jacente et inflation de l'IPC. Notons que l'introduction de cette hypothèse dérive de l'observation historique d'une asymétrie systématique (à droite) des prix. Sur une observation particulière l'asymétrie des prix peut être attribuée à une propriété d'échantillonnage d'une loi

¹³Un tel exercice n'est pas présenté ici pour les mesures développées dans les sections 4 et 5 car ces derniers indicateurs ont moins vocation à être utilisés pour la prévision à court terme.

¹⁴Selon Wynne [1999] cette caractéristique est souhaitable au point de vue de la communication d'une banque centrale avec le public

¹⁵Par exemple, le passage de l'indice des prix en base 100 1998 en janvier 1999 a nécessité une redéfinition des postes exclus de l'indice sous-jacent.

leptokurtique (Bryan, Cecchetti et Wiggins [1997]). Ceci souligne la difficulté de se passer de la dimension temporelle des données.

3.5 Quelle motivation économique ?

Au plan macroéconomique, estimer une inflation sous-jacente en utilisant des données sectorielles n'a de sens que si les chocs de prix relatifs ont un impact transitoire sur le niveau général des prix. Il est alors légitime d'éliminer le bruit qu'ils introduisent sur la variation du niveau général des prix. Cette discussion rejoint la problématique du lien entre prix relatif et niveau général des prix.

Il est utile de considérer l'écriture suivante qui décompose chaque inflation sectorielle en deux termes indépendants : la variation du niveau général des prix *sous-jacent* et un terme de prix relatif¹⁶.

$$\pi_i = \pi_s + \epsilon_i \tag{1}$$

où π_s , π_i et ϵ_i représentent respectivement le taux d'inflation sous-jacent, la hausse des prix du secteur i et un choc de prix relatif indépendant de π_s . Pour motiver le calcul d'une inflation sous-jacente, il s'agit de justifier que le taux d'inflation observé, i.e. la moyenne des π_i , diffère de π_s .

Bryan et Cecchetti [1993] s'appuient pour cela sur le modèle de Ball et Mankiw [1992], qui, par l'introduction de rigidités nominales des prix relatifs, justifient que l'inflation diffère de sa valeur «d'équilibre». Dans ce modèle π_s est l'inflation anticipée en début de période. L'équation (1) donne le prix désiré par le secteur i après réalisation d'un choc temporaire ϵ_i d'espérance nulle qui affecte les coûts ou la demande de ce secteur. En raison de l'existence de *menu costs* certains secteurs n'ajustent pas instantanément leur prix au choc de prix relatif. Ne révisent leur variation de prix que les secteurs pour lesquels le coût engendré par le choc en cas de non ajustement est supérieur au coût de menu : ils modifient leurs prix de π_i tandis que le reste des secteurs maintient une variation de prix de π_s . La moyenne de l'inflation observée est alors $E(\pi_i) = \pi_s + E\epsilon_i I_{(|\epsilon_i|>c)}$ ($I_{(.)}$ est la fonction indicatrice et c le coût de menu). Lorsque la distribution des chocs est symétrique, la moyenne des variations de prix observée est identique au taux d'inflation sous-jacent π_s . En revanche ce n'est plus le cas si la distribution des chocs est asymétrique. Par exemple, si la distribution des chocs est asymétrique à droite, plus de secteurs augmentent leur prix et peu de secteurs les baissent et la hausse moyenne des prix est supérieure à π_s . Dès lors une moyenne tronquée apparaît un meilleur indicateur de l'inflation sous-jacente¹⁷.

Il reste à préciser la détermination de π_s . L'interprétation de l'inflation sous-jacente proposée par Bryan et Cecchetti [1994] fait référence explicitement à la notion «d'inflation monétaire». L'argument est qu'à long terme, la politique monétaire détermine

¹⁶Cette écriture peut être rapprochée du modèle des îles de Lucas [1973].

¹⁷Le modèle de Ball et Mankiw [1992] permet aussi de rendre compte une corrélation positive entre la *skewness* de la distribution et la hausse moyenne des prix. Montrant à la suite de Vining et Elwertowski [1976] qu'il existe une corrélation positive sur données américaines, ils concluent à l'existence de *menu cost* dans la fixation des prix. Pour une application sur données françaises, voir Bonnet, Dubois et Fauvet [1998].

le taux d'inflation. En sorte que : $\pi_s = \dot{m}$, où \dot{m} est le taux de croissance de la masse monétaire, la banque centrale étant supposée dans ce modèle contrôler cet agrégat¹⁸.

Cette interprétation soulève plusieurs problèmes. D'une part, elle repose sur l'hypothèse très forte que seuls les chocs de prix relatifs peuvent écartier l'inflation observée et l'inflation d'équilibre¹⁹. Cette hypothèse est largement arbitraire : le type de chocs considérés comme non monétaires varie selon les études (Cecchetti [1996] suggère ainsi que peuvent être considérés comme chocs transitoires - à exclusion de l'inflation monétaire - les effets de fiscalité indirecte et de taux de change). Pour chaque choc spécifique susceptible d'affecter le taux d'inflation on peut définir, comme résidu, l'inflation sous-jacente correspondante²⁰. D'autre part, le lien entre le modèle de référence de détermination de l'inflation sous-jacente et l'estimateur retenu est indirect car ni la masse monétaire ni le taux d'intérêt ne sont inclus explicitement. Enfin la notion d'inflation monétaire doit être clarifiée si l'on considère que la banque centrale réagit aux chocs macroéconomiques, éventuellement en fonction d'objectifs d'inflation.

4 Le *Dynamic Factor Index* (DFI)

4.1 L'inflation sous-jacente, composante commune inobservable

Cette approche, moins fréquemment mise en pratique, consiste à combiner séries temporelles et dimension transversale des données, en utilisant l'information contenue dans les séries historiques de prix individuels. Intuitivement, il s'agit d'extraire une composante commune inobservable d'un ensemble de postes de l'indice des prix. Le DFI est usuellement appliqué, depuis Stock et Watson [1989 et 1991], sur données macro-économiques réelles : Stock et Watson [1991] construisent ainsi un indicateur coïncident d'activité à partir de quatre séries²¹. Bryan et Cecchetti [1993] ont appliqué cette modélisation est l'inflation.

Le modèle *Dynamic Factor Index* s'écrit de la façon suivante :

¹⁸Bryan et Cecchetti [1994] montrent que la masse monétaire intervient significativement dans la prévision de l'inflation tronquée et interprètent ce résultat comme une validation du modèle. Par ailleurs, considérer l'inflation sous-jacente comme inflation de long-terme fournit une justification au test de l'inflation sous-jacente comme prédicteur de l'inflation future (cf. Bryan et Cecchetti [1994], ainsi que l'exercice mené en annexe 2).

¹⁹cf. par ailleurs Bakhshi et Yates [1999] pour une discussion des chocs de demande comme source des modifications de prix relatifs.

²⁰Notons qu'Eckstein [1981] proposait déjà la décomposition suivante de l'inflation :

$$\pi = \pi_c + \pi_d + \pi_o$$

où π_c représente l'inflation sous-jacente, π_d la composante attribuée à la demande et π_o l'inflation attribuée à des chocs d'offre (prix du pétrole, cotisations sociales, salaire minimum, taux de change...).

²¹Doz et Lengart [1998] appliquent cette modélisation pour extraire une composante commune des soldes d'opinions de l'enquête mensuelle dans l'industrie.

$$\begin{pmatrix} Y_{1,t} \\ \vdots \\ Y_{n,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \vdots \\ \gamma_n \end{pmatrix} C_t + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ \vdots \\ u_{n,t} \end{pmatrix} \quad (2)$$

$$C_t = \varphi_1 C_{t-1} + \varphi_2 C_{t-2} + \cdots + \varphi_p C_{t-p} + \delta + \eta_t \quad (3)$$

$$(4)$$

$$\begin{pmatrix} u_{1,t} \\ \vdots \\ u_{n,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{1,1}u_{1,t-1} + \phi_{1,2}u_{1,t-2} + \phi_{1,k}u_{1,t-k} \\ \vdots \\ \phi_{n,1}u_{n,t-1} + \phi_{n,2}u_{n,t-2} + \phi_{n,k}u_{n,t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n,t} \end{pmatrix},$$

où Y_t est un vecteur de n composantes observables²² et C_t est la tendance commune (inobservable) qui lie les n composantes précédentes. Les bruits η_t et $\varepsilon_{i,t}$, d'espérances nulles, supposés indépendants et gaussiens, sont les innovations de C_t et $u_{i,t}$ pour chaque date t . Dans le cas présent, les composantes de Y_t représentent les taux de croissance observés des postes de l'indice des prix. Ce modèle postule que chacun des postes de l'indice des prix se décompose en une tendance commune (c'est-à-dire l'inflation sous-jacente) et un terme de prix relatif. Bryan et Cecchetti [1993] posent en outre que les γ_i sont égaux à 1 pour assurer une certaine homogénéité entre la tendance commune et chaque composante de l'indice des prix. La composante commune suit un processus $AR(p)$ et les chocs idiosyncratiques $u_{i,t}$ un $AR(k)$ ²³. On pose que :

$$\begin{aligned} C_t^* &= (C_t, C_{t-1}, \dots, C_{t-p+1}) \\ u_t^* &= (u_{1,t}, \dots, u_{1,t-k+1}, u_{2,t}, \dots, u_{2,t-k+1}, \dots, u_{n,t}, \dots, u_{n,t-k+1}). \end{aligned}$$

Le système (2) (3)(4) sous la forme d'un modèle espace-état estimable par le filtre de Kalman. En utilisant les notations précisées dans l'annexe 3, nous obtenons les équations d'état et de mesure :

$$\begin{pmatrix} C_t^* \\ u_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_{(p,p)}^* & 0_{(p,nk)} \\ 0_{(nk,p)} & \phi_{(nk,nk)}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1}^* \\ u_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta \\ 0_{(p+nk-1,1)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} N_{(p,1)} & 0_{(p,n)} \\ 0_{(nk,1)} & K_{(nk,n)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t^* \end{pmatrix} \quad (5)$$

$$Y_t = \beta + \begin{pmatrix} \gamma N'_{(p,1)} & K'_{(nk,p)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_t^* \\ u_t^* \end{pmatrix} \quad (6)$$

De façon plus compacte, le système (5) (6) se récrit :

²²Une hypothèse importante de ce modèle est la stationnarité des variables. La comparaison avec l'approche VAR structurel souligne l'incompatibilité entre les hypothèses des différents modèles d'inflation sous-jacente.

