
**NOTES D'ÉTUDES
ET DE RECHERCHE**

**LA MODÉLISATION MACRO-ÉCONOMÉTRIQUE
DYNAMIQUE**

Patrick Fève

Juillet 2005

NER - E # 129



LA MODÉLISATION MACRO-ÉCONOMÉTRIQUE
DYNAMIQUE

Patrick Fève

Juillet 2005

NER - E # 129

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-France.fr ».

The Working Paper Series reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "www.banque-France.fr".

La Modélisation Macro–Econométrique Dynamique

Patrick Fève*

Université de Toulouse (CNRS–GREMAQ et IDEI)
et Banque de France (CRECH)

Juin 2005

* Adresse: GREMAQ–Université de Toulouse I, manufacture des Tabacs, bât. F, 21 allée de Brienne, 31000 Toulouse. email: patrick.feve@univ-tlse1.fr. Cet article reprend différentes collaborations passées ou en cours avec J. Carrillo, F. Collard, M. Dupaigne, A. Guay, S. Grégoir, F. Langot, J. Matheron et C. Perraudin. Cet article a bénéficié de nombreux discussions lors de présentations aux séminaires Fourgeaud “*Etudier la macro–économie aujourd’hui: deux voies*” (Direction de la Prévision, novembre 2004) et de la Banque de France “*Méthodes d’évaluation des modèles stochastiques d’équilibre*” (décembre 2004). Je tiens à remercier S. Avouyi-Dovi, F. Collard, M. Dupaigne, H. Le Bihan et J. Matheron pour leurs remarques et commentaires. Les erreurs et imprécisions sont miennes et n’engagent en aucun cas la Banque de France.

Résumé :

Cet article présente les enjeux et controverses de la modélisation macro-économétrique et discute des apports et des limites des différentes méthodes quantitatives. Nous exposons dans un premier temps la critique de Sims et la critique de Lucas. Ces deux critiques ont donné lieu à deux approches de la modélisation. D'un côté, l'approche VAR Structurel permet de modéliser à l'aide d'un nombre de restrictions minimal un ensemble de variables macro-économiques et d'effectuer simplement différents exercices quantitatifs (prévisions, multiplicateurs dynamiques de politique économique). D'un autre côté, l'approche MEGIS considère des modèles dynamiques dont les formes réduites sont déduites d'un problème dynamique d'optimisation sous différentes contraintes. Nous exposons ensuite les différentes méthodes d'évaluation quantitative de ces modèles et nous discutons de leurs apports et limites.

Mots-clés: Modèles macro-économétriques, critique de Sims, critique de Lucas, méthodes d'évaluation quantitative

Abstract:

This paper presents the recent developments of macro-econometric modelling and discusses their advantages and limits. We first present the Sims critique and the Lucas critique. These two critiques have opened two new ways of macro-modelling. On the one hand, the Structural VAR approach allows to simply represent aggregate data with a small number of restrictions and to easily conduct various quantitative exercises (forecasting, dynamic multipliers of economic policy). On the other hand, the DSGE approach considers structural dynamic models wherein reduced forms are deduced from dynamic optimization problems (households, firms,...) with respect to a set of constraints. We thus present various quantitative methods and we discuss their advantages and limits.

Keywords: Macro-econometric Modelling, Sims Critique, Lucas Critique, Quantitative Methods

JEL Codes C3, C5, E3

Résumé non-technique:

L'objet de cet article est d'une part de présenter les enjeux et controverses de la modélisation macro-économétrique et d'autre part de discuter des apports et des limites des différentes méthodes quantitatives pour la macro-économie. Après avoir rappelé les principales propriétés des modèles macro-économétriques et leurs utilisations, nous discutons dans un premier temps les deux principales critiques qui leur ont été adressées: la critique de Sims et la critique de Lucas. Ces deux critiques ont donné lieu à deux voies de la modélisation macro-économétrique. D'un côté, l'approche VAR Structurel permet de modéliser à l'aide d'un nombre de restrictions minimal un ensemble de variables macro-économiques et d'effectuer simplement différents exercices quantitatifs (prévisions, multiplicateurs dynamiques de politique économique). Cependant, cette approche souffre d'importantes limites. Tout d'abord, elle conduit à des estimations fortement biaisées des effets de la politique économique, par exemple lorsque des restrictions de long terme sont utilisées. D'autre part, elle reste soumise à la critique de Lucas car la forme réduite n'est pas invariante à la forme de la politique économique envisagée. D'un autre côté, l'approche MEGIS considère des modèles dynamiques dont les formes réduites sont déduites d'un problème dynamique d'optimisation (ménages, entreprises, ...) sous différentes contraintes. Il reste que ces modèles possèdent des qualités prédictives assez médiocres et qu'ils sont en général mal spécifiés. Néanmoins, concernant leur spécification, suffisamment de progrès ont été récemment effectués pour qu'il soit possible de leur appliquer différentes méthodes d'estimation et d'inference statistique. Nous exposons alors les différentes méthodes d'évaluation quantitative (MV, GMM, M-estimateurs, Méthodes fondées sur les simulations, approche bayésienne) et nous discutons de leurs apports et limites. Finalement, nous examinons les liens possibles entre approches descriptives et structurelles en macro-économétrie.

Non-technical summary:

The aim of this paper is to present the recent developments of macro-econometric modelling and to discuss their advantages and limits. We briefly review the main properties of macro-econometric models and their uses and then present the two main criticisms that have been addressed to this approach: the Sims critique and the Lucas critique. These two critiques have opened two new ways of macro-modelling. On the one hand, the Structural VAR approach allows to simply represent aggregate data with a small number of restrictions and to easily conduct various quantitative exercises (forecasting, dynamic multipliers of economic policy). However, this approach suffers from important limits. First, the estimated effect of economic policy can be severely biased, especially when long-run restrictions are used. Second, this approach is submitted to the Lucas critique. On the other hand, the DSGE approach considers structural dynamic models wherein reduced forms are deduced from dynamic optimization problems (households, firms,...) with respect to a set of constraints. However, these models poorly fit the data and are misspecified. Nevertheless, the specifications of these models have been recently improved, such that it is now possible to use various estimation methods and statistical inference in order to evaluate their quantitative properties. We thus present quantitative methods (ML, GMM, M-estimators, Simulated based methods, Bayesian approach) and we discuss their advantages and limits. Finally, we study the links between descriptive and structural approaches in macro-modelling.

1 Introduction

L'objet de cet article est d'une part de présenter les enjeux et controverses de la modélisation macro-économétrique et d'autre part de discuter des apports et des limites des différentes méthodes quantitatives. La grande diversité des méthodes d'évaluation quantitative en macro-économie peut souvent donner l'impression d'un foisonnement méthodologique sans qu'une approche non controversée ait la capacité à s'imposer. Il est alors difficile pour le macro-économètre de choisir telle ou telle méthode en fonction de la question empirique posée. Sans prétendre, ni à la rigueur, ni à l'exhaustivité de l'exposé, nous nous proposons de présenter les grandes voies de la modélisation macro-économétrique actuelle, sans oublier les apports essentiels des modèles économétriques issus de la macro-économie de la synthèse.

Les modèles économétriques issus de la macro-économie de la synthèse sont des outils d'analyse indispensables de la politique économique. Ils permettent de quantifier des multiplicateurs dynamiques de court et moyen termes et d'évaluer ainsi les effets dans le temps de différents types de politiques économiques (expansion budgétaire, réglages conjoncturels, réformes fiscales, transferts,...). Leurs fondements théoriques reposent sur le modèle Offre Globale/Demande Globale en présence de rigidités nominales. Ainsi, ces modèles quantitatifs possèdent des propriétés *keynésiennes* à court terme (une hausse de la demande globale a un effet positif sur l'activité réelle) et *classiques* à moyen terme (ajustement à la hausse des prix). Les modèles macro-économétriques sont en général de grande taille, surtout si on les compare au modèle théorique de référence.¹ Ces modèles comprennent quatre types d'équations: *i*) des équations de comportement (consommation, demande de facteurs, importations, exportations, ...); *ii*) des équations techniques (coefficients techniques liés aux consommations intermédiaires); *iii*) des équations d'identités comptables (équilibre emplois/ressources, comptes d'agents); *iv*) des équations de bouclage (courbe de Phillips). Il faut noter à ce stade que les équations de comportement représentent une faible part des équations du modèle. Ces modèles sont ainsi représentés par un système d'équations (souvent spécifiées et estimées indépendamment) à partir desquelles on peut déterminer une solution, c'est à dire une expression des

¹Par exemple, certains modèles français présentaient au total plus de cent équations: Metric (DP), DMS et Propage (INSEE), Hermes (CCP-ECP), Mefisto (Banque de France), MIMOSA (OFCE) ... (voir Artus, Deleau et Malgrange (1986), Zagamé (1987), Malgrange (1992), Numéro Spécial Economie et Prévision (1998) pour une présentation et analyse de leur propriétés). Ceci est moins vrai maintenant : Mésange (Insee-DP), Amadéus (Insee), Mascotte (Banque de France), e-mod.fr (OFCE),...

variables endogènes en fonction des variables exogènes et des variables pré-déterminées. A partir de la solution, le modèle macro-économétrique peut donner lieu à différentes utilisations : prévisions (après chiffrage des exogènes); variantes de politiques économiques (dépenses publiques, taxes, transferts), politiques économiques optimales (voir l'opération *Optimix* en France).

Avant de présenter les enjeux et controverses quant à l'utilisation des modèles macro-économétriques, il convient de revenir brièvement sur les rôles respectifs de la théorie et de la mesure (voir Pesaran (1988), Fève et Grégoir (2002)). Jusqu'au début des années soixante-dix, ces rôles respectifs n'ont donné lieu qu'à peu de controverses. L'économétrie était au service de la théorie (essentiellement macro-économique), son rôle se limitant essentiellement à la quantification des multiplicateurs de court et de long termes. Ce partage des rôles s'est maintenu pour deux raisons. D'une part, la théorie conservait une certaine autonomie vis-à-vis de la mesure, puisqu'elle s'intéressait essentiellement à la dérivation de modèles formels. D'autre part, il existait un consensus assez large dans la profession quant aux modèles théoriques de référence (le modèle Offre Globale/Demande Globale). Le rôle de la théorie était d'identifier les variables clés dans les relations économétriques, tandis que le rôle de l'économétrie était de fournir des estimations de ces relations souvent postulées *a priori*. Si un problème apparaissait lors de l'estimation de ces équations, l'économètre pratiquait quelques modifications "pragmatiques" à la marge : retards, variables explicatives supplémentaires, ... La théorie déterminait ainsi la structure générale du modèle en postulant les variables endogènes et exogènes, sans que l'économétrie ne vienne mettre en cause la pertinence des schémas théoriques (par exemple, le choix des variables explicatives, la distinction entre endogènes et exogènes, le schéma théorique de référence). Il faut ici noter que ce partage des rôles fut extrêmement fructueux. L'économétrie s'est principalement développée à cette époque autour des méthodes d'estimation et d'identification. Ainsi, de nombreux estimateurs couramment employés aujourd'hui ont été introduits à cette époque (FIML, LIML, 2SLS, 3SLS, ...). De même, les problèmes d'identification des paramètres structurels à partir des formes réduites ont donné lieu à des résultats essentiels (modèles à équations simultanées).²

²Les modèles à équations simultanées ont été au coeur de l'économétrie des années cinquante aux années soixante-dix. Les problèmes abordés s'avèrent spécifiques à l'économie et ils n'apparaissent pas avoir d'équivalent dans d'autres domaines de la statistique (voir Malinvaud (1978), Florens, Marimoutou et Péguin-Feissolle (2004), ainsi que les références citées dans ces deux ouvrages sur ce sujet).

Ces modèles ont été progressivement abandonnés depuis le début des années quatre-vingt, du moins à un niveau académique.³ Etant donné leur grande utilité, on peut s'interroger sur les causes de ce rejet. Il est possible d'y trouver trois raisons principales: un coût de maintenance élevé, un certain échec quantitatif et un discrédit académique. Tout d'abord, le coût de maintenance élevé⁴ est lié au fait que ces modèles sont en général de grande taille. Ils comprennent un grand nombre d'équations, des banques de données importantes et doivent être remis à jour régulièrement. Par exemple, à chaque changement de base de la comptabilité nationale, la banque de données change, les équations de comportement doivent être toutes ré-estimées et le modèle résolu et validé à nouveau. Ceci suppose alors des ressources matérielles et humaines importantes et donc un coût financier conséquent afin de pouvoir mener à bien différents exercices quantitatifs. Il faut noter que la difficulté de maintenance de tels modèles peut induire une forte inertie et faible réactivité face à un changement brutal de l'environnement. Ensuite, ces modèles ont subi certains échecs quantitatifs. On a ainsi souvent cité leur incapacité à prévoir correctement certains retournements conjoncturels (par exemple, les chocs pétroliers). Il faut cependant mentionner que ces modèles ont en général de "relativement" bonnes qualités prédictives et que les erreurs de prévisions sont souvent le résultat d'un chiffrage hors modèle (c'est à dire le chiffrage des exogènes) erroné. Enfin, une cause importante de cet abandon est le résultat d'un important discrédit académique. Ces modèles ont subi à partir du milieu des années soixante-dix une double critique: la critique de Sims et la critique de Lucas. Suivant la critique de Sims, ces modèles imposent des contraintes sur les variables et des *a-priori* économiques non justifiés du point de vue statistique. Suivant la critique de Lucas, les modèles macro-économétriques ne sont pas invariants à la forme de la politique économique envisagée. L'impact de cette double critique – économique et statistique – a été suffisamment important pour conduire à un abandon progressif de ces modèles, du moins au niveau académique.

L'article est organisé comme suit. Dans une première section, nous revenons plus en détails sur la critique de Sims et la critique de Lucas. Dans une deuxième section, nous présentons la méthodologie VAR Structurel (VARs) et discutons des avantages et inconvénients de cette approche. Dans une troisième section, nous

³Dans de nombreux centres d'études (DP, INSEE, Banque de France, OFCE), ces modèles restent néanmoins un outil privilégié d'analyse de la politique économique.

⁴Paradoxalement, les données sont aujourd'hui plus facilement disponibles par abonnement sur internet et les logiciels économétriques sont plus puissants.

exposons l’approche MEGIS (Modèle d’Equilibre Général Intertemporels Stochastiques) et les méthodes d’évaluation quantitative qui s’y rattachent. Pour chacune d’entre elles, nous présentons brièvement leurs principaux avantages et limites. Une dernière section conclut en examinant les liens possibles entre approches descriptives et structurelles en macro-économétrie.

2 Les deux critiques

Dans cette section, nous revenons sur les deux grandes critiques académiques des modèles macro-économétriques, à savoir : la critique de Sims et la critique de Lucas. Ces deux critiques sont exposées très brièvement à l’aide de représentations (statistiques et économiques) simples.

2.1 La critique de Sims

Pour Sims (1980), les modèles macro-économétriques imposent des *a priori* économiques sans aucune justification statistique. Ainsi, l’exogénéité de certaines variables (par exemple, celles liées à la politique économique) est postulée, mais elle n’est pas testée. Sims propose alors d’utiliser un modèle statistique non-contraint et dynamique, *i.e.* le modèle Vectoriel Auto-Régressif (VAR). Supposons que l’économiste soit intéressé par le comportement de n variables macro-économiques (PIB, consommation, investissement, salaires nominaux, inflation,...). A la date t , l’ensemble de ces n variables est représenté par le vecteur $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{n,t})$. Ces différentes variables sont supposées suivre la représentation stationnaire suivante :⁵

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + A_0 + U_t$$

où A_i ($i = 1, \dots, p$) est une suite de $n \times n$ matrices, A_0 un vecteur $n \times 1$ de termes constants et $U_t = (u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{n,t})$ un vecteur de termes résiduels associés de matrice de variance-covariance $V(U_t) = \Sigma$ de taille $n \times n$. Ces résidus vérifient de plus $E(U_t/Y_{t-i}) = 0, \forall i > 0$.

Plusieurs remarques peuvent d’ores et déjà être faites. Tout d’abord, le modèle est linéaire dans les variables. Ensuite, il est dynamique puisque les valeurs passées des variables influencent leurs valeurs courantes. De plus, les mouvements d’une variable peuvent influencer directement ou indirectement les mouvements

⁵Le problème de la non-stationarité n’est pas traité ici. En outre, on suppose que l’économètre a correctement spécifié le modèle VAR de façon à tenir compte du caractère non-stationnaire de certaines variables (racine unitaire, cointégration); voir Gouriéroux et Monfort (1990), Hamilton (1994).

d'autres variables. Ce modèle est non contraint, c'est à dire qu'il n'existe aucune contrainte *a priori* d'exclusion d'une variable dans les différentes équations du système. De même, il n'existe pas de contraintes inter-équations portant sur les paramètres du modèle, que ce soit sur les matrices A_i ($i = 1, \dots, p$), A_0 ou encore Σ . Les deux seules contraintes *a priori* sont les variables retenues (lesquelles et leur nombre n) et le nombre de retard p . Le choix des variables n'est pas problématique car il répond à la question économique posée. Celui du nombre de retards ne l'est également pas car celui-ci peut uniquement s'effectuer sur la base de critères statistiques, par exemple à l'aide du critère d'Akaike (AIC) ou celui de Schwarz (BIC), ou encore d'un test de rapport de vraisemblance (voir Gouriéroux et Monfort (1990)). Finalement, l'estimation d'un tel modèle peut se faire à l'aide de méthodes simples (moindres carrés ordinaires, MCO).⁶

Une fois estimés les paramètres du modèle (c'est à dire A_i ($i = 1, \dots, p$), A_0 et Σ), le modèle VAR peut donner lieu à différentes utilisations.⁷ D'une part, on peut facilement réaliser des exercices de prévision des endogènes en exploitant la formulation récursive du modèle VAR. Il faut cependant noter que l'horizon retenu pour la prévision ne doit pas être trop long car le modèle VAR fournira des prévisions peu "informatives" à long terme, puisque celles-ci correspondront aux valeurs moyennes⁸ (sur l'échantillon ayant servi à l'estimation) des différentes variables (y_1, y_2, \dots, y_n). En général, les performances en termes de prévisions sont bonnes puisque le modèle n'introduit pas ou très peu de restrictions.

Ce type de modèle permet d'autre part de quantifier des effets multiplicateurs instantanés et dynamiques : effets des "surprises" de politique monétaire sur l'activité réelle (Sims (1992), Leeper, Sims et Zha (1996), Christiano, Eichenbaum et Evans (1999)); effets de chocs technologiques sur l'activité réelle (Blanchard et Quah (1989), Galí (1999), Francis et Ramey (2003), Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2004)); effets de "surprises" de politiques fiscales et budgétaires (Blanchard et Perotti (2002), Perotti (2002), Favero (2002), Burnside, Eichenbaum et Fisher (2001), Biau et Girard (2004)).

En dépit de son apparente simplicité et de son succès, l'approche VAR doit faire face à certains problèmes.

