
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**L'INFLATION SOUS-JACENTE A PARITÉ D'UNE
APPROCHE STRUCTURELLE DES VAR :
UNE APPLICATION A LA FRANCE,
L'ALLEMAGNE ET AU ROYAUME-UNI**

Pascal Jacquinot

Janvier 1998

NER # 51



**L'INFLATION SOUS-JACENTE A PARITR D'UNE
APPROCHE STRUCTURELLE DES VAR :
UNE APPLICATION A LA FRANCE,
L'ALLEMAGNE ET AU ROYAUME-UNI**

Pascal Jacquinot

Janvier 1998

NER # 51

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 ».

L'INFLATION SOUS-JACENTE A PARTIR D'UNE APPROCHE STRUCTURELLE DES VAR : UNE APPLICATION A LA FRANCE, L'ALLEMAGNE ET AU ROYAUME-UNI

P. JACQUINOT *

(version juillet 1999)

Résumé. De nombreuses banques centrales intègrent des objectifs d'inflation, de manière directe ou indirecte. Dans tous les cas ces dernières ont intérêt à disposer d'une mesure précise de l'inflation structurelle, c'est-à-dire corrigée de l'influence du cycle économique. Cette composante de l'inflation, encore appelée inflation sous-jacente, est obtenue dans ce travail à partir d'un VAR structurel. De nombreux économistes s'accordent sur la neutralité à long terme de l'inflation sur la production. L'imposition d'une telle contrainte dans un VAR structurel, incluant l'inflation observée et la production industrielle, permet de séparer la composante sous-jacente de la composante cyclique de l'inflation. L'inflation sous-jacente est déduite en annulant la composante cyclique imputable aux chocs survenus sur la production. La méthode d'identification est celle proposée par Blanchard et Quah(1989). Quah et Vahey(1995) l'utilisent pour calculer l'inflation sous-jacente au Royaume-uni ; nous reprenons cette démarche et l'appliquons à la France, l'Allemagne et au Royaume-Uni. En outre, nous vérifions le caractère procyclique de l'inflation de court terme pour les différents pays et observons que l'inflation serait, depuis 1993, plus proche en Allemagne de son niveau sous-jacent que chez ses partenaires. De plus fortes rigidités nominales en Allemagne expliqueraient cette différence.

Abstract. Central banks should dispose of a precise measure of the structural inflation, *i.e.* the inflation adjusted from the economic cycle. This component of inflation, also called core inflation, is deduced from a structural VAR. Economists agree upon the long-term neutrality of inflation on production. Imposing such a constraint on a structural VAR, including inflation and production, allows to disentangle the core and the cyclical components of inflation. The core inflation is obtained by canceling the cyclical component of inflation. Quah and Vahey(1995) use the identification method proposed by Blanchard and Quah(1989) to compute the core inflation in UK. We apply the same technique for France, Germany and UK. Moreover, the procyclical characteristic of short-term inflation is showed whereas, since 1993, inflation would be closer to its underlying level in Germany. Stronger nominal rigidity in Germany would explain such a fact.

mots-clés : inflation sous-jacente, VAR structurel

keywords: core inflation, structural VAR

* BANQUE DE FRANCE, Centre de recherche (41-1391) 39 rue Croix-des-Petits-Champs 75001 Paris, tel : 01 42 92 47 39, e-mail : pjacquinot@banque-france.fr. L'auteur remercie P. Sicsic pour ses nombreuses remarques aussi stimulantes que déterminantes. Naturellement les éventuelles erreurs demeurent du seul fait de l'auteur.

1 Introduction

Les banques centrales se doivent de disposer d'un bon indicateur de l'évolution de l'inflation de long terme. Elles doivent ainsi être capables d'isoler cette composante de long terme de l'inflation supposée purement monétaire et en outre représentative des anticipations inflationnistes des agents. En effet, tout du moins à court terme, il peut exister des chocs qui, écartant l'inflation de son évolution tendancielle, brouillerait la lisibilité de l'indice de prix qui deviendrait alors un mauvais indicateur pour les autorités monétaires.

Si un objectif, final ou intermédiaire, est annoncé sous la forme d'une cible d'inflation, il est indispensable de disposer d'une mesure de cette inflation tendancielle corrigée du cycle économique. Il en va de l'efficacité de la politique monétaire : réagir aux seules évolutions observées des prix peut conduire à surestimer des effets purement transitoires. Dans le cas où l'inflation n'est pas un objectif direct, disposer d'une telle mesure de l'inflation peut aussi se révéler utile. Si la banque centrale suit l'évolution des agrégats monétaires, cette dernière s'intéressera de fait plus particulièrement à la composante durable de l'inflation et à l'existence d'une relation stable entre monnaie et prix.

Pour toutes ces raisons, ont été proposés divers instruments permettant d'extraire les composantes permanentes des composantes transitoires. La composante non-cyclique de l'inflation est souvent qualifiée d'**inflation sous-jacente** ou d'inflation structurelle. Malheureusement le concept est rarement défini avec précision et les modes de calcul peuvent beaucoup varier d'un auteur à l'autre. Globalement, il existe trois types de méthodes pour le calcul de l'inflation sous-jacente : par lissage, par exclusion de certaines des composantes de l'indice des prix et plus récemment par l'estimation d'un VAR structurel.

Une première démarche consiste à simplement utiliser un des nombreux filtres disponibles sur le marché (en allant d'une simple moyenne mobile au filtre de Kalman en passant par le filtre de Hodrick et Prescott ou une décomposition selon Beveridge et Nelson par exemple). L'inconvénient de ce type de techniques, plutôt arbitraire et "a-économique", est double. D'une part, la théorie nous dit généralement assez peu de chose quant à la forme du processus sous-jacent et donc sur le type de filtre à privilégier d'autre part, les propriétés de la composante cyclique sont souvent négligées. Ainsi, l'évolution de la partie longue est-elle déterminée par une simple tendance, une marche aléatoire ou par un processus intermédiaire ? Mais sont surtout répréhensibles les hypothèses implicites (et difficilement justifiables d'un point de vue théorique) faites, par exemple, sur la corrélation entre la tendance et le cycle (égale à un dans le cas d'une décomposition de Beveridge et Nelson ou nulle dans le cas d'un écart au temps¹), ou sur les propriétés du cycle lui-même². Les propriétés de la composante cyclique varient en effet avec le filtre retenu. Il semble alors préférable de rester agnostique quant à la forme du filtre tout en privilégiant la caractérisation du cycle (grâce à des indicateurs avancés par exemple)³.

Une seconde méthode, encore qualifiée de "méthode des poids nuls" conduit à annuler des composantes de l'indice de prix, en particulier les plus sensibles aux chocs

¹ Aucun argument économique ne permet de justifier une telle absence de corrélation entre la tendance et le cycle.

² Est-il licite par exemple de chercher à minimiser la variance de la composante cyclique ?

³ C'est la démarche retenue par Gregory et Smith [9] et Smith [14] qui proposent une forme de filtre très générale estimée par une méthode de moments.

externes ou de politique économique. Ainsi, par exemple, Blinder[1] exclut-il les prix de l'énergie et de l'agro-alimentaire ainsi que les intérêts des prêts hypothécaires. Cette technique a pour limite de ne reposer sur aucun critère économique mais sur des critères exclusivement statistiques. La technique de Bryan et Cecchetti[4] est dans le même esprit mais moins fruste. Cette dernière revient non pas à éliminer la même composante à chaque période (ce qui ne se justifie pas) mais, à partir de la distribution des évolutions de chacune des composantes, à éliminer celles se trouvant en queues de distribution. Le principal défaut de cette méthode, dans une optique de mesure de l'inflation sous-jacente, est de ne pas corriger de la corrélation entre inflation et cycle économique⁴.

Les travaux de Quah et Vahey[12]⁵ ont le mérite, et à cet égard se démarquent des méthodes précédentes, de s'appuyer sur une logique économique. Ces derniers exploitent le caractère vertical de la courbe de Phillips à long terme, largement admis, et identifient l'inflation sous-jacente comme la composante de l'inflation n'ayant pas d'effet à long terme sur la production. L'inflation mesurée se décompose ainsi en deux parties, l'une respectant cette neutralité de long terme (l'inflation sous-jacente), l'autre pas (l'inflation de court terme, ou cyclique). Cette définition de l'inflation sous-jacente repose sur l'idée qu'il existe des désajustements de court terme qui, une fois résorbés, placent l'inflation sur sa trajectoire de long terme où subsiste une parfaite dichotomie entre variables réelles et nominales. L'arbitrage de court terme entre inflation et croissance n'est donc que transitoire. À long terme, où la courbe de Phillips est parfaitement verticale, l'inflation est en effet déterminée par le régime monétaire alors que la production est commandée par les seuls facteurs réels. En revanche, les raisons de ces écarts à la situation de long terme ne sont pas interprétées de la même manière par tous. Où les néo-keynésiens évoquent plutôt des problèmes de rigidités nominales, les néo-classiques y voient pour leur part des erreurs transitoires d'anticipations.

Cette dichotomie de long terme entre inflation et production sert de critère d'identification de l'inflation sous-jacente dans le VAR structurel combinant production industrielle et inflation. La méthode d'identification permettant cette décomposition est celle de Blanchard et Quah[3]. L'avantage de cette méthode sera également la possibilité d'évaluer le délai de retour à l'équilibre après un choc : au bout de combien de temps la neutralité est-elle retrouvée ?

Cet article se structure de la manière suivante. La première partie rappelle le mode d'identification proposé par Blanchard et Quah[3] ainsi que la méthodologie économétrique associée alors que la seconde présente les réponses aux chocs. Enfin, la dernière partie est consacrée à l'inflation sous-jacente. La périodicité des données est mensuelle cependant que notre étude se concentre sur la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni.

Cette étude a aussi montré que les résultats peuvent être largement dépendants de la période d'estimation retenue pour le VAR. Ainsi sur la période d'estimation la plus longue (depuis 1960), l'inflation sous-jacente en France semblait clairement sur-estimée en fin d'échantillon⁶. Aussi manque-t-il alors à cette méthode un autre

⁴De plus, il est possible de reprocher à une telle démarche de laisser encore une part d'arbitraire, notamment sur le niveau de troncature de la distribution, et de ne pas véritablement maîtriser l'effet d'éliminer de l'indice de prix des composantes.