²³Dans l'application numérique, nous avons introduit la possibilité que C_t et u_t pouvaient s'écrire sous une forme ARMA.

$$\begin{aligned}\alpha_t &= \mu_\alpha + T\alpha_{t-1} + R\zeta_t \\ Y_t &= \beta + Z\alpha_t\end{aligned}\tag{7}$$

$V(R\zeta_t) = R\Sigma R'$ et Σ est une matrice diagonale dont les éléments sont $(\sigma_\eta^2, \sigma_{\varepsilon_1}^2, \dots, \sigma_{\varepsilon_n}^2)$ ²⁴. En fait, comme Stock et Watson [1991], nous estimons ici un modèle centré :

$$\begin{aligned}\tilde{\alpha}_t &= T\tilde{\alpha}_{t-1} + R\zeta_t \\ Y_t - \bar{Y} &= Z\tilde{\alpha}_t\end{aligned}\tag{8}$$

où \bar{Y}_i est la moyenne de la variable i . En effet, dans le modèle (7), les paramètres β_i et δ -le seul paramètre non nul de μ_α - ne sont pas simultanément identifiables. Pour cette raison, Stock et Watson [1991] n'estiment pas directement δ , taux de croissance moyen de l'innovation de la composante inobservable, mais le calculent à l'aide d'une condition d'identification. Une propriété du filtre de Kalman est que la composante $\tilde{\alpha}_t$ peut s'écrire comme une combinaison linéaire des valeurs contemporaines et passées de Y_t , soit :

$$\tilde{\alpha}_t = W(L)(Y_t - \bar{Y})\tag{9}$$

où $W(1)$ est calculée à partir du gain du filtre de Kalman. $W(1)$ est une matrice de taille (m, n) où m est le nombre de variables du vecteur d'état et n le nombre de variables observables. La première ligne de cette matrice donne le poids de chacune des variables dans la composante commune (la somme de la ligne vaut 1). Stock et Watson [1991] supposent alors que les poids mis à jour par le filtre de Kalman (matrice $W(1)$) peuvent être utilisés pour calculer le niveau moyen d'inflation tendancielle, à partir des niveaux d'inflation moyens par poste. On applique donc la structure de poids définie par (9) aux données non centrées, pour obtenir $C_t = e_1'W(L)Y_t$, où le vecteur e_1' sélectionne la première ligne de $W(L)Y_t$. En réécrivant l'équation (3) sous la forme $\varphi(L)C_t = \delta + \eta_t$ on obtient l'estimateur suivant de δ :

$$\delta = \varphi(1)W(1)\bar{Y}.\tag{10}$$

Cette condition d'identification, est importante pour l'interprétation des résultats obtenus. Utilisant cette condition d'identification Bryan et Cecchetti [1993] obtiennent (pour certaines sous-périodes) une composante commune dont la moyenne diffère significativement de l'inflation observée moyenne. De fait, Bryan et Cecchetti [1993] ne cherchent pas à estimer à proprement parler une inflation sous-jacente mais le biais entre l'indice des prix et le DFI (indicateur qui revient à pondérer de façon différente les indices de prix sectoriels). Nous imposons une condition d'identification différente en postulant, comme dans la section 2, que l'inflation sous-jacente est en moyenne égale à l'inflation observée.

²⁴Une contrainte identifiante étant nécessaire, σ_η^2 est contrainte à un.

4.2 Estimation

Nous avons estimé le modèle (8) en décomposant l'indice des prix harmonisé (HICP) en cinq postes²⁵ : les produits alimentaires bruts (Y_1), les produits agro-alimentaires (Y_2), les produits manufacturés (Y_3), l'énergie (Y_4) et les services (Y_5). Le modèle retenu pour la composante commune est un AR(3) et un AR(1) pour chacune des composantes idiosyncratiques. Un test du rapport des vraisemblances ne permet pas d'accepter un degré plus élevé de termes autorégressifs pour les composantes spécifiques. De même, l'introduction de termes AR ou MA dans la tendance commune ne s'est pas avérée fructueuse. Les dynamiques estimées de la tendance commune et des composantes spécifiques (sur la période février 1971-décembre 1998) sont :

$$\begin{aligned}
 C_t &= \underset{(7,5)}{0,32}C_{t-1} + \underset{(6,8)}{0,22}C_{t-2} + \underset{(6,1)}{0,31}C_{t-3} \\
 u_{1,t} &= \underset{(1,7)}{0,31}u_{1,t-1} \text{ et } \sigma_{\varepsilon_1}^2 = \underset{(15,6)}{0,66} \\
 u_{2,t} &= \underset{(2,3)}{0,14}u_{2,t-1} \text{ et } \sigma_{\varepsilon_2}^2 = \underset{(14,5)}{0,35} \\
 u_{3,t} &= \underset{(2,1)}{0,21}u_{3,t-1} \text{ et } \sigma_{\varepsilon_3}^2 = \underset{(14,1)}{0,29} \\
 u_{4,t} &= \underset{(6,0)}{0,37}u_{4,t-1} \text{ et } \sigma_{\varepsilon_4}^2 = \underset{(14,1)}{0,29} \\
 u_{5,t} &= \underset{(-1,4)}{-0,11}u_{5,t-1} \text{ et } \sigma_{\varepsilon_5}^2 = \underset{(11,7)}{0,20}.
 \end{aligned} \tag{11}$$

D'après (10), le calcul de la composante commune équivaut implicitement à repondérer chacun des postes de l'indice des prix. La pondération de long terme ici obtenue est de 0,04 pour Y_1 , 0,15 pour Y_2 , 0,20 pour Y_3 , 0,01 pour Y_4 et 0,60 pour Y_5 ce qui revient à donner le plus fort poids à l'indice des services, dont la variance est la plus faible.

Le graphique 8 retrace l'évolution de l'inflation sous-jacente fournie par le DFI. De façon peu surprenante, l'évolution de l'estimateur d'inflation sous-jacente est très proche de celle des services. La pondération implicite des services obtenue dans le DFI est en effet double de ce qu'elle vaut pour le calcul du HICP²⁶. Cette proximité est aussi manifeste si l'on considère le résultat d'estimation : le terme autorégressif estimé de $u_{5,t}$ est peu significatif et de variance faible : aussi l'inflation dans les services et la composante commune diffèrent approximativement d'un bruit blanc de variance relativement faible. Il faut en outre souligner que si nous avons appliqué la même condition d'identification que Stock et Watson [1991], la moyenne de la composante

²⁵ Estimer le DFI pour un grand nombre de postes est difficilement praticable en raison du grand nombre de paramètres. Une voie exploitée dans une optique temporelle dans un tel cas serait de considérer des extensions de l'analyse en composantes principales : le *diffusion index* proposé par Stock et Watson [1999b] ou le *generalized dynamic factor model* proposé par Forni, Hallin, Lippi et Reichlin [1999].

²⁶ L'application du DFI sur données trimestrielles amplifie ce résultat, le poids de ce poste passant à 0,8.

commune ne serait pas égale à celle l'inflation observée mais serait plus proche de celle des services.

La forte pondération des services par la mesure DFI éclaire les indications fournies par cet indicateur. A la différence de l'indicateur par exclusion la mesure DFI indique que l'inflation sous-jacente reste en 1974 en deçà de l'inflation observée (d'environ 2 points). En effet le choc pétrolier a rapidement affecté le secteur exposé, il a moins fortement touché les prix des services. De façon symétrique, en 1987, en raison de la libéralisation du prix de certains services mentionnés ci-dessus, l'indicateur DFI augmente plus que l'inflation observée. La libéralisation se traduit par un "pic" apparent dans l'inflation sous-jacente. Cet indicateur apparaît dès lors avoir des caractéristiques empiriques peu satisfaisantes. Une estimation sur des données plus désagrégées apporterait peut-être des résultats plus intéressantes. Elle se heurterait toutefois à la multiplication du nombre de paramètres.

Au plan de l'interprétation économique la méthode du DFI se rapproche des estimateurs à influence limitée : l'inflation sous-jacente est représentée comme une composante inobservable dont l'inflation moyenne observée s'écarte principalement en raison de chocs sectoriels. Nous renvoyons donc à la section précédente pour la discussion de cette question.

5 Le VAR structurel (SVAR)

Une quatrième optique consiste à appliquer des méthodes de séries temporelles à une série agrégée de prix (l'indice de prix total), pour en extraire une série d'inflation sous-jacente. Une pratique simple est de procéder à une extraction de tendance univariée, par exemple par un lissage du type moyenne mobile, Hodrick-Prescott, etc.. Il est toutefois notoire que le choix de la méthode employée pour une extraction univariée de tendance peut conduire à une décomposition arbitraire entre inflation cyclique et tendancielle. Il semble plus intéressant de rechercher dans un cadre multivarié une information complémentaire pour étayer une décomposition tendance-cycle. Ainsi, l'approche inaugurée par Quah et Vahey [1995], reposant sur un modèle VAR structurel, permet de fonder le calcul de l'inflation sous-jacente sur des hypothèses d'identification liées à la théorie économique. Elle consiste, pour extraire une série d'inflation tendancielle, à exploiter l'information contenue dans la dynamique jointe des prix et de la production²⁷.

5.1 L'approche de Quah et Vahey [1995]

La démarche de Quah et Vahey [1995] est la suivante. Un VAR bivarié production-inflation est estimé. Le modèle attribue alors l'impulsion de la dynamique jointe de ces deux variables aux innovations du VAR. Conformément à la méthodologie VAR structurelle, les innovations sont supposées liées à deux chocs structurels orthogonaux,

²⁷ Les applications empiriques étant effectuées en fréquence mensuelle, l'indicateur de production retenu est l'indice de la production industrielle. Sa représentativité quant à l'évolution de l'ensemble de l'économie est sujette à caution.

qui sont identifiés en utilisant une restriction *a priori* : en l'occurrence l'un des deux chocs n'a pas d'effet de long terme sur le niveau de la production. L'inflation sous-jacente est la composante de l'inflation qui résulte de ce choc que nous appelons choc «nominal» (voir discussion plus bas). Jacquinot [1998] montre que la composante de court terme de l'inflation est très corrélée au taux d'utilisation des capacités²⁸ ce qui signifie que l'inflation sous-jacente s'assimile finalement au rythme d'augmentation des prix purgé du cycle.