⁶Voir la discussion dans la section 3 et Hamilton (1994), chap. 11.

⁷Certains aspects liés à l'utilisation du modèle VAR sont discutés plus en détail dans la section 3.

⁸Si les variables sont spécifiées en différence première et en logarithme, les prévisions à long terme vont correspondre au taux de croissance moyen sur la période d'estimation. Une prévision en niveau donnera à long terme la trajectoire de croissance moyenne.

Tout d'abord, afin d'effectuer un exercice de quantification des effets multiplicateurs, il est nécessaire d'adopter un schéma d'identification minimal qui peut affecter les résultats. Nous aborderons plus en détail ce point dans la section 3. Ensuite, le modèle VAR est une forme réduite qui est soumise à la critique de Lucas. Nous étudions ce point maintenant.

2.2 La critique de Lucas

Selon la critique de Lucas (1976), les principales équations de comportement des modèles macro-économétriques ne sont en fait que des formes réduites, dont les paramètres ne sont pas invariants à la forme de la politique économique. Tant que ces modèles sont utilisés pour effectuer des exercices de prévision, leur utilisation n'est pas forcément remise en cause. En revanche, ils ne peuvent en aucun cas être utilisés pour analyser des multiplicateurs liés à la politique économique. Ainsi, pour Lucas et Sargent (1979), une telle analyse ne peut s'effectuer qu'en abandonnant ce cadre⁹ au profit d'une modélisation structurelle cohérente et de la détermination explicite des formes réduites compatibles avec un ensemble de restrictions associées aux conditions d'équilibre et aux schémas d'anticipation. Nous présentons dans cette section, deux illustrations possibles de la critique de Lucas.

Exemple 1 Analyse des multiplicateurs

On considère ici un modèle linéaire avec anticipations rationnelles. Ce modèle, très simple, est couramment retenu dans les manuels de macroéconomie lorsqu'il s'agit d'étudier les solutions des modèles linéaires avec anticipations rationnelles (voir par exemple Blanchard et Fisher (1989) et Farmer (1998)).¹⁰ L'unique variable endogène y_t est une fonction linéaire de sa valeur anticipée à la date future et de l'unique variable exogène x_t :

$$y_t = aE_t y_{t+1} + b x_t$$

⁹Les modèles macro-économétriques sont ainsi vus comme un système d'équations, chacune d'entre elles étant traitée séparément des autres (voir Kydland et Prescott (1996))

¹⁰Cette représentation linéaire simple englobe de nombreux modèles: le modèle de Cagan, le modèle monétaire de détermination du taux de change, le modèle de prix d'actif avec utilité linéaire, les modèle dynamique de demande de facteurs de production avec coûts d'ajustement quadratiques, le modèle de cycles réels avec utilité linéaire dans le loisir, le modèle monétaire avec contrainte d'encaisse préalable...

avec $|a| < 1$ et $b \neq 0$. E_t désigne l'opérateur d'espérance conditionnelle à l'ensemble d'information à la date t (c'est à dire lorsque les décisions sont prises). Dans la mesure où la variable de politique économique x_t est supposée par la suite exogène, la restriction $|a| < 1$ implique que ce modèle avec anticipations rationnelles est déterminé. La solution stationnaire du modèle sera alors obtenue par itérations vers le futur. La variable exogène x_t suit une règle *exogène* de la forme :

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{avec } \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma)$$

avec $|\rho| < 1$ et $\sigma > 0$. Nous retenons ici un processus autorégressif d'ordre un (AR(1)) à des fins de simplicité. La partie "règle" de x_t concerne la valeur de ρ , c'est à dire la propriété de persistance. La partie "discrétion" est représentée par la variable aléatoire ε_t . La solution "avant" est donnée par :

$$y_t = \lim_{T \rightarrow \infty} E_t \sum_{i=0}^T a^i x_{t+i} + \lim_{T \rightarrow \infty} E_t a^T y_{t+T}$$

En éliminant le dernier terme, on obtient la solution fondamentale :

$$y_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} a^i x_{t+i}$$

Finalement, en utilisant la règle, on peut déterminer la forme réduite (la solution), qui exprime l'endogène en fonction de l'exogène.

$$y_t = \varphi(a, b, \rho) x_t$$

où le paramètre de la forme réduite est donné par :

$$\varphi(a, b, \rho) = \frac{b}{1 - a\rho}$$

Cette forme réduite exprime la variable endogène y_t comme une fonction linéaire de la variable exogène. Cette solution montre que lorsque le paramètre de politique économique ρ change, le paramètre $\varphi(a, b, \rho)$ de la forme réduite varie par définition de $\varphi(\cdot)$. En effet, le multiplicateur instantané à un choc non anticipé ε_t est donné par :

$$\frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_t} = \frac{b}{1 - a\rho}$$

Ce multiplicateur dépend de la forme de la politique économique, c'est à dire de la valeur de ρ . L'absence d'invariance du paramètre de la forme réduite est une illustration de la *critique de Lucas*.

Exemple 2 Détermination de la politique optimale

Ce second exemple est une illustration critique des études sur la détermination de la politique optimale avec des formes réduites telles que celles que l'on trouve dans Ball (1997), Svensson (1997), Rudebush et Svensson (1999) et Taylor (1999).

La fonction de perte est donnée par la variance de la variable endogène y_t et la politique optimale sera solution de

$$\rho^{opt} = \arg \min_{\rho} \mathcal{V}(y_t)$$

c'est à dire que l'on cherche à déterminer la règle optimale ρ^{opt} qui permet de minimiser les fluctuations de la variable endogène y_t . Le point de controverse ne réside pas forcément dans la spécification plus ou moins *ad-hoc* de la fonction de perte, mais dans le modèle retenu pour calculer la politique optimale.

En reprenant les notations de l'exemple 1, le modèle ignorant la critique de Lucas suppose:

$$\varphi(a, b, \rho) = \bar{\varphi}$$

La variance de l'endogène est donnée par:

$$\bar{V}(y_t) = \frac{\bar{\varphi}^2}{1 - \rho^2} \sigma^2$$

La solution est alors immédiate car $\bar{V}(y_t)$ est une fonction croissante de $|\rho|$. La valeur de ρ optimale est donc $\bar{\rho} = 0$.

Plaçons-nous maintenant dans le cas où on tient compte du fait que le paramètre de la forme réduite doit varier si le paramètre de politique ρ économique change. La variance de y_t est donnée par:

$$V(y_t) = \frac{b^2}{(1 - a\rho)^2} \frac{1}{1 - \rho^2} \sigma^2$$

La solution n'est plus triviale car la valeur de ρ solution dépend du paramètre de comportement a . La valeur optimale satisfait la condition du premier ordre:

$$\frac{a}{1 - a\rho^*} + \frac{\rho^*}{1 - \rho^{*2}} = 0$$

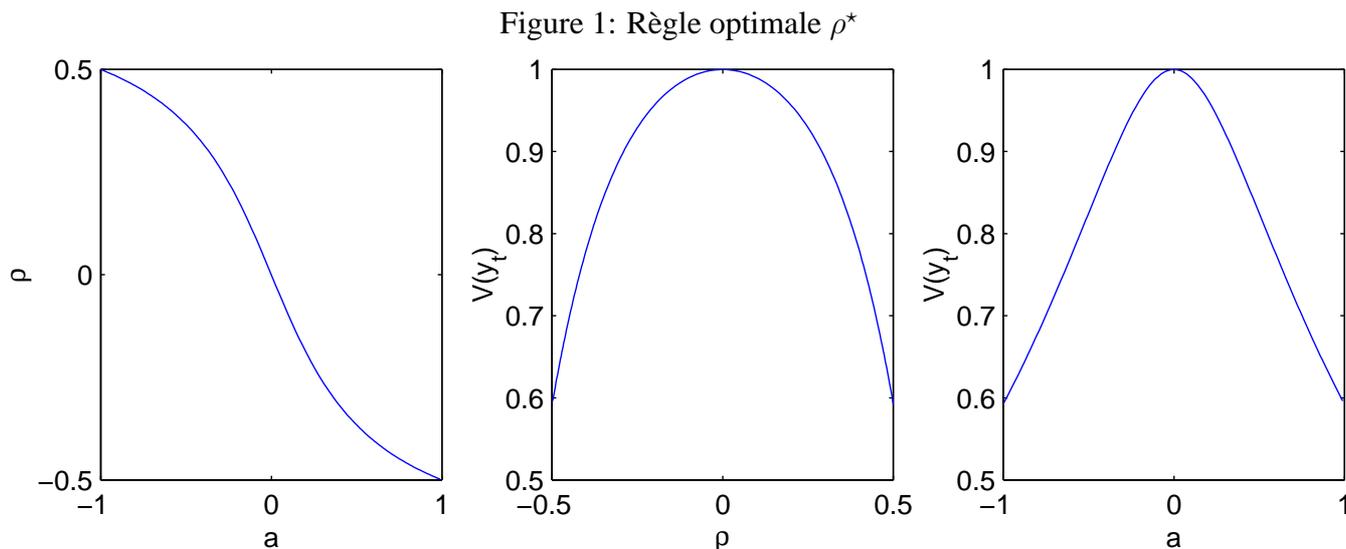
Les racines du polynôme sont données par:

$$\rho^* = \frac{1 \pm \sqrt{1 + 8a^2}}{4a}$$

Une racine est éliminée car elle ne satisfait pas la contrainte $|\rho| < 1$. Finalement, la politique optimale est donnée par:

$$\rho^* = \frac{1 - \sqrt{1 + 8a^2}}{4a}$$

Seul le cas où $a = 0$ conduit au résultat $\bar{\rho} = \rho^* = 0$. En revanche, toutes les autres valeurs de $a \in (-1, 1)$ conduisent à des politiques optimales différentes. La figure 1 illustre ce résultat. La règle optimale ρ^* est



une fonction décroissante de a . Lorsque les agents valorisent positivement y dans le futur ($0 < a < 1$), la politique optimale va agir en sens inverse afin de minimiser l’effet de la variable exogène sur l’endogène. La différence entre ρ^* et $\bar{\rho}$ est alors la plus importante lorsque a est proche de l’unité en valeur absolue. De même, il apparaît une différence importante de performance macro-économique lorsque les anticipations jouent un rôle important. Par exemple, lorsque a est proche de l’unité, l’excès relatif de volatilité impliqué par $\bar{\rho} = 0$ par rapport à ρ^* est de 67%.

Ces deux exemples sont une illustration parmi d’autres de la critique de Lucas. Au delà du résultat formel, et sans remettre en cause la logique même de la critique, on peut s’interroger sur sa portée empirique. Une première “critique de la critique” a été formulée par Favéro et Hendry (1992)¹¹. Selon ces auteurs, si la critique de Lucas est empiriquement valide, lorsque la politique économique change (ρ change dans notre

¹¹Voir Ericsson et Irons (1995) pour un survol sur la littérature empirique attachée à la critique de Lucas.

exemple), la (ou les) fonction(s) de comportement doit(doivent) changer. Sur données monétaires anglaises, Favéro et Hendry montrent que ce n'est pas le cas, puisque des changements significatifs dans l'offre de monnaie n'impliquent pas de modifications significatives de la demande de monnaie. Pour ces auteurs, ces résultats remettent en cause l'hypothèse d'anticipations rationnelles, dans le sens où certaines restrictions inter-équations sont rejetées par les données. Toutefois, ce résultat de Favéro et Hendry doit être interprété avec précaution, car il ne remet pas en cause les anticipations rationnelles mais plutôt une certaine classe de modèle.¹² En effet, il existe de nombreux modèles avec anticipations rationnelles qui restent invariants à la politique économique. Pour illustrer ce propos, nous reprenons un exemple de Farmer (1992, 2002). Nous considérons le modèle de l'exemple 1 avec $|a| > 1$. Il s'agit du cas indéterminé (voir Gourieroux et Monfort (1990), Farmer (1998)) où la solution s'écrit maintenant

$$y_t = \frac{1}{a}y_{t-1} - \frac{b}{a}x_{t-1} + \varepsilon_t^y$$

avec $E_{t-1}\varepsilon_t^y = 0$. Cette solution est compatible avec l'équilibre à anticipations rationnelles. En revanche, dans ce cas avec indétermination, lorsque ρ change, la fonction de comportement ne change pas. Une instabilité de la règle de politique économique n'aura alors aucun effet sur la fonction de comportement sans que cela provienne d'une altération de la propriété d'anticipations rationnelles. De même, de nombreux modèles monétaires dynamiques présentent des fonctions de demande de monnaie sans dimension tournée vers le futur, c'est à dire dans notre exemple $a = 0$. Un modèle de ce type possède alors la propriété d'invariance à la politique économique.

Une seconde "critique de la critique" a été formulée par Fair (1984, 1993). Pour Fair, les modèles dynamiques avec anticipations rationnelles sont souvent mal spécifiés et présentent un mauvais ajustement aux données. Il est alors préférable d'utiliser des modèles plus *ad-hoc*, présentant une certaine invariance à la politique économique. Ce point peut être vérifié après estimation sur l'échantillon retenu (en menant par exemple des tests de stabilité sur les équations de comportement). Il reste cependant que la stabilité sur le passé ne dit rien sur l'effet des politiques économiques dans le futur.

¹²De plus, à l'aide d'un modèle structurel, Lindé (2001, 2002) a montré la faible puissance des tests sur les formes réduites utilisés par Favéro et Hendry.

3 L'approche VARS

Dans la lignée de la critique de Sims, l'approche VARS a permis d'analyser simplement des multiplicateurs liés à la politique économique (budgétaire ou monétaire) ou à l'effet de certains chocs (chocs technologiques, chocs pétroliers, chocs de demande,...). Nous exposons dans un premier temps ce type de modélisation, puis nous présentons une illustration et certaines limites de cette approche.

3.1 Présentation

Nous reprenons la représentation linéaire et dynamique de n variables en omettant par simplicité le terme constant :

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + U_t$$

Ce système présente une première propriété intéressante:

Propriété: (voir Gouriéroux et Monfort, 1990) En l'absence de restrictions inter-équations (sur A_i ($i = 1, \dots, p$) et sur Σ), l'estimation par les MCO équation par équation est équivalente à l'estimation par le MV sur l'ensemble du système.

Cette propriété implique que l'estimation d'un modèle VAR, même s'il inclut un grand nombre de variables n et/ou de retards p , peut être obtenue facilement à l'aide de l'application des moindres carrés ordinaires équation par équation. Ce premier résultat est certainement à la base du succès rencontré par cette approche. Il en va de même pour l'inférence statistique : tests de restrictions sur les paramètres, tests sur les résidus (bruits blancs), tests de causalité (au sens de Granger),... Ces derniers tests ont connu un succès important dans la mesure où ils permettaient de tester simplement certaines prédictions issues de la théorie. Ainsi, les premières études de Sims (1972) et (1980) suggèrent que la monnaie "cause" au sens de Granger le produit. En revanche, la causalité du produit vers la monnaie est non-significative.¹³ Un tel résultat peut alors servir de base à l'élaboration de modèles structurels aptes à reproduire ce fait : abandon des modèles monétaires à prix flexibles impliquant une neutralité de la monnaie au profit de modèles de participation limitée ou de modèles avec rigidités nominales. Il faut cependant mettre en garde l'utilisateur car le test de causalité

¹³Il faut cependant remarquer que les résultats restent assez fragiles, puisqu'ils sont très sensibles à la spécification du VAR (nombre de variables retenues, prise en compte ou non de la non-stationarité) et à la période d'estimation.

au sens de Granger est uniquement un test de significativité sur un (ou plusieurs) paramètres mais pas une évaluation des effets d'un choc sur la politique monétaire : une causalité significative de la monnaie sur le produit peut être associée à un effet négatif significatif de la monnaie sur l'activité réelle. Une autre limite de ces tests réside dans l'interprétation de la causalité.

Exemple 3 : Causalité au sens de Granger et modèles dynamiques

Nous reprenons l'exemple 1 en le modifiant légèrement. Tout d'abord, l'équation sur l'endogène s'écrit :

$$y_t = aE_t y_{t+1} + bE_t x_{t+1}$$

avec comme précédemment $|a| < 1$ et $b \neq 0$. Ensuite, nous supposons que la variable exogène suit un processus moyenne mobile d'ordre un :

$$x_t = \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}$$

La solution est donnée par :

$$y_t = b\theta\varepsilon_t$$

où de façon équivalente

$$\theta\varepsilon_{t-1} = \frac{1}{b}y_{t-1}$$

En remplaçant dans l'expression de l'exogène, on obtient :

$$x_t = \varepsilon_t + \frac{1}{b}y_{t-1}$$

L'économètre va ainsi trouver que y_t va causer au sens de Granger la variable exogène alors que la "vraie" causalité (celle imposée par le modèle) est de x vers y . Ce résultat est la conséquence directe de modèles dynamiques tournés vers le futur. Dans ces modèles, la variable endogène apparaît alors comme un excellent prédictor de nombreuses variables agrégées.¹⁴

Cet exemple illustre certaines limites des tests de causalité. Une utilisation importante du modèle VAR, après estimation, est la prévision. Nous avons déjà évoqué ce point précédemment et nous nous revenons pas

¹⁴Voir Hamilton (1994) pour une illustration dans le cadre d'un modèle simple de prix d'actifs.

dessus. Une autre utilisation importante de ce modèle est le calcul des multiplicateurs dynamiques. Comme nous l'avons précédemment mentionné, ce calcul nécessite certaines restrictions minimales, souvent issues des enseignements de la théorie économique. Dans ce cas, on parlera de VARS. Sur la base de certaines restrictions issues de la théorie (à court terme, Sims (1980); à long terme Blanchard et Quah (1989)), les réponses de l'économie à différents chocs peuvent être évaluées sans trop de difficulté. Afin de déterminer la forme structurelle du modèle VAR, on réécrit le modèle sous une forme VMA(∞)

$$Y_t = B(L)U_t$$

avec $B(L) = (I_n - \sum_{i=1}^p A_i L^i)^{-1}$. Le problème est que les résidus U_t dits "canoniques" ne sont pas (en général) orthogonaux et il est alors difficile (voire impossible) de les interpréter comme des chocs structurels.

Pour ce faire, on pose le modèle VAR structurel

$$\begin{aligned} Y_t &= B(L)S\varepsilon_t \\ &= C(L)\varepsilon_t \end{aligned}$$

où S est une matrice $n \times n$ non-singulière liant les résidus "canoniques" aux chocs structurels ($U_t = S\varepsilon_t$). Les chocs structurels sont maintenant ε_t et ils peuvent avoir une interprétation structurelle si certaines restrictions leur sont ajoutées. Premièrement, ils sont supposés orthogonaux. Ensuite, leur variance est normalisée à l'unité. Ceci conduit à un premier type de contrainte :

$$V(\varepsilon_t) = I_n$$

Pour identifier les chocs structurel à partir du modèle VAR, on impose des contraintes supplémentaires sur $C(L)$ étant données $B(L)$, Σ et la première contrainte. Pour illustrer ceci, nous considérons deux schémas d'identification couramment utilisés.