⁵Fase et Folkertsma[6] utilisent la même démarche mais à partir d'un indice des prix corrigé des éventuelles erreurs de mesure.

⁶On s'attend à ce que l'inflation de court terme soit positive en période de croissance.

mode de validation que la plausibilité des réponses aux chocs. C'est pourquoi, nous inspirant de Gregory et Smith[9] ainsi que de Smith[14], nous proposons une validation économique de la partie cyclique de l'inflation en examinant sa corrélation avec les tensions sur les capacités de production. L'intérêt, à nos yeux, d'une telle démarche est de ne pas considérer la partie court terme de l'inflation comme le simple résidu d'une partie plus longue pour laquelle la caractérisation serait parfaitement claire.

Enfin nous nous sommes intéressés aux conséquences de la récession de 1993, où il apparaît que cette dernière a moins infléchi l'inflation cyclique en Allemagne que chez ses partenaires, notamment français. Pour mieux cerner, autant que faire se peut, ces différences, exploitant la taille réduite du VAR nous nous sommes livrés à une analyse plus structurelle de ce dernier ; notre ambition étant d'éclairer nos résultats à la lumière des caractéristiques du VAR estimé.

2 La méthodologie des VAR structurels

L'intérêt pour les VAR, non-structurels puis structurels, vient de la critique de Sims selon laquelle la théorie économique ne serait pas assez précise pour pouvoir complètement identifier les gros modèles structurels. La parade des VAR n'était pas parfaitement convaincante pour autant : on tombait alors dans le cas extrême de la boîte noire sans aucune interprétation structurelle possible. La solution adoptée est finalement celle du VAR structurel. La technique du choix de la contrainte d'identification vient des travaux de Blanchard et Quah[3] dans lesquels sont distingués un choc d'offre et un autre de demande, le premier agissant sur la production à long terme, le second pas. Blanchard et Quah utilisent ces hypothèses sur les chocs d'offre et de demande pour identifier les composantes transitoires et permanentes de la production.

Le VAR que nous retenons est également bivarié. Il inclut production industrielle et inflation. Le premier choc, associé à l'inflation sous-jacente, est appelé choc "monétaire" alors que le second, affectant la production à long terme, représente le choc "réel". Le critère d'identification est donc la neutralité à long terme du choc monétaire (déterminant l'inflation sous-jacente) sur la production. Que l'inflation sous-jacente soit déterminée par le seul choc monétaire n'est pas trop contraignant puisque la politique monétaire est le monopole de la banque centrale. En revanche plusieurs autres chocs doivent plus vraisemblablement influencer l'inflation de court terme (choc de fiscalité, choc externe, ...). Dans un tel contexte, une interprétation des chocs en termes de chocs d'offre et de demande paraît difficile.

2.1 Le calcul des réponses du VAR

Considérons le modèle autorégressif vectoriel d'ordre p suivant où X_t est de dimension n écrit sous la forme structurelle :

$$A(L)X_t + c = \eta_t \quad (1)$$

où $V(\eta_t) = \Sigma_\eta$, matrice diagonale, et $A(L) = \sum_{j=0}^p A_j L^j$.

Le VAR (1) a l'écriture sous forme de moyenne mobile suivante :

$$X_t = \mu + D(L)\eta_t \quad (2)$$

avec $D(L) = \sum_{j=0}^{\infty} D_j L^j$. Établissons le lien entre ces écritures et les réponses aux chocs.

Nous nous intéressons ici aux réponses à l'horizon donné s d'une variables $X_{i,t}$ consécutivement à un choc unitaire sur la $j^{\text{ème}}$ composante de η_t , tout autre élément du système laissé constant. Concrètement on simule le système en posant $\eta_{j,t} = 1$ avec $X_{t-1} = X_{t-2} = \dots = X_{t-p} = 0$. Les réponses au choc $\eta_{j,t}$ composeront la $j^{\text{ème}}$ colonne de la matrice D_s , soit $D_{*,j,s}$, issue de la représentation en moyennes mobiles infinies (2). En effet, ces matrices peuvent s'interpréter comme $D_s = \frac{\partial X_{t+s}}{\partial \eta_t}$; et l'élément de la $i^{\text{ème}}$ ligne et de la $j^{\text{ème}}$ colonne de la matrice D_s représentera justement cette réponse, en $t+s$, de X_i à un choc orthogonal sur X_j .

$$D_{ij,s} = \frac{\partial X_{i,t+s}}{\partial \eta_{j,t}}$$

Ce sont ces réponses indiquant la réaction des variables aux chocs que l'économiste cherchera à interpréter. Mais comment concrètement les obtenir?

Le modèle est estimé sous la forme :

$$X_t = d + B(L)X_t + e_t \quad (3)$$

où $V(e_t) = \Omega$ et $B(L) = \sum_{j=1}^p B_j L^j$, et $B_i = A_0^{-1} A_i$. La représentation $MA(\infty)$ est alors :

$$X_t = \gamma + C(L)e_t \quad (4)$$

avec $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$. Il découle de ce qui précède que

$$e_t = A_0^{-1} \eta_t \quad (5)$$

et que

$$\Omega = P \Sigma_{\eta} P'$$

avec

$$P = A_0^{-1}$$

Puisque les résidus e_t sont une combinaison linéaire des chocs η_t (équation (5)), et compte tenu des équations (4) et (2) :

$$D(L) = C(L)P \quad (6)$$

2.2 Le problème de l'identification

Le problème de l'identification est de déterminer un passage unique de la forme réduite (3) à la forme structurelle (1). Dans le cas général, $n(np+1) + \frac{n(n+1)}{2}$ paramètres caractérisent la distribution, dans le second, il y en a $n(n(p+1)+1) + \frac{n(n+1)}{2}$ paramètres. La forme structurelle comprend donc n^2 paramètres de plus que nécessaire pour caractériser la fonction de vraisemblance; il faut trouver n^2 contraintes d'identification. Face à un tel problème, la méthode habituelle est d'imposer des contraintes de nullité sur les matrices de coefficients des variables prédéterminées. Mais cette technique peut être soumise à la critique de Sims selon laquelle on disposerait de trop peu d'éléments théoriques pour imposer de telles restrictions. C'est pourquoi, pour l'identification d'un VAR structurel des contraintes sont imposées sur la matrice de variance-covariance des chocs (Σ_{η}) ainsi que sur la matrice de coefficients des

variables contemporaines (A_0) et/ou sur les multiplicateurs de long terme ($A(1)^{-1}$). S'agissant des **contraintes imposées à la matrice de variance-covariance** des chocs, il est supposé que cette dernière est diagonale, c'est-à-dire que les chocs sont orthogonaux. Si on suppose $\Sigma_\eta = I$ cela implique

$$\Omega = PP' \quad (7)$$

Après cette opération $\frac{n(n+1)}{2}$ paramètres sont contraints, reste-t-il donc à trouver $\frac{n(n-1)}{2}$ contraintes supplémentaires.

L'objet de l'identification est de déterminer de **manière unique** la matrice $P = A_0^{-1}$ qui permettra de déduire les chocs orthogonaux (non observables) à partir des résidus (observables) du VAR (3), de passer de manière unique de la forme réduite à la forme structurelle. Confronté à un problème de sous-identification car devant résoudre un système de $\frac{n(n+1)}{2}$ équations pour n^2 inconnues, des contraintes supplémentaires doivent être ajoutées. Ces dernières viennent donc des **hypothèses faites sur les paramètres**. Dans le cas le plus général (par exemple Gali[7]), ces contraintes conduisent à l'annulation d'éléments tant de la matrice de court terme (composantes i et j de la matrice D_0) que de celle de long terme (composantes k et l de la matrice $D(1)$), et le système à résoudre pour déterminer P est le suivant :

$$\begin{cases} [C_0P]_{i,j} &= 0 \\ [C(1)P]_{k,l} &= 0 \\ PP' - \Omega &= 0 \end{cases}$$

Le cas particulier, où les restrictions se limitent à imposer que la matrice des multiplicateurs de long terme $D(1)$ est triangulaire inférieure ($[C(1)P]_{k,l} = 0$ pour $k < l$) ainsi que $\Omega = PP'$, est beaucoup plus facile à traiter. La détermination de P ne nécessite plus la résolution d'un système⁷ mais vient immédiatement de la décomposition de Choleski de $C(1)\Omega C(1)'$. Le système est alors juste identifié. Ainsi, sachant que $D(1) = C(1)P$ (équation (6)) est triangulaire inférieure et que $\Omega = PP'$, et puisque par ailleurs Ω et $C(1)$ sont connus, P est obtenue aisément à partir de la décomposition de Choleski, par définition la matrice triangulaire inférieure telle que

$$\begin{aligned} D(1)D(1)' &= C(1)PP'C(1)' \\ &= C(1)\Omega C(1)' \end{aligned}$$

En effet, pour toute matrice Q telle que :

$$QQ' = C(1)\Omega C(1)'$$

on a $Q = D(1) = C(1)P$ et donc :

$$P = C(1)^{-1}Q$$

En particulier, le cas bivarié, pour lequel une seule contrainte (puisque $\frac{n(n-1)}{2} = 1$) suffit à l'identification des deux chocs orthogonaux $\eta_{1,t}$ et $\eta_{2,t}$, revient nécessairement au cas dans lequel la matrice des multiplicateurs est triangulaire inférieure.

Ce dernier cas sera le notre. Notre attention portera sur les réponses D_s qui caractériseront les réponses de la production et de l'inflation ($X_{1,t}$ et $X_{2,t}$ dans les notations précédentes) à nos deux chocs indépendants $\eta_{1,t}$ et $\eta_{2,t}$. La contrainte d'identification viendra de notre définition de l'inflation sous-jacente.

⁷ce qui peut être long pour le calcul des écarts-type : un tel système doit être résolu à chaque tirage.