Techniquement l'extraction de l'inflation sous-jacente se fait en trois étapes²⁹. Dans une première étape, on estime le modèle VAR bivarié suivant :

$$X_t = B(L)X_t + \varepsilon_t. \quad (12)$$

Le vecteur $X_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix}$ où Δy_t est le taux de croissance de la production et $\Delta \pi_t$ la variation du taux d'inflation. ε_t est *iid*, $E(\varepsilon_t) = 0$ et $\Sigma = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ est la matrice de covariance des innovations du VAR. Dans une deuxième étape, les chocs structurels sont calculés à partir des résidus du VAR. Les innovations du VAR sont des combinaisons linéaires des chocs structurels.

$$\varepsilon_t = P u_t. \quad (13)$$

Pour estimer la matrice P , on suppose que les composantes de $u_t (u_{1,t}, u_{2,t})$ sont indépendantes ($V(u_t) = I$). D'après (13) nous savons aussi que $\Sigma = E(\varepsilon \varepsilon') = E(P u_t u_t' P') = P P'$. $P P'$ étant symétrique, on déduit de cette égalité trois équations, la matrice P à estimer contenant quatre paramètres. Une hypothèse supplémentaire permet d'achever l'identification : l'absence d'effet à long terme du choc «nominal» sur la production. Dans un cadre bivarié avec une contrainte de long terme, le calcul de P peut être mené simplement³⁰. En effet, d'après (12) et (13), le modèle s'écrit :

$$X_t = (I - B(L))^{-1} P u_t. \quad (14)$$

On suppose que l'effet de long terme du choc $u_{2,t}$ sur le niveau de la production est nul. Cette hypothèse implique que la matrice de réponse de long terme $H = (I - B(1))^{-1} P$ est triangulaire inférieure. H peut alors être obtenue en appliquant la décomposition de Choleski à la matrice $M = H H' = (I - B(1))^{-1} \Sigma (I - B(1))^{-1'}$. M est bien calculée à partir d'éléments estimables empiriquement. La matrice $P = H(I - B(1))$ qui en est déduite permet l'estimation des chocs u_t . La troisième étape est le calcul de la décomposition historique des séries. L'équation (14) permet d'évaluer la contribution de chacun des u_t à l'évolution de chaque variable du système. En particulier l'inflation sous-jacente est calculée comme la série d'inflation engendrée par les seuls chocs «nominaux».

²⁸La période d'estimation s'étend de janvier 1974 à décembre 1996.

²⁹cf. Jacquinot [1998] pour une présentation détaillée de la méthode.

³⁰cf. Bruneau et De Bandt [1998] pour un exposé des méthodes adaptées dans le cas de systèmes ou de contraintes plus complexes.

5.2 Application

Nous estimons un VAR identique à celui retenu par Jacquinot [1998]³¹ : les variables endogènes sont le taux de croissance mensuelle de la production industrielle et la variation du taux d'inflation; le nombre de retards est de six; des variables indicatrices mensuelles sont introduites dans la régression afin de prendre en compte une éventuelle saisonnalité. La période d'estimation est ici étendue de janvier 1974 à décembre 1998 afin de pouvoir mener une comparaison avec les autres indicateurs. Les chocs structurels sont estimés selon la méthode précisée dans la section 2.

L'inflation sous-jacente obtenue est présentée dans le graphique 7. Les résultats sont voisins de ceux de Jacquinot [1998]. Nous avons également estimé un VAR en intégrant comme variable exogène le prix du pétrole sans que les résultats soient sensiblement affectés. Notons qu'arrêter l'estimation en 1996 conduit, en utilisant les résidus hors-échantillon, à évaluer un rythme d'inflation sous-jacent négatif fin 1998. De façon générale, l'inflation sous-jacente ne se démarque sensiblement de l'inflation observée que dans la deuxième partie de l'échantillon. Sur cette sous période l'indicateur SVAR se distingue des indicateurs concurrents en s'écarte de l'inflation observée sur des périodes plus longues. La récession de 1993 introduit une divergence notable entre l'indicateur SVAR et l'inflation observée. Comme cette mesure revient de fait à corriger l'inflation du cycle, le recul de la production conduit cet indicateur à diagnostiquer un fort rebond de l'inflation sous-jacente à hauteur de 3,5 % à la fin de 1993. Ce résultat peu intuitif est discuté ci-dessous.

5.3 Discussion

L'approche de Quah et Vahey [1995] est fondée sur une hypothèse théorique d'identification d'ordre macroéconomique : la dynamique inflation/production est impulsée par deux chocs fondamentaux, dont un seul a une influence sur la production. Cette hypothèse est rattachée à l'idée d'une courbe de Phillips verticale. Dans ce cadre il semble raisonnable de considérer que le choc qui n'affecte pas la production de long terme est un choc de demande et l'autre un choc d'offre. Quah et Vahey [1995] précisent toutefois ne pas préjuger de l'origine de l'inflation sous-jacente et dénomment les chocs respectivement «chocs de *core inflation*» et de «*non core*».

Les résultats empiriques obtenus en appliquant leur méthode soulèvent un problème d'interprétation. En effet la fonction de réponse aux chocs (graphiques 9 à 12) montre que la réaction de la production et des prix aux chocs de *non core* est positive (mais, dans le cas des prix, non significative pour un intervalle de confiance de deux écarts-types)³². Ce trait caractérise usuellement les chocs de demande. Le choc qui a un effet à long terme sur la production semble contenir une composante choc de demande. Cette propriété dérive des caractéristiques des équations estimées du VAR. Le système estimé est le suivant :

³¹Nous remercions vivement P. Jacquinot qui nous a communiqué ses programmes RATS.

³²Ces résultats sont qualitativement analogues à ceux de Quah et Vahey pour le Royaume-Uni. Notons que le système estimé par Blix [1995], en utilisant l'inflation en niveau dans le modèle VAR, présente - sur des données proches de celles de Quah et Vahey - des propriétés très différentes.

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= B_{yy}(L)\Delta y_t + B_{y\pi}(L)\Delta\pi_t + \varepsilon_t^y \\ \Delta\pi_t &= B_{\pi y}(L)\Delta y_t + B_{\pi\pi}(L)\Delta\pi_t + \varepsilon_t^\pi\end{aligned}$$

Or, sur données britanniques et françaises les deux résultats suivants sont (par des tests séparés) acceptés (Jacquinot [1998]). D'une part, les résidus des deux équations sont non-corrélés (la matrice Σ est diagonale). D'autre part, la restriction $B_{y\pi}(L) = 0$, soit l'absence d'impact des prix retardés sur la production, n'est pas rejetée. Le système est donc pratiquement récursif et structurel avant l'étape d'identification.

L'innovation sur l'équation de prix n'a d'impact ni à court terme (absence de corrélation des innovations) ni à long terme (nullité des termes de $B_{y\pi}(L)$ dans l'équation de production) sur l'output. Elle est alors proche du choc de *core inflation* structurel. L'innovation de l'équation d'output est le choc de *non-core*³³.

Afin de proposer une interprétation des chocs structurels mis à jour par le VAR, il est utile de se référer à un cadre macroéconomique qui intègre une courbe de Phillips verticale. En effet, cette courbe motive l'hypothèse d'identification. Considérons le modèle standard réduit formé par les trois équations simultanées suivantes :

$$y_t - y_t^* = \phi (y_{t-1} - y_{t-1}^*) - v (i_t - \pi_t - \rho) + \varepsilon_t^d \quad (15)$$

$$i_t = \rho + \pi_t + \beta (\pi_t - \bar{\pi}_t^m) \quad (16)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha (y_t - y_t^*) + \varepsilon_t^p \quad (17)$$

L'équation (15) est une courbe IS où $y_t - y_t^*$ est l'output gap et ρ représente le taux d'intérêt réel d'équilibre supposé connu et constant. ε_t^d s'assimile à un choc de demande. L'équation (16) est la fonction de réaction de la banque centrale où $\bar{\pi}_t^m$ est l'objectif d'inflation. On n'introduit pas de chocs discrétionnaires de politique monétaire : elle est entièrement définie par la fonction de réaction et la cible d'inflation. L'équation (17) s'apparente à une forme réduite de la courbe de Phillips. ε_t^p est un choc de prix. Quatre variables exogènes sont à la source des fluctuations : deux chocs de demande (ε_t^d et le choc introduit par la politique monétaire $\bar{\pi}_t^m$) ; un choc d'offre qui préside à l'évolution de y_t^* ; enfin, un choc de prix. Ces chocs sont supposés indépendants³⁴. Il est utile de le mettre sous une forme réduite proche de celle estimée dans les VAR. Les équations (15) et (16) donnent une courbe de demande globale :

$$y_t - y_t^* = \phi (y_{t-1} - y_{t-1}^*) - v\beta (\pi_t - \bar{\pi}_t^m) + \varepsilon_t^d \quad (18)$$

En utilisant (17) et (18) nous pouvons écrire le modèle sous une forme autorégressive :

³³Jacquinot [1998] utilise le terme de «choc réel».

³⁴On pourrait toutefois introduire un lien entre ε_t^p et y_t^* (si par exemple un choc de cotisation sociale a un effet permanent sur le niveau du PIB). Ici, le choc sur l'équation de prix peut s'interpréter comme un choc d'offre ponctuel (effet ponctuel d'un choc sur les cotisations sociales, le prix du pétrole, les négociations salariales...).

$$y_t - y_t^* = \left(\frac{1}{1 + \alpha\beta v} \right) [\phi (y_{t-1} - y_{t-1}^*) - v\beta(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_t^m) - v\beta\varepsilon_t^p + \varepsilon_t^d] \quad (19)$$

$$\pi_t = \left(\frac{1}{1 + \alpha\beta v} \right) [\alpha\phi (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \pi_{t-1} + \alpha v\beta\bar{\pi}_t^m + \varepsilon_t^p + \alpha\varepsilon_t^d] \quad (20)$$

À long terme le taux réel est égal au taux d'intérêt réel d'équilibre, le PIB est égal au PIB potentiel. Les chocs de demande et de prix n'ont pas d'effet permanent sur l'activité. Enfin l'inflation est à long terme contrôlée par la politique monétaire. En cela, on peut avancer que $\bar{\pi}_t^m$ est l'inflation sous-jacente du modèle. Les chocs d'offre, de prix et de l'équation IS ont un effet uniquement transitoire sur l'inflation.

Les équations (19) et (20) peuvent être comparées au VAR structurel estimé. Relativement à l'équation (19), il faut remarquer que le PIB potentiel n'est pas observé. Implicitement sa dynamique a la forme d'un processus à racine unitaire³⁵. Il apparaît que dans le VAR estimé, l'équation de production est en fait une forme réduite de la courbe de demande et de l'équation d'évolution du PIB potentiel. Le choc de *non core* ou choc «réel» est un mélange de choc d'offre et de demande. Pour distinguer chocs d'offre et demande, l'introduction d'une variable additionnelle dans le VAR est vraisemblablement nécessaire (le taux de chômage joue ainsi ce rôle dans Blanchard et Quah [1989] ; alternativement on peut penser à introduire un lien entre choc d'offre et choc de prix).