Tout d'abord, suivant Sims (1980), on peut imposer des contraintes de court terme. Cela revient à imposer des contraintes sur $C(0)$. En effet, la variance de "court terme" de Y_t s'écrit :

$$V^{CT}(Y_t) = \Sigma$$

car $B(0) = I_n$. Dans le modèle VARS, celle-ci est donnée par :

$$V^{CT}(Y_t) = C(0)C(0)'$$

car $V(\varepsilon_t) = I_n$. La matrice $C(0)$ (ou encore la matrice $S = B(0)^{-1}C(0) \equiv C(0)$) est alors la décomposition de Choleski de Σ . Les différents éléments de $C(L)$ sont alors déduit :

$$C(L) = B(L)C(0)$$

Ce schéma d'identification impose une représentation recursive dans le modèle VAR. Ainsi, certains chocs n'auront pas d'effet immédiat sur certaines variables endogènes. Il faut noter que ce schéma n'est pas unique et il suffit par exemple d'inverser l'ordre de certaines variables dans le modèle pour obtenir de nouveaux multiplicateurs aux chocs structurels. Il est alors nécessaire d'introduire certains *a priori* économiques afin d'imposer un certain schéma d'identification des chocs (voir Christiano, Eichenbaum et Evans (1999) dans le cas de l'identification des chocs sur la politique monétaire).

Suivant Blanchard et Quah (1989), on peut imposer des contraintes de long terme. Cela revient à imposer des contrainte sur $C(1)$. En effet, la variance de "long terme" de Y_t s'écrit :

$$V^{LT}(Y_t) = B(1)\Sigma B(1)'$$

où $B(1) = (I_n - \sum_{i=1}^p A_i)^{-1}$. Dans le modèle VARS, celle-ci est donnée par :

$$V^{LT}(Y_t) = C(1)C(1)'$$

La matrice $C(1)$ est alors la décomposition de Choleski de $B(1)\Sigma B(1)'$. La matrice de passage S entre résidus "canoniques" et chocs structurels est donnée par :

$$S = B(1)^{-1}C(1)$$

et les différents éléments de $C(L)$ sont alors déduits :

$$C(L) = B(L)B(1)^{-1}C(1)$$

Ce schéma d'identification impose que certains chocs ne peuvent pas avoir d'effet à long terme sur certaines variables. Là encore, il faut utiliser un minimum de théorie pour imposer ce type de restriction. Nous illustrons ceci dans la section suivante.

3.2 Illustration : identification des chocs technologiques

Depuis cinq ans, le débat sur l'origine des fluctuations (notamment le rôle des chocs technologiques) a connu un regain d'intérêt important. Selon Prescott (1986), l'essentiel des fluctuations agrégées dans les pays industrialisés était le résultat de chocs technologiques. Galí (1999), en utilisant un modèle VARS et en imposant des restrictions identifiantes de long terme, a montré que les chocs technologiques ainsi identifiés, d'une part conduisaient à une baisse de l'emploi et, d'autre part, expliquaient une faible part des fluctuations. Le débat sur le rôle des chocs technologiques est loin d'être terminé et il donne lieu aujourd'hui à de nombreuses contributions empiriques utilisant les modèles VARS (Galí et Rabanal (2004), Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2004), Uhlig (2003),...). Les enjeux du débat sont importants puisque les résultats quantitatifs issus des modèles VARS sont au coeur de la controverse entre nouveaux-classiques et nouveaux-keynésiens. De même, ils donnent lieu à des controverses méthodologiques : modèles théoriques structurels *versus* modèles VARS. L'issue des débats n'est pas sans conséquences pour l'ensemble de la macro-économie (théorie, paradigmes, méthodologie). Afin d'illustrer l'approche VARS, nous appliquons le schéma d'identification de Blanchard et Quah (1989) et de Galí (1999). Le modèle VARS retenu est le suivant :

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ h_t \text{ ou } \Delta h_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^p A_i \begin{pmatrix} \Delta x_{t-i} \\ h_{t-i} \text{ ou } \Delta h_{t-i} \end{pmatrix} + U_t$$

où x_t représente la la productivité du travail et h_t les heures travaillées (emploi \times durée du travail / Population en âge de travailler). Il faut noter que nous introduisons les heures en niveau et en différence. En effet, il existe actuellement un débat sur la bonne façon d'introduire les heures dans le modèle VAR (voir Galí (2004a), (2004b), Galí et Rabanal (2004), Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2004)). Ces deux spécifications des heures dans le VAR sont essentiellement considérées afin d'illustrer la sensibilité des résultats. Le modèle VAR est estimé sur données américaines (secteur marchand excluant l'agriculture; données trimestrielles; période 1948–2002). Nous imposons la restriction de long terme : seuls les chocs technologiques peuvent avoir une influence à long terme sur la productivité du travail. La forme structurelle associée au modèle VAR empirique est donnée par :

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ h_t \text{ ou } \Delta h_t \end{pmatrix} = C(L)\varepsilon_t$$

avec la restriction identifiante $C_{12}(1) = 0$, c'est à dire que le second choc dans le système n'a aucune influence sur la productivité du travail à long terme. A partir de ce schéma d'identification, nous calculons la réponse des heures au choc technologique. Les réponses des heures sont reportées dans la figure 2 ainsi que leurs intervalles de confiance obtenus par simulations.

Nous pouvons résumer les résultats comme suit :

Résultat 1 : l'emploi baisse suite au choc technologique identifié à l'aide de la restriction de long terme (voir la figure 2 et la revue de la littérature de Galí et Rabanal (2004))

Résultat 2 : la réponse est très sensible au choix des variables dans le VAR : la spécification avec l'emploi en niveau donne des résultats opposés (voir la deuxième figure 2) à ceux avec l'emploi en différence première (voir le débat sur les choix de spécification : Galí (2004a), (2004b), Galí et Rabanal (2004), Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2004))

Résultat 3 : L'intervalle de confiance est très important (critique de Faust et Leeper (1997)). Par exemple, dans le cas de la deuxième figure 2, n'importe quel modèle est compatible avec la réponse des heures identifiée à l'aide du modèle VARS avec les heures en niveau, c'est à dire par exemple qu'un modèle structurel où les heures baissent n'est pas rejeté par le modèle VARS.

Cet exercice suggère que les résultats quantitatifs issus du modèle VARS sont fragiles et peu précis. Nous montrons maintenant qu'ils peuvent donner lieu à des biais importants.

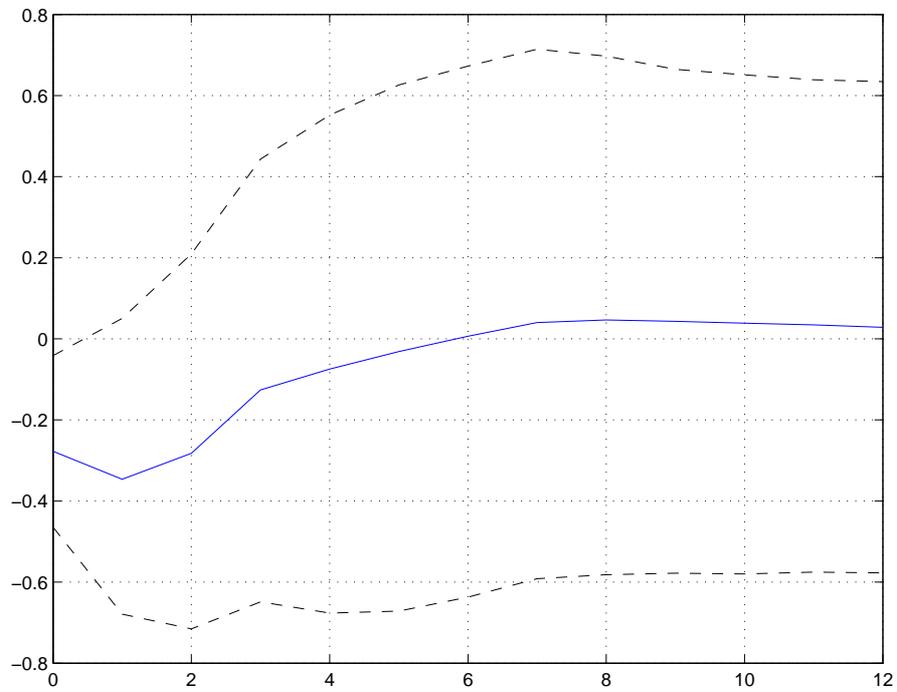
Exemple 4 : Biais d'estimation des fonctions de réponses dans les modèles VARS.

Nous étudions une limite importante – l'estimation biaisée des vraies réponses de l'économie – des modèles VARS à l'aide d'une expérience contrôlée (voir Chari, Kehoe et Mc Grattan (2004), Mc Grattan (2004), Erceg, Guerrieri et Gust (2004), Dupaigne, Fève et Matheron (2004) et Fève et Guay (2004)). Nous conduisons cette expérience à partir d'un modèle structurel. Ce modèle est considéré comme le Processus Générateur des Données. A partir des simulations du modèle, nous estimons le modèle VAR sur ces données artificielles et calculons les réponses de l'emploi à un choc technologique en adoptant le schéma d'identification de Galí (1999).

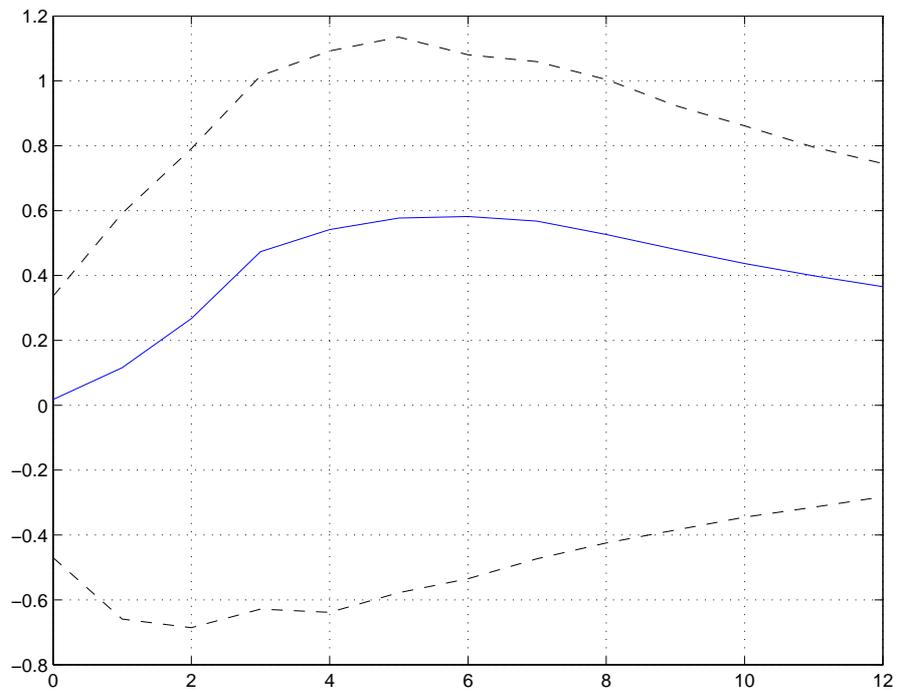
Le modèle structurel

Figure 2: Réponse de l'emploi à un choc technologique

Emploi en différence



Emploi en niveau



Le modèle structurel retenu est un modèle RBC très simple (voir Hansen (1985), (1997)), qui n'introduit aucune imperfection de marché, si bien qu'équilibre et optimum coïncident. Les ménages cherchent à maximiser la fonction objectif suivante :

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\log(C_{t+i}) - \chi_{t+i} h_{t+i})$$

E_t désigne l'espérance conditionnelle à l'ensemble d'information à la date t . Le paramètre $\beta \in (0, 1)$ est le facteur d'escompte psychologique. La variable C_t désigne la consommation et h_t les heures offertes. La variable χ_t représente un choc sur l'offre de travail. Comme l'a noté Galí (2004b), ce choc est une source importante des fluctuations, puisqu'il représente des mouvements dans le taux marginal de substitution entre consommation et travail. Nous supposons que χ_t suit un processus stationnaire :

$$\log(\chi_t) = \rho_\chi \log(\chi_{t-1}) + \sigma_\chi \varepsilon_{\chi,t} \quad \varepsilon_{\chi,t} \sim iid(0, 1)$$

avec $|\rho_\chi| < 1$ et $\sigma_\chi > 0$. La technologie est représentée par la fonction de production de type Cobb–Douglas à rendements constants :

$$Y_t = K_t^\alpha (Z_t h_t)^{1-\alpha}$$

avec $\alpha \in (0, 1)$. La variable Y_t est le produit et K_t le stock de capital. La variable Z_t est le niveau de la technologie. Cette variable (en log) suit une marche aléatoire :

$$\Delta \log(Z_t) = \gamma_z + \sigma_z \varepsilon_{z,t} \quad \varepsilon_{z,t} \sim iid(0, 1)$$

avec γ_z le taux de croissance moyen de la technologie et $\sigma_z > 0$ l'écart type du choc. L'évolution du stock de capital est donné par :

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t$$

où $\delta \in (0, 1)$ est le taux de dépréciation. Le produit final peut être à la fois consommé et investi :

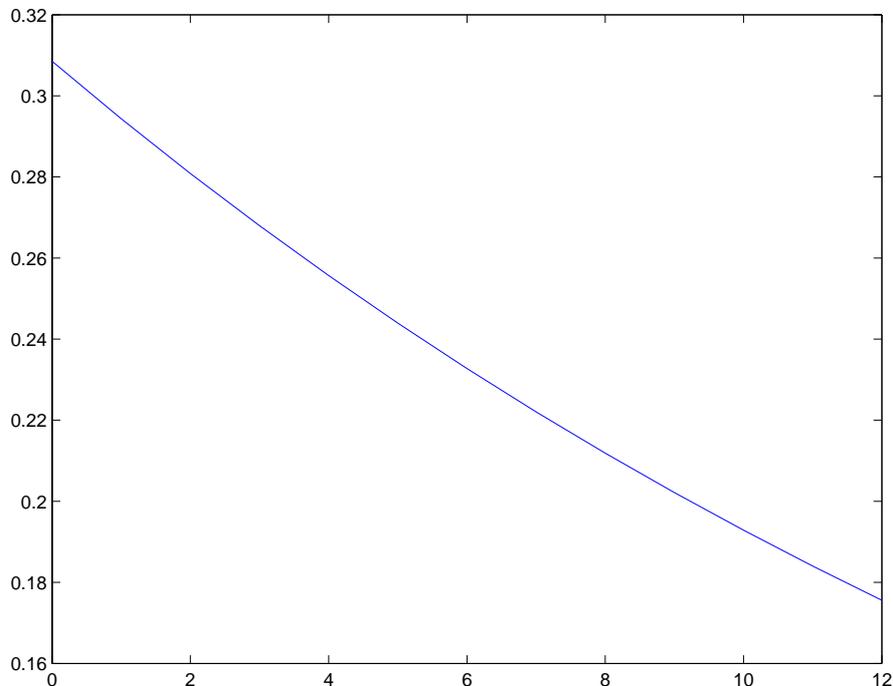
$$Y_t = C_t + I_t$$

Les conditions d'équilibre et d'optimalité s'écrivent :

$$\begin{aligned} C_t^{-1} &= \beta E_t \left\{ (1 - \delta + \alpha K_{t+1}^{\alpha-1} (Z_{t+1} h_{t+1})^{1-\alpha}) C_{t+1}^{-1} \right\} \\ \chi_t h_t &= (1 - \alpha) (K_t^\alpha (Z_t h_t)^{1-\alpha}) C_t^{-1} \\ K_{t+1} &= (1 - \delta) K_t + K_t^\alpha (Z_t h_t)^{1-\alpha} - C_t \end{aligned}$$

Le modèle est résolu à l'aide d'une approximation log-linéaire des équations d'optimalité et d'équilibre stationarisées.¹⁵ Dans ce modèle structurel, seul le choc technologique a un effet à long terme sur la pro-

Figure 3: Réponses des heures (Modèle RBC)



ductivité du travail, le produit, la consommation ou encore l'investissement. Le choc de préférence n'a en revanche qu'un effet transitoire (mais possiblement très persistant lorsque ρ_χ est proche de l'unité) sur ces variables. Le modèle structurel est calibré¹⁶ en reprenant des valeurs habituellement utilisées dans la littérature : $\beta = 0.99$, $\alpha = 0.4$, $\delta = 0.025$, $\sigma_z = 0.01$, $\rho_\chi = 0.98$ et $\sigma_\chi = 0.01$. Nous pouvons alors calculer la réponse des heures à un choc technologique. Celle-ci est reportée dans la figure 3. Dans ce modèle, les heures augmentent suite au choc technologique et reviennent progressivement de façon persistante vers leur valeur de long terme. Nous cherchons alors à évaluer si la méthodologie VARS est apte à reproduire ce profil de réponse. Nous simulons le modèle 1000 fois pour un échantillon de 200 points après avoir éliminé 500 points initiaux.

¹⁵Exception faite des heures travaillées h_t , toute les variables sont déflatées par la variable non stationnaire Z . Le modèle log-linéarisé est résolu avec ces variables déflatées et les trajectoires des variables agrégées sont alors reconstruites à partir de la solution.

¹⁶Cette calibration permet de reproduire convenablement les propriétés cycliques du produit, de l'emploi et de la productivité aux Etats-Unis. Le modèle RBC peut être considéré comme un processus générateur des données "raisonnable" pour l'exercice d'évaluation des modèles VARS.