2.3 L'inflation sous-jacente : définition et calcul

2.3.1 Définition de l'inflation sous-jacente et contrainte d'identification

Les séries de production industrielle et de prix sont issues des principaux indicateurs économiques de l'OCDE (source *Datastream*)⁸. Le logarithme de l'indice de la production industrielle (y_t) et l'inflation (π_t) sont stationnaires en différence et non cointégrées. Nous retenons donc un VAR en différence, d'ordre p avec $X_t = (\Delta y_t \ \Delta \pi_t)$, $t = 1, T$. La représentation (2) s'écrit alors :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_{1,t} \\ \eta_{2,t} \end{pmatrix} \quad (8)$$

avec $D_{ij}(L) = \sum_{m=0}^{\infty} D_{ij,m} L^m$. L'accroissement de l'inflation se décompose

$$\Delta \pi_t = \mu_2 + D_{21}(L)\eta_{1,t} + D_{22}(L)\eta_{2,t}$$

On définit $\eta_{2,t}$ comme étant celui des deux chocs respectant la contrainte de neutralité à long terme. Il en découle naturellement que l'accroissement de l'inflation sous-jacente (π_t^{sj}) est

$$\Delta \pi_t^{sj} = \mu_2 + D_{22}(L)\eta_{2,t}$$

En d'autres termes **l'inflation sous-jacente est la composante de l'inflation observée associé à $\eta_{2,t}$** , le choc qui n'a pas d'influence à long terme sur la production.

Comme les variables endogènes sont stationnaires en différence, le choc $\eta_{2,t}$ n'a par définition aucun effet à long terme sur Δy_t mais nous souhaitons que cette contrainte de neutralité soit vérifiée par y_t en niveau. C'est pourquoi la contrainte s'écrit $D_{12}(1) = \sum_{m=0}^{\infty} D_{12,m} = 0$, c'est-à-dire que le coin supérieur droit de $D(1)$ est nul ou, en d'autres termes, que $D(1) = A(1)^{-1}$ **est triangulaire inférieure**⁹. Cette dernière contrainte, issue de la définition de l'inflation sous-jacente, sera utilisée pour résoudre notre problème d'identification.

2.3.2 Le calcul de l'inflation sous-jacente et la décomposition historique de la prévision conditionnelle

L'objet d'une décomposition historique est de simuler dynamiquement le modèle en prévision pour un horizon donné $t+s$, conditionnellement à l'information disponible en t , afin de mettre en évidence la part de chacun des chocs dans l'évolution historique des séries. La représentation en moyenne mobile peut donc être réécrite afin de séparer l'erreur de prévision, expliquée par les chocs de $t+1$ à $t+s$, de la prévision basée sur l'information disponible en t . Connaissant l'importance de chacun des chocs, il est alors possible d'examiner quelle serait l'évolution d'une série si l'un des chocs était mis à zéro. L'inflation sous-jacente sera obtenue de la sorte en annulant le choc η_1 .

⁸ Les séries effectivement utilisées sont pour l'Allemagne de l'Ouest : *WGCP....F* (indice des prix à la consommation tous ménages) et *WGINPEXCG* (production industrielle hors construction) ; pour la France : *FRCP....F* (indice des prix à la consommation tous ménages, base 1990) et *FRINPRODG* (production industrielle hors construction) et pour le Royaume-Uni : *UKCP....F* (indice des prix de détail tous biens) et *UKINPRODG* (production industrielle totale). Pour s'assurer de la cohérence de l'ensemble de la période, nous avons préféré Allemagne de l'Ouest à l'Allemagne totale. L'écart le plus important (allant jusqu'à un point et demi sur le glissement annuel) porte sur l'inflation ; il est largement résorbé dès 1994.

⁹ Comme $A(L)X_t = \eta_t$ et $X_t = D(L)\eta_t$ pour tout η_t , alors $A(L)D(L) = I$.

Si $D_{i*,s}$ est la $i^{ème}$ ligne de D_s , l'erreur de prévision de $X_{i,t}$ en $t+s$, $\varpi_{i,t+s} = X_{i,t+s} - E_t(X_{i,t+s})$, où E_t est l'espérance conditionnelle à l'information en t , s'écrit (en suivant Sims[13]) :

$$\varpi_{i,t+s} = \sum_{\sigma=1}^s D_{i*,\sigma} \eta_{t+s-\sigma} \quad (9)$$

car

$$E_t(X_{i,t+s}) = \sum_{\sigma=s+1}^{\infty} D_{i*,\sigma} \eta_{t+s-\sigma} + \mu_i \quad (10)$$

En projetant à un horizon s , $X_{i,t+s}$ se décompose :

$$X_{i,t+s} = \varpi_{i,t+s} + E_t(X_{i,t+s})$$

soit encore

$$X_{i,t+s} = \sum_{\sigma=0}^{s-1} D_{i*,\sigma} \eta_{t+s-\sigma} + \sum_{\sigma=s}^{\infty} D_{i*,\sigma} \eta_{t+s-\sigma} + \mu_i \quad (11)$$

$$= \sum_{\sigma=0}^{s-1} D_{i1,\sigma} \eta_{1,t+s-\sigma} + \sum_{\sigma=0}^{s-1} D_{i2,\sigma} \eta_{2,t+s-\sigma} + \sum_{\sigma=s}^{\infty} D_{i*,\sigma} \eta_{t+s-\sigma} + \mu_i \quad (12)$$

Les équations (11) et (12) explicitent la décomposition de $X_{i,t+s}$ entre l'erreur de prévision $\varpi_{i,t+s}$ et la trajectoire de référence. La contribution de chaque innovation à l'évolution historique de la série apparaît ainsi clairement. Etant donnée la projection conditionnelle, modifier l'évolution de η_t rend alors possible une "réécriture" de l'histoire. On a vu que l'inflation sous-jacente est obtenue en ne retenant que la composante structurelle de l'inflation, $\eta_{2,t}$. Notre objet est donc de reconstituer l'évolution passée de l'inflation en annulant $\eta_{1,t}$. L'ajout d'un nouveau choc (corrigé de l'effet de $\eta_{1,t}$) à la trajectoire de référence permet finalement le calcul l'inflation sous-jacente.

$$\Delta \pi_t^{sj} = \sum_{\sigma=0}^{s-1} D_{22,\sigma} \eta_{2,t+s-\sigma} + \sum_{\sigma=s}^{\infty} D_{2*,\sigma} \eta_{t+s-\sigma} + \mu_2 \quad (13)$$

3 Résultats

Nous supposons que deux sortes d'innovations peuvent influencer la production et l'inflation mesurée alors que vraisemblablement l'économie est perturbée par un nombre plus important de chocs. Cette hypothèse implique, d'une part, qu'un seul type de choc commanderait l'inflation sous-jacente, ce qui peut paraître raisonnable, et, d'autre part, qu'il n'existerait qu'un seul choc réel, ce qui l'est sûrement moins. Mais puisque notre centre d'intérêt est l'inflation, on peut espérer que cette dernière restriction ne perturbera pas trop les résultats même si cela rend plus incertain l'interprétation du choc réel.

En pratique, notre modèle VAR a les caractéristiques suivantes. En premier lieu, à la lumière des tests A.I.C., le nombre de retards est fixé à 6 pour la France ainsi que le Royaume-Uni et à 9 pour l'Allemagne. En second lieu des variables indicatrices mensuelles ont été introduites.

La période d'estimation s'étend du début 1974 à la fin 1996. Ce choix a été dicté par une préoccupation double : de robustesse au choix des composantes déterministes et de plausibilité économique des résultats. Sur le premier point, la période retenue est

celle pour laquelle aucune tendance déterministe n'est significative¹⁰. Notamment sur longue période, la présence ou l'absence d'une telle tendance peut parfois considérablement changer les résultats. Concernant le second point, une limite de la procédure généralement retenue est l'absence de validation *ex post* de la série d'inflation de court terme calculée par le modèle. En retenant l'idée que cette dernière doit évoluer en phase avec le cycle, nous choisirons le modèle pour lequel la corrélation entre la partie cyclique de l'inflation observée et les tensions sur les capacités de production est la meilleur.

3.1 Réponses aux chocs

Les séries de graphiques 1 à 3 indiquent les réponses de l'inflation puis de la production à un choc d'un écart-type sur $\eta_{1,t}$ et $\eta_{2,t}$. L'abscisse représente le temps en mois et l'ordonnée le logarithme des séries. Les écart-types sont obtenus par la méthode de Monte Carlo avec 500 tirages (avec un intervalle de confiance de plus ou moins deux écart-types)¹¹.

Globalement on remarque que les résultats sont relativement proches d'un pays à l'autre. Ainsi, s'agissant de l'inflation, le choc monétaire $\eta_{2,t}$ a un effet permanent et significatif; ce qui est cohérent avec l'idée selon laquelle cette composante est censée commander l'évolution de long terme de l'inflation. L'effet se stabilise assez rapidement, au bout d'un an à deux ans environ. Concernant l'impact du choc réel $\eta_{1,t}$, la stabilisation de l'impact est atteinte dans des délais assez proches, à un niveau légèrement supérieur à zéro. Pour les trois pays, on ne peut pas rejeter l'hypothèse que l'impact n'est pas significativement différent de zéro.

Il a été imposé que $\eta_{2,t}$ n'ait pas d'effet de long terme sur le niveau de la production industrielle. Il ressort des réponses aux chocs que $\eta_{1,t}$ n'a pas d'effet statistiquement significatif à long terme sur l'inflation¹². Cette propriété permet donc une distinction claire de l'effet à long terme des chocs : $\eta_{1,t}$ sur la production industrielle et $\eta_{2,t}$ sur l'inflation mesurée. Que cette caractéristique soit vérifiée *ex post* sans avoir été préalablement imposée montre le bien fondé du critère d'identification.

S'agissant de la production, puisque la contrainte de neutralité est imposée à long terme, le court terme reste libre. Le choc $\eta_{2,t}$ qui, par construction, est neutre à long terme sur la production, n'a jamais d'effet significatif. L'impact de ce choc se stabilise assez rapidement. Le relativement court délai d'ajustement à la situation de long terme peut suggérer une courbe de Phillips proche de la verticale comme un retour rapide à cette situation d'équilibre.

[Insérer graphiques 1 à 3]

Puisque les réponses dépendent des caractéristiques des VAR estimés, esquissons à partir de ces dernières une explication plus analytique (plus structurelle) de l'évo-

¹⁰ De même, nous n'avons pas cherché à "stationnariser" les séries par l'introduction d'éventuelles ruptures dans les constantes. L'idée générale étant de ne pas "perturber" l'identification des chocs stochastiques par l'introduction de chocs déterministes.