Le choc d'inflation sous-jacente tiré du SVAR dans le cas français se réduit au choc de l'équation de prix ε_t^p (puisque $v = 0$ et que les résidus des deux équations sont non corrélés), ce qui rend délicat l'interprétation de l'indicateur. Dans la maquette ci-dessus, le concept d'inflation sous-jacente pertinent est plutôt le choc de demande, et plus précisément le choc de politique monétaire. Considérons un particulier un réduction de la cible d'inflation, entraînant un ralentissement temporaire de l'activité et un recul durable de l'inflation. L'indicateur SVAR ne traduira pas ce choc par une baisse de l'inflation sous-jacente estimée. Pour identifier le choc de politique monétaire il faudrait compléter le VAR, par exemple à l'aide de variables de taux d'intérêt (comme dans Galí [1992]).

L'interprétation des indicateurs d'inflation sous-jacente pose donc problème. Si l'on définit l'inflation sous-jacente comme l'inflation de long terme, elle s'apparente, dans le modèle simplifié étudié ci-dessus, et dans de nombreux modèles avec cible d'inflation, à l'objectif de politique monétaire.

6 Conclusion

Nous avons dans ce papier mis en œuvre et comparé dans le cas français les quatre principales méthodes de calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente : exclusion de postes, moyenne tronquée, VAR structurel et modèle à composante inobservable. Ces indicateurs reposent sur des modèles et hypothèses très hétérogènes. Sur la période

³⁵Si le PIB potentiel suit une tendance déterministe aucun choc n'a d'effet permanent sur le niveau du PIB.

considérée, l'indicateur VAR structurel se distingue notamment des autres en autorisant des périodes de divergence plus marquée entre inflation et inflation sous-jacente. Les divers indicateurs d'inflation sous-jacente fournissent autant d'angles de lecture des mouvements conjoncturels du taux d'inflation.

Parce qu'ils mettent l'accent sur des chocs différents, ils peuvent fournir des diagnostics contrastés. Fin 1998, l'inflation observée est considérée comme inférieure à l'inflation sous-jacente si l'on se réfère à la mesure par exclusion, ou supérieure si l'on se réfère à la mesure VAR structurel (graphique 13). En effet 1998 est une année marquée à la fois par un fort recul des prix de de l'énergie, une basse inflation et une phase conjoncturelle favorable. Considérer les mesures par exclusion et «à influence limitée» conduit à conclure que l'inflation observée est descendue en dessous de l'inflation sous-jacente (1,1 % environ) en raison des chocs -transitoires- sur les prix de l'énergie. L'absence de hausse des prix dans une phase ascendante du cycle indique au contraire pour l'indicateur SVAR que l'inflation sous-jacente a fortement reculé : le taux d'inflation sous-jacent est nul fin 1998³⁶, pour une inflation observée de 0,3 % en glissement annuel. Il apparaît dès lors hasardeux de fonder l'évaluation de la politique monétaire sur un indicateur privilégié d'inflation sous-jacente. Les quatre indicateurs peuvent toutefois être considérés comme des résumés statistiques fournissant des informations complémentaires pour l'analyse des chocs conjoncturels sur le taux d'inflation.

Quelle que soit la mesure considérée, l'interprétation théorique de la notion d'inflation sous-jacente reste cependant problématique en l'absence de représentation explicite de la politique monétaire et de discussion de la détermination à long terme du taux d'inflation.

Pour esquisser un lien entre la notion d'inflation sous-jacente et un modèle macroéconomique, on peut renvoyer à la littérature sur les cibles d'inflation (par exemple Svensson [1997]). Considérons que les effets de certains chocs sur l'inflation (qu'ils soient liés au prix de l'énergie, à la demande, aux taxes indirectes...) ne peuvent pas être contrecarrés par la banque centrale, en raison de leur caractère imprévisible et des délais d'action de la politique monétaire. Il n'est pas efficace pour la politique monétaire de chercher à stabiliser de tels chocs. Dans ce cadre, un indicateur d'inflation qui parviendrait exclure l'impact de ces chocs constitue une définition de l'inflation sous-jacente, utile pour la détermination et l'évaluation de la politique monétaire. Rendre opérationnelle une telle mesure suppose d'évaluer quels sont les délais d'action de la politique monétaire et quelle est la nature des chocs non stabilisables.

³⁶Ce résultat serait vraisemblablement moins tranché si l'on disposait d'un indicateur de production couvrant l'ensemble des secteurs.

Références

- [1] Bakhshi, H., et T. Yates [1999] : “To trim or not to trim ? An application of a trimmed mean inflation estimator to the United Kingdom”, *Bank of England Working Paper Series*, n°97.
- [2] Ball, L. et N.G. Mankiw [1992] : “Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks”, *NBER Working Paper*, n°4168.
- [3] Ball, L. et N.G. Mankiw [1999] : “Interpreting the Correlation between Inflation and the Skewness of Relative prices : a Comment on Bryan and Cecchetti”, *Review of Economics and Statistics* , 81(2), pp 197-198.
- [4] Blanchard, O.J. et D. Quah [1989] : “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, 79(4), pp 655-673.
- [5] Blinder, A. S [1982] : “Anatomy of Double-Digit Inflation”, In *Inflation : Causes and Effects*, R.E Hall ed., University of Chicago Press, pp 261-282.
- [6] Blinder, A. S [1997] : “Commentary”, *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, 79(3).
- [7] Blix, M. [1995] : “Underlying Inflation - A common Trends Approach”, *Sveriges Riksbank Working Paper*, n°23.
- [8] Bonnet, X., E. Dubois et L. Fauvet [1998] : “Asymétrie des inflations relatives et *menus costs* : tests sur l’inflation française”, *Document de travail de l’Insee*, n°G9809.
- [9] Bruneau, C. et O. De Bandt [1998] : “La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France”, *Notes d’Études et de Recherche de la Banque de France*, n°52.
- [10] Bryan, M.F. et C.J. Pike [1991] : “Median Prices Changes : an Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation”, *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, décembre.
- [11] Bryan, M.F. et S.G. Cecchetti [1993] : “The CPI as measure of Inflation”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, 4^{ème} trimestre.
- [12] Bryan, M.F. et S.G. Cecchetti [1994] : “Measuring Core Inflation”, In *Monetary Policy*, G. Mankiw ed., NBER Studies in Business Cycle, vol 29.
- [13] Bryan, M.F. et S.G. Cecchetti [1996] : “Inflation and the Distribution of Prices Changes”, *NBER Working Paper*, n°5783.
- [14] Bryan, M.F. et S.G. Cecchetti [1999] : “Inflation and the Distribution of Prices Changes”, *Review of Economics and Statistics* , 81(2), pp188-196.
- [15] Bryan, M.F., S.G. Cecchetti et R.J. Wiggins II [1997] : “Efficient Inflation Estimation”, *NBER Working Paper*, n°6183.
- [16] Cecchetti, S.G. [1996] : “Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers”, *NBER Working Paper*, n°5786.
- [17] Chatelain, J.B., I. Odonnat et P. Sicsic [1996] : “Construction sur longue période d’un indicateur d’inflation sous-jacente”, *Mimeo*, Banque de France.

- [18] Diebold F.X. et S.M. Mariano [1995] : "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), pp 253-263.
- [19] Doz, C. et F. Lenglart [1998] : "Analyse factorielle dynamique : test du nombre de facteurs, estimation et application à l'enquête de conjoncture dans l'industrie", *Document de travail du Thema*, Université de Cergy-Pontoise, n°9831.
- [20] Eckstein, O. [1981] : "Core Inflation", *Englenwood Cliffs*, Prentice-Hall, Inc.
- [21] Forni M., M. Hallin, M. Lippi et L. Reichlin [1999], "The generalized dynamic factor model : identification and estimation", *mimeo* présenté au NBER/NSF Forecasting Seminar.
- [22] Gali, J. [1992] : "How Well Does the IS-LM Model Fit the Postwar US Data ?", *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp 709-738.
- [23] Insee [1996] : "Indice corrigé des variations saisonnières et indice hors tarifs publics et produit à prix volatils corrigé des mesures fiscales et des variations saisonnières", *Informations Rapides*, n°179.
- [24] Jacquinot, P. [1998] : "L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurale des VAR : une application à la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni", *Notes d'Études et de Recherche de la Banque de France*, n°51.
- [25] Jondeau, E., H. Le Bihan et F. Sédillot [1999] : "Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels français", *Notes d'Études et de Recherche de la Banque de France*, n°68.
- [26] Laflèche, T. [1997] : "Mesure du taux d'inflation tendanciel", *Document de Travail de la Banque du Canada*, n°97-9.
- [27] Lecoutre P., et P. Tassi [1987] : *Statistique non paramétrique et robuste*, Economica, Paris.
- [28] Lucas, R. [1973] : "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 63, pp 326-334.
- [29] Quah, D. et S.P. Vahey [1995] : "Measuring Core Inflation", *The Economic Journal*, 105, pp 1130-1144.
- [30] Roger, S. [1998] : "Core Inflation : Concepts, Uses and Measurement", *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, G98/9.
- [31] Stock, J.H et M.W. Watson [1989] : "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", In *NBER Macroeconomic Annual*, O.Blanchard et S.Fisher eds., The MIT Press, pp 351-394.
- [32] Stock, J.H et M.W. Watson [1991] : "A Probability Model of the Coincident Economic Indicator", In *Leading Economic Indicators New Approaches and Forecasting Records*, K. Lahiri et G. Moore eds., Cambridge University Press, ch. 4, pp 63-89.
- [33] Stock, J.H et M.W. Watson [1999a] : "Forecasting Inflation", *NBER Working Paper*, n°7023.
- [34] Stock, J.H et M.W. Watson [1999b] : "Diffusion indexes", *mimeo* présenté au NBER/NSF Forecasting Seminar (version révisée du *NBER Working Paper*, n°6702, 1998).

- [35] Svensson, L.E.O [1997] : “Inflation Forecast Targeting : Implementing and Monitoring Inflation Targets”, *European Economic Review*, 41, pp 1111-1146.
- [36] Vining, D. R. et T.C Elwertowski [1976] : “The Relationship between Relative Prices and the General Price Level”, *American Economic Review*, 66, pp 699-708.
- [37] Wynne, M.A. [1997] : “Commentary”, *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, 79(3), mai/juin.
- [38] Wynne, M.A. [1999] : “Core Inflation : a Review of Some Conceptual Issues”, ECB Working Paper N°5.