Le modèle VAR

Nous considérons à nouveau le modèle VAR incluant la productivité du travail et les heures :

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ h_t \text{ ou } \Delta h_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^p B_i \begin{pmatrix} \Delta x_{t-i} \\ h_{t-i} \text{ ou } \Delta h_{t-i} \end{pmatrix} + U_t$$

Nous appliquons également le schéma d'identification de Galí (1999) afin de déterminer les réponses des heures au choc technologique identifié par le modèle VARS :

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ h_t \text{ ou } \Delta h_t \end{pmatrix} = C(L)\varepsilon_t$$

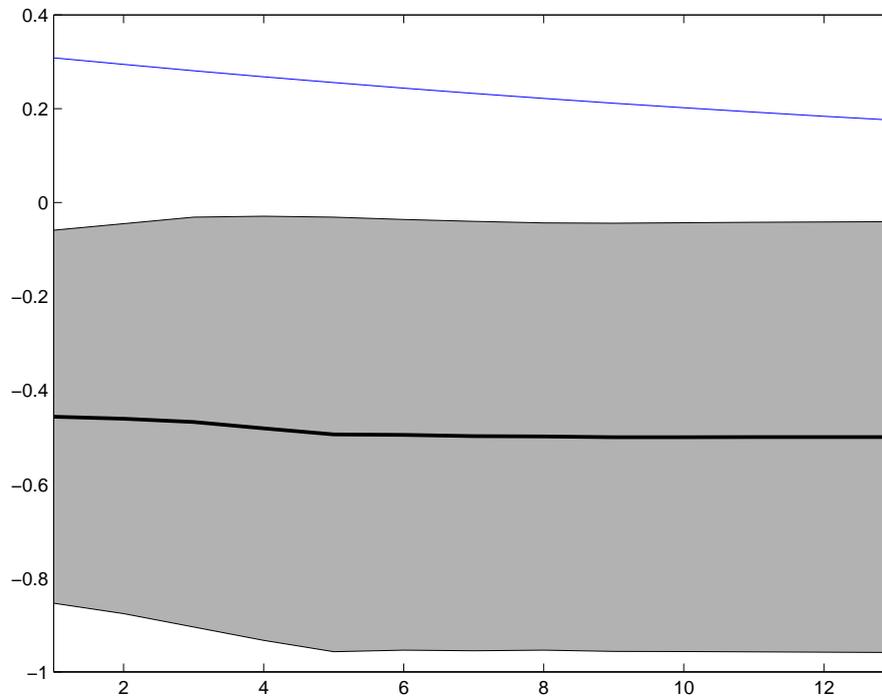
c'est à dire la restriction $C_{12}(1) = 0$, *i.e.* seuls les chocs technologiques peuvent avoir une influence à long terme sur la productivité du travail. Pour chaque simulation, le modèle VAR est estimé, puis le schéma d'identification est imposé et finalement les réponses de l'emploi calculées. Nous obtenons ainsi 1000 fonctions de réponses de l'emploi à partir desquelles nous pouvons déterminer la réponse moyenne ainsi que l'intervalle de confiance. Cet exercice quantitatif est mené avec deux spécifications des heures dans le modèle VAR : heures en différence et heures en niveau.

Les résultats des simulations

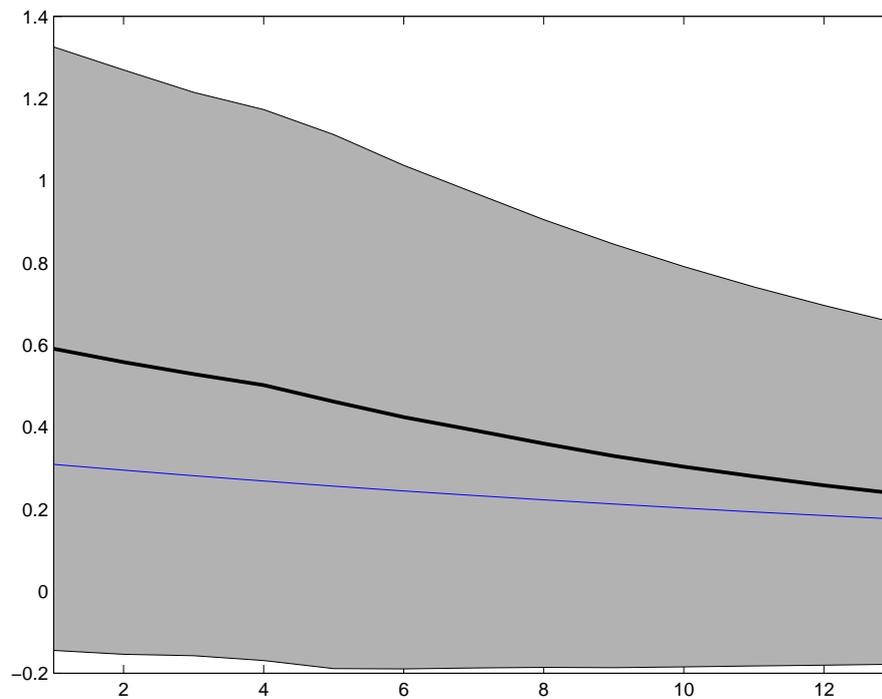
Le modèle VARS avec les heures en différence conduit à identifier une réponse négative et significativement différente de zéro des heures à un choc technologique. Ce résultat est en complet désaccord avec le modèle structurel engendrant les données. En d'autres termes, la réponse négative obtenue par Galí (1999) est tout à fait compatible avec un modèle structurel où les heures augmentent suite au choc technologique. Ceci est dû au fait que la restriction de long terme distingue difficilement les chocs ayant un effet permanent de ceux ayant un effet très persistant. Dans le cas du modèle VARS avec les heures en niveau, la réponse des heures est positive. En revanche, elle sur-estime fortement la vraie réponse. Plus problématique est le très large intervalle de confiance de la réponse des heures. Celles-ci sont non significativement différentes de zéro. Il apparaît ici impossible de discriminer entre deux théories (ou deux paradigmes) en utilisant le modèle VARS en niveau.

Figure 4: Réponses des heures

Emploi en différence



Emploi en niveau



A l'issue de ce bref survol de l'approche VARS, nous pouvons conclure que cette modélisation est un outil utile et simple, mais il n'est certainement pas indépendant de toute modélisation structurelle (mauvaises identifications des chocs dans de nombreux cas; voir Cooley et Dwyer (1998)). De plus, ces modèles sont des formes réduites qui ne sont pas invariantes à la forme de la politique économique (modèles soumis à la critique de Lucas).

4 L'approche MEGIS

Initiée par Lucas (1981) et largement promue et développée par Kydland et Prescott (1982), cette approche quantitative de la macro-économie propose d'utiliser des modèles structurels dynamiques afin d'étudier les fluctuations agrégées. Elle permet à l'aide d'une représentation parcimonieuse et rigoureuse de l'économie¹⁷ d'étudier les sources d'impulsion et leurs contributions au cycle ainsi que les principaux mécanismes de propagation. Nous présentons dans un premier temps ce type de modélisation, puis nous exposons les différentes méthodes d'évaluation quantitative.

4.1 Présentation

L'approche MEGIS (nous reprenons la terminologie de Hairault (1999)) développe et évalue quantitativement des modèles structurels d'équilibre dans lesquels les préférences, la technologie, les contraintes, les institutions sont entièrement et simplement spécifiées. Ces modèles présentent l'avantage de ne pas être soumis à la critique de Lucas, les paramètres fondamentaux associées aux préférences et à la technologie étant invariants à la politique économique. De plus, puisque les objectifs des agents sont clairement explicités, il est possible d'évaluer directement les gains et les coûts en termes de bien-être d'une politique économique. En revanche, ces modèles présentent les inconvénients de qualités prédictives souvent très médiocres (surtout lorsqu'elles sont comparées à celles d'un modèle VAR) et d'importantes erreurs de spécification.

Un bref survol des MEGIS

¹⁷A l'inverse des modèles macro-économétriques qui ne sont (selon Kydland et Prescott) qu'une collection d'équations sans réelle cohérence globale.

A l'origine, les MEGIS étaient essentiellement réels (c'est à dire uniquement perturbés par des chocs technologiques) et sans imperfection de marché (Kydland et Prescott (1982), Long et Plosser (1983), King, Plosser et Rebelo (1988), King et Rebelo (1999), voir le modèle RBC introduit précédemment comme processus générateur des données). Pour certains (cf, Prescott (1986)), les chocs technologiques représentent l'essentiel des fluctuations. Cependant, de nombreuses insuffisances quantitatives sont rapidement apparues. Par exemple, les premiers modèles RBC reproduisaient mal certaines caractéristiques du marché du travail : volatilité des heures travaillées, cycle de productivité,... Ces premiers modèles ont été rapidement généralisés¹⁸ afin d'améliorer leur qualités prédictives : autres chocs (préférences, fiscaux, monétaires,...); autres structures de marché (non-walrasiens); autres spécifications des comportements (persistance des habitudes de consommation, coût d'ajustement, degré d'utilisation des facteurs de production variables,...); rigidités nominales (salaire et prix); économie ouverte (modèles multi-pays, petite économie ouverte,...); politique économique (règle de Taylor, règles fiscales,...)...

La méthode de validation

Au delà des choix de spécification des MEGIS, un autre débat important est d'ordre méthodologique.¹⁹ Il concerne le choix de la méthode de validation. Un fait marquant de la méthodologie initiée par Lucas (1981) et surtout par Kydland et Prescott (1982), ceci allant au delà de tout schéma idéologique, est la volonté d'introduire une certaine "discipline" dans l'exercice quantitatif. Pour résumer, tout modèle quantitatif en macro-économie doit procéder de la manière suivante (voir Kydland et Prescott (1996)) :

1. on se pose une question;
2. on introduit un modèle structurel ayant des propriétés intéressantes au regard de la question posée;
3. on fixe des valeurs pour les paramètres du modèle, indépendamment de la question posée;
4. on détermine la solution du modèle, *i.e.* on calcule la forme réduite du modèle (variables endogènes en fonction des variables pré-déterminées et exogènes);

¹⁸Notons au passage la grande portée de ce type de modélisation macro-économique, puisqu'elle peut recevoir différents types d'amélioration tout en maintenant un cadre théorique rigoureux et cohérent d'analyse.

¹⁹Il s'agit là d'un des apports indéniable de Kydland et Prescott (1982).

5. on met en œuvre différents exercices quantitatifs (fonctions de réponses à un/des choc(s), simulation, calcul des moments sur les propriétés cycliques,...) : approche positive;
6. on mène des exercices de calcul du bien-être (coûts des fluctuations, politique optimale) : approche normative.

Les MEGIS suivent tous ces différentes étapes de modélisation. Il existe aujourd'hui un large consensus dans la profession sur le bien fondé d'une telle approche. Cependant, certains points peuvent donner lieu à différentes approches. Tout d'abord, le point 3 ne précise pas comment les valeurs des paramètres du modèle sont fixées. De même, le point 5 ne dit pas comment l'évaluation quantitative est menée. Finalement, le point 4 laisse sous silence la façon dont on détermine la solution.²⁰

4.2 Méthodologies quantitatives

L'objet du débat sur les méthodes d'évaluation concerne surtout les point 3 et 5 précédemment cités. En effet, il existe aujourd'hui différentes approches quant à l'évaluation quantitative des MEGIS : la calibration et l'estimation. De même, différentes méthodes d'estimation ne relevant pas de la même vision peuvent être utilisées : maximum de vraisemblance, méthode des moments, M-estimateurs, méthodes fondées sur les simulations, approche bayésienne. Nous exposons brièvement chacune de ces méthodes et discutons leurs avantages et inconvénients. La calibration et l'estimation des MEGIS concernent les paramètres structurels (préférences, technologie) et ceux définissant le processus suivi par les exogènes (souvent de simples processus AR(1)). L'évaluation quantitative du modèle structurel renvoie à différents tests : tests de restrictions sur certains paramètres (restrictions par exemple associées à l'annulation de certains mécanismes), tests de sur-identification, tests des hypothèses sur les exogènes, tests sur la capacité du modèle à reproduire certains moments... Enfin, il faut noter que la tendance actuelle est de recourir de plus en plus à une évaluation économétrique formelle (estimation et tests) des MEGIS. Ceci s'explique par le degré de sophistication croissant de ces modèles et l'amélioration des spécifications existantes.

Pour chaque méthode exposée, nous utilisons un modèle simple avec anticipations rationnelles (celui de

²⁰Cet article n'aborde pas les méthodes de résolution des modèles dynamiques (linéaires ou non-linéaires) avec anticipations rationnelles. Voir Judd (1998).

l'exemple 1) et nous complétons la présentation par un modèle RBC couramment repris dans la littérature (celui de l'exemple 5) en le modifiant à la marge lorsque cela permet de simplifier l'exposition.

Calibration

Cette méthodologie initiée en macroéconomie par Kydland et Prescott (1982, 1989, 1996) a été (et est encore) largement reprise par les MEGIS.²¹ Les paramètres du modèle sont fixés ici de différentes façons : *i)* autres études : paramètres reflétant les comportement intertemporel de consommation et d'offre de travail; *ii)* contraintes de cohérence à long terme du modèle, souvent dans sa version déterministe : part de rémunération des facteurs; *iii)* estimations auxiliaires : résidu Solow, processus de variables exogènes observables,...

Pour illustrer cette approche, nous reprenons dans un premier temps le "petit" modèle simple avec anticipations rationnelles. Le comportement de l'endogène est donné par l'équation

$$y_t = aE_t y_{t+1} + b x_t$$

tandis que celui de l'exogène est décrit par

$$x_t = \rho x_{t-1} + \sigma \varepsilon_t$$

avec $\sigma > 0$, $E(\varepsilon) = 0$ et $V(\varepsilon) = 1$. Le modèle comprend ainsi deux types de paramètres : les "deep parameters" (préférence, technologie) représentés ici par a et b et les paramètres des "forcing variables", c'est à dire ρ et σ . Nous appliquons maintenant la méthodologie au modèle. Le paramètre a est obtenu à partir d'autres études. On note $a = \bar{a}$. Le paramètre b est calibré de façon à reproduire le ratio y/x à long terme (c'est à dire la valeur moyenne sur séries longues). Dans la version déterministe du modèle, on a :

$$\frac{y}{x} = \frac{b}{1 - \bar{a}}$$

On en déduit la valeur \bar{b} qui satisfait cette égalité :

$$\bar{b} = (1 - \bar{a}) \frac{y}{x}$$

²¹Étant donné le grand nombre d'article appliquant cette approche, nous préférons citer ici que les initiateurs, *i.e.* Kydland et Prescott.

Finalement, ρ et σ sont estimés à partir des valeurs observées de x_t . Une estimation simple à l'aide des MCO donne :

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^T x_t x_{t-1}}{\sum_{t=2}^T x_{t-1}^2} \quad \text{et} \quad \hat{\sigma} = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \right)^{1/2}$$

avec $\hat{\varepsilon}_t = x_t - \hat{\rho}x_{t-1}$ et T désigne la taille de l'échantillon pour x_t .

Une fois les paramètres du modèle obtenus ($\{\bar{a}, \bar{b}, \hat{\rho}, \hat{\sigma}\}$), on peut alors calculer (soit par intégration numérique, soit par simulations stochastiques) un ensemble de moments $\tilde{\psi}$ sur l'endogène (écart-type, autocorrélation, covariance avec l'exogène) et ensuite les comparer à ces mêmes moments $\hat{\psi}$ obtenus sur données observées. Ces moments sont calculés sur données cycliques (c'est à dire en écart à une tendance) et non sur les données tendanciennes. Ces parties cycliques sont obtenues après application d'un filtre (tendance linéaire, différence première, filtre d'Hodrick et Prescott).²²

Exemple 5 : Calibration du modèle RBC

Nous présentons la calibration du modèle de l'exemple 4 avec uniquement des chocs technologique ($\chi_t = \chi_o, \forall t$) et nous modifions la fonction d'utilité à des fins illustratives :

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left(\log(C_{t+i}) - \chi_o \left(\frac{h_{t+i}}{1+\chi} \right)^{1+\chi} \right)$$

avec $\chi \geq 0$. Lorsque $\chi = 0$, nous retrouvons le modèle de l'exemple 5. Nous reprenons les différentes étapes de la calibration en suivant Cooley et Prescott (1995). Les équations d'optimalité et d'équilibre du modèle sont données par :

$$\begin{aligned} C_t^{-1} &= \beta E_t \left\{ \left(1 - \delta + \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} \right) C_{t+1}^{-1} \right\} \\ \chi_o h_t^{1+\chi} &= (1 - \alpha) \frac{Y_t}{C_t} \\ K_{t+1} &= (1 - \delta)K_t + Y_t - C_t \\ Y_t &= K_t^\alpha (Z_t h_t)^{1-\alpha} \end{aligned}$$

$$\Delta \log(Z_t) = \gamma_z + \sigma_z \varepsilon_{z,t}$$

²²Notons au passage que le calcul des composantes cycliques des variables agrégées est également un sujet de débats et controverses.

Le paramètre χ mesurant l'inverse de l'élasticité de l'offre de travail est obtenu de différents travaux économétriques. En général, on retient des valeurs de χ supérieure à l'unité. Le paramètre α peut être déterminé à partir de la part des rémunérations des facteurs. Il est généralement situé entre 0.3 et 0.4. A partir d'une mesure du capital (K), du produit (Y) et des heures h et connaissant α , on peut alors calculer le choc technologique :

$$Z_t = \left(\frac{Y_t}{K_t^\alpha h_t^{1-\alpha}} \right)^{1/(1-\alpha)}$$

On peut déterminer γ_z et σ_z à l'aide de la moyenne et de l'écart-type de ΔZ . La version déterministe du modèle conduit à définir l'équation d'Euler de la consommation et l'équation d'accumulation du capital sous la forme :

$$\begin{aligned} (1 + \gamma_z) &= \beta \left(1 - \delta + \alpha \frac{Y}{K} \right) \\ (1 + \gamma_z) &= (1 - \delta) + (Y - C)/K \end{aligned}$$

A partir d'une mesure du produit, du capital et de la consommation (C), on peut alors calculer les ratios à long terme C/Y et K/Y (valeur moyenne de la part de la consommation dans le produit et du coefficient de capital) et ainsi déterminer les deux paramètres β et δ .

Cette approche possède différents avantages. Tout d'abord, elle est relativement simple. Ensuite, elle repose sur un protocole scientifique dans le cadre d'une expérience contrôlée. Enfin, le modèle n'a pas besoin d'être nécessairement bien spécifié. Cependant, différentes limites peuvent être énoncées. En premier lieu, aucune métrique explicite n'est introduite pour évaluer le modèle, c'est à dire pour juger de l'adéquation du modèle aux données (différence entre $\tilde{\psi}$ et $\hat{\psi}$). En conséquence, comment savoir si le modèle est accepté ou rejeté? On pourrait y voir une stratégie de préservation de la théorie vis à vis de la mesure. La réponse de Kydland et Prescott (1996) à cette critique est la suivante. Ces modèles sont des simplifications (utiles) et ils ne sont donc pas forcément bien spécifiés. Ils ne peuvent en conséquence donner lieu à un exercice statistique formel.²³ Le problème reste cependant entier : comment alors faire évoluer ces modèles vers de meilleures spécifications?

²³Voir Dridi, Guay et Renault (2003) pour une présentation de l'économétrie des modèles mal spécifiés.

Il est néanmoins possible de juger de l'adéquation du modèle aux données. Par exemple, Gregory et Smith (1991) propose une méthodologie simple d'évaluation d'un modèle calibré. L'évaluation est menée comme suit. A partir de la calibration, le modèle est simulé un grand nombre de fois. Pour chaque simulation, on calcule différents moments associés aux variables. On obtient alors une population de moments $\{\tilde{\psi}^i\}_{i=1}^S$, où S désigne le nombre de simulations. On peut alors regarder si les moments estimés sur données observées $\hat{\psi}$ sont "éloignés" ou non de ceux du modèle. Par exemple, on peut calculer la moyenne et l'écart type de $\{\tilde{\psi}^i\}_{i=1}^S$ et construire ainsi un intervalle de confiance. Si $\hat{\psi}$ appartient à l'intervalle de confiance, on pourra alors considérer que le modèle fournit des prédictions macro-économiques raisonnables. Une approche similaire (mais cependant opposée dans son esprit) consiste à calculer les moments sur les données observées ainsi que leurs écart-types. On peut alors déterminer un intervalle de confiance sur ces moments et vérifier si les moments issus du modèle appartiennent à ces intervalles.