¹¹ Voir en annexe pour le détail des calculs.

¹² Comme il a été imposé par la contrainte de neutralité que $\eta_{2,t}$ ne commande pas à long terme y_t et que par ailleurs le système n'est pas cointégré, y_t est logiquement déterminé à long terme par $\eta_{1,t}$. En revanche la neutralité à long terme de $\eta_{1,t}$ sur π_t n'est nullement assurée. Mais que l'inflation observée puisse être influencé à long terme par $\eta_{1,t}$ remettrait totalement en cause la procédure d'identification. De même aucune contrainte ne porte sur le court/moyen terme.

lution des réponses. Le VAR de long terme s'écrit avec τ_{yt} et $\tau_{\pi t}$ les tendances de long terme de respectivement y_t et π_t

$$\begin{aligned}\tau_{yt} &= B_{y,y}(1)\tau_{yt} + B_{y,\pi}(1)\tau_{\pi t} \\ \tau_{\pi t} &= B_{\pi,y}(1)\tau_{yt} + B_{\pi,\pi}(1)\tau_{\pi t}\end{aligned}$$

dont les matrices d'impact de long terme $B(1)$ sont les suivantes :

	$B_{y,y}(1)$	$B_{y,\pi}(1)$	$B_{\pi,y}(1)$	$B_{\pi,\pi}(1)$
Allemagne	-0,10 (-0,40)	0,69 (0,18)	0,03 (0,88)	-4,10 (-7,74)
France	-0,05 (-0,25)	1,26 (0,70)	0,04 (1,50)	-2,35 (-7,82)
Royaume-Uni	-0,30 (-1,61)	0,46 (0,46)	0,03 (0,48)	-1,85 (-6,19)

Les coefficients de variance-covariance des résidus sont respectivement :

	$\Omega_{1,1}$	$\Omega_{1,2}$	$\Omega_{2,2}$
Allemagne	2,33	0,016	0,04
France	1,76	0,024	0,04
Royaume-Uni	2,14	-0,007	0,04

Par ailleurs, le processus d'orthogonalisation conduit aux matrices de passage suivantes, avec $P_{i,j}$ la composante i,j de la matrice P :

	$P_{1,1}$	$P_{1,2}$	$P_{2,1}$	$P_{2,2}$
Allemagne	1,53	-0,03	0,01	0,21
France	1,33	-0,08	0,03	0,21
Royaume-Uni	1,46	-0,07	0,02	0,44

Le caractère presque diagonal de la matrice de passage, pour les différents pays, indique l'effet prépondérant de $\eta_{1,t}$ sur la production et de $\eta_{2,t}$ sur l'inflation, dès le court terme (voir équations (6) et (8) ainsi que graphiques 1 à 3).

Les structures des matrices $B(1)$ et P seront déterminantes pour l'évaluation du multiplicateur de long terme, $D(1) = C(1)P$. Ce dernier a la forme analytique suivante :

$$\begin{aligned}\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k}}{\partial \eta_{1,t}} &= D_{1,1}(1) = \frac{1}{\Delta} \{(1 - B_{\pi,\pi}(1))P_{1,1} + B_{y,\pi}(1)P_{2,1}\} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k}}{\partial \eta_{2,t}} &= D_{1,2}(1) = \frac{1}{\Delta} \{(1 - B_{\pi,\pi}(1))P_{1,2} + B_{y,\pi}(1)P_{2,2}\} = 0 \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial \pi_{t+k}}{\partial \eta_{1,t}} &= D_{2,1}(1) = \frac{1}{\Delta} \{B_{\pi,y}(1)P_{1,1} + (1 - B_{y,y}(1))P_{2,1}\} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial \pi_{t+k}}{\partial \eta_{2,t}} &= D_{2,2}(1) = \frac{1}{\Delta} \{B_{\pi,y}(1)P_{1,2} + (1 - B_{y,y}(1))P_{2,2}\}\end{aligned}$$

$$\text{où } \Delta = |I - B(1)| = (1 - B_{y,y}(1))(1 - B_{\pi,\pi}(1)) - B_{y,\pi}(1)B_{\pi,y}(1)$$

On peut noter la relative proximité dans la structure des matrices $B(1)$ d'un pays à l'autre, en relevant en particulier les deux points communs suivants. La faiblesse de

l'impact à long terme de la production sur l'inflation, le terme $B_{\pi,y}(1)$, et l'importance du terme $1 - B_{\pi,\pi}(1)$ qui tend à réduire les réponses de l'inflation aux chocs. La valeur élevée des matrices d'impact $B_{\pi,\pi}(1)$ ¹³ est à relier à des multiplicateurs dynamiques $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial \pi_{t+k}}{\partial \varepsilon_{2,t}} = (1 - B_{\pi,\pi}(1))^{-1}$ plus faibles pour l'inflation, suggérant par la même une plus forte persistance de la production. Compte tenu de la faiblesse des éléments hors diagonale de P , le choc η_{1t} a très peu d'impact sur l'inflation, la réponse de long terme de la production au choc η_{1t} sera proche de sa valeur initiale, soit $P_{1,1}$. La valeur de $P_{1,1} = [\Omega_{1,1}]^{1/2}$, et donc la variance des résidus de l'équation de production (ainsi que $(1 - B_{y,y}(1))^{-1}$), explique ainsi l'ampleur à long terme de la réponse de la production au choc réel. L'effet du choc monétaire $\eta_{2,t}$ sur l'inflation reste faible en raison de la plus faible valeur de $P_{2,2}$ et de l'effet minorant de $(1 - B_{\pi,\pi}(1))$.

Le multiplicateur $\frac{\partial y_t}{\partial \eta_{2,t}} \left[\frac{\partial \pi_t}{\partial \eta_{2,t}} \right]^{-1} = \frac{\partial y_t}{\partial \pi_t}$ (voir graphiques 4 à 6) qui indique l'effet relatif d'un choc monétaire sur la production et l'inflation a une double interprétation suivant l'horizon retenu. À brève échéance, son ampleur nous fournit une indication sur la pente de la courbe d'arbitrage entre croissance et inflation à court terme et donc l'importance de l'effet Phillips ainsi mesuré : un multiplicateur de court terme important est synonyme d'un effet Phillips sensible et donc d'une pente faible de la courbe de Phillips ($\frac{\partial y_t}{\partial \pi_t} = 0$ signifie que la courbe de Phillips est verticale). À long terme, le temps nécessaire pour que le multiplicateur soit proche de zéro évalue le délai de retour à la courbe de Phillips de long terme. Ainsi, l'Allemagne semblerait être l'économie pour laquelle l'effet de court terme est le plus important et qui serait la plus longue à se stabiliser, soit au bout d'un peu plus de deux années. Au contraire une seule année suffirait au Royaume-Uni pour retrouver son équilibre à la suite de ce choc monétaire. La France est dans une situation intermédiaire avec un délai d'un an et demi.

[Insérer graphiques 4 à 6]

3.2 Décomposition de la variance

L'erreur de prévision à l'horizon s est l'écart entre la série observée et la prévision à l'horizon de $t+s$ périodes obtenue à partir de la représentation (2). Cette erreur est tout autant le fait de la composante structurelle que non structurelle. Pour chacune des séries, est donc calculé le pourcentage de la variance de l'erreur de prévision dû au choc monétaire $\eta_{2,t}$ (voir équation (14))¹⁴.

Décomposition de la variance : pourcentage de la variance expliquée par $\eta_{2,t}$.

¹³ à rapprocher des résultats de King et Watson[10] sur les Etats-Unis.

¹⁴ Le mode de calcul est présenté en annexe.

horizon	All.		Fr.		R-U	
	y_t	π_t	y_t	π_t	y_t	π_t
1	0,03	99,52	0,34	97,92	0,23	99,87
2	1,38	98,99	0,25	96,13	0,43	99,30
3	2,29	98,62	0,18	95,16	0,39	99,29
4	2,00	97,57	0,55	92,87	0,55	99,19
8	1,08	96,95	0,29	91,28	0,38	97,67
12	0,80	96,01	0,18	89,78	0,27	97,76
24	0,36	95,37	0,08	87,88	0,14	98,25
48	0,17	94,72	0,04	86,49	0,07	98,55
120	0,07	94,09	0,02	85,43	0,03	98,78
240	0,03	93,81	0,01	85,03	0,01	98,86

Par construction, pour une série donnée, la somme des contributions des deux chocs vaut 100 % (le complémentaire à 100 donne la contribution de $\eta_{1,t}$). Puisque la contrainte d'identification impose l'indépendance à long terme de y_t vis-à-vis de $\eta_{2,t}$, sa contribution à y_t doit être proche de zéro à long terme. Le court/moyen terme n'est pas contraint, on observe néanmoins que la presque totalité de la variance de π_t est expliquée par $\eta_{2,t}$. Compte tenu de l'absence d'effet significatif de $\eta_{1,t}$ sur l'inflation, ce n'est pas surprenant.

4 L'inflation sous-jacente

L'inflation sous-jacente (π_t^{sj}), composante de l'inflation expliquée par le seul choc neutre à long terme sur la production ($\eta_{2,t}$), s'obtient par l'annulation de $\eta_{1,t}$ dans l'équation (12), c'est-à-dire en termes économiques après l'élimination de la composante corrélée avec la production industrielle. Nous examinerons successivement l'inflation sous-jacente puis l'inflation de court terme.

Les graphiques 7 à 9 présentent (en glissements annuels) l'inflation observée et l'**inflation sous-jacente** dans les trois pays sous revue¹⁵. En première observation, les deux séries ont le plus souvent des évolutions assez proches, ce qui semble naturel puisque l'inflation sous-jacente représente la tendance "lourde" de l'inflation ; de même que l'inflation sous-jacente prend bien en compte les retournements de l'inflation observée. Ce qui n'est guère surprenant puisque l'inflation sous-jacente comprend une tendance déterministe (voir équation (13)) et que, par ailleurs, le choc monétaire explique très largement l'évolution de l'inflation. Le plus souvent, dans les périodes de désinflation (surtout du début des années 1980) l'inflation sous-jacente excède l'inflation observée alors que l'inverse se produit dans les périodes de forte reprise de l'inflation ; notamment dans la période 1973-1975 pour laquelle le choc pétrolier apparaît clairement. On note, en outre, pour le Royaume-Uni, que cet écart reste notable pendant la majeure partie des années 1980, en raison vraisemblablement de chocs d'offre favorables (Quah et Vahey[12]). En Allemagne, la réunification de 1990, qui peut s'interpréter comme un choc de demande important, pousse visiblement l'inflation observée au-dessus de l'inflation sous-jacente. Au début des années 1990, le choc en partie absorbé, les deux séries retrouvent des évolutions concomitantes.