Annexe 1

La troncature optimale dans le cas d'une distribution asymétrique

Bryan, Cecchetti et Wiggins [1997] illustrent par des simulations de Monte Carlo le choix de la troncature optimale, c'est-à-dire celle qui minimise la variance de l'estimateur considéré. Ils utilisent pour cela la contaminée d'une loi normale par une autre loi normale de variance plus forte. En effet un résultat classique de la statistique robuste (Lecoutre et Tassi [1987]) est que pour ce type de lois la moyenne empirique n'est pas le meilleur estimateur de la moyenne théorique. Ce mélange de loi s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{aligned} z &= sy_1 + (1-s)y_2 \\ y_1 &\rightarrow N(0, 1) \\ y_2 &\rightarrow N(0, \sigma) \\ P(s = 1) &= p \end{aligned}$$

Nous avons $E(z) = 0$ et $V(z) = p^2 + (1-p)^2 \sigma^2$. La kurtosis de cette distribution dépend de p et de σ et s'écrit $K(p, \sigma) = \frac{3(p+(1-p)\sigma^2)}{p^2+(1-p)^2\sigma^2}$. Pour des valeurs très grandes de σ , la kurtosis tend vers $\frac{3}{1-p}$ alors que pour $\sigma = 1$, la kurtosis vaut 3. En ne considérant que la première loi, on sait que $nV(\bar{Y}_1) = 1$ et que $nV(\text{mediane}(Y)) = \frac{\pi}{2}$. Dans ce cas précis, la moyenne est l'estimateur de variance minimale. Toutefois, dès que $1-p > 0$, c'est-à-dire dès que l'on peut tirer dans la deuxième loi, la moyenne n'est plus l'estimateur de variance minimum. Par exemple, lorsque σ tend vers l'infini, la variance de la moyenne devient très grande alors que la variance de la médiane est bornée. Ce sont les moyennes tronquées qui présentent la variance la plus faible. Dans le cas précédent, on montre que la troncature optimale croît avec la kurtosis et atteint au maximum 15 % (graphique 14)³⁷. Une autre propriété de cet estimateur est d'être sans biais (sa moyenne vaut 0).

Considérons maintenant le cas où la seconde loi n'a pas la même moyenne que la loi principale, soit :

$$y_2 \rightarrow N(\mu, \sigma)$$

La densité qui en résulte présente une asymétrie, ce qui restitue une caractéristique de la distribution des prix individuels sur données françaises. Lorsqu'on effectue des tirages dans cette loi les valeurs les plus élevées - en valeur absolue - proviennent le plus souvent du côté droit de la distribution (si la moyenne μ de la seconde loi est positive et suffisamment grande). Dans ce cas, la troncature optimale ne sera plus symétrique mais doit être plus forte à droite qu'à gauche. Toutefois, l'estimateur de variance minimale dans la classe "moyenne tronquée" sera systématiquement biaisé. En effet,

³⁷Les résultats rapportés dans ce graphique sont obtenus par la Méthode de Monte Carlo pour chaque valeur de la kurtosis. Une réplication consiste en 100 tirages dans la loi ci-dessus (censés représenter autant de postes de l'indice des prix) Pour chaque réplication, différentes moyennes tronquées sont calculées à partir de ces 100 tirages. 1000 réplifications sont effectuées afin d'établir la variance de chacune des moyennes tronquées.

la loi présente une asymétrie à droite et donc son espérance se situe à droite de la médiane et du mode. En tronquant plus fortement à droite, on retire des points dont l'importance est grande ce qui tire la moyenne empirique vers la gauche. La moyenne tronquée sera alors toujours inférieure à la moyenne. Une approche alternative consiste alors à rechercher l'estimateur qui minimise le biais. Dans ce cas la troncature à gauche sera plus forte que celle à droite. Mais ceci a un coût en terme de variance qui est *in fine* ce que l'on cherche à éliminer. Le tableau A1 donne les résultats d'une simulation pour une kurtosis de 12 et une moyenne de la loi contaminée qui s'échelonne de 0 à 10. Une troisième approche consiste à donner un poids à chacun des deux critères. On le voit, suivant la distribution retenue, l'inflation sous-jacente ainsi calculée peut s'éloigner durablement de l'inflation moyenne réalisée. Dans le cas d'une distribution asymétrique, ce qui est le cas sur données françaises, il n'y a aucune raison de retrouver la hausse moyenne des prix. Ceci soulève la légitimité du modèle statistique retenu. En effet, si l'inflation sous-jacente est la tendance commune à tout les prix, tirer des lois de moyennes différentes est peu pertinent.

Tableau A1
Troncature optimale - loi de z ($p = 0,9$, $\sigma = 4$)

Critère minimisé	Biais	Variance	Biais et variance
$\mu = 0$	(5,5) ³⁸	(10,10)	(10,10)
$\mu = 1$	(30,25)	(15,15)	(15,15)
$\mu = 2$	(35,25)	(10,15)	(15,20)
$\mu = 3$	(40,25)	(15,15)	(10,15)
$\mu = 4$	(40,20)	(15,20)	(10,15)
$\mu = 5$	(45,20)	(15,25)	(25,25)
$\mu = 6$	(45,15)	(10,20)	(15,15)
$\mu = 7$	(50,15)	(10,20)	(20,15)
$\mu = 8$	(55,15)	(10,20)	(25,15)
$\mu = 9$	(60,15)	(10,20)	(30,15)
$\mu = 10$	(65,15)	(10,10)	(50,25)

Note : bornes gauche et droite de la troncature entre parenthèses. Calcul effectué par la méthode Monte Carlo.

Enfin, nous avons recherché la troncature optimale sur données françaises (de janvier 1993 à décembre 1998). Les résultats sont résumés par le tableau A2. La troncature optimale (celle qui minimise la variance de l'estimateur) est le 40^{ème} percentile. Toutefois, la moyenne tronquée est alors nulle alors qu'elle vaut 0,1% par mois. Dans la lignée de Bryan, Cecchetti et Wiggins [1997] nous avons tenté, en utilisant la méthode de *bootstrap* par bloc de rechercher la distribution de cette troncature. Cette voie s'est révélée pour l'instant infructueuse dans la mesure où les moments d'ordre 3 et 4 que nous obtenons s'éloignent significativement de ceux de l'échantillon.

³⁸Troncature en %. La recherche des bornes optimales est effectuée par pas de 5 %.

Tableau A2
Troncature optimale pour l'inflation française

Estimateur	Troncature	Moyenne	Variance
Inflation moyenne	(0,0)	0.0950	24.6
M.T. (symétrique)	(15,15)	0.0784	2.9
M.T (variance minimale)	(35,55)	0.0057	1.1
MT.(biais minimale)	(15,35)	0.0939	1.7
M.T.(pondération variance et biais)	(35,30)	0.0059	1.1
Médiane	(50,50)	0.0657	1.6
55 ^{ème} percentile	(55,45)	0.1042	2.2
60 ^{ème} percentile	(60,40)	0.1481	2.4

Note : M.T.= moyenne tronquée. Dans la première colonne, le critère de sélection de chaque estimateur de moyenne tronquée est indiqué entre parenthèses. Bornes gauche et droite de la troncature entre parenthèses.

Annexe 2

Contenu prédictif des indicateurs d'inflation sous-jacente : évaluation hors-échantillon.

Nous cherchons à déterminer si les mesures d'inflation sous-jacente par exclusion et par moyenne tronquée apportent de l'information additionnelle relativement au seul passé de l'inflation. Plus précisément, suivant Bryan et Cecchetti [1994] nous testons si ces indicateurs ont un contenu en information sur l'inflation future, en utilisant des prévisions hors-échantillon. Nous retenons pour cela un cadre statistique simple : des modèles VAR bivariés incluant à chaque fois la série d'inflation observée et successivement l'un des indicateurs d'inflation sous-jacente³⁹. Il est clair que l'exercice ici mené est très restrictif puisque chercher la meilleure prévision possible de l'inflation conduirait à prendre en compte de nombreuses autres variables (ainsi Stock et Watson [1999a] testent 189 indicateurs comme potentiels prédicteurs de l'inflation).

La démarche consiste à estimer récursivement un VAR en niveau sur une période allant de 1985 :1 à une date glissante de fin d'estimation qui s'échelonne de décembre 1989 à décembre 1995.⁴⁰ Pour chaque date de fin d'estimation, le VAR est simulé en prévision sur les 36 mois suivants. On dispose ainsi, pour chaque indicateur d'inflation sous-jacente, de 72 jeux de prévision portant chacun sur 36 horizons. Ces indicateurs peuvent être comparés, pour un horizon de prévision donné, en calculant l'erreur quadratique moyenne (EQM) c'est-à-dire la moyenne de carrés des erreurs de prévision. À titre de référence, nous calculons les erreurs de prévisions observées en utilisant un modèle autorégressif univarié de l'inflation, estimé récursivement de la même façon.

Le tableau B1 indique que pour la plupart des horizons, l'erreur de prévision faite en prenant en compte la mesure d'inflation sous-jacente est moindre que celle faite en utilisant le seul passé de l'inflation. A tous les horizons l'indicateur par le 60^{ème} percentile est plus performant.

Tableau B1⁴¹
EQM (VAR en niveau)

à k mois	AR	Exc.	Trim	P60
1	3,33	3,41	3,24	3,09
3	3,74	3,51	3,51	3,26
12	3,36	3,26	3,70	3,09
24	3,86	3,72	3,52	3,47
36	4,93	4,80	4,50	4,51

Les résultats précédents portent sur la prévision des glissements mensuels. A l'horizon d'un an, l'erreur de prévision porte sur le glissement mensuel des prix entre le onzième et le douzième mois postérieurs au dernier point observé. Il est souvent

³⁹ Notre exercice se distingue ainsi de celui mené par Bryan et Cecchetti [1994] en ce que nous utilisons une prévision bivariée et non une seule équation d'inflation.

⁴⁰ Le nombre de retards retenu dans les VAR est 6 (ce nombre est celui le plus souvent validé par les critères AIC, BIC, SC). Les modèles incluent des variables indicatrices saisonnières.

⁴¹ Notes : AR : modèle autorégressif. Exc. Inflation par exclusion. Trim : inflation tronquée. P60 : 60^{ème} percentile. Le chiffre dans le tableau est 100 fois l'EQM (les séries sont exprimées en taux de croissance mensuel : l'EQM pour le modèle AR à un mois est ainsi de $\sqrt{3,3/100} = 0,17$ point d'inflation).

plus intéressant de considérer l'erreur de prévision sur la hausse totale des prix au cours des 12 mois suivant le dernier point observé, soit l'inflation sur un an, deux ans etc. L'erreur sur l'inflation cumulée à l'horizon k est alors la somme des erreurs pour les horizons un à k . Le tableau B2 présente les EQM pour les erreurs de prévision cumulées. La hiérarchie des indicateurs est proche de celle obtenue pour les erreurs non cumulées. Toutefois, aux horizons 1, 2 et 3 ans le 60^{ème} percentile est cependant dominé par l'inflation tronquée.