Finalement, un problème supplémentaire important apparaît avec la calibration. Certains paramètres sont fixés à partir d'estimations économétriques (!!!) menées dans d'autres études, utilisant la plupart du temps des modèles et des hypothèses différents. Il apparaît alors un problème de spécification et d'inadéquation (voir la critique de Hansen et Heckman (1996)). La controverse sur la calibration n'est pas totalement close (voir Dawkins, Srinivasan et Whalley (2001) pour un survol de la littérature et des débats à ce sujet), même si les développements plus récents de la modélisation conduisent à favoriser de plus en plus l'estimation et le test des MEGIS. Nous exposons maintenant différentes approches économétriques d'évaluation des MEGIS.

Maximum de vraisemblance

La méthode du maximum de vraisemblance peut être utilisée afin d'estimer les paramètres du modèle. Cette méthode d'estimation est la première à avoir été utilisée mais elle n'est pas forcément la plus répandue car elle peut poser certaines difficultés lors de l'estimation lorsque la taille du modèle devient importante. L'essentiel des applications économétriques concernent des modèles de petites tailles (voir Sargent (1978), Hansen et Sargent (1980), Christiano (1988), Altug (1989), Anderson, E., Mc Grattan, E., Hansen, L. et T. Sargent (1996), Miranda et Rui (1997), Ireland (2001a, 2001b, 2004), Christiano et Vigfusson (2002)).

Nous reprenons à nouveau le modèle de l'exemple 1. L'économètre dispose de données sur l'endogène pour un échantillon de taille T :

$$y_1, y_2, \dots, y_T$$

Rappelons que la solution du modèle peut se réécrire :

$$y_t = \frac{b}{1 - a\rho} x_t \iff y_t = \rho y_{t-1} + \frac{\sigma b}{1 - a\rho} \varepsilon_t$$

A partir de cette solution, il est alors possible de calculer la fonction d'autocovariance de l'endogène :

$$\begin{aligned} \gamma_y(h) &= Cov(y_t, y_{t-h}) \\ &= \left(\frac{\sigma b}{1 - a\rho} \right)^2 \frac{\rho^h}{1 - \rho^2} \end{aligned}$$

On peut alors construire la matrice de variance-covariance de l'endogène sur l'échantillon

$$\Omega_{y,T} = \begin{pmatrix} \gamma(0) & \gamma(1) & \dots & \dots & \gamma(T-1) \\ \gamma(1) & \gamma(0) & \dots & \dots & \gamma(T-2) \\ \vdots & \ddots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \ddots & \vdots \\ \gamma(T-1) & & & \gamma(1) & \gamma(0) \end{pmatrix}$$

En notant $\theta = \{a, b, \rho, \sigma\}$ le vecteur de paramètres, l'estimateur du MV est solution de la maximisation de

$$\mathcal{L}(\theta) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(\det(\Omega_{y,T}(\theta))) - \frac{1}{2} Y_T' \Omega_{y,T}(\theta)^{-1} Y_T$$

avec $Y_T = (y_1, y_2, \dots, y_T)'$. Il s'agit ici de la vraisemblance exacte. Il existe dans le cas de notre exemple un estimateur beaucoup plus simple associé à la vraisemblance approchée, celui des moindres carrés ordinaire. L'avantage de l'estimateur du MV est son efficacité (variance minimale). En revanche, cet estimateur n'est pas robuste à des erreurs de spécification (sur les formes fonctionnelles, la spécification du processus de l'exogène,...). De plus, il requiert l'inversion d'une matrice $T \times T$ qui peut poser certains problèmes numérique lorsque la taille de l'échantillon est importante et/ou dans un contexte multivarié. Il existe cependant différents algorithmes plus simples qui ne requièrent pas ce type de calcul.²⁴ L'estimation des modèles avec anticipations rationnelles peut souvent poser des problèmes d'identification (voir Ingram (1995)). Dans

²⁴Par exemple le filtre de Kalman ou encore l'estimation par le MV dans le domaine des fréquences; voir Harvey (1989), Gouriéroux et Monfort (1990) et Hamilton (1994).

le cas de notre exemple, il n'est pas possible d'identifier séparément a, b, σ . Même lorsque l'économètre dispose d'une information sur l'exogène (lorsqu'elle est observable, ρ et σ peuvent être estimés), il n'est pas possible d'identifier les paramètres a et b séparément. Il faut alors normaliser l'un de ces deux paramètres arbitrairement (par exemple, en "calibrant" l'un des deux paramètres). Il faut noter que l'exemple est ici suffisamment simple pour qu'il soit possible de mettre en évidence ce problème d'identification. Dans des modèles de plus grande taille, le problème existe mais il n'est pas toujours facile à mettre en évidence. Il peut également exister un problème de dimension stochastique. Dans le modèle, il existe un seul choc (une seule variable aléatoire). En conséquence, une seule variable peut être retenue pour l'estimation. Supposons qu'il existe dans le modèle une équation supplémentaire "déterministe" qui lie une troisième variable, notée z , à l'endogène (et donc à l'exogène à travers la solution) :

$$z_t = \eta y_t \equiv \frac{\eta b}{1 - a\rho} x_t$$

Les variables (y, z) sont engendrées par un seul choc, d'où l'existence d'une singularité stochastique. L'observation de la seconde variable z n'apporte rien. On peut cependant contourner ce problème, soit en ajoutant un autre choc structurel, soit en ajoutant un terme d'erreur hors modèle (erreur de mesure ou erreur de spécification). A des fins illustratives, nous présentons la mise en œuvre de l'estimation d'un modèle RBC qui ne pose pas de difficultés, dans la mesure où le modèle fait intervenir peu de paramètres et qu'il n'y a pas de problèmes d'identification des paramètres d'intérêt.

Exemple 6 : Estimation par le MV du modèle RBC

Nous considérons une version simplifiée du modèle RBC. Dans le cas d'une dépréciation complète ($\delta = 1$), le modèle de l'exemple 5 admet une solution analytique à partir de laquelle on peut déterminer la

vraisemblance. Les conditions d'optimalité et d'équilibre s'écrivent :

$$\begin{aligned} C_t^{-1} &= \beta E_t \left\{ \left(\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} \right) C_{t+1}^{-1} \right\} \\ \chi h_t^{1+\chi} &= (1-\alpha) \frac{Y_t}{C_t} \\ K_{t+1} &= Y_t - C_t \\ Y_t &= K_t^\alpha (Z_t h_t)^{1-\alpha} \\ \Delta \log(Z_t) &= \gamma + \sigma_z \varepsilon_{z,t} \end{aligned}$$

En remplaçant l'équation d'accumulation dans l'équation d'Euler sur la consommation

$$\frac{Y_t}{C_t} = 1 + \alpha \beta E_t \frac{Y_{t+1}}{C_{t+1}}$$

et en itérant vers le futur, on obtient :

$$\frac{Y_t}{C_t} = \frac{1}{1 - \alpha \beta}$$

Puisque le ratio consommation–produit est constant, l'emploi est donc constant. Les paramètres décrivant l'offre de travail n'ont ainsi aucune influence sur les propriétés dynamiques du modèle. Leur identification et estimation importent peu. Après substitution de la solution dans l'équation d'accumulation du capital et après quelques arrangements, le taux de croissance du produit suit un processus AR(1) :

$$\Delta y_t = \alpha \Delta y_{t-1} + (1 - \alpha) \gamma_z + \sigma_z \varepsilon_{z,t}$$

A partir de cette solution, il est alors possible de calculer la fonction d'autocovariance de l'endogène et la matrice de variance–covariance de l'endogène sur l'échantillon.

$$\Omega_{y,T} = \frac{(1-\alpha)^2 \sigma_z^2}{1-\alpha^2} \begin{pmatrix} 1 & \alpha & \dots & \dots & \alpha^{T-1} \\ \alpha & 1 & \dots & \dots & \alpha^{T-2} \\ \vdots & \ddots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \ddots & \vdots \\ \alpha^{T-1} & & & \alpha & 1 \end{pmatrix}$$

En notant $\theta = \{\alpha, \gamma, \sigma_z\}$ le vecteur de paramètres, l'estimateur du MV est alors solution de

$$\mathcal{L}(\theta) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(\det(\Omega_{y,T}(\theta))) - \frac{1}{2} Y_T' \Omega_{y,T}(\theta)^{-1} Y_T$$

avec $Y_T = (y_1 - (1 - \alpha)\gamma_z, y_2 - (1 - \alpha)\gamma_z, \dots, y_T - (1 - \alpha)\gamma_z)$. Les trois paramètres sont ici identifiables : le paramètre α correspond au paramètre autorégressif, le paramètre γ_z est associé à la moyenne et le paramètre σ_z représente l'écart-type de l'innovation. Il faut noter à nouveau qu'un estimateur facile à calculer permet d'estimer ces trois paramètres. Il s'agit de l'estimateur des MCO associé à la vraisemblance approchée. Les trois paramètres sont alors donnés par :

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_z &= \frac{1}{T} \sum \Delta y_t \\ \hat{\alpha} &= \frac{\sum (\Delta y_t - \gamma_z)(\Delta y_{t-1} - \gamma_z)}{\sum (\Delta y_{t-1} - \gamma_z)^2} \\ \hat{\sigma}_z &= \left(\sum ((\Delta y_t - \hat{\gamma}_z) - \hat{\alpha}(\Delta y_{t-1} - \hat{\gamma}_z))^2 \right)^{1/2}\end{aligned}$$

Ce modèle illustre de plus le problème de singularité stochastique car un seul choc gouverne l'évolution des variables agrégées. Supposons que l'économètre cherche à tirer profit de l'information contenue dans une autre variable, par exemple le taux de croissance de la consommation Δc_t . Or le modèle implique :

$$\Delta c_t = \Delta y_t$$

c'est à dire que le taux de croissance de la consommation est strictement égal à celui du produit à toutes les dates. La vraisemblance associée aux deux variables $(\Delta y_t, \Delta c_t)$ ne peut pas être évaluée car il apparaît un problème de singularité stochastique. On peut cependant contourner ce problème en supposant que le consommation (ou le produit) est mesurée avec erreur. Par exemple, l'économètre peut postuler la relation suivante :

$$\Delta c_t = \Delta y_t + \sigma_u u_t \quad u_t \sim iid(0, 1)$$

avec $\sigma_u > 0$. On suppose de plus que $\varepsilon_{z,t} \perp u_t$ à toutes les dates. L'économètre va pouvoir estimer les paramètres du modèles $(\gamma_z, \alpha, \sigma_z, \sigma_u)$ à l'aide des deux équations et des observations sur le taux de croissance du produit et de la consommation :

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha \Delta y_{t-1} + (1 - \alpha)\gamma_z + \sigma_z \varepsilon_{z,t} \\ \Delta c_t &= \alpha \Delta y_{t-1} + (1 - \alpha)\gamma_z + \sigma_z \varepsilon_{z,t} + \sigma_u u_t\end{aligned}$$

La matrice de variance-covariance des erreurs est donnée par

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_z^2 & \sigma_z^2 \\ \sigma_z^2 & \sigma_z^2 + \sigma_u^2 \end{pmatrix}$$

Cette matrice est donc inversible tant que $\sigma_u > 0$. Le modèle est linéaire dans les variables mais il introduit des restrictions inter-équations sur les paramètres. Par exemple, le paramètre α intervient dans les deux équations. Un estimateur du MV approché est obtenu par les Moindres Carrés Non-Linéaires (MCNL) et il est solution de la minimisation de :

$$\sum_{t=2}^T \vartheta_t' \Omega^{-1} \vartheta_t$$

où

$$\vartheta_t = \begin{pmatrix} (\Delta y_t - \gamma_z) - \alpha(\Delta y_{t-1} - \gamma_z) \\ (\Delta c_t - \gamma_z) - \alpha(\Delta y_{t-1} - \gamma_z) \end{pmatrix}$$

Suivant Ireland (2004), cette spécification du modèle peut être la base d'un test de spécification du modèle dans la mesure où si l'erreur de mesure explique une large part de la variance, le modèle RBC avec uniquement un choc technologique est probablement mal spécifié. Cette évaluation peut être conduite en calculant la contribution du choc technologique à la variance du taux de croissance du produit:

$$\frac{V(\Delta y / \varepsilon_z)}{V(\Delta y)} = \left(1 + \frac{\sigma_u^2}{(1 - \alpha^2)\sigma_z^2} \right)^{-1}$$

Lorsque $\sigma_u \gg \sigma_z$, la contribution du choc technologique est faible et l'essentiel des fluctuations du produit sont expliquées par le terme d'erreur de mesure, indiquent ici que le modèle structurel est sans doute mal spécifié. De même, le modèle estimé peut être vu comme un modèle VAR contraint : restrictions inter-équations sur les paramètres, restrictions de zéros dans la représentation autorégressive et restrictions sur la matrice de variance-covariance des erreurs. Un modèle VAR non contraint peut alors servir de base à un test de spécification du modèle RBC. Voici déjà une première piste de rapprochement des approches VAR et MEGIS.

Enfin, l'estimateur du MV repose sur la solution du modèle. Dans certains cas (par exemple lorsque le modèle est fortement non-linéaire dans les variables et les paramètres, ou lorsqu'il est d'une grande taille), il est très difficile (voire impossible) d'estimer par le MV. C'est précisément ce que permettent alors des méthodes plus simples, que nous allons maintenant exposer.

Méthode des moments

La méthode des moments (Hansen (1982)) permet d'estimer assez simplement les paramètres d'un modèle, en exploitant certaines restrictions structurelles (malheureusement pas toutes) du modèle.²⁵ Cette approche a été couramment utilisée au cours des années 80 et 90 dans dans nombreux domaine de la macroéconomie : macroéconomie financière (Hansen et Singleton (1982)); modèles RBC (Christiano et Eichenbaum (1992), Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1993), Burnside et Eichenbaum (1996), Fève et Langot (1994, 1996)); modèles avec rendements croissants (Farmer et Guo (1995)); demande de facteurs (Pfann et Palm (1993)); consommation et offre de travail (Mankiw, Rotemberg et Summers (1985), Benabou (1985), Eichenbaum, Hansen et Singleton (1988), Eichenbaum et Hansen (1990), Hotz, Kydland et Sedlacek (1988)); règle monétaire (Clarida, Galí et Gertler (2000), Collard, Fève et Langot (2002), Florens, Jondeau et Le Bihan (2004)).

Le modèle de l'exemple 1 se réécrit :

$$E_t \left(y_{t+1} - \frac{1}{a}y_t + \frac{b}{a}x_t \right) = 0$$

En notant

$$\mathcal{E}_{t+1} = y_{t+1} - \frac{1}{a}y_t + \frac{b}{a}x_t$$

on obtient une condition d'orthogonalité :

$$E_t \mathcal{E}_{t+1} = 0$$

Cette condition est à la base de la méthode d'estimation. L'économètre utilise un ensemble de q variables instrumentales (observables), notées z_t incluses dans l'ensemble d'information à la date t . Ces variables vérifient les restrictions :

$$E \begin{pmatrix} \mathcal{E}_{t+1} z_{1,t} \\ \mathcal{E}_{t+1} z_{2,t} \\ \vdots \\ \mathcal{E}_{t+1} z_{q,t} \end{pmatrix} = 0$$

Ces conditions d'orthogonalité peuvent s'exprimer en fonction de leur contrepartie empirique : $g_T = (g_{1,T}, g_{2,T}, \dots, g_{q,T})$, avec

$$g_{j,T} = \frac{1}{T} \sum \mathcal{E}_{t+1} \times z_{j,t} \quad j = 1, \dots, q$$

²⁵Voir Ogaki (1993), Hall (1993), et Fève et Langot (1995). Pour un exposé plus formel des propriétés de l'estimateur des moments, voir Gouriéroux et Monfort (1989).

On forme alors la fonction de perte :

$$J = g_T' W g_T$$

où W est une matrice ($q \times q$) définie positive. Un estimateur de la méthode des moments est alors solution du problème de minimisation de cette fonction de perte. A partir de l'estimation, on peut alors mener différents tests : tests de sur-identification, de restrictions sur les paramètres, de stabilité... Lorsque le nombre de variables instrumentales est égal au nombre de paramètres à estimer, l'estimateur est obtenu en résolvant un système à $q = \dim \theta$ équations :

$$g_T = 0$$

Dans ce cas, l'estimateur est indépendant de la matrice de poids (cas par exemple de l'estimateur des MCO). Lorsque le nombre de variables instrumentales est supérieur au nombre de paramètres à estimer, l'estimateur des moments sera alors solution du système d'équations :

$$\frac{\partial g_T}{\partial \theta'} W g_T = 0$$

Dans ce cas, l'estimateur dépend de la matrice de poids (GMM). L'estimateur des moments comprend comme cas particulier de nombreux estimateurs (MCO, DMC, VI, MV,...)

Exemple 7 : Estimation du modèle RBC par la méthode des moments

On considère à nouveau l'estimation du modèle de l'exemple 5. Nous suivons ici Christiano et Eichenbaum (1992) et Fève et Langot (1994) dans la mise en œuvre de la méthode des moments. Les équations d'optimalité et d'équilibre du modèle peuvent se réécrire sous la forme :

$$\begin{aligned} \mathcal{E}_{1,t} &= \beta \left(1 - \delta + \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} \right) \frac{C_t}{C_{t+1}} - 1 \\ \mathcal{E}_{2,t} &= \log(\chi_0) + \log(h_t) - \log((1 - \alpha)) - \log(Y_t/C_t) \\ \mathcal{E}_{3,t} &= (\Delta \log(Y_t) - \alpha \Delta \log(K_t) - (1 - \alpha) \Delta \log(h_t) - (1 - \alpha) \gamma) \\ \mathcal{E}_{4,t} &= \delta - \frac{I_t}{K_t} + \frac{\Delta K_{t+1}}{K_t} \end{aligned}$$

Ces quatre équations du modèle RBC font intervenir six paramètres. On fixe ici la valeur de $\beta = \bar{\beta} (\simeq 0.99)$

dans le cas de données de fréquence trimestrielle). On introduit les cinq conditions identifiantes suivantes :

$$E (\mathcal{E}_{1,t}, \mathcal{E}_{2,t}, \mathcal{E}_{3,t}, \mathcal{E}_{4,t}, \mathcal{E}_{4,t}^2, \mathcal{E}_{5,t})' = 0$$

Ces conditions d'orthogonalité peuvent s'exprimer en fonction de leur contrepartie empirique :

$$g_T = (g_{1,T}, g_{2,T}, \dots, g_{5,T})'$$

avec

$$g_{1,T} = \frac{1}{T} \sum \mathcal{E}_{1,t}, \quad g_{2,T} = \frac{1}{T} \sum \mathcal{E}_{2,t}, \quad g_{3,T} = \frac{1}{T} \sum \mathcal{E}_{3,t}, \quad g_{4,T} = \frac{1}{T} \sum \mathcal{E}_{3,t}^2, \quad g_{5,T} = \frac{1}{T} \sum \mathcal{E}_{4,t}$$

Il est alors possible d'estimer les cinq paramètres $\{\alpha, \delta, \chi_o, \gamma, \sigma_z\}$ à partir de ces cinq conditions de moments prises simultanément. Intuitivement (et en ignorant les restrictions inter-équations), chacune de ces conditions permet d'identifier et d'estimer les paramètres du modèle. $g_{1,T}$, qui représente la contrepartie empirique de l'équation d'Euler sur la consommation, permet d'estimer α , c'est à dire un taux d'intérêt réel moyen sur l'échantillon. $g_{2,T}$ conduit à estimer le paramètre d'échelle χ_o dans la fonction d'utilité. $g_{3,T}$ permet d'estimer le taux de croissance de la productivité des facteurs γ_z et $g_{4,T}$ son écart-type σ_z . Finalement, le taux de dépréciation du capital δ est obtenu à partir de $g_{5,T}$. Dans la mesure où le modèle est juste-identifié, ces cinq paramètres seront obtenus en résolvant $g_T = 0$, c'est à dire un système de cinq équations à cinq inconnues. Il faut noter ici la grande similitude entre cette méthode économétrique et la méthode de calibration, dans la mesure où elle utilise des restrictions identifiantes similaires, c'est à dire un nombre limité de contraintes liées au modèle théorique.