¹⁵ Puisque le VAR est estimé en différence, le niveau de l'inflation sous-jacente ne peut être connu directement. Le choix du début de la période d'estimation a donc également été tel que l'inflation non-structurelle puisse être raisonnablement considérée comme très faible.

Pour l'année 1993, l'écart négatif entre inflation observée et inflation sous-jacente est plus prononcé en France qu'en Allemagne, ce qui peut paraître surprenant au premier abord.

D'une manière générale, on s'attend, *a priori*, à ce que l'inflation observée excède l'inflation sous-jacente en période d'accélération de la demande et à l'inverse en période de faible croissance ou de récession; en d'autres termes à ce que l'**inflation de court terme** calculée comme l'écart de l'inflation sous-jacente à l'inflation de mesurée soit procyclique. Pour cette raison sont présentés sur les mêmes graphiques (voir graphiques 7 à 9) inflation de court terme et TUC, entre lesquels une corrélation positive est attendue. Cette propriété est effectivement vérifiée pour les trois pays, ce qui de ce point de vue valide nos calculs d'inflation sous-jacente. S'agissant des économies allemande et française qui ont subi en 1993 un choc d'ampleur similaire, on s'attendrait à ce que leurs inflations de court terme se réduisent dans de mêmes proportions; or ce n'est pas le cas. Il faut donc revenir sur le mode de construction de l'inflation non-structurale.

[Insérer graphiques 7 à 9]

Puisque l'inflation sous-jacente est l'inflation obtenue dans une situation sans chocs $\eta_{1,t}$, l'inflation de court terme (π_t^{ct}), corrélée avec le cycle, est exclusivement expliquée par ce type de choc :

$$\Delta\pi_t^{ct} = \sum_{\sigma=0}^{s-1} D_{21,\sigma} \eta_{1,t+s-\sigma}$$

L'examen des $\eta_{1,t}$ nous est donc précieux pour comprendre l'évolution des inflations de court terme¹⁶. Les chocs $\eta_{1,t}$ et $\eta_{2,t}$ se calculent aisément par inversion de la matrice de passage (soit $\eta_t = P^{-1}e_t$). On a donc

$$\eta_{1,t} = \begin{bmatrix} P^{-1} \end{bmatrix}_{1,1} e_{1,t} + \begin{bmatrix} P^{-1} \end{bmatrix}_{1,2} e_{2,t}$$

L'examen de ce choc, par construction orthogonal à l'autre choc, et de variance unitaire, n'est qu'illustrative et n'est pas directement interprétable. Néanmoins, eu égard la faiblesse des éléments non diagonaux de P^{-1} , nous obtenons une forte proportionnalité entre les résidus $e_{1,t}$ et les chocs $\eta_{1,t}$, soit approximativement : $\eta_{1,t} \approx \begin{bmatrix} P^{-1} \end{bmatrix}_{1,1} e_{1,t} \approx \begin{bmatrix} P_{1,1} \end{bmatrix}^{-1} e_{1,t}$. Aussi le mouvement de $\eta_{1,t}$, est-il largement déterminé par les résidus du VAR de l'équation de production. Les graphiques 10 à 12 montrent les résidus cumulés des VAR estimés ainsi que les chocs $\eta_{1,t}$ cumulés. On peut alors observer, par comparaison, que cumulé, le résidu de l'équation de production est, en 1993, plus négatif en France qu'en Allemagne. En considérant la fin de période, depuis le dernier trimestre 1986 où les résidus cumulés sont voisins (proches de zéro) pour les deux pays, on peut légitimement considérer que la réunification de l'Allemagne creuse un écart entre les deux pays qui n'est que partiellement compensé en 1993¹⁷. Ce phénomène est en outre accentué par des réponses aux chocs plus faible en Allemagne.

¹⁶ Puisque les estimations ont été réalisées avec des variables en différence, les series d'inflations de court terme présentées dans les graphiques 7 à 9 sont en fait calculées avec des chocs cumulés. En outre le choix de la période d'estimation a été tel que les series d'inflations de court terme sont approximativement centrées (avec un petit écart pour le Royaume-Uni).

¹⁷ S'agissant des chocs $\eta_{1,t}$ eux-mêmes, la plus faible valeur de $\begin{bmatrix} P^{-1} \end{bmatrix}_{1,1}$ dans le cas allemand par rapport au cas français, amplifie l'écart observé sur les résidus estimés $e_{1,t}$. Le choc $\eta_{1,t}$ est encore plus amorti en Allemagne.

[Insérer graphiques 10 à 12]

Vraisemblablement¹⁸, ces différentes réactions des économies française et allemande peuvent provenir d'une pente de la courbe de Phillips plus faible dans le cas allemand. De plus fortes rigidités nominales s'observeraient dans ce pays ; un phénomène par ailleurs corroboré par un délai d'ajustement plus lent (graphiques 4 à 6).

5 Conclusion

L'objet de cet article était de calculer l'inflation sous-jacente en France, Allemagne et Royaume-Uni en retenant la méthodologie proposée par Quah et Vahey. L'identification des chocs monétaires et des chocs réels repose sur la contrainte, bien établie, de neutralité à long terme de l'inflation sur la production. Toutefois, cette méthode s'est montrée sensible au choix de la période d'estimation ainsi qu'au traitement des composantes déterministes. Pour pallier ce problème, nous suggérons de valider le VAR non seulement par la cohérence des réponses aux chocs mais également par l'ampleur de la corrélation entre l'inflation de court terme et le cycle économique. En outre, il apparaîtrait sur la période récente que l'inflation en Allemagne serait plus proche de son niveau sous-jacent parce que les rigidités nominales y seraient vraisemblablement plus grandes que chez ses partenaires.

6 Annexe

6.1 La décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Cette technique permet de disposer de la contribution de chacun des chocs à la variance de l'erreur de prévision sur les variables. Puisque les chocs sont orthogonaux, la variance de $\varpi_{i,t+s}$ s'écrit :

$$V(\varpi_{i,t+s}) = \sum_{\sigma=1}^s D_{i*,\sigma} V(\eta_t) D'_{i*,\sigma}$$

mais comme $V(\eta_t) = I$:

$$V(\varpi_{i,t+s}) = \sum_{\sigma=1}^s D_{i*,\sigma} D'_{i*,\sigma} = \sum_{\sigma=1}^s \sum_{j=1}^n D_{ij,\sigma}^2$$

La contribution de $\eta_{j,t}$ à la variance de l'erreur de prévision de X_i à l'horizon $t+s$, $V_j(X_{i,t+s})$ est donc :

$$V_j(X_{i,t+s}) = \frac{\sum_{\sigma=1}^s D_{ij,\sigma}^2}{\sum_{\sigma=1}^s \sum_{j=1}^n D_{ij,\sigma}^2} \quad (14)$$

¹⁸Une première hypothèse selon laquelle l'Allemagne aurait connu une inflexion de sa production potentielle limitant l'*output gap* (notée par OCDE [8] ou Commission européenne [11]), et partant l'écart de l'inflation mesurée à l'inflation sous-jacente paraît peu réaliste.

6.2 Calcul des écart-types des réponses

Notre propos est ici l'expression de la distribution limite des réponses, c'est-à-dire des matrices $D_j, j = 1, \infty$. Mais examinons auparavant le cas des réponses à des chocs non-orthogonaux (matrices C_j).

En posant $B = \text{vec}(A)$, la vectorialisation de A , $A' = (c \ A_1 \ \dots \ A_\infty)$ et $Z_t = (1 \ X'_{t-1} \ \dots \ X'_{t-p})$, le VAR (3) peut s'écrire

$$X_t = (I \otimes Z_t)B + e_t$$

et si B_0 est l'estimateur des moindres carrés de B , alors :

$$\sqrt{T}(B - B_0)N(0, \Omega \otimes Q^{-1})$$

où $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_t Z'_t \longrightarrow Q$ avec $Q = E(Z_t Z'_t)$.

En considérant ensuite sa représentation de Wold (4) où $G = \text{vec}(C)$, $C' = (c \ C_1 \ \dots \ C_p)$, on note que G est une fonction non-linéaire de $B : G(B)$; la distribution est alors :

$$\sqrt{T}(G - G_0)N(0, G_B(\Omega \otimes Q^{-1})G'_B)$$

avec $G_B = \frac{\partial G(B)}{\partial B'} \big|_{B=B_0}$, G_0 est l'estimateur des moindres carrés ; $\otimes$ est le produit de Kronecker. Les écart-types des coefficients des réponses s'obtiennent à partir des éléments diagonaux de la matrice de variance-covariance. La difficulté apparaît lors du calcul de G_B qui est analytiquement compliqué. Deux groupes de méthodes alternatives sont alors disponibles. Une première solution consiste à approximer par simulations G_B en utilisant des accroissements finis ; une seconde à inférer la distribution de $G(B)$ par simulations, dispensant ainsi du calcul de G_B . Parmi ces dernières méthodes on distinguera *bootstrapping* et tirages de Monte Carlo. La différence entre ces deux méthodes vient simplement de ce que dans le premier cas la distribution de B est obtenue à partir d'estimations successives sur un grand nombre d'échantillons de taille T (et n'est donc pas nécessairement gaussienne) alors que dans le second cas, la distribution théorique étant connue, les B sont tirés directement dans cette loi. La méthode par simulations de Monte Carlo a été préférée en raison de sa facilité de mise en œuvre.

On a vu, par ailleurs que, étant donnée Ω :

$$BN(B_0, \Omega \otimes Q^{-1}) \quad (15)$$

La procédure de Monte Carlo est donc la suivante :

1. Simulations avec H tirages, soit pour chaque $h = 1, \dots, H$
 - (a) tirages des $B^{(h)}$;
 - (b) calcul des $P^{(h)}$;
 - (c) calcul des réponses impulsionnelles : $D^{(h)}$ dont la $j^{\text{ème}}$ composante $D_j^{(h)}$ est la réponse de la $j^{\text{ème}}$ variable.
2. Calcul des moyennes M_j et des variances V_j :
 - (a) $M_j = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H D_j^{(h)}$;
 - (b) $V_j = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \left(D_j^{(h)} \right)^2 - \left(\frac{1}{H} \sum_{h=1}^H D_j^{(h)} \right)^2$.