Tableau B2
EQM cumulée (VAR en niveau)

à k mois	AR	Exc.	Trim	P60
1	3,33	3,41	3,24	3,09
3	4,38	4,88	4,24	3,99
12	5,15	5,67	3,71	3,76
24	12,79	13,11	8,16	8,66
36	25,62	25,18	16,18	17,37

Notes : voir tableau 1

Pour déterminer si la différence entre les EQM des divers modèles présentés et celles de la modélisation autorégressive simple est significative, nous menons un test formel proposé par Diebold et Mariano [1995]. La statistique de test prend en compte l'autocorrélation des erreurs de prévision. Cette autocorrélation apparaît mécaniquement dans le cas des erreurs de prévisions cumulées. En effet, deux observations d'erreurs cumulées proches sont corrélées car elles incluent des erreurs de prévision de l'inflation mensuelle communes.

Le tableau B3 rapporte les *p-values* associées à la statistique de Diebold et Mariano pour chacun des modèles et chacun des horizons. Il indique qu'aux horizons 3 et 12 mois, seul le 60^{ème} percentile est significativement meilleur qu'une prévision par un modèle autorégressif. Pour la prévision à long terme (horizons 2 et 3 ans) tous les modèles sont significativement meilleurs que le modèle autorégressif.

Tableau B3
Tests DM erreurs de prévision
(VAR en niveau, *p value*)

à k mois	Exc.	Trim	P60
1	0,82	0,65	0,15
3	0,27	0,28	0,02
12	0,35	0,46	0,06
24	0,07	0,07	0,01
36	0,07	0,04	0,00

Si l'on considère les erreurs de prévision cumulées (tableau B4), les indicateurs par exclusion semblent n'apporter de l'information à aucun horizon (ils apportent uniquement de l'information marginale pour les derniers mois de l'horizon considéré).

Tableau B4
 Tests DM erreurs de prévision cumulées
 (VAR en niveau, *p value*)

à <i>k</i> mois	Exc.	Trim	P60
1	0,82	0,65	0,15
3	0,02	0,67	0,27
12	0,71	0,01	0,00
24	0,07	0,00	0,00
36	0,64	0,00	0,00

Au total, même si les résultats des tests sont conditionnés par les période d'évaluation et la spécification retenues, les indicateurs d'inflation sous-jacente semblent avoir un contenu en information propre sur l'inflation future. Dans l'exercice mené ici, l'indicateur 60^{ème} percentile semble le plus performant. Les autres indicateurs n'apportent de l'information qu'à des horizons plus lointains.

Annexe 3

Ecriture espace-état du modèle DFI : notations

Les notations utilisées pour mettre le modèle DFI sous la forme espace-état (5),(6) sont les suivantes :

$$\varphi_{p,p}^* = \begin{pmatrix} \varphi_1 & \cdots & \varphi_{p-1} & \varphi_p \\ & I_{p-1} & & 0 \end{pmatrix}$$

$$\phi_{nk,nk}^* = \begin{pmatrix} \phi_1^* & 0_{k,k} & \cdots & 0_{k,k} \\ 0_{k,k} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0_{k,k} \\ 0_{k,k} & \cdots & 0_{k,k} & \phi_n^* \end{pmatrix},$$

où $\phi_j^* = \begin{pmatrix} \phi_{j,1} & \cdots & \phi_{j,k-1} & \phi_{j,k} \\ & I_{k-1} & & 0 \end{pmatrix}$ for $j \in [1, n]$.

De plus on note $N_{(p,1)} = (1, 0, \dots, 0)'$ et $K_{(nk,n)} = I_{(n,n)} \otimes e'_{(1,k)}$ où $e_{(1,k)} = (1, 0 \dots 0)$.

Le système (7) est enfin obtenu en notant :

$$\begin{aligned} \alpha_t &= \begin{pmatrix} C_t^* \\ u_t^* \end{pmatrix}, \\ T &= \begin{pmatrix} \varphi_{(p,p)}^* & 0_{(p,nk)} \\ 0_{(nk,p)} & \phi_{(nk,nk)}^* \end{pmatrix}, \\ \mu_\alpha &= \begin{pmatrix} \delta \\ 0_{(p+nk-1,1)} \end{pmatrix}, \\ R &= \begin{pmatrix} N_{(p,1)} & 0_{(p,n)} \\ 0_{(nk,1)} & K_{(nk,n)} \end{pmatrix}, \\ Z &= \begin{pmatrix} \gamma N'_{(p,1)} & K'_{(nk,n)} \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