Les avantages de cette méthode sont nombreux. Tout d'abord, on peut estimer les paramètres décrivant les préférences et/ou la technologie à partir des équations d'optimalité. Ensuite, il n'est pas nécessaire de connaître l'ensemble de l'économie, c'est à dire de spécifier complètement un modèle. De plus, il n'est pas nécessaire de résoudre le modèle. Il s'agit d'une approche économétrique robuste. Les inconvénients sont les suivants. Tout d'abord, les résultats (cas sur-identifié) sont fortement dépendant du calcul de la matrice de poids (approches itératives, méthodes de calculs, sensibilité des résultats des estimations et des tests).²⁶

²⁶Voir Ogaki (1993), Fève et Langot (1995) pour une présentation des différents calculs de la matrice de poids.

Ensuite, se pose le problème de choix des instruments²⁷ (lesquels, leur nombre...). De plus, différents exercices de simulation ont montré d'une part l'existence de biais importants dans les petits échantillons et d'autre part que la statistique associée au test de sur-identification est peu informative.²⁸ Finalement, cette méthode rencontre les limites habituelles de toute approche à information limitée.

L.P. Hansen (2002) résume les apports et les limites de cette approche :

“L’approche GMM fondée sur les équations d’Euler permet d’appréhender seulement une partie d’un modèle économique. Son apport réside dans le fait qu’elle est uniquement basée sur une spécification partielle d’un modèle économétrique [...] C’est à la fois un avantage et un inconvénient [...] [Elle] permet à un économètre d’apprendre quelque chose sans qu’il ait besoin de connaître toutes les choses [...] Cependant, cela limite les questions auxquelles il peut répondre par un exercice empirique. Par exemple, l’analyse des interventions possibles et des changements de politiques économiques requièrent un MEGIS.”

Afin d’illustrer ces limites de la méthode des moments énoncées par L.P. Hansen, nous présentons un exemple d’estimation des règles de politique économique à l’aide de la méthode des moments.

Exemple 8 : Estimation des règles de politique économique

Cet exemple, repris de Carrillo et Fève (2004), est une illustration des limites de cette approche lorsqu’elle est appliquée à l’estimation de règles de politique économique.²⁹ On reprend à nouveau le modèle linéaire simple avec règle exogène. L’économètre n’observe que la réalisation de l’équilibre, c’est à dire les données sur y et x . Il postule une règle de politique économique de la forme :

$$x_t = \eta E_t y_{t+1}$$

Cette règle est mal spécifiée car la vraie règle est exogène. L’économètre estime le paramètre η de la règle postulée en utilisant y_{t-1} comme variable instrumentale. Cette variable est faiblement exogène car elle est

²⁷Nelson et Sartz (1990) étudient le cas d’instruments “pauvres” dans le cas d’un modèle de régression linéaire et montrent que la statistique de suridentification ne permet de bien tester le modèle. Voir Stock, Wright et Yogo (2002) pour une présentation.

²⁸voir Tauchen (1986), Kocherlakota (1990) et plus récemment Fuhrer, Moore et Schuh (1995) et Fuhrer et Rudebush (2004).

²⁹Carrillo et Fève (2004) présentent une application dans le cas d’une règle monétaire de type Taylor.

prédéterminée. En appliquant la méthode des moments, il cherche à déterminer la valeur de η qui satisfait la condition d'orthogonalité suivante :

$$E((x_t - \eta y_{t+1})y_{t-1}) = 0$$

L'estimation de la règle donne :

$$\hat{\eta} = \frac{1 - a\rho}{b\rho}$$

On obtient alors deux résultats. Tout d'abord, le paramètre estimé $\hat{\eta}$ n'est pas invariant car il est en fait obtenu à partir d'une forme réduite. Pour $a, b \neq 0$, on a :

$$\frac{\partial \hat{\eta}}{\partial \rho} \neq 0$$

Ensuite, lorsque l'économètre replace cette règle estimée

$$x_t = \frac{1 - a\rho}{b\rho} E_t y_{t+1}$$

dans l'équation structurelle du modèle $y_t = aE_t y_{t+1} + b x_t$, il va conclure que la règle estimée peut conduire à une instabilité macro-économique. En effet, après remplacement de la règle dans l'équation d'équilibre, on obtient :

$$\rho y_t = E_t y_{t+1}$$

Puisque $|\rho| < 1$, l'équilibre est indéterminé et les fluctuations peuvent être gouvernées par des "tâches solaires" :

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t^y$$

avec $E_{t-1} \varepsilon_t^y = 0$. La variable ε_t^y , compatible avec l'équilibre avec anticipations rationnelles est une "tâche solaire", c'est à dire une variable aléatoire non-fondamentale qui affecte l'équilibre.

M-estimateurs

Cette approche est très similaire à la précédente, puisqu'il n'est pas nécessaire de spécifier et d'estimer les paramètres résumant les processus de l'ensemble des variables exogènes perturbant l'économie. Les M-estimateurs ont été récemment utilisés afin d'estimer les paramètres structurels d'un modèle lorsque

l'économie n'est perturbée que par un seul (ou un petit nombre) choc (Rotemberg et Woodford (1997), Amato et Laubach (2003), Boivin et Giannoni (2003), Giannoni et Woodford (2003), Christiano, Eichenbaum et Evans (2004), Avouyi-Dovi et Matheron (2004), Altig, Christiano, Eichenbaum et Lindé (2005)). Il s'agit d'un autre rapprochement intéressant entre les approches VAR et MEGIS.

On peut résumer l'approche comme suit. On estime un modèle VAR et on applique un schéma d'identification des chocs structurels (VARs). On détermine alors les fonctions de réponse à un choc. On note \widehat{IRF} la fonction de réponse d'une (ou de plusieurs) variable(s) à un choc structurel identifié (restrictions de court terme ou de long terme). On construit un modèle structurel apte à reproduire ces réponses. Le modèle de l'exemple 1 peut être étendu afin de comprendre plusieurs chocs :

$$y_t = aE_t y_{t+1} + \sum_{j=1}^n b_j x_{j,t}$$

avec

$$x_{j,t} = \rho_j x_{j,t-1} + \sigma_j \varepsilon_{j,t} \quad j = 1, \dots, n \quad \text{et} \quad \varepsilon_{j,t} \perp \varepsilon_{j',t} \quad \forall j \neq j'$$

La solution est simple car les variables exogènes sont indépendantes :

$$y_t = \sum_{j=1}^n \frac{b_j}{1 - a\rho_j} x_{j,t}$$

On sélectionne le choc, par exemple $j = 1$ (celui correspondant à la réponse dans le modèle VARs). On peut alors facilement déterminer la fonction de réponse à ce choc dans le modèle structurel :

$$\frac{\partial y_{t+k}}{\partial \varepsilon_{1,t}} = \frac{b_1 \sigma_1}{1 - a\rho_1} \rho_1^k \quad k = 0, 1, \dots$$

On note $IRF(a, b_1, \rho_1, \sigma_1)$ la fonction de réponse du modèle. Un M-estimateur est alors solution du problème de minimisation :

$$\left(\widehat{IRF} - IRF(a, b_1, \rho_1, \sigma_1) \right)' W \left(\widehat{IRF} - IRF(a, b_1, \rho_1, \sigma_1) \right)$$

avec W une matrice définie positive (l'inverse de la matrice de variance-covariance de \widehat{IRF}). Il faut noter ici qu'il existe à nouveau un problème d'identification.

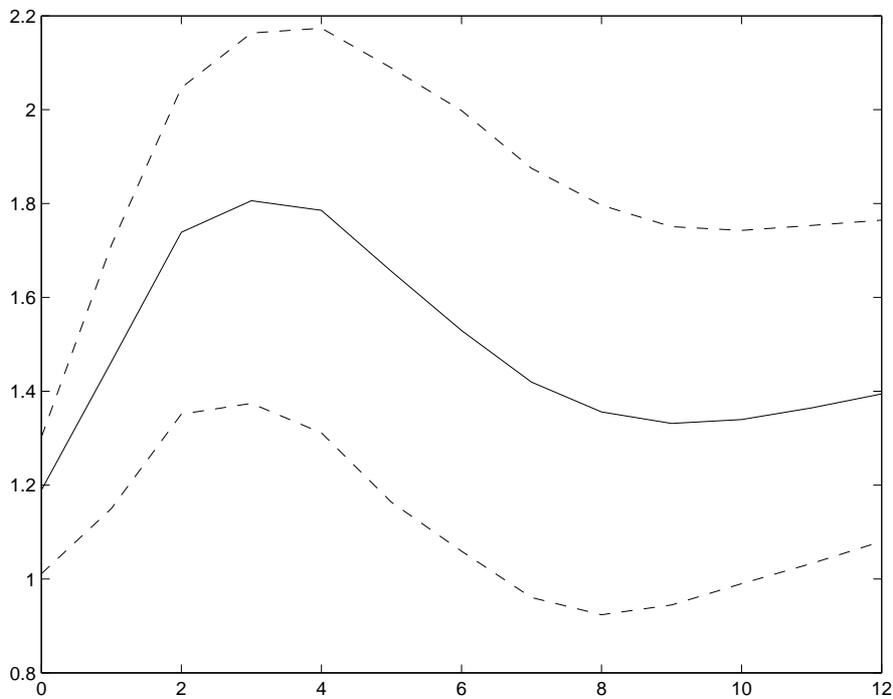
Exemple 9 : Estimation d'un modèle RBC à partir des réponses du produit à un choc technologique

On considère le modèle VAR suivant :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta h_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^p A_i \begin{pmatrix} \Delta y_{t-i} \\ \Delta h_{t-i} \end{pmatrix} + U_t$$

où y_t représente le produit et h_t les heures travaillées. Nous appliquons le schéma d'identification de Blanchard et Quah et nous calculons la réponse du produit au choc technologique ainsi identifié. Celle-ci est reportée dans la figure 5, ainsi que son intervalle de confiance obtenu par simulations. Le produit présente ainsi une réponse positive, persistante et significative à ce choc. De plus, la réponse présente un profil de courbe en cloche, puisque l'effet maximal est obtenu après trois périodes. Le modèle de l'exemple

Figure 5: Réponse du produit à un choc technologique (modèle VARS)



6 admet une solution analytique à partir de laquelle la réponse du produit peut être aisément calculée :

$$\frac{\partial y_{t+k}}{\partial \varepsilon_{z,t}} = (1 - \alpha) \sigma_z \sum_{i=0}^k \alpha^i$$

Il faut noter que le modèle RBC ne permet pas de reproduire le profil en cloche car le produit va présenter un ajustement progressif et monotone vers sa valeur de long terme, c'est à dire la taille du choc technologique σ_z . La réponse au choc technologique peut être calculé sans avoir à spécifier l'ensemble des chocs de l'économie. Ainsi, on aurait pu introduire dans ce modèle un choc sur l'offre de travail en spécifiant son

processus. L'avantage de cette approche est qu'il n'est ici pas nécessaire d'estimer l'ensemble du modèle. Seuls comptent les paramètres permettant de caractériser la dynamique d'ajustement du produit après un choc technologique, c'est à dire les paramètres α et σ_z . Dans le cas où on retient uniquement les deux premières réponses, notée \widehat{IRF}_i ($i = 1, 2$), l'estimation de α et σ_z est obtenue simplement :

$$\begin{aligned} (1 - \alpha)\sigma_z &= \widehat{IRF}_1 \\ (1 - \alpha)\sigma_z(1 + \alpha) &= \widehat{IRF}_2 \end{aligned} \iff \begin{aligned} \alpha &= \frac{\widehat{IRF}_2 - \widehat{IRF}_1}{\widehat{IRF}_1} \\ \sigma &= \frac{\widehat{IRF}_1}{2\widehat{IRF}_1 - \widehat{IRF}_2} \end{aligned}$$

Il faut noter que les contraintes sur les valeurs de α et σ_z impliquent certaines contraintes sur \widehat{IRF}_1 et \widehat{IRF}_2 . En effet, les contraintes $\alpha \in (0, 1)$ et $\sigma_z > 0$ impliquent : $\widehat{IRF}_1 > 0$, $\widehat{IRF}_2 > \widehat{IRF}_1$ et $\widehat{IRF}_2 < 2 \times \widehat{IRF}_1$. Comme le montre la figure 5, ces contraintes sont effectivement vérifiées, mais rien ne le garantit dans la pratique. Nous reportons l'estimation des paramètres α et σ_z dans le tableau 1 pour différents horizons. Lorsque deux réponses sont retenues pour l'estimation, le modèle reproduit exactement les réponses du modèle VARS. En revanche, lorsque ce nombre de réponse excède celui du nombre de paramètre, la J-statistique augmente. On peut alors tester le modèle théorique à l'aide de ces restrictions sur-identifiantes. En dépit de sa simplicité, le modèle est capable de reproduire les réponses issues du modèle VAR quelque soit l'horizon retenu. Dans la figure 6, on voit que la réponse issue du modèle RBC est toujours comprise dans l'intervalle de confiance. Finalement, l'estimation de ce petit modèle avec dépréciation complète nous

Table 1: Estimations de α et σ_z

Horizon	[0 :1]	[0 :4]	[0 :8]	[0 :12]
α	0.230	0.354	0.262	0.205
σ_z	0.015	0.018	0.016	0.015
<i>J - stat</i>	-	0.107	0.969	1.847

délivre des valeurs de α et σ_z très proches de celles obtenues dans d'autres travaux économétriques. Par exemple, pour un horizon de 4, la valeur de α , qui représente la part de la rémunération du capital dans le produit, est égale à 0.354. De même, l'écart-type du choc technologique est similaire aux valeurs habituellement obtenues dans les modèles de cycles. Cependant, à mesure que l'horizon augmente, le modèle RBC reproduit moins bien la réponse du produit, car il implique une ajustement monotone, contrairement à la réponse identifiée par le modèle VARS. C'est pourquoi, afin de reproduire au mieux la réponse du modèle

VARs, la valeur estimée de α diminue lorsque l'horizon de la réponse augmente. Ce dernier résultat met en évidence la forte sensibilité des estimations au choix des fonctions de réponses et l'arbitraire que peut introduire une sélection *a priori* des faits à reproduire.

Comme illustré par l'exemple 9, les avantages ont tout d'abord trait à la simplicité de la méthode. Ensuite, il n'est pas nécessaire de connaître l'ensemble de l'économie, c'est à dire de spécifier complètement un modèle (dimension stochastique partielle). Ceci confère une certaine robustesse à cette approche économétrique. Cette méthode a cependant quelques inconvénients. Tout d'abord, elle introduit un arbitraire dans la sélection des réponses. Ensuite, elle assujettit la spécification du modèle à la modélisation VAR et des schémas d'identification retenus. En conséquence, les estimations sont fortement dépendantes des choix d'identification dans la modélisation VAR. Finalement, nous avons montré que l'approche VARs donne souvent des résultats fortement biaisés. En conséquence, les M-estimateurs seront biaisés.

Méthodes fondées sur les simulations

Les méthodes fondées sur les simulations ont été plus récemment utilisées pour estimer des modèles dynamiques : méthode des moments simulés (Jonsson et Klein (1996), Hairault, Langot et Portier (1997), Collard, Fève, Langot et Perraudin (2002), Karamé, Patureau et Sopraseuth (2003)), inférence indirecte (Coenen et Wieland (2000), Collard, Fève et Perraudin (2000), Coenen et Levin (2004), Dupaigne, Fève et Matheron (2004)). Dans de nombreux cas, il est en effet difficile de déterminer analytiquement ou par intégration numérique directe les moments ou la densité des données issus d'un modèle structurel. On peut néanmoins les calculer par des simulations. Deux méthodes sont brièvement présentées ici : la méthode de moments simulés et l'inférence indirecte.³⁰

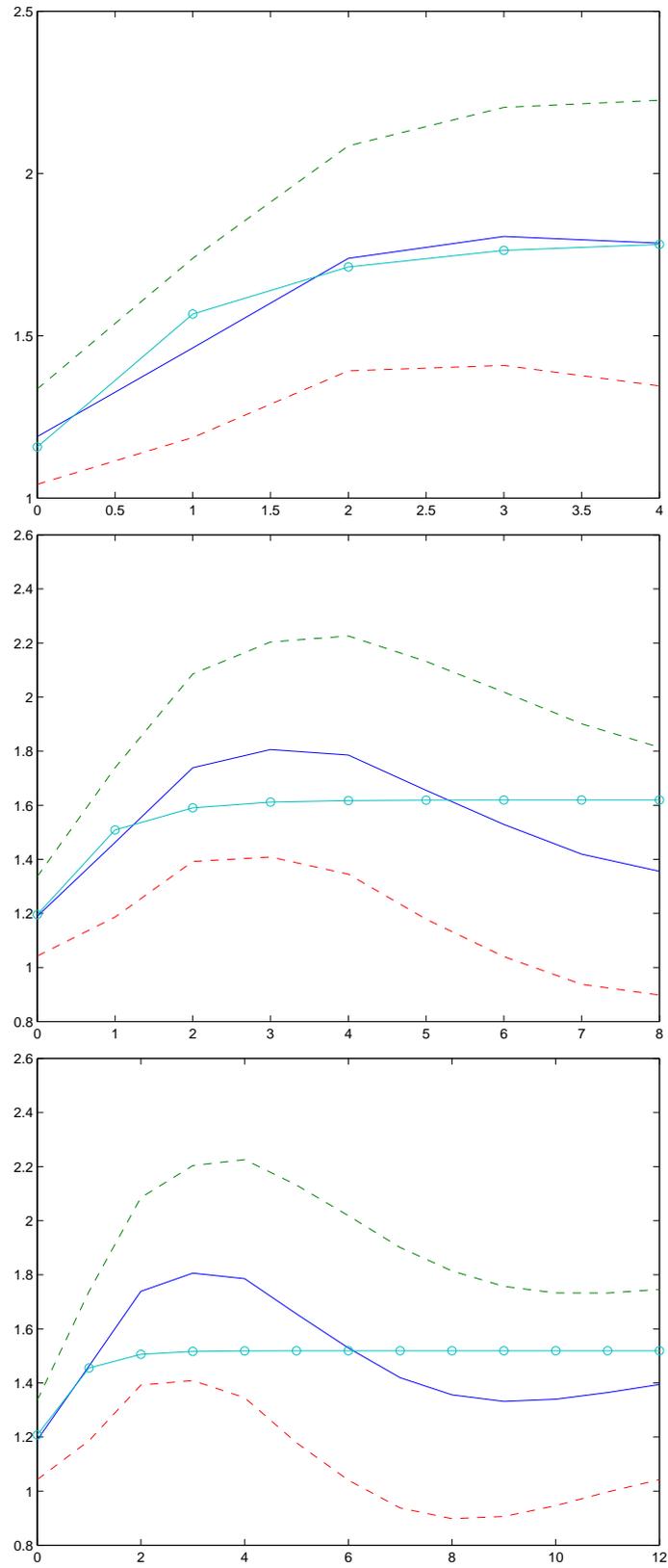
Méthode des Moments simulés

Les moments issus du modèle théorique sont obtenus par des simulations du modèle. On note ces moments

$$\tilde{\psi}_T^S(\theta) = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \tilde{\psi}_T^j(\theta)$$

³⁰Contrairement à la méthode des moments, il existe peu de travaux de simulations permettant d'évaluer les propriétés de ces estimateurs en échantillon de taille finie (voir Michaelides et Ng (2000))

Figure 6: Réponses estimées



On estime alors θ en cherchant la valeur qui minimise la fonction de perte :

$$(\widehat{\psi}_T - \widetilde{\psi}_T^S(\theta))'W(\widehat{\psi}_T - \widetilde{\psi}_T^S(\theta))$$

Outre la simplicité, cette méthode offre la possibilité d'estimer de façon convergente les paramètres structurels, même lorsque le modèle structurel est compliqué. En revanche, il peut induire de l'arbitraire dans la sélection des moments. Elle est moins efficace que la méthode des moments (il faut $S \rightarrow \infty$ pour avoir la même efficacité). De plus, elle nécessite de résoudre l'ensemble du modèle.