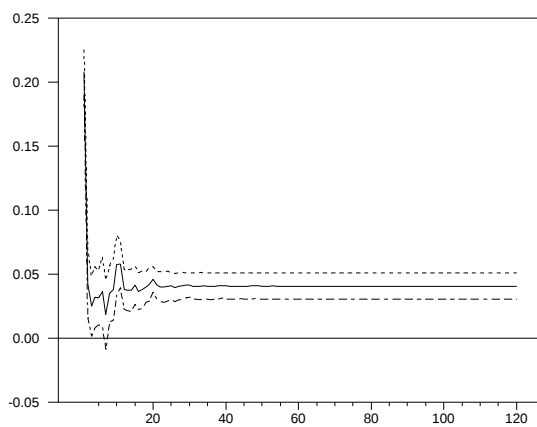
Références

- [1] Blinder, A.S. : The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970's, in *Inflation*, R. E. Hall ed., Chicago University Press, 1982.
- [2] Ball, L. et Mankiw, N.G. : Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks, *NBER working paper*, September 1992, **4168**.
- [3] Blanchard, O.J. et Quah, D. : The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, September 1989, **79**, 655-73.
- [4] Bryan, M.F. et Cecchetti, S.G. : Measuring Core Inflation, in *Monetary Policy*, N.G. Mankiw ed., University of Chicago Press, 1994.
- [5] Cecchetti, S.G. : Inflation Indicators and Inflation Policy, *NBER working paper*, June 1995, **5161**.
- [6] Fase M.M.G. et Folkertsma C.K. : Measuring Inflation : An Attempt to Operationalize Carl Menger's Concept of the Inner Value of Money, *DNB-Staff Reports*, 8/1997.
- [7] Gali, J. : How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data ?, *The Quarterly Journal of Economics*, May 1992, **CVII**, 709-38.
- [8] Giorno, C. et Suyker, W. : Les indicateurs de potentiel et d'écart de production de l'OCDE, méthodes d'estimation et utilisation pour l'analyse économique, *Mimeo*.
- [9] Gregory, A.W. et Smith, G.W. : Measuring Business Cycles with Business-Cycles Models, *Journal of Economic Dynamics & Control*, June/July 1996, **6&7**, 1007-1025.
- [10] King, R.G. et Watson, M.W. : The Post-War U.S. Phillips Curve : A Revisionist Econometric History, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public policy*, December 1994, **41**, 157-219.
- [11] Ongena, H. et Röger, W. : Trend and Output Gap Estimation Methods Used by the European Commission Services, *Mimeo*.
- [12] Quah, D. et Vahey, S.P. : Measuring Core Inflation, *The Economic Journal*, September 1995, **105**, 1130-1144.
- [13] Sims, C. : Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, January 1980, **48**(1), 1-48.
- [14] Smith, G.W. : Method-of-Moments Measurement of UK Business Cycles, *Oxford Economic Papers*, October 1996, **4**, 568-583.

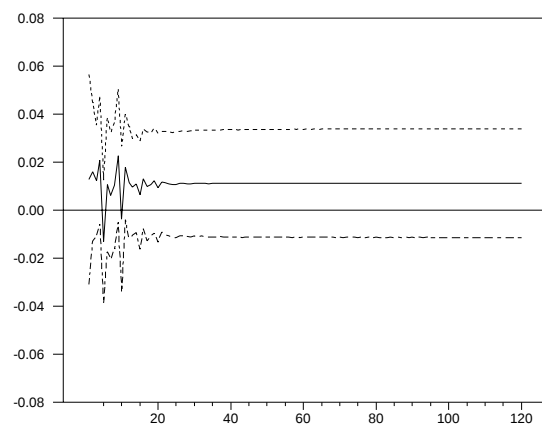
Graphiques 1 : Responses aux chocs en ALLEMAGNE

Inflation observée

Choc monétaire

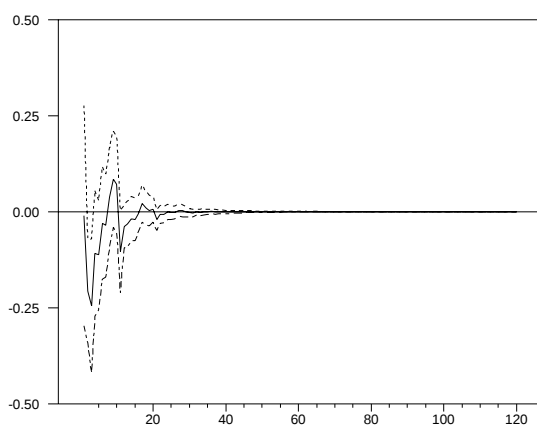


Choc réel

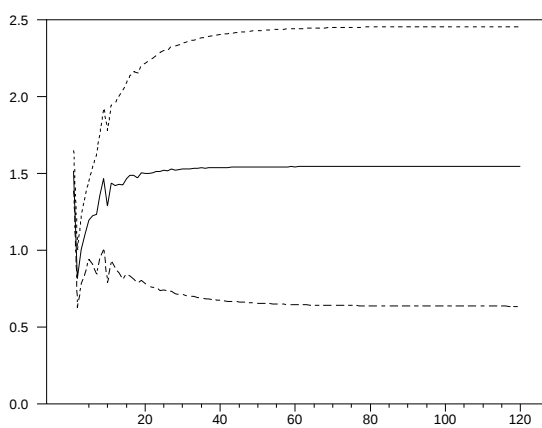


Production industrielle

Choc monétaire



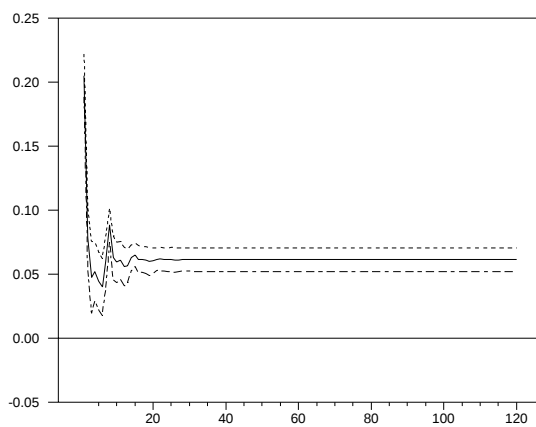
Choc réel



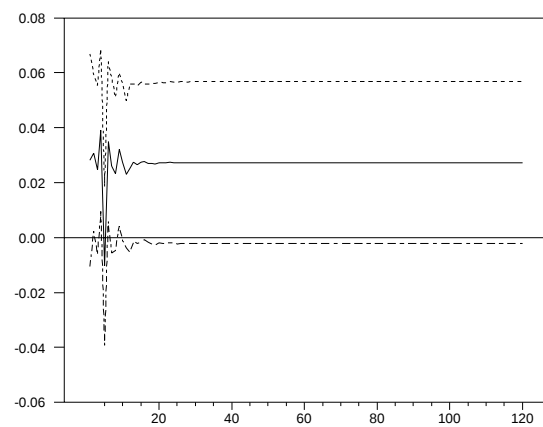
Graphiques 2 : Responses aux chocs en FRANCE

Inflation observée

Choc monétaire

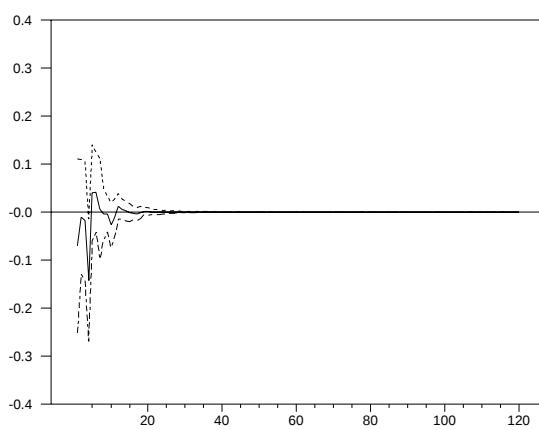


Choc réel

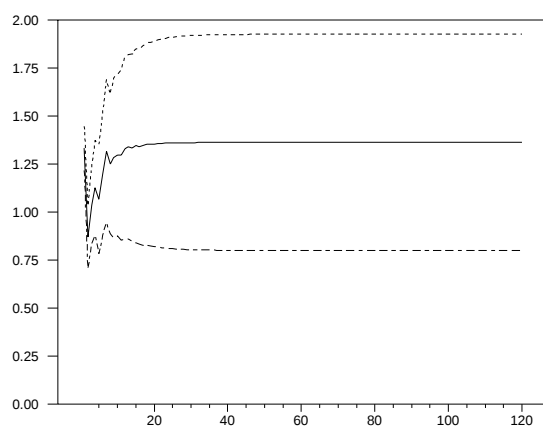


Production industrielle

Choc monétaire



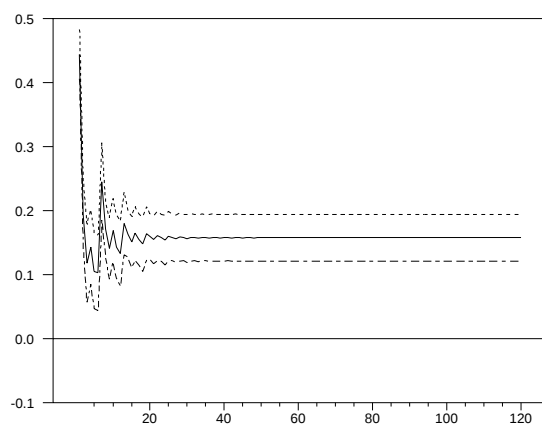
Choc réel



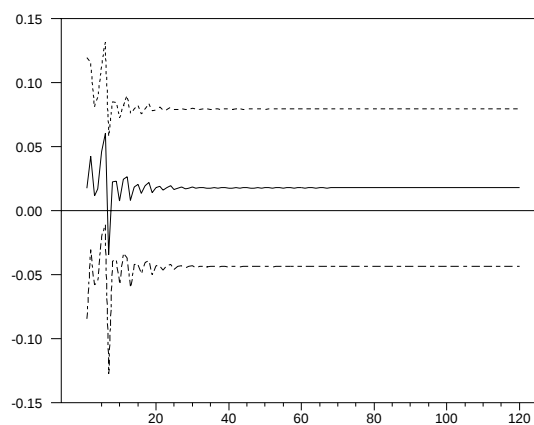
Graphiques 3 : Responses aux chocs au ROYAUME-UNI

Inflation observée

Choc monétaire

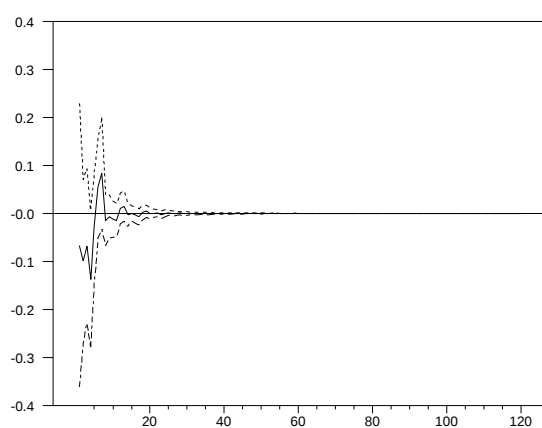


Choc réel

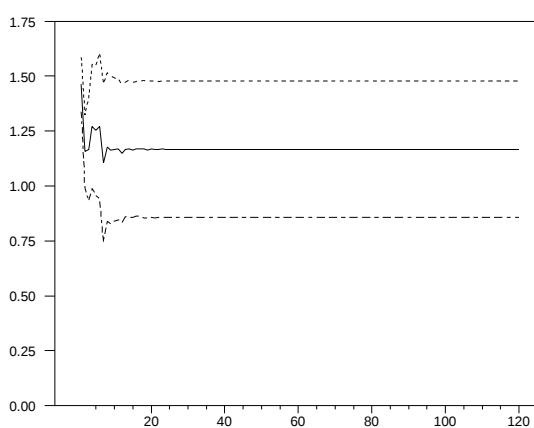


Production industrielle

Choc monétaire

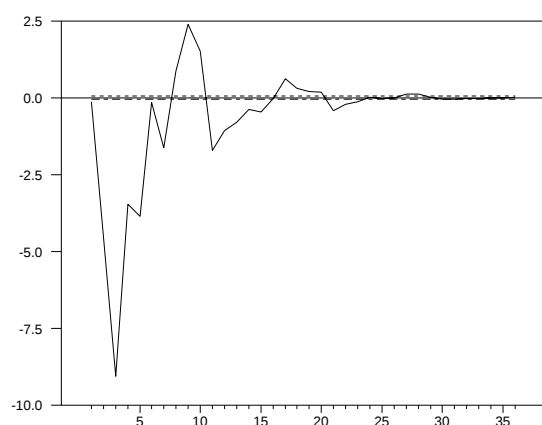


Choc réel

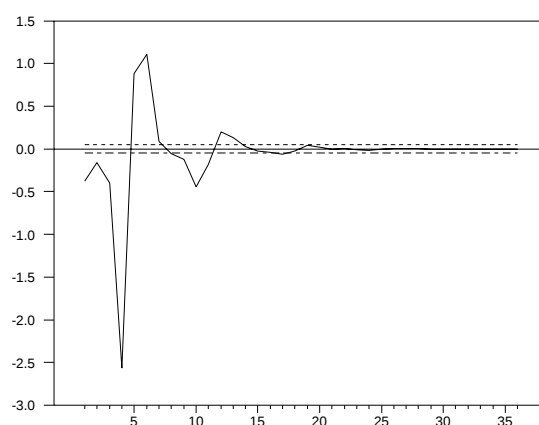


Graphiques 4 à 6 : Effet d'un choc monétaire sur la production relativement à l'inflation