Annexe 4 : Graphiques 1 à 13

Figure 1

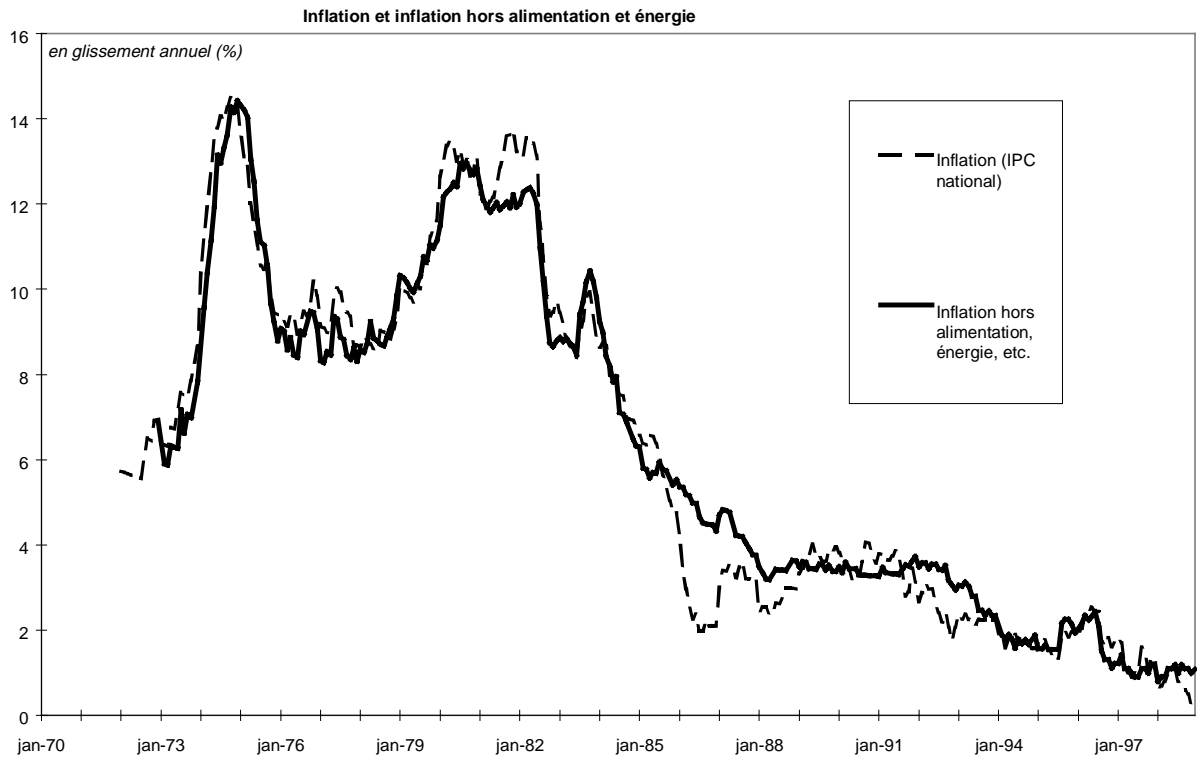


Figure 2

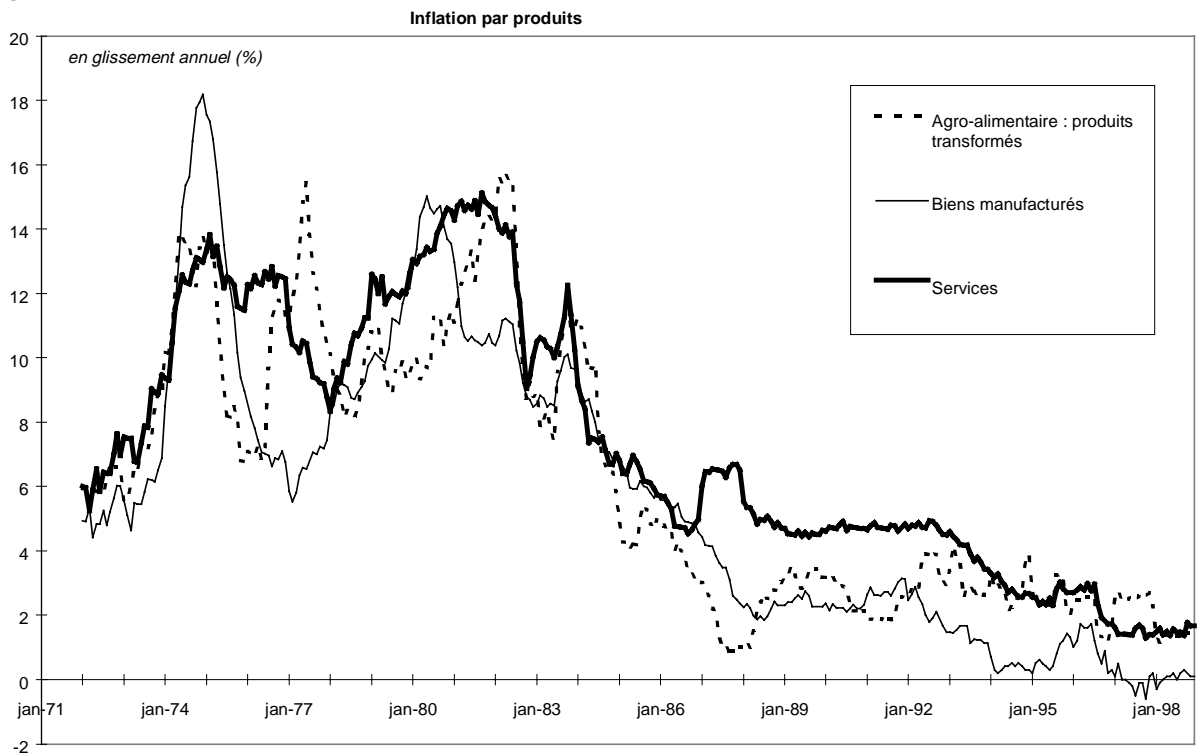


Figure 3

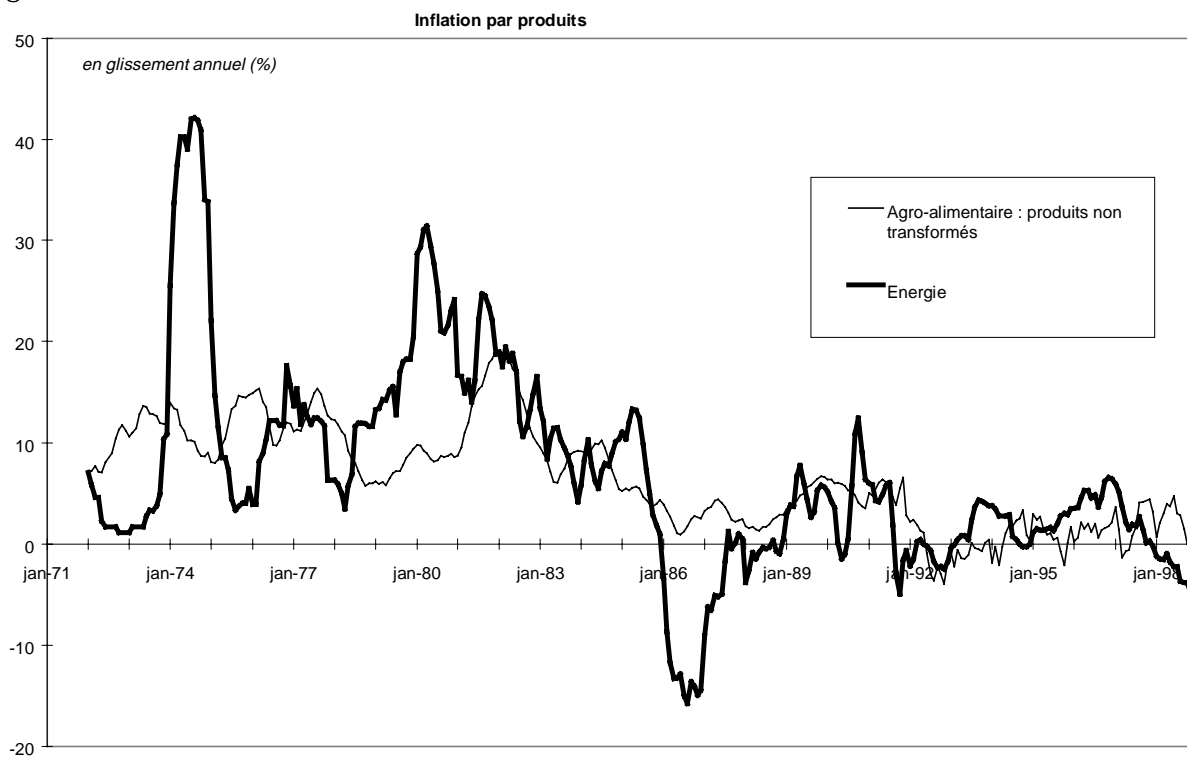


Figure 4 : Quelques densités d'inflation (en coupe)

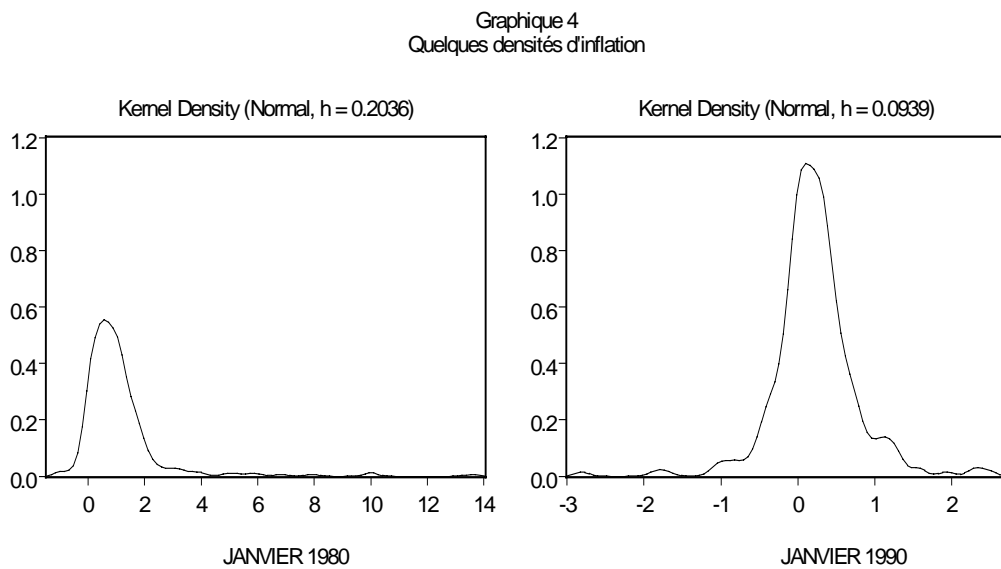


Figure 5 : *Skewness* de la distribution en coupe des prix, par date

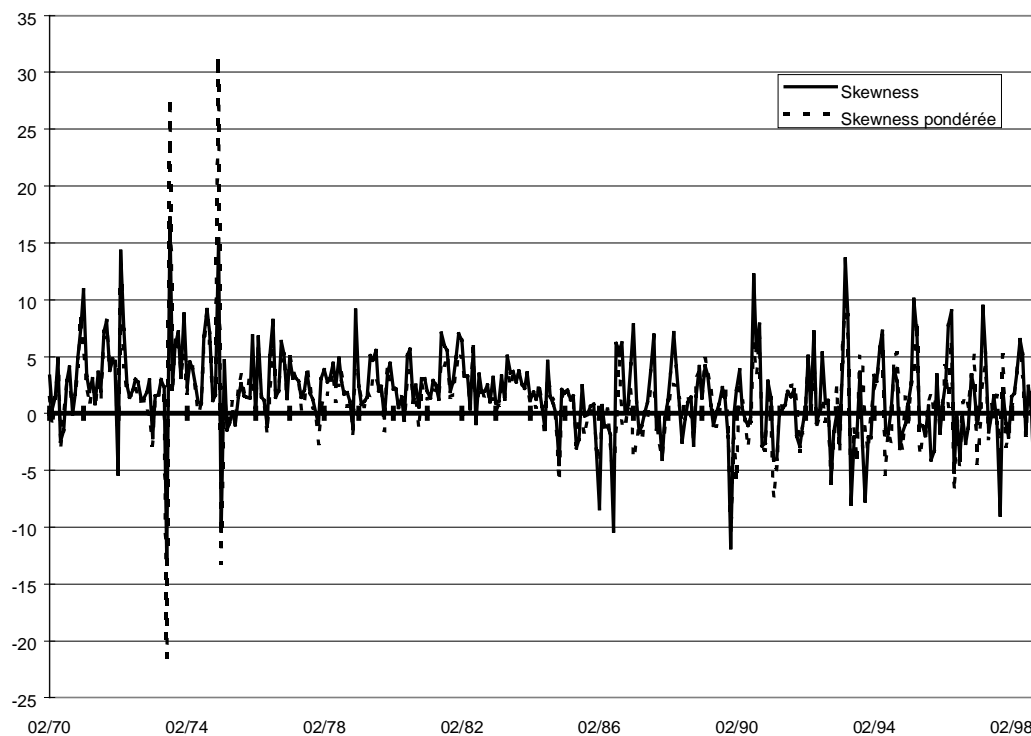


Figure 6

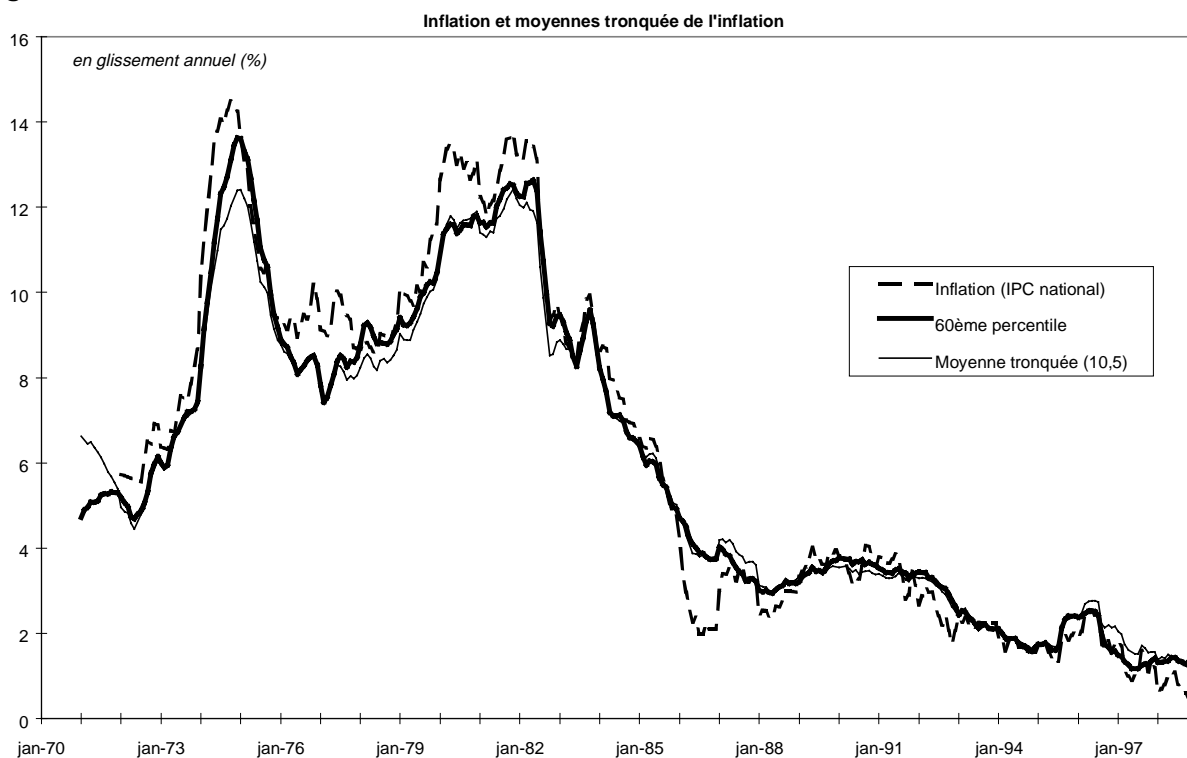


Figure 7

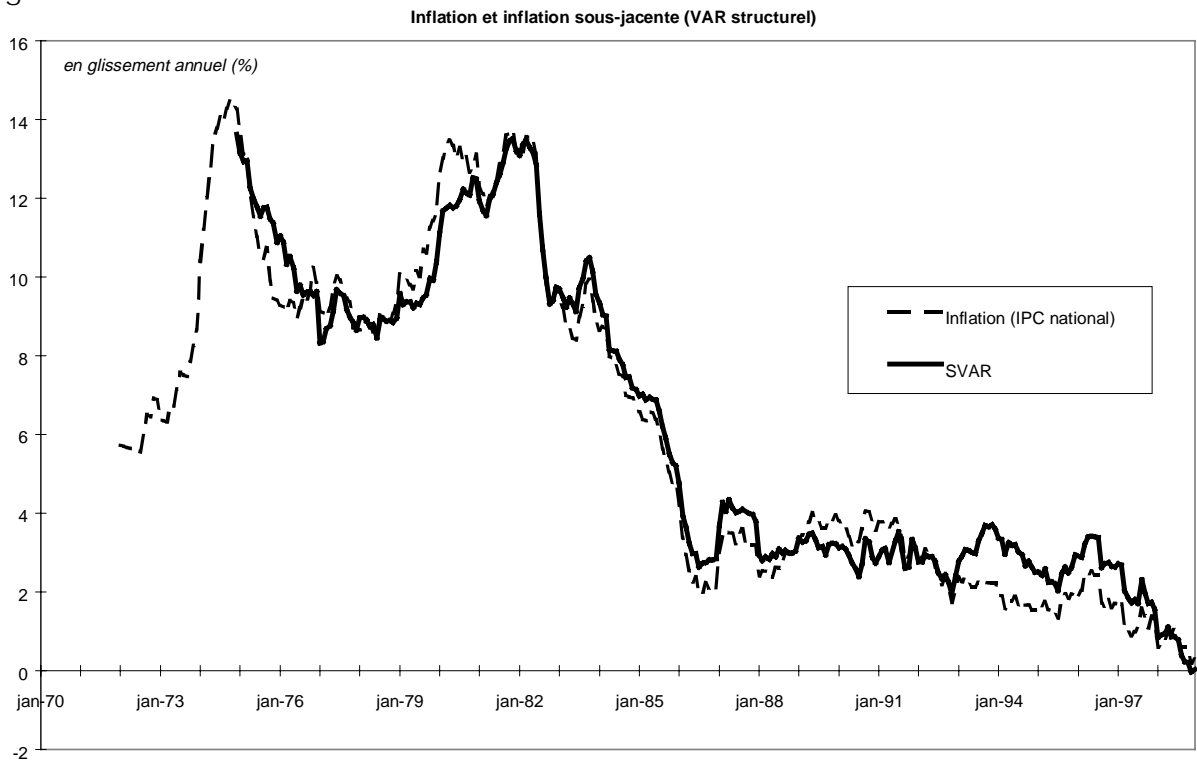
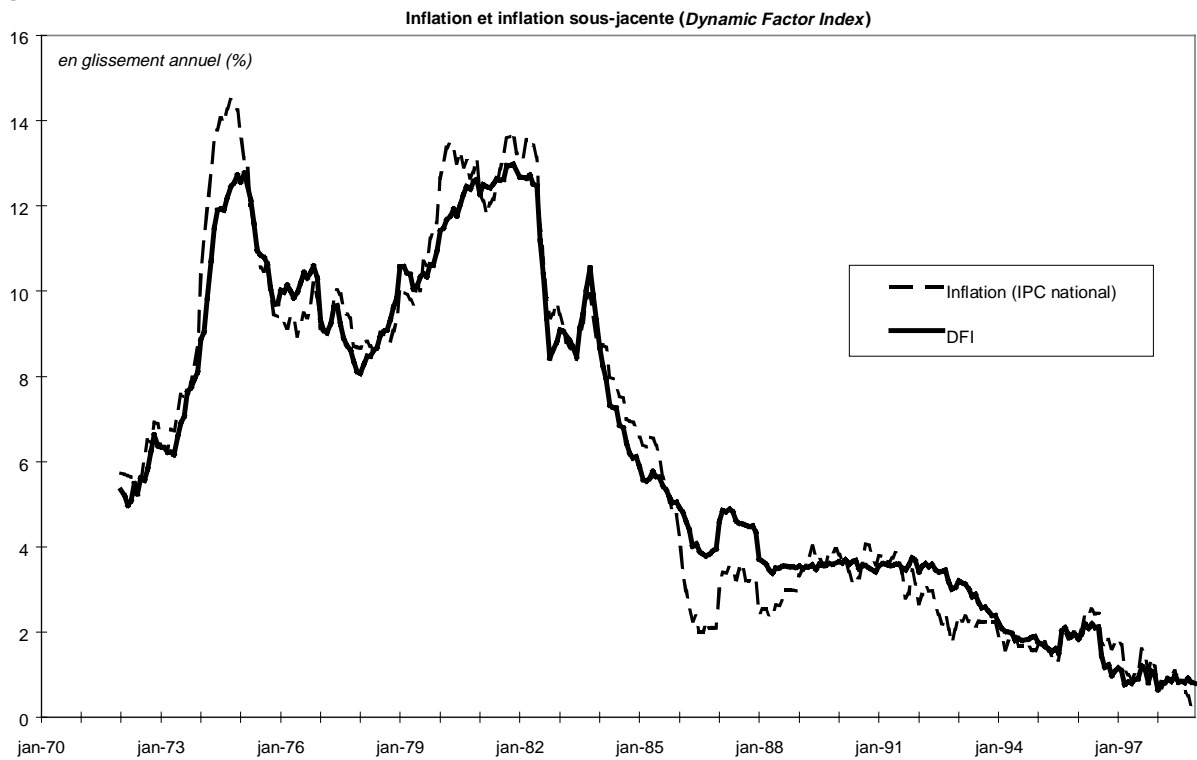


Figure 8



Figures 9 à 12 : fonction de réponse du VAR structurel

Figure 9

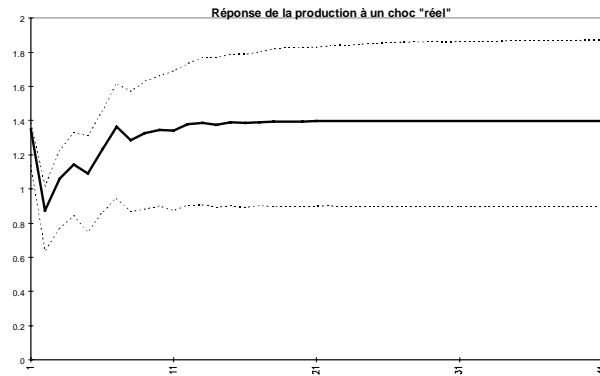


Figure 10

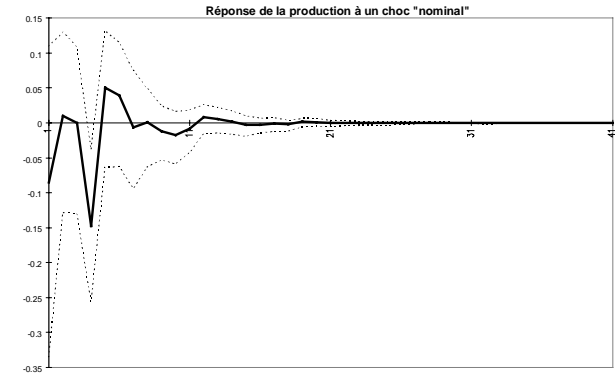


Figure 11

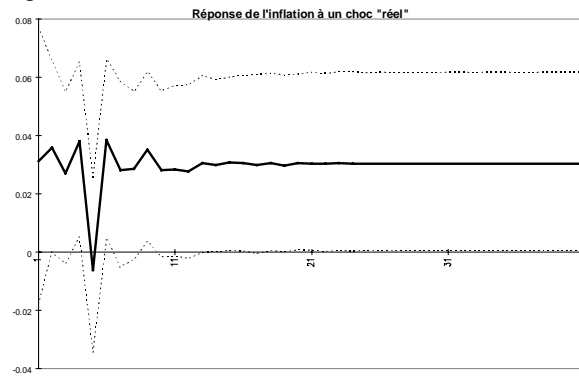
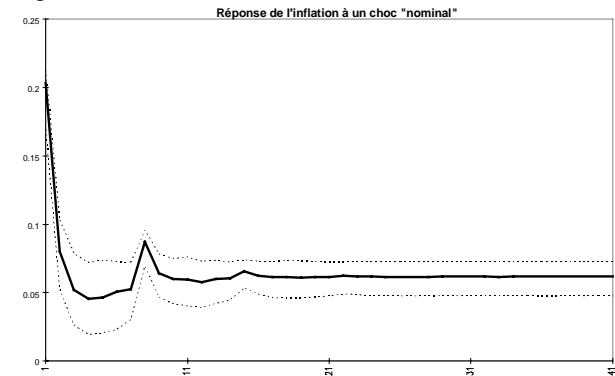
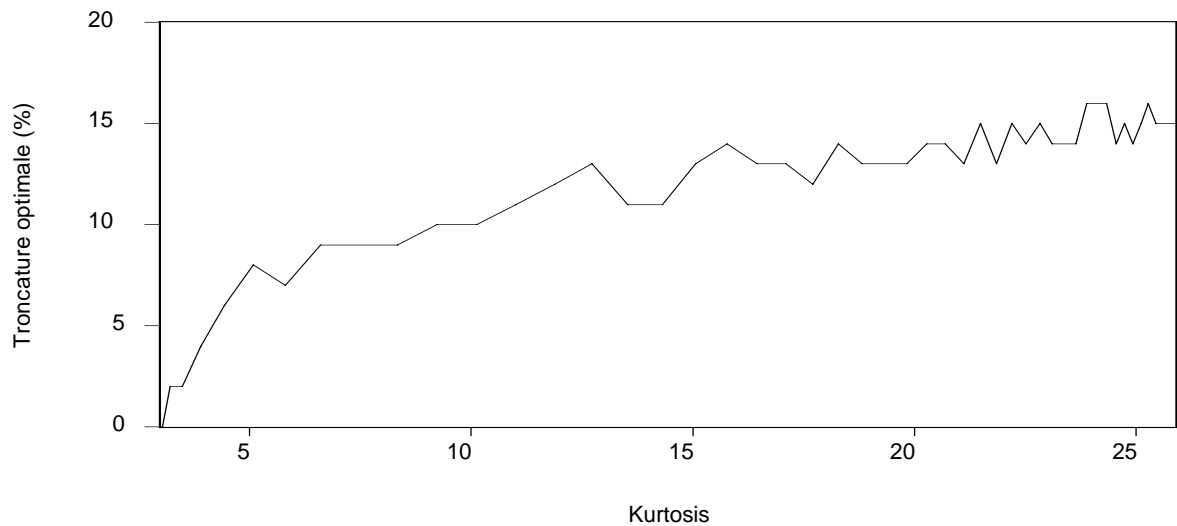


Figure 12



Note : En pointillé est représenté un intervalle de confiance à 5%. Les écart-type des fonctions de réponse sont calculés par *bootstrap* (1000 réplifications).

Figure 13 : troncature optimale en fonction de la kurtosis (mélange de lois normales)



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. Bensaid 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. Bensaid 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. Bensaid 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.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation : The French Case", September 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