Inférence Indirecte

Ici, on se donne un modèle auxiliaire (bonne ou mauvaise approximation du modèle structurel, ce n'est pas un problème). L'approche se résume comme suit. On estime un modèle auxiliaire (par exemple un VAR ou encore les réponses à un choc dans un VARS, voir Dupaigne, Fève et Matheron (2004)). Ces paramètres estimés sont notés à nouveau $\widehat{\psi}_T$. Pour une valeur donnée des paramètres structurels θ du modèle, on calcule S différentes simulations. On estime sur ces données simulées les paramètres associés au modèle auxiliaires $\widetilde{\psi}_T^j(\theta)$, $j = 1, \dots, S$. On en calcule la moyenne sur les S simulations $\widetilde{\psi}_T^S(\theta) = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \widetilde{\psi}_T^j(\theta)$. Un estimateur est alors solution du problème de minimisation de la fonction de perte :

$$(\widehat{\psi}_T - \widetilde{\psi}_T^S(\theta))'W(\widehat{\psi}_T - \widetilde{\psi}_T^S(\theta))$$

En plus de la simplicité, cette méthode englobe de nombreux estimateurs (méthode de moments simulés, scores simulés,...). Elle permet à nouveau d'estimer de façon convergente les paramètres structurels, même lorsque le modèle structurel est compliqué. Elle permet de plus de corriger des biais liés à un modèle auxiliaire et on ne peut que fortement la recommander en remplacement aux M-estimateurs si les VARS produisent des estimateurs biaisés. Il reste que le choix du modèle auxiliaire est toujours arbitraire et qu'il est nécessaire de résoudre l'ensemble du modèle, contrairement aux M-estimateurs.

Exemple 10 : Identification par inférence indirecte des effets des chocs technologiques

On a montré que les modèles VARS peuvent induire des biais importants dans l'estimation des réponses à un choc. En conséquence, les M-estimateurs sont biaisés. L'idée est d'utiliser ici l'inférence indirecte pour corriger le biais. Le principe de la méthode est le suivant :

Table 2: Paramètres du modèle RBC

Paramètres calibrés :	Paramètres	Valeur
	β	0.99
	δ	0.015
	α	0.40
	σ_z	0.008
Paramètres estimés :	Paramètres	Valeur
	ρ_χ	0.9752
	σ_χ	0.0042
Test du modèle RBC :	J-stat	21.8325

1. On estime un modèle VAR sur les données et on applique le schéma d'identification de type Blanchard–Quah–Galí. On calcule la réponse de l'emploi au choc technologique, ainsi que sa variance, noté $\widehat{\psi}_T$ et $V(\widehat{\psi}_T)$.
2. On simule le modèle RBC. Certains paramètres sont fixés (β , δ , α et σ_z) et d'autres sont estimés (ρ_χ et σ_χ) (voir le tableau 2). Pour une valeur donnée des paramètres du modèle, un modèle VAR identique à celui des données (mêmes variables, même spécification, même nombre de retards) est estimé pour chaque simulation. En appliquant le même schéma d'identification, on calcul la réponse de l'emploi, notée $\widetilde{\psi}_T^j(\theta)$, pour $j = 1, \dots, S$.
3. On calcule la moyenne sur les S simulations

$$\widetilde{\psi}_T^S(\theta) = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \widetilde{\psi}_T^j(\theta)$$

4. Un estimateur de $\theta = (\rho_\chi, \sigma_\chi)$ est alors solution du problème de minimisation de la fonction de perte

$$(\widehat{\psi}_T - \widetilde{\psi}_T^S(\theta))' W (\widehat{\psi}_T - \widetilde{\psi}_T^S(\theta))$$

où

$$W = V(\widehat{\psi}_T)^{-1}$$

On estime ainsi les paramètres du choc de préférence (ρ_χ, σ_χ) telles que les réponses identifiées par un VARS sous le modèle structurel soient le plus proche possible de celles identifiées par un VARS sur les

données observées. Afin d'évaluer la capacité du modèle à englober différents modèles VARS, celui-ci doit reproduire simultanément quatre réponses associées à quatre spécifications différentes du VARS : $VAR(\Delta x, \Delta n)$ (productivité et emploi en différence), $VAR(\Delta y, \Delta n)$ (produit et emploi en différence), $VAR(\Delta x, n)$ (productivité en différence et emploi en niveau) et $VAR(\Delta y, n)$ (produit en différence et emploi en niveau). Le bas du tableau 2 reporte la statistique $J - stat$ qui permet d'évaluer la capacité du modèle à reproduire $4 \times 13 \equiv 52$ réponses de l'emploi à l'aide des deux paramètres du choc de préférence (ρ_χ, σ_χ) . Le modèle apparaît capable de reproduire sans trop de difficulté ces quatre types de réponses. La figure 7 reporte les quatre fonctions de réponses obtenues à partir des données et celles issues du modèle. On voit ici qu'un modèle structurel où les heures augmentent à la suite d'un choc technologique permet de reproduire une réponse négative de l'emploi non significativement différente de celle issue des données lorsque le modèle auxiliaire est un modèle VARS, invalidant au passage les conclusions de Galí et Rabanal (2004).

Approche bayésienne

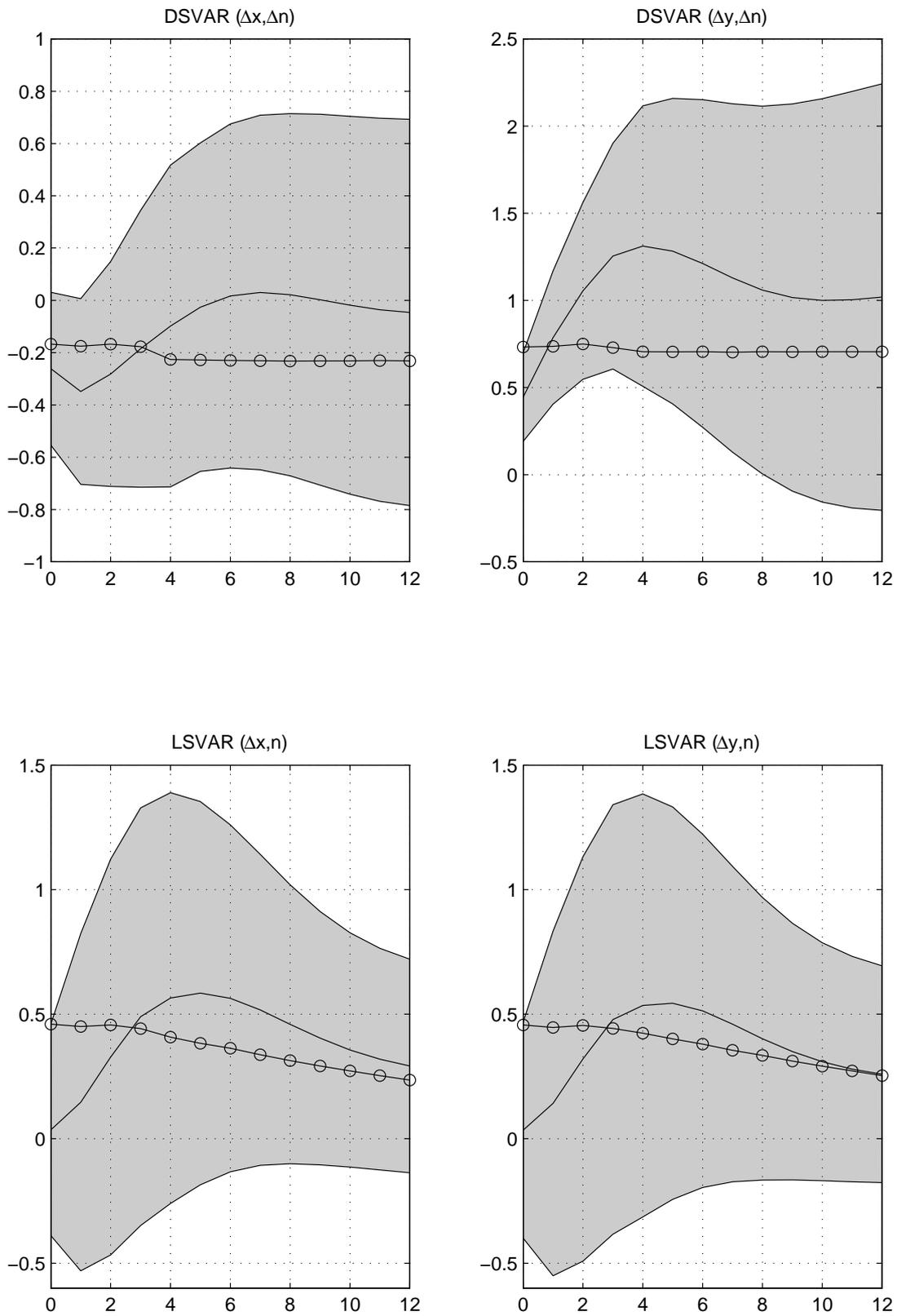
Cette approche a été plus récemment introduite³¹ en macroéconométrie des MEGIS (voir Smets et Wouters (2003, 2004), Galí et Rabanal (2004), Jondeau et Sahuc (2004)). On se donne des *a priori* sur les paramètres structurels : ces *a priori* concernent les densités associés aux différents paramètres du modèle, notées $\Gamma(\theta)$. On détermine la fonction de vraisemblance associée aux données $\mathcal{L}(Y_T/\theta)$. Pour θ donné, on obtient alors une expression proportionnelle de la distribution *a posteriori* des paramètres en combinant la fonction de vraisemblance et la distribution *a priori* :

$$\Gamma(\theta/Y_T) \propto \mathcal{L}(Y_T/\theta)\Gamma(\theta)$$

A partir de la distribution *a posteriori*, on peut déterminer la valeur des paramètres (mode, médiane) Cette méthode a l'avantage d'être adaptée à des modèles compliqués et de grande taille. Elle permet d'estimer des paramètres là où d'autres méthodes échouent (cf, MV). De plus, il ne se pose pas (ou peu) de problème d'identification. En revanche, l'absence de problèmes d'identification peut cacher certains

³¹Voir Schorfheide (2004) pour un exposé nettement plus complet des méthodes bayésiennes en macroéconométrie.

Figure 7: Réponses à un choc technologique



problèmes de spécification du modèle. Finalement, le choix d'une distribution *a priori* sur θ est forcément quelque peu arbitraire.

Nous pouvons conclure cette section sur les MEGIS comme suit. Les MEGIS sont un outil utile et cohérent d'analyse de la politique économique, mais les progrès en termes de modélisation sont lents. Il apparaît difficile de spécifier correctement ces modèles, même si de gros progrès ont été faits ces dernières années. L'avenir réside certainement dans une meilleure combinaison VARS et MEGIS : M-estimateurs, Inférence Indirecte. Nous discutons ce point maintenant.

5 Conclusion

Cet article dresse un bilan de la modélisation macro-économétrique. Après avoir rappelé les mérites de la modélisation économétrique, nous avons brièvement esquissé les deux critiques majeures adressées à ces modèles, à savoir la critique de Sims et la critique de Lucas. En partant de ces critiques, nous avons présenté les différents enjeux des approches VAR et MEGIS, tout en soulignant leurs apports et limites respectifs. L'exposé ne couvre pas l'ensemble des enjeux actuels de la modélisation macro-économétrique, mais il permet déjà de dresser un bilan et surtout de dessiner certaines voies de rapprochement.

La séparation dans l'exposé des modèles VARS et MEGIS peut laisser l'impression qu'un fossé s'est creusé entre les deux approches. Néanmoins, lors des discussions sur les mérites et limites des différentes méthodes d'estimation des MEGIS, il a souvent été fait allusion aux prédictions issues des modèles dynamiques des séries temporelles (notamment les modèles VARS). Tout d'abord, l'estimation par le MV présente de fortes similitudes avec la modélisation VAR dans la mesure où cette dernière peut être vue comme une version non-contrainte de la première. Ensuite, l'approche M-estimateurs utilise les fonctions de réponses issues de modèles VARS afin d'estimer et d'évaluer différents modèles structurels. De même, les méthodes fondées sur les simulations (l'inférence indirecte par exemple) permettent d'estimer un modèle structurel de façon à ce que VARS sous le modèle et VARS sous les données soient les "plus proches" possibles. Nous pouvons voir ainsi dans les tendances actuelles de la modélisation macro-économétriques

des signes de rapprochement significatifs entre approches descriptives et structurelles qui permettront à terme d'utiliser des modèles structurels répondant à certains critères académiques tout en ayant un contenu empirique raisonnable à des fins d'utilisations concrètes et utiles pour l'analyse et la conduite de la politique économique.

Bibliographie

- Altig, D., Christiano, L., Eichenbaum, M. et J. Lindé “Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle”, *mimeo* Northwestern University.
- Altug, S. (1989) “Time to build and aggregate fluctuations : some new evidence”, *International Economic Review*, 30, pp. 889–920.
- Amato, J. et T. Laubach (2003) “Estimation and control of an optimization-based model with sticky prices and wages”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(7), pp. 1181–1215.
- Anderson, E., Mc Grattan, E., Hansen, L. et T. Sargent (1996) “Mechanics of Forming and Estimating Dynamic Linear Economies”, *Handbook of Computational Economics*, vol. 1, chap. 4, H. Amman, D. Kendrick et J. Rust eds, North–Holland.
- Artus, P., M. Deleau et P. Malgrange “Modélisation Macroéconomique”, *Economica*, Collection Economie et Statistiques Avancées, Paris.
- Avouyi–Dovi S. et J. Matheron (2004) “Supply Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the Euro Area”, *mimeo* Banque de France.
- Ball, L. (1999) “Efficient Rules for Monetary Policy”, *International Finance*, 2(1), pp. 63–83.
- Benabou, R. (1985) “Le Modèle d’Optimisation Dynamique de la Consommation et de l’Offre de Travail : Un Test sur Données Françaises”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 57, pp. 75-97.
- Biau, O. et E. Girard (2004) “Politique budgétaire et dynamique économique en France : l’approche VAR structurel”, à paraître *Economie et Prévision*.
- Blanchard, O. et S. Fisher (1989) *Lectures in Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Blanchard, O.J. et D. Quah (1989) “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, 79(4), pp. 655-673.
- Blanchard O.J. et R. Perotti (2002) “An empirical characterization of dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”, *Quarterly Journal of Economics*, 117, pp. 1329–1368.
- Boivin, J. et M. Gianoni (2003) “Has Monetary Policy Become More Effective?”, NBER Working Paper no. 9459.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. et S. Rebelo (1993) “Labor hoarding and the business cycle”, *Journal of Political Economy*, 101, pp. 245–273.
- Burnside, C. et M. Eichenbaum (1996) “Factor hoarding and the propagation of business cycle shocks”, *American Economic Review*, 86, pp. 1154–1174.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. et J. Fisher (2001) “Assessing the effects of fiscal shocks”, *mimeo*, Northwestern University, à paraître *Journal of Economic Theory*.
- Carrillo, J. et P. Fève (2004) “Some perils of policy rule regression”, *mimeo* Gremaq–Idei, Université de Toulouse I.
- Chari, V., Kehoe, P. et E. Mc Grattan (2004) “A Critique of Structural VARs Using Real Business Cycle Theory”, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department, Working Paper 631.