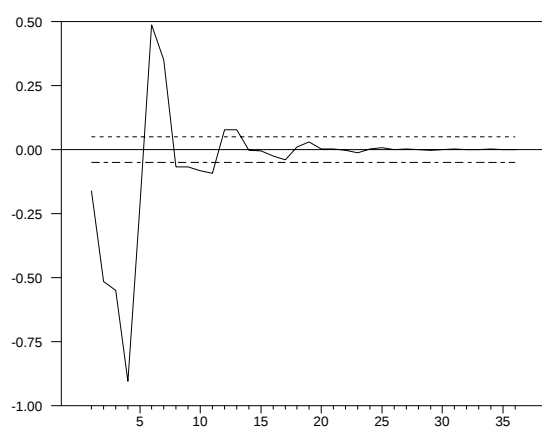
ALLEMAGNE



FRANCE



ROYAUME-UNI

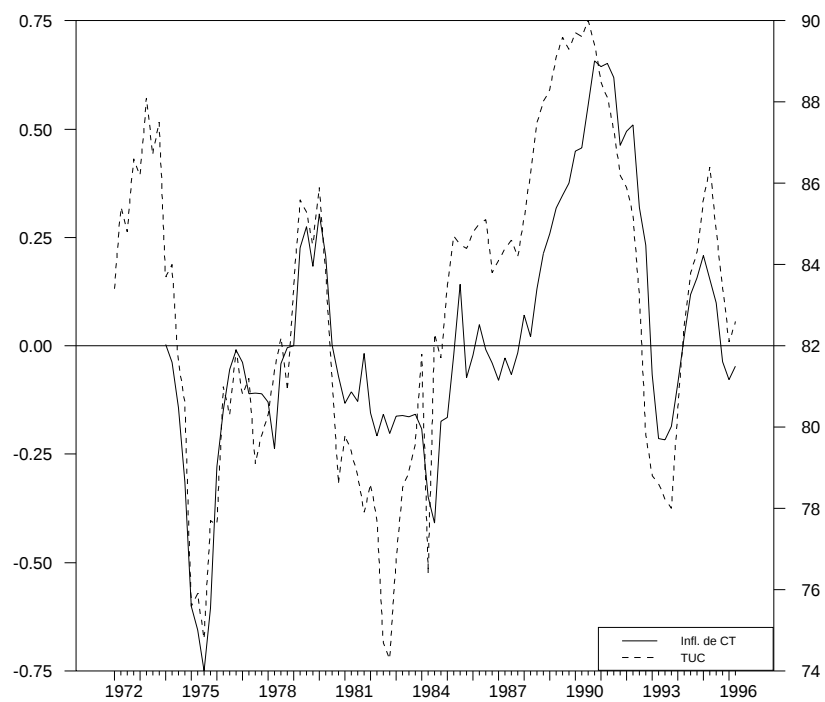


Graphiques. 7 : Inflation en ALLEMAGNE

Inflation sous-jacente

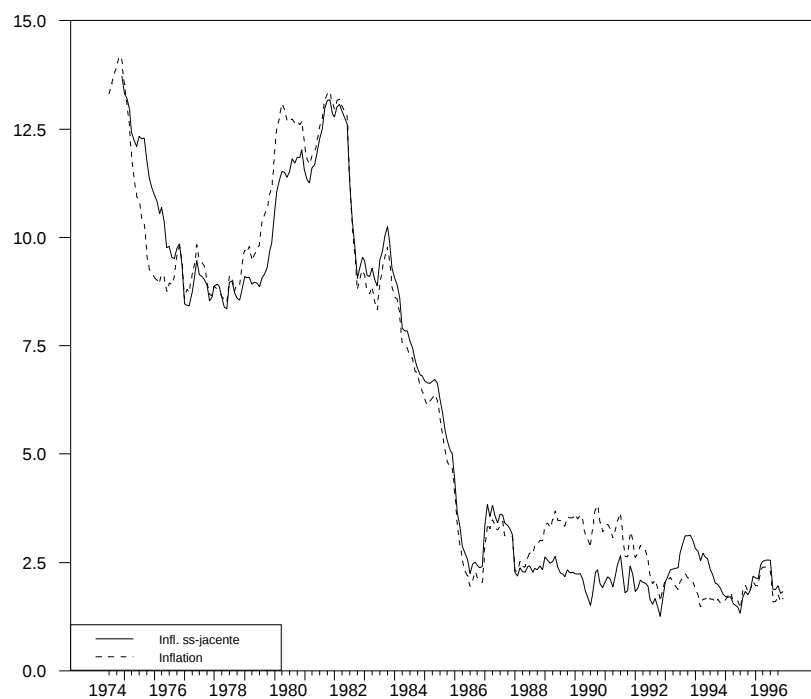


Inflation de court terme

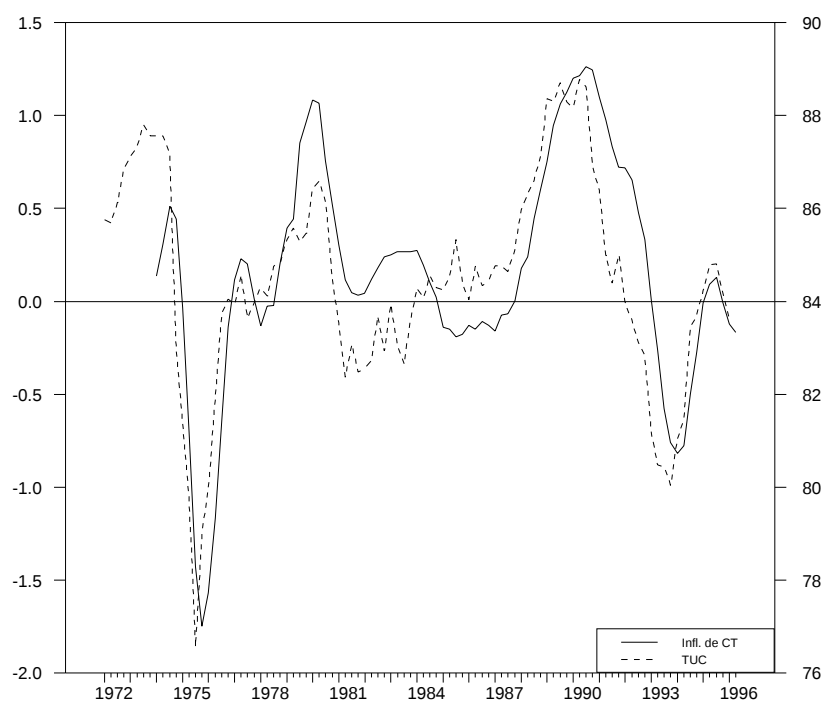


Graphiques 8 : Inflation en FRANCE

Inflation sous-jacente

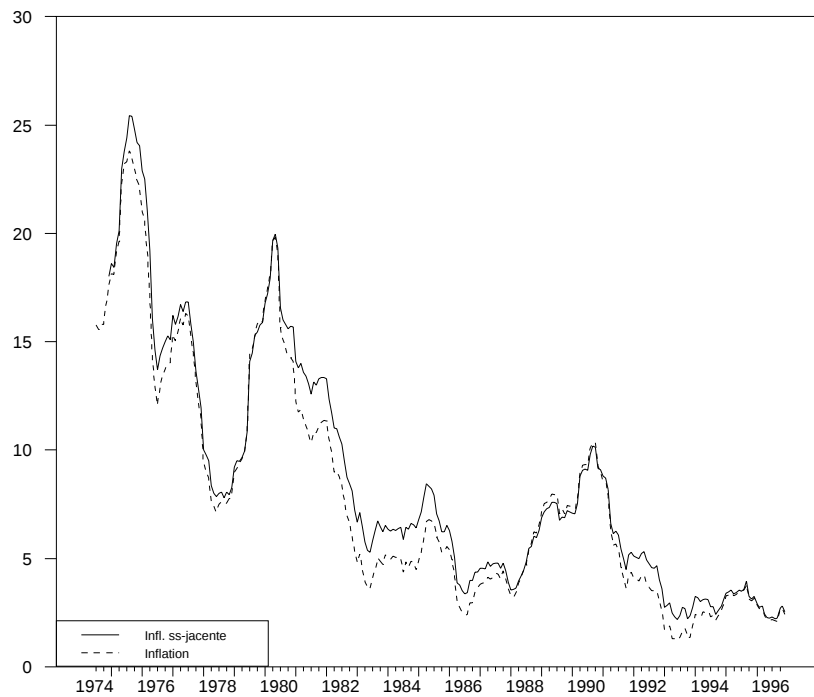


Inflation de court terme

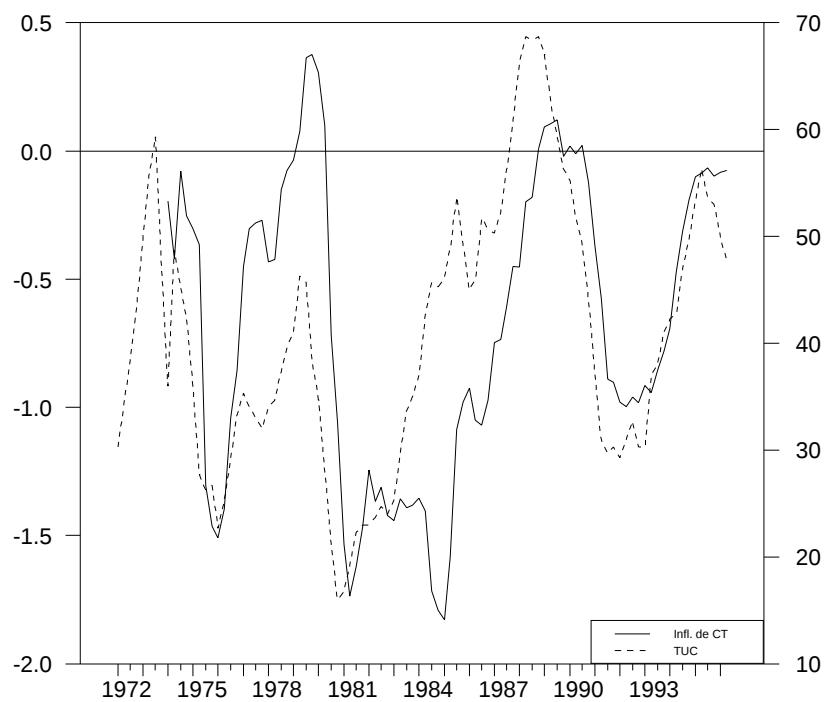


Graphiques 9 : Inflation au ROYAUME-UNI

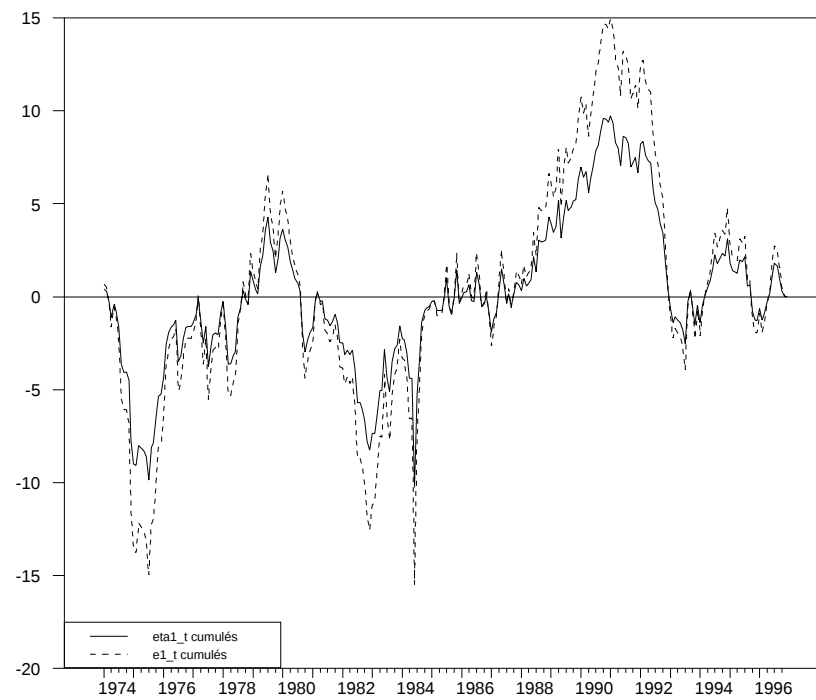
Inflation sous-jacente



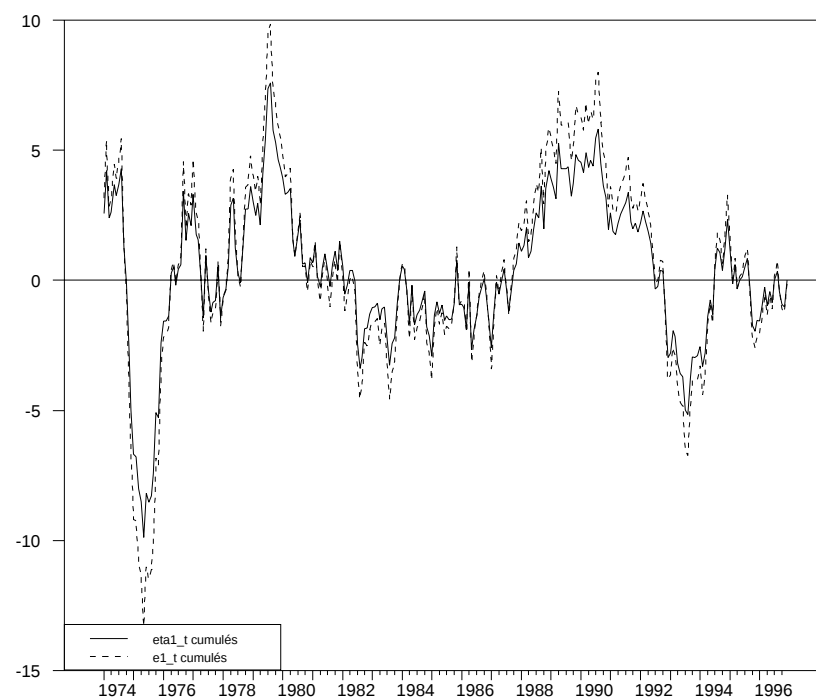
Inflation de court terme



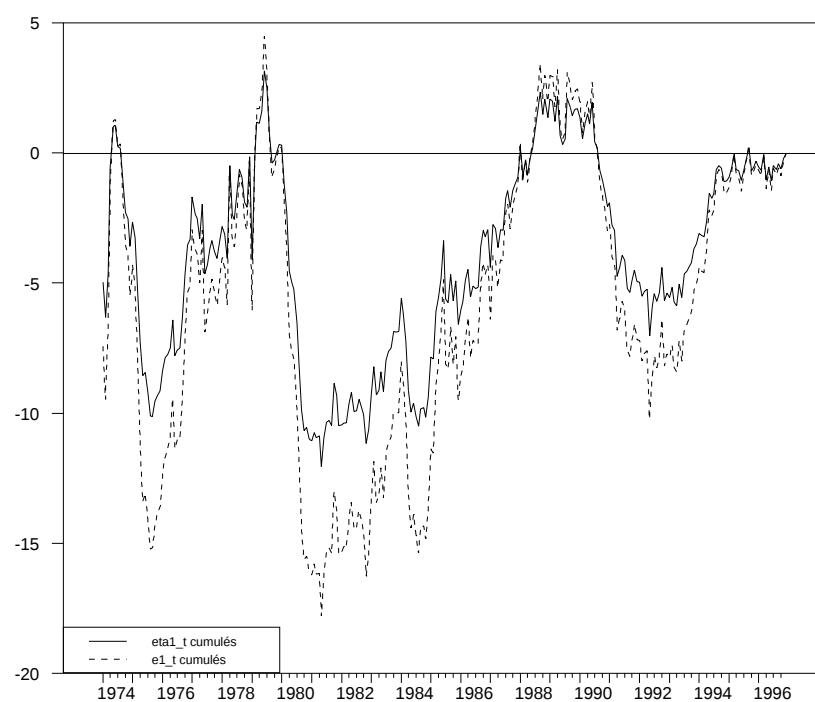
Graphique 10 : Chocs et résidus cumulés en ALLEMAGNE



Graphique 11 : Chocs et résidus cumulés en FRANCE



Graphique 12 : Chocs et résidus cumulés au ROYAUME-UNI



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 and 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.

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