- Christiano L. (1988) “Why Does Inventory Investment Fluctuate So Much?”, *Journal of Monetary Economics*, 21(2–3), p. 247–280
- Christiano L. et M. Eichenbaum (1992) “Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations”, *American Economic Review*, 82(3), pp. 430–450.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. et C. Evans (1999) ‘Monetary policy shocks : what we have learned and to what end ?’, dans *Handbook of Macroeconomics*, chap. 2, volume 1A, R. Taylor et M. Woodford (eds), North–Holland, Amsterdam.
- Christiano, L. et R. Vigfusson (2002) “Maximum Likelihood in the Frequency Domain : A Time to Build Example”, *Journal of Monetary Economics*, 50 (4), pp. 789–815
- Christiano, L., Eichenbaum, M. et R. Vigfusson (2004) “What Happens after a Technology Shock ?”, NBER Working Paper Number 9819, *revised version 2004*.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. et C. Evans (2004) “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, à paraître *Journal of Political Economy*.
- Clarida, R., Galí, J. et M. Gertler (2000) “Monetary policy rules and macroeconomic stability : evidence and some theory”, *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), pp. 147–180.
- Coenen, G. et W. Wieland (2000) “A small estimated Euro area model with rational expectations and nominal rigidities”, ECB, working paper series, n° 30, à paraître *European Economic Review*.
- Coenen, G. et A. Levin (2004) “Identifying the influences of nominal and real rigidities in aggregate price–setting behavior”, ECB, working paper series, n° 418.
- Collard, F., Fève P. et C. Perraudin (2000) “Solving and estimating dynamic models under rational expectations”, *Computational Economics*, 15(3), pp. 201–221.
- Collard, F., Fève P., Langot, F. et C. Perraudin (2002) “A structural for US aggregate job flows”, *Journal of Applied Econometrics*, 17(3), pp. 197–223.
- Collard, F., Fève P. et F. Langot (2002) “Structural Inference and the Lucas Critique”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 67/68, pp. 183–206.
- Cooley, T. et E. Prescott (1995) “Economic Growth and the Business Cycle”, dans T. Cooley ed. *Frontiers of Business Cycle Research*, chap. 1, pp. 1–38, *Princeton University Press*.
- Cooley, T. et M. Dwyer (1998) “Business Cycle Analysis Without Much Theory : A Look at Structural VARs”, *Journal of Econometrics*, 83, pp. 197–223.
- Dawkins, C., Srinivasan, T. et J. Whalley (2001) *Calibration*, vol 5, part. 13, chap. 58, *Handbook of Econometrics*, J. Heckman et E. Leamer eds., North–Holland.
- Dupaigne, M., Fève P. et J. Matheron (2004) “Technology shock and employment : do we necessary need DSGE models with a fall in hours?”, *mimeo Banque de France*.
- Dridi R., Guay A. et E. Renault (2003) “Indirect Inference and Calibration of Dynamic Stochastic General Equilibrium Models”, *mimeo Uquam*.
- Economie et Prévision (1998) “Structures et propriétés des modèles macro–économétriques français”, numéro spécial.
- Eichenbaum M., Hansen L. et K. Singleton (1988) “A Time Series Analysis of Representative Agent Models

- of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 103(1), pp. 51–78.
- Eichenbaum M. et L. Hansen (1990) “Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data”, *Journal of Business Economics and Statistics*, 8, pp. 53–69.
- Erceg, C., Guerrieri, L. et C. Gust (2004) “Can Long–Run Restrictions Identify Technology Shocks”, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion paper, Number 792.
- Ericsson, N. et L. Irons (1995) “The Lucas Critique in practise : Theory without measurement” dans K. Hoover (ed.), *Macroeconometrics : Developments, Tensions and Prospects*, Kluwer Academic Press.
- Fair, R. (1984) *Specification, estimation and analysis of macroeconomic models*, Harvard University Press.
- Fair, R. (1993) “Testing macroeconomic models”, *American Economic Review Paper and Proceedings*, 83(2), pp. 287–293.
- Farmer, R. (1992) “Testing the Lucas Critique : a comment”, *Econometric Review*, 11(3), pp. 307–311.
- Farmer, R. et J. Guo (1995) “The econometrics of indeterminacy”, *Canergie Rochester Conference Series on Public Policy*, 43, pp. 225–272.
- Farmer, R. (1998) *The macroeconomics of self–fulfilling prophecies*, MIT Press, 2nd édition.
- Farmer, R. (2002) “Why does data reject the Lucas Critique?”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 67/68, pp. 111–129.
- Favero, C. (2002) “How do European monetary and fiscal authorities behave?”, CEPR Discussion paper, N° 3426, juin.
- Favero, C. et D. Hendry (1992) “Testing the Lucas Critique”, *Econometric Review*, 11(3), pp. 265–306.
- Fève, P. et F. Langot (1994) “The RBC model trough statistical inference”, *Journal of Applied Econometrics*, 9(S), PP. 11–35.
- Fève, P. et F. Langot (1995) “La Méthode des Moments Généralisés : Théorie et Applications en Macroéconomie”, *Economie et Prévision*, 119, pp. 139–170.
- Fève, P. et F. Langot (1996) “Unemployment and the business cycle in a small open economy : GMM estimation and testing with French data”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20 (9/10), pp. 1609–1639.
- Fève, P. et S. Grégoir (2002) “Econometrics of economic policy”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 67/68, pp.11–19.
- Fève, P. et A. Guay (2004) “The response of hours to a technology shock : a two step approach”, *mimeo* Gremaq–Uqam.
- Florens C., Jondeau, E. et H. LeBihan (2004) “Assessing GMM estimates of the Federal Reserve reaction function”, à paraître *Journal of Business Economics and Statistics*.
- Florens J–P., Marimoutou, V. et A. Péguin–Feissolle (2004) *Econométrie : modélisation et inférence*, Armand Colin.
- Francis, N. et V. Ramey (2003) “Is the Technology–Driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks

and Aggregate Fluctuations Revisited”, University of California, San Diego, *mimeo*, à paraître *Journal of Monetary Economics*.

Fuhrer, J., Moore, G. et S. Schuh (1995) “Estimating the linear-quadratic inventory model maximum likelihood versus generalized method of moments”, *Journal of Monetary Economics*, 35(1), pp. 115–157.

Fuhrer, J. et G. Rudebusch (2004) “Estimating the Euler equation for output”, *Journal of Monetary Economics*, 51(6), pp. 1133–1153.

Galí, J. (1999) “Technology, Employment and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?”, *American Economic Review*, 89(1), pp. 249–271.

Galí, J. (2004a) “On the Role of Technology Shocks as a Source of Business Cycles : Some New Evidence”, *Journal of European Economic Association*, 2(2–3), pp. 372–380.

Galí, J. (2004b) “Trends in Hours Worked and the Role of Technology in the Business Cycle Theory : Theory and International Evidence”, prepared for the 29th Economic Policy Conference on *Productivity, Labor and the Business Cycle*, Federal Reserve Bank of St. Louis, October 20–21, 2004.

Galí, J., et P. Rabanal (2004) “Technology Shocks and Aggregate Fluctuations; How Well does the RBC Model Fit Postwar U.S. Data?”, *forthcoming NBER Macroeconomics Annual*.

Gianoni, M. et M. Woodford (2004) “Optimal Inflation-Targeting Rules”, dans B. Bernanke et M. Woodford eds., *The Inflation Targeting Debate*, Chicago : University of Chicago Press, pp. 93–162.

Gourieroux, C., Monfort, A. et E. Renault (1993) “Indirect Inference”, *Journal of Applied Econometrics*, 8(8), pp. 85–118.

Gourieroux, C. et A. Monfort (1989) *Statistique et Modèles Econométriques*, Economica, 2 Vol., Paris.

Gourieroux, C. et A. Monfort (1990) *Séries Temporelles et Modèles Dynamiques*, Economica, Paris.

Gourieroux, C. et A. Monfort (2000) “Simulation Based Inference Methods”, *Cambridge University Press*.

Gregory A. et G. Smith (1991) “Calibration as testing : inference in simulated macroeconomic models”, *Journal of Business Economic Statistics*, 9, pp. 297–303.

Hairault, J.O. (1999) “Vers une nouvelle synthèse néoclassique? La théorie des cycles réels n’est pas ce que l’on croit”, *Revue d’Economie Politique*, 109, pp. 613–670.

Hairault, J.O., Langot, F. et F. Portier (1997) “Time to implement and aggregate fluctuations”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22, pp. 109–121.

Hall, A. (1993) “Some Aspects of Generalized Method of Moments Estimation”, dans Maddala G., Rao C. et H. Vinod eds., vol. 11, chap. 15, *Handbook of Statistics* Elsevier Sciences Publisher.

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

Hansen, L. (1982) “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, 50(5), pp. 1269–1286.

Hansen, L. et T. Sargent (1980) “Formulating and estimating dynamic linear rational expectation models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 7–46.

Hansen, L. et K. Singleton (1982) “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational

- Expectations Models”, *Econometrica*, 50(5), pp. 1269–1286.
- Hansen, L. et J. Heckman (1996) “The Empirical Foundations of Calibration”, *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), pp. 87–104.
- Hansen, L. (2002) “Interview with Lars Peter Hansen”, E. Ghysels et A. Hall, *Journal of Business Economics and Statistics*, 20(4), pp. 442–447.
- Hansen, G. (1985) “Indivisible Labor and the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, 16, pp. 309–327.
- Hansen, G. (1997) “Technical Progress and Aggregate Fluctuations”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, pp. 1005–1023.
- Harvey, G. (1989) “Forecasting, Structural Time Series and The Kalman Filter”, Cambridge University Press.
- Hotz, Kydland, F. et R. Sedlacek (1988) “Intertemporal Preferences and Labor Supply”, *Econometrica*, 56(2), pp. 335–360.
- Ingram, B. (1995) “Recent advances in solving and estimating dynamic, stochastic macroeconomic models”, dans K. Hoover (ed.), *Macroeconometrics : Developments, Tensions and Prospects*, Kluwer Academic Press.
- Ireland, P. (2001a) “Sticky price models of the business cycle : specification and stability”, *Journal of Monetary Economics*, 47(1), pp. 3–18.
- Ireland, P. (2001b) “Technology shocks and the business cycle : On empirical investigation”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(5), pp. 703–719.
- Ireland, P. (2004) “A method for taking the model to the data”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(6), pp. 1205–1226.
- Jondeau, E. et J.G. Sahuc (2004) “Should the ECB Be Concerned about Heterogeneity ? An Estimated Multi-Country Model Analysis”, *mimeo* Banque de France.
- Jonsson G. et P. Klein (1996) “Stochastic fiscal policy and the Swedish business cycle”, *Journal of Monetary Economics*, 38 (2), pp. 245–268.
- Judd, K. (1998) *Numerical Methods in Economics*, MIT Press.
- Karamé, F., Patureau, L. et T. Sopraseduth (2003) “Limited Participation and Exchange Rate Dynamics : Does Theory Meet the Data?”, *mimeo* Université d’Evry.
- King R., Plosser C. et S. Rebelo (1988) “Production, growth and business cycles : I. The basic neoclassical model”, *Journal of Monetary Economics*, 21(2–3), pp. 195–232
- King R. et S. Rebelo (1999) Resuscitating Real Business Cycles, dans *Handbook of Macroeconomics*, J. Taylor et M. Woodford eds, chap. 14, pp. 927–1007.
- Kocherlakota, N. (1990) “On tests of representative consumer asset pricing models”, *Journal of Monetary Economics*, 26(2), pp. 285–304.
- Kydland, F. et E. Prescott (1982) “Time to build and aggregate fluctuations”, *Econometrica*, 50(6), pp. 1345–1370.

- Kydland, F. et E. Prescott (1989) “The econometrics of general equilibrium”, *Scandinavian Journal of Economics*, .
- Kydland, F. et E. Prescott (1996) “The computational experiment”, *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), pp. 69–85.
- Leeper, E., Sims, C. et T. Zha (1996) ”What Does Monetary Policy Do?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 1-63.
- Lindé, J. (2001) “Testing for the Lucas Critique : a quantitative investigation”, *American Economic Review*, 91(4), pp. 986–1005.
- Lindé, J. (2002) “Monetary policy analysis in backward-looking models”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 67/68, pp. 155–182.
- Long et Plosser (1983) “Real Business Cycles”, *Journal of Political Economy*, 91(1), pp. 39–69.
- Lucas, R. (1976) “Econometric policy evaluation : a critique”, *Canergie Rochester Conference Series on Public Policy*, K. Brunner et A. Meltzer (eds), pp. 19–46.
- Lucas, R. (1981) *Studies in Business-Cycle Theory*, Cambridge, MIT Press.
- Lucas, R. et T. Sargent (1979) “After Keynesian macroeconomics”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 3(2), pp. 1–16.
- Mc Grattan (2004) “Comment on Galí and Rabanal’ ”Technology Shocks and Aggregate Fluctuations; How Well does the RBC Model Fit Postwar U.S. Data?”, à paraître *NBER Macroeconomics Annual*.
- Malgrange, P. (1992) “Bulletin de santé des modèles macro-économétriques”, *Revue Economique*, 43(4), pp. 565–575.
- Malinvaud, E. (1978) *Méthodes statistiques de l’économétrie*, Dunod.
- Mankiw G., Rotemberg J. et L. Summers (1985) “Intertemporal Substitution in Macroeconomics”, *Quarterly Journal of Economics*, 100(1), pp. 225–251.
- Michaelides A. et S. Ng (2000) “Estimating the rational expectations model of speculative storage : A Monte Carlo comparison of three simulation estimators”, *Journal of Econometrics*, 96(2), pp. 231–266
- Miranda, M. et X. Rui (1997) “Maximum likelihood estimation of the nonlinear rational expectations asset pricing model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, pp. 1493–1510.
- Nelson C. et Startz (1990) “The distribution of Instrumental Variables estimator and its t-ratio when instrument is a poor one”, *Journal of Business*, 63, pp. 125–140.
- Ogaki, M. (1993) “Generalized Method of Moments : Econometric Applications”, dans Maddala G., Rao C. et H. Vinod eds., vol. 11, chap. 17, *Handbook of Statistics* Elsevier Sciences Publisher.
- Perotti R. (2002) “Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries”, *document de travail* 168, Banque Centrale Européenne.
- Pesaran, M. (1988) “The role of theory in applied econometrics”, *Economic Records*, 64, pp. 336–339.
- Pfann G. et F. Palm (1993) “Asymmetric Adjustment Costs in Non-linear labour Demand Models for the Netherlands and U.K. Manufacturing Sectors”, *Review of Economic Studies*, 60(2), pp. 397–412.
- Prescott, E. (1986) “Theory Ahead the Business Cycle Measurement”, *Quarterly Review*, 10, pp. 9–22,

Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Rotemberg, J. et M. Woodford (1997) “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy”, *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual 1997*, S. Bernanke et J. Rotemberg eds, Cambridge, MA, MIT Press.

Rudebusch, G et L. Svensson (1999) “Policy Rules for Inflation Targeting”, dans J.B. Taylor ed., *Monetary Policy Rules*, chap. 5, University of Chicago Press.

Sargent, T. (1978) “Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations”, *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 1009–1044.

Schorfheide, F. (2004) “Bayesian Methods for Macroeconomics”, notes Université de Pennsylvanie, <http://www.econ.upenn.edu/~schorf/papers/bayesdsge.pdf>.

Sims, C. (1972). ‘Money, Income, and Causality’, *American Economic Review*, 62, pp. 540–552.

Sims, C. (1980) “Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, 48(1), pp. 1–48.

Sims, C. (1992). ‘Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : the Effects of Monetary Policy’, *European Economic Review*, 36, pp. 975–1000.

Smets, F. et R. Wouters (2003) “An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area”, *Journal of European Economic Association*, 1(5), pp 1123–1175.

Smets, F. et R. Wouters (2004) “Shocks and Frictions in US Business Cycles : a Bayesian DSGE Approach”, à paraître *Journal of Applied Econometrics*.

Stock, J., Wright, J. et M. Yogo (2002) “A Survey of Weak Instrument and Weak Identification in Generalized Method of Moments”, *Journal of Business Economics and Statistics*, 20(4), pp. 518–529.

Svenssoon, L. (1997) “Inflation Forecast Targeting : Implementing and Monitoring Inflation Targets”, *European Economic Review*, 41(6), pp. 1111–1146.

Tauchen, G. (1986) “Statistical Properties of GMM estimators of structural parameters obtained from financial market data”, *Journal of Business Economics and Statistics*, 4(4), pp. 397–416.

Taylor, J. (1999) “The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank”, *Journal of Monetary Economics*? 43(3), pp. 655–679.

Uhlig, A. (2003) “Do technology shocks lead to a fall in total hours worked?”, document de travail, Humboldt University

Zagamé, P. (1987) “L’expérience française de modélisation macro-économétrique : bilan et perspective”, 5, pp. 485–528.

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. Jacquinet, « 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 VAR », 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.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, "Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates," June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and 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 and M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi and 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.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.

74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.
76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.
77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la Conjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Clette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupias, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France ? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial systems and The Role in Monetary Policy transmission in the Euro Area," November 2002.

94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.
95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, “What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets? ,” December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, “Investment, the Cost of Capital and Monetray Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation,” December 2002.
97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, “Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area,” December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l’escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) », décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Cette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 », janvier 2003.
100. G. Cette and C. Pfister, “The Challenges of the “New Economy” for Monetary Policy,” January 2003.
101. C. Bruneau, O. De Bandt, A. Flageollet and E. Michaux, “Forecasting Inflation using Economic Indicators: the Case of France,” May 2003.
102. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, “Forecasting Inflation in the Euro Area,” May 2003.
103. E. Jondeau and H. Le Bihan, “ML vs GMM Estimates of Hybrid Macroeconomic Models (With an Application to the “New Phillips Curve”),” September 2003.
104. J. Matheron and T.-P. Maury, “Evaluating the Fit of Sticky Price Models,” January 2004.
105. S. Moyen and J.-G. Sahuc, “Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model,” January 2004.
106. M. Baghli, V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraisse et J.-P. Villette, « MASCOTTE : Modèle d’Analyses et de préviSion de la CONjoncture TrimSTrielle », février 2004.
107. E. Jondeau and M. Rockinger, “The bank Bias: Segmentation of French Fund Families,” February 2004.
108. E. Jondeau and M. Rockinger, “Optimal Portfolio Allocation Under Higher Moments,” February 2004.
109. C. Bordes et L. Clerc, « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique », mars 2004.
110. N. Belorgey, R. Lecat et T. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T. Maury and B. Pluyaud, “The Breaks in per Capita Productivity Trends in a Number of Industrial Countries,” April 2004.

112. G. Cette, J. Mairesse and Y. Kocoglu, "ICT Diffusion and Potential Output Growth," April 2004.
113. L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu, "Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data," September 2004.
114. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Inflation and the Markup in the Euro Area," September 2004.
115. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area," September 2004.
116. G. Cette, J. Lopez and P.-S. Noual, "Investment in Information and Communication Technologies: an Empirical Analysis," October 2004.
117. J.-S. Mésonnier et J.-P. Renne, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », octobre 2004.
118. J.-G. Sahuc, "Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve," December 2004.
119. C. Loupias et B. Wigniolle, « Régime de retraite et chute de la natalité : évolution des mœurs ou arbitrage micro-économique ? », décembre 2004.
120. C. Loupias and R. Ricart, "Price Setting in France: new Evidence from Survey Data," December 2004.
121. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Interactions between Business Cycles, Stock Markets Cycles and Interest Rates: the Stylised Facts," January 2005.
122. L. Bilke, "Break in the Mean and Persistence of Inflation: a Sectoral Analysis of French CPI," January 2005.
123. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the US Economy," April 2005.
124. M. Dupaigne, P. Fève and J. Matheron, "Technology Shock and Employment: Do We Really Need DSGE Models with a Fall in Hours? ," June 2005.
125. P. Fève and J. Matheron, "Can the Kydland-Prescott Model Pass the Cogley-Nason Test? ," June 2005.
126. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the Euro Area," June 2005.
127. O. Loisel, "Central Bank Reputation in a Forward-Looking Model," June 2005.
128. B. Bellone, E. Gautier et S. Le Coent, « Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ? », juillet 2005.
129. P. Fève, « La modélisation macro-économétrique dynamique », juillet 2005.

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
75049 Paris Cedex 01
tél : (0)1 42 92 49 55
fax : (0)1 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr