

Research Group: Macroeconomics

June 2012

"Sur les Causes et les Effets en
Macro-Economie : les
Contributions de Sargent et
Sims, Prix Nobel d'Economie
2011"

Patrick Feve and Fabrice Collard

Sur les Causes et les Effets en Macro–Economie :
les Contributions de Sargent et Sims,
Prix Nobel d’Economie 2011

Fabrice Collard*

Université de Berne

Patrick Fève†

TSE (GREMAQ, IUF, IDEI et Banque de France)

28 mai 2012

Résumé

Cet article présente les contributions originelles et essentielles de T. Sargent et C. Sims à la modélisation macro–économétrique. Après avoir exposé leur critique de la modélisation existante, cet article s’attache à préciser l’originalité de leurs approches respectives. La présentation de leurs travaux insiste ensuite sur les différentes voies de rapprochement de ces deux types des modélisations.

Mots-clés : Anticipations Rationnelles, Modèles Dynamiques, Identifications, Chocs Structurels

Classification JEL : C1, C2, C3, E2, E3, E4

*Adresse : Department of Economics, University of Bern, Schanzeneckstrasse 1, Postfach 8573, CH-3001 Bern. email : fabrice.collard@gmail.com.

†Adresse : GREMAQ–Université de Toulouse I, manufacture des Tabacs, bât. F, 21 allée de Brienne, 31000 Toulouse. email : patrick.feve@univ-tlse1.fr. Nous tenons à remercier Mélika Ben Salem et Jean–Pierre Florens, ainsi que trois rapporteurs anonymes pour leurs remarques et commentaires. Les erreurs et imprécisions sont les nôtres et n’engagent en aucun cas la Banque de France.

**Empirical Macroeconomics : The Contributions of Sargent and Sims, Nobel
Prize in Economics, 2011**

Abstract

This paper presents the original and main contributions of T. Sargent and C. Sims to macro-economic modeling. We first briefly review the critics Sargent and Sims addressed to existing modeling. We then emphasize the originality of their two respective approaches. We finally show how their approaches, although different, share a lot.

Keywords : Rational Expectations, Dynamic Models, Identification, Structural Shocks

JEL Classification : C1, C2, C3, E2, E3, E4

Introduction

Thomas Sargent (Université de New-York) et Christopher Sims (Université de Princeton) ont reçu le prix Nobel d'économie en octobre 2011 “*Pour leurs travaux empiriques sur les causes et les effets en macro-économie*” (voir le Comité Nobel, 2011). Ce prix de la Banque de Suède vient récompenser deux approches complémentaires de la modélisation macro-économétrique dynamique. L'une, développée par T. Sargent, se veut structurelle, au sens où les restrictions imposées par un modèle dynamique et stochastique d'équilibre sous anticipations rationnelles sont utilisées pour identifier, estimer et tester ce modèle au regard des données. L'autre, initiée par C. Sims, propose un ensemble de représentations statistiques peu contraintes au regard des données macro-économiques, mais offrant un éventail d'utilisations assez vaste allant de la prévision à l'identification de chocs structurels (par exemple des chocs d'offre et de demande) et de leurs effets et contributions aux fluctuations agrégées. Les deux prix Nobel ont seulement co-signé un seul article, Sims et Sargent (1977), laissant ainsi l'impression que deux démarches distinctes et peu conciliables se sont progressivement développées en macro-économie appliquée. L'objectif de cet article est de montrer les points de convergence des deux approches initiées par Sargent et Sims. D'une part, la modélisation structurelle dynamique et stochastique des modèles d'équilibre (regroupée aujourd'hui sous l'acronyme DSGE, pour “Dynamic Stochastic General Equilibrium”) admet une représentation de type VAR (pour “Vector Autoregressive” ou encore “Vector AutoRegression”) ou VARMA (pour “Vector Autoregressive & Moving-Average”) contrainte, permettant ainsi de conduire une inférence statistique sur les restrictions imposées par la modélisation structurelle, comme suggéré maintes fois par Sargent. D'autre part, la modélisation VAR structurelle fonde l'identification des différents chocs structurels affectant les grands agrégats de l'économie sur un ensemble de restrictions qu'impose la théorie. Finalement, les deux approches peuvent être combinées de façon souvent fructueuse afin d'améliorer notre compréhension sur *les causes et les effets en macro-économie*.

Les travaux de Sargent et Sims se rejoignent en ce sens qu'ils trouvent leur origine dans une critique fondamentale de la modélisation macro-économétrique des années soixante-dix. Les modèles qui étaient alors développés trouvaient leur fondements dans la macro-économie de

la synthèse – théorie alors dominante depuis le début des années cinquante. Ces modèles, de grande taille puisque certains faisaient intervenir plus de mille équations, après avoir été l'élément incontournable de l'analyse et de la conduite de la politique économique, étaient soumis à diverses critiques : coût de maintenance de modèles de grande taille, certains échecs à prévoir des retournements conjoncturels... Parmi l'ensemble des critiques adressées, deux eurent un retentissement plus important, jetant un discrédit académique sur cette approche : la critique de Sims et la critique de Lucas–Sargent. Sims critique ces grands modèles macro-économétriques sur la base qu'ils imposent des contraintes sur les variables et des *a priori* économiques non justifiés du point de vue statistique. Lucas et Sargent (voir Lucas, 1976 et Lucas et Sargent, 1979) établissent quant à eux que ces modèles macro-économétriques ne sont pas invariants à la forme de la politique économique envisagée. Ils ne peuvent donc pas être utilisés à des fins d'analyse de la politique économique. 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. C'est à ce niveau que l'apport méthodologique de Sargent et Sims apparaît le plus clairement. Il y a une macro-économétrie appliquée avant et après Sims et Sargent.

L'article est organisé comme suit. Nous présentons dans un premier temps l'approche structurelle de la modélisation macro-économétrique dynamique développée par Thomas Sargent.¹ Après une exposition simple de la critique de Lucas, nous utilisons une version simplifiée de l'article de Sargent (1978b) pour illustrer son apport méthodologique. Nous présentons ensuite différentes extensions de ses travaux et son actualité avec les développements récents de la modélisation structurelle en macroéconomie. Dans une deuxième partie, nous exposons les travaux de Christopher Sims sur les modèles VAR ainsi que leurs différentes utilisations. Nous insistons plus particulièrement sur l'identification des chocs structurels (Sims, 1980), puis nous présentons les extensions et utilisations de cette approche en macro-économie appliquée. Dans une troisième section, nous discutons les voies de rapprochement entre les deux approches initiées par Sargent et Sims. Une dernière section conclut.

1. Nous avons choisi de présenter dans un premier temps les travaux de Sargent, puis ceux de Sims. Ce choix n'est pas forcément aisé. De fait, les travaux de Sargent font référence à différents concepts promus par Sims et vice-versa.

1 L'apport de l'approche de Sargent

Les travaux de Sargent en macro-économie quantitative s'inscrivent dans la lignée de ceux de Lucas (1976). Ils visent à doter l'analyse quantitative de la macroéconomie d'un cadre structurel cohérent, en rupture totale avec la modélisation existante à l'époque.² Ainsi, pour Lucas et Sargent (1979),³ une analyse des multiplicateurs liés à la politique économique ne peut s'effectuer qu'en abandonnant le cadre alors en cours au profit *i)* d'une modélisation structurelle cohérente et *ii)* de la détermination explicite des formes réduites compatibles avec un ensemble de restrictions associées aux conditions d'équilibre et aux schémas d'anticipation.⁴

1.1 L'Héritage de la Critique de Lucas

Selon la *critique de Lucas*, les équations de comportement des modèles macro-économétriques communément utilisés à l'époque 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 usage n'est pas forcément remis en cause. En revanche, ils ne peuvent en aucun cas servir à analyser des multiplicateurs liés à la politique économique. Nous présentons brièvement un exemple simple de la critique de Lucas, motivant ainsi la modélisation structurelle développée par Sargent.

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).⁵ L'unique variable endogène y_t est une fonction linéaire de sa valeur

2. Les modèles macro-économétriques sont ainsi vus comme un système d'équations (voir Kydland et Prescott, 1996).

3. Voir également la collection d'articles dans Lucas et Sargent (1981).

4. Voir Fève et Grégoir (2002) et Fève (2006) pour une discussion de l'économétrie de la politique économique. Collard, Fève et Langot (2002) illustrent ainsi que certaines ruptures dans le comportement des variables agrégées aux Etats-Unis peuvent être associées à des changements de politique économique.

5. Cette représentation linéaire simple peut être associée à 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 modèles dynamiques 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... Elle est également compatible avec des approximations linéaires ou log-linéaires des conditions d'optimalité et

anticipée à la date future, de l'unique variable exogène x_t , et d'un choc u_t

$$y_t = a\mathbb{E}_t y_{t+1} + bx_t + u_t, \quad (1)$$

avec $|a| < 1$ et $b \neq 0$. \mathbb{E}_t désigne l'opérateur d'espérance conditionnelle à l'ensemble d'information à la date t . Dans la mesure où la variable de politique économique x_t est supposée exogène, la restriction $|a| < 1$ implique que la trajectoire solution $\{y_t\}_{t=0}^{\infty}$ du modèle avec anticipations rationnelles est déterminée. La solution stationnaire du modèle sera alors obtenue par itérations vers le futur. La variable x_t suit une règle *exogène* de la forme $x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$, avec $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon)$, $|\rho| < 1$ et $0 < \sigma_\varepsilon < \infty$. La composante "règle" de x_t est liée à la valeur de ρ , c'est à dire la propriété de persistance. En d'autres termes, l'anticipation de la variable exogène pour la période suivante est égale à ρx_t . La composante "discrétion" est représentée par la variable aléatoire ε_t . Son anticipation pour la période future est égale à zéro. Finalement, u_t est un choc purement exogène présent dans le modèle. A des fins de simplicité, on suppose que $u_t \sim iid(0, \sigma_u)$

La trajectoire solution de ce modèle est obtenue en itérant l'équation (1) vers l'avant

$$y_t = \lim_{T \rightarrow \infty} \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^T a^i (bx_{t+i} + u_{t+i}) + \lim_{T \rightarrow \infty} \mathbb{E}_t a^{T+1} y_{t+T+1}.$$

En éliminant le dernier terme du membre de droite,⁶ on obtient la solution fondamentale

$$y_t = \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} a^i (bx_{t+i} + u_{t+i}).$$

En utilisant les processus de x_t et u_t , on peut déterminer la forme réduite (la solution), qui exprime l'endogène en fonction de l'exogène x_t et de l'innovation u_t

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

où le paramètre de la forme réduite est donné par

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

d'équilibre.

6. Cette restriction revient à ne retenir que les trajectoires bornées (ou explosant plus lentement que $1/|a|$). Dès lors, le second membre de l'équation est nul. Cette restriction est souvent interprétée comme une condition d'absence de "bulles".

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 $\varphi(\cdot)$. Ainsi, le multiplicateur dynamique à un choc non anticipé ε_t est donné par

$$\frac{\partial y_{t+h}}{\partial \varepsilon_t} = \frac{b\rho^h}{1-a\rho}$$

et dépend de la forme de la politique économique, c'est à dire de la valeur de ρ . En effet, si la politique économique, résumée par le paramètre ρ , est purement transitoire ($\rho = 0$), le multiplicateur instantané est b , tandis que si la politique est permanente ($\rho = 1$), celui-ci est égal à $b/(1-a)$. L'absence d'invariance du paramètre de la forme réduite est une illustration de la *critique de Lucas*. De plus, en supposant que x_t est observable par l'économètre et que u_t ne l'est pas, on obtient une représentation VAR contrainte pour $\{y, x\}$

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & \frac{b\rho}{1-a\rho} \\ 0 & \rho \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{b}{1-a\rho} & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_t \end{pmatrix}$$

Cette représentation est doublement contrainte. D'une part, la théorie impose des restrictions inter-équations, puisque le paramètre autorégressif ρ de la variable observable x_t est présente à la fois dans l'équation de y_t et dans celle de x_t . D'autre part, la structure du modèle VAR fait apparaître des "zéros", liés à l'hypothèse d'exogénéité de x_t au regard de la variable de décision y_t . Cette représentation simple est à la base de l'approche structurelle développée par Sargent dans ses différents travaux débutés au cours des années soixante-dix. Une contribution essentielle de Sargent a été de proposer un cadre économique immune à la *critique de Lucas*, en tenant compte des restrictions inter-équations. Nous présentons maintenant un exemple de cette approche.

1.2 Un Modèle Dynamique de Demande de Travail

Parmi les différentes contributions de Sargent à la modélisation macro-économique dynamique, il en est une qui synthétise parfaitement son approche. Dans son article de 1978 (Sargent, 1978b) sur l'analyse de la demande de travail dynamique, Sargent pose les jalons de la modélisation macro-économétrique moderne.⁷ Le modèle de Sargent peut être résumé

7. Voir le rapport du comité Nobel (2011) pour une discussion sur les différentes contributions de Thomas Sargent. L'article de (1978a) et l'ouvrage de Sargent (1979) contiennent différents exemples de cette approche.

comme suit.⁸ L'entreprise cherche à déterminer sa politique optimale d'emploi en maximisant la somme actualisée et anticipée de ses profits

$$\mathcal{V}_t = \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \pi_{t+i},$$

où $\beta \in (0, 1)$ un facteur d'escompte constant. La fonction de profit π_t est donnée par

$$\pi_t = y_t - w_t n_t - \frac{b}{2} (n_t - n_{t-1})^2,$$

où n_t représente le niveau de la demande de travail de l'entreprise et w_t est le salaire réel, supposé exogène et aléatoire. Le paramètre $b \geq 0$ résume le coût d'ajustement de l'emploi pour l'entreprise. La fonction de production est spécifiée de la façon suivante

$$y_t = (\alpha_0 + a_t)n_t - \frac{\alpha_1}{2} n_t^2,$$

où α_0 et α_1 sont deux paramètres positifs et a_t une variable aléatoire capturant l'existence de chocs sur la productivité. Suivant Sargent, la technologie est supposée de type linéaire-quadratique. Une implication immédiate de cette approximation de la fonction de production est d'obtenir une productivité marginale de l'emploi linéaire dans le facteur de production n_t et la productivité a_t . Cette représentation de la production permet de simplifier la détermination de la politique optimale de l'entreprise. Le comportement optimal de demande de travail satisfait alors la condition d'optimalité

$$\frac{\partial \mathcal{V}_t}{\partial n_t} = 0 \Leftrightarrow \alpha_0 + a_t - \alpha_1 n_t - w_t - b(n_t - n_{t-1}) + \beta b \mathbb{E}_t(n_{t+1} - n_t) = 0 \quad (2)$$

Suivant Sargent, seules deux variables aléatoires exogènes sont présentes dans le modèle : le choc technologique a_t et le salaire réel w_t . Leur processus est connu lorsque l'entreprise doit prendre sa décision d'emploi du facteur travail. Le processus du choc technologique est donné par

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \sigma_{\varepsilon, a} \varepsilon_{a,t}$$

où $\rho_a \in [0, 1]$, $0 < \sigma_{\varepsilon, a} < \infty$ et $\varepsilon_{a,t}$ est iid de moyenne nulle et de variance unitaire. Le choc technologique est donc de moyenne nulle. Le salaire réel, w_t , peut être décomposé en deux éléments, l'un étant déterministe, l'autre stochastique

$$w_t = \bar{w} + \tilde{w}_t.$$

8. Dans son article, Sargent (1978b) considère deux types de travail.

La partie stochastique \tilde{w}_t suit un processus autorégressif d'ordre p (AR(p)) :

$$\tilde{w}_t = \sum_{i=1}^p \rho_{i,w} \tilde{w}_{t-i} + \sigma_{\varepsilon,w} \varepsilon_{w,t}$$

où $0 < \sigma_{\varepsilon,w} < \infty$ et $\varepsilon_{w,t}$ est iid de moyenne nulle et de variance unitaire. La partie stochastique \tilde{w}_t est donc de moyenne nulle. Les paramètres $\rho_{i,w}$ ($i = 1, \dots, p$) sont choisis de sorte que le processus du salaire réel soit stationnaire. Cette représentation peut se réécrire sous une forme plus compacte pour la suite de la dérivation, $\phi(L)\tilde{w}_t = \sigma_{\varepsilon,w}\varepsilon_{w,t}$, où $\phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \rho_{i,w}L^i$ et L désigne l'opérateur retard, *i.e.* $L\tilde{w}_t = \tilde{w}_{t-1}$.

La solution du modèle de demande de travail (voir l'annexe A pour plus de précisions) est donnée par

$$n_t = (1 - \lambda_1)\bar{n} + \lambda_1 n_{t-1} + \frac{\lambda_1/b}{1 - \beta\lambda_1\rho_a} a_t - \sum_{i=0}^{p-1} \tilde{\mu}_i \tilde{w}_{t-i},$$

où λ_1 est la racine stable du polynôme caractéristique associé à l'équation (2). Ce paramètre est une fonction des paramètres structurels β , α_1 et b . Suivant Sargent, le choc technologique est supposé inobservable par l'économètre. En revanche, le salaire réel l'est. Dans ce qui suit, l'emploi n_t et le salaire réel w_t sont utilisés comme les deux variables observables pour l'estimation du modèle structurel de demande de travail. Toutes les variables du modèle sont exprimées en écart à leur moyenne respective,

$$\hat{n}_t = \lambda_1 \hat{n}_{t-1} + \frac{\lambda_1/b}{1 - \beta\lambda_1\rho_a} \hat{a}_t - \sum_{i=0}^{p-1} \tilde{\mu}_i \hat{w}_{t-i}$$

où $\hat{n}_t = n_t - \bar{n}_t$, $\hat{a}_t = a_t$ et $\hat{w}_t = w_t - \bar{w} \equiv \tilde{w}_t$. En utilisant l'opérateur retard L et définissant

$$(1 - \lambda_1 L)\hat{n}_t = \frac{\lambda_1/b}{1 - \beta\lambda_1\rho_a} \hat{a}_t - \sum_{i=0}^{p-1} \tilde{\mu}_i \hat{w}_{t-i},$$

et en multipliant chaque côté de l'équation par $(1 - \rho_a L)$, on déduit

$$(1 - \lambda_1 L)(1 - \rho_a L)\hat{n}_t = \frac{\lambda_1/b}{1 - \beta\lambda_1\rho_a} (1 - \rho_a L)\hat{a}_t - \sum_{i=0}^{p-1} \tilde{\mu}_i (1 - \rho_a L)\hat{w}_{t-i},$$

soit encore

$$\hat{n}_t = (\lambda_1 + \rho_a)\hat{n}_{t-1} - \lambda_1\rho_a\hat{n}_{t-2} + \frac{\lambda_1/b}{1 - \beta\lambda_1\rho_a} \sigma_{\varepsilon,a} \varepsilon_{a,t} - \sum_{i=0}^{p-1} \tilde{\mu}_i (\hat{w}_{t-i} - \rho_a \hat{w}_{t-i-1}),$$

En combinant cette équation avec celle du processus (centré) du salaire réel, on obtient

$$\widehat{n}_t = (\lambda_1 + \rho_a)\widehat{n}_{t-1} - \lambda_1\rho_a\widehat{n}_{t-2} - \sum_{i=1}^p \zeta_i\widehat{w}_{t-i} + \frac{\lambda_1/b}{1 - \beta\lambda_1\rho_a}\sigma_{\varepsilon,a}\varepsilon_{a,t} - \widetilde{\mu}_o\sigma_{\varepsilon,w}\varepsilon_{w,t},$$

où les paramètres ζ_i ($i = 1, \dots, p$) sont fonction des paramètres structurels et du processus des chocs. Cette solution sur l'emploi, combinée avec le processus (centré) du salaire réel donne la représentation contrainte VAR(p) suivante

$$\begin{pmatrix} \widehat{n}_t \\ \widehat{w}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 + \rho_a & -\zeta_1 \\ 0 & \rho_{1,w} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \widehat{n}_{t-1} \\ \widehat{w}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -\lambda_1\rho_a & -\zeta_2 \\ 0 & \rho_{2,w} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \widehat{n}_{t-2} \\ \widehat{w}_{t-2} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0 & -\zeta_3 \\ 0 & \rho_{3,w} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \widehat{n}_{t-3} \\ \widehat{w}_{t-3} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} 0 & \zeta_p \\ 0 & \rho_{p,w} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \widehat{n}_{t-p} \\ \widehat{w}_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix}$$

où le vecteur de terme d'erreur est donné par

$$\begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\lambda_1/b}{1-\beta\lambda_1\rho_a}\sigma_{\varepsilon,a} & -\widetilde{\mu}_o\sigma_{\varepsilon,w} \\ 0 & \sigma_{\varepsilon,w} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_t \end{pmatrix}$$

Chaque élément de ce vecteur satisfait $\mathbb{E}_{t-1}v_{1,t} = 0$ et $\mathbb{E}_{t-1}v_{2,t} = 0$, en cohérence avec les restrictions du modèle. Cette représentation de la solution appelle plusieurs remarques.

Remarque 1 : Les paramètres de la forme réduite λ_1 et ζ_i ($i = 1, \dots, p$) sont une fonction non-linéaire des paramètres fondamentaux décrivant la technologie (β , α_1 et b) et le processus des chocs (ρ_a et $\rho_{i,w}$, $i = 1, \dots, p$). Ce résultat implique l'existence de restrictions intra et inter-équations. Tout d'abord, dans l'équation d'emploi, les paramètres fondamentaux (seulement présents dans l'équation d'emploi) affectent à la fois la dynamique de l'emploi et sa réponse à des modifications du salaire réel. De plus, étant donné que les paramètres auto-régressifs des salaires réels sont présents dans les deux équations, le modèle structurel impose des restrictions inter-équations.

Remarque 2 : La représentation VAR de la solution, telle qu'observée par l'économètre (on rappelle que celui-ci est supposé observer seulement l'emploi et le salaire réel) est fortement contrainte. En effet, cette formulation impose que l'emploi retardé n'entre pas dans l'équation de salaire. L'emploi ne cause donc pas au *sens de Granger* le salaire réel. Ceci offre une

opportunité de tester assez simplement une restriction importante du modèle, sous l'hypothèse d'une représentation auto-régressive du salaire réel.⁹

Remarque 3 : La représentation VAR contrainte du modèle fait intervenir $4 + p$ paramètres à estimer $(\beta, \alpha_1, b, \rho_a, \rho_{1,w}, \dots, \rho_{p,w})$. La version non contrainte (sans tenir compte des restrictions intra et inter-équations) fait intervenir $2(1 + p)$ paramètres.¹⁰ Si $p = 1$ (cas d'un processus AR(1) pour le salaire réel), le modèle structurel implique l'estimation de 5 paramètres, tandis que la forme non contrainte implique l'estimation de 4 paramètres. Les conditions nécessaires d'identification ne sont donc pas remplies. Il faut noter que le fait d'imposer la restriction $\rho_a = 0$ sur le choc technologique n'aide en rien à l'identification. Dans ce cas, l'économètre devra fixer un paramètre parmi les trois β , α_1 et b . Ce résultat est important car il signifie qu'étant données les variables observables par l'économètre, les restrictions imposées par l'équilibre avec anticipations rationnelles ne sont pas suffisantes pour estimer tous les paramètres du modèle. Ce point, souvent ignoré par la littérature récente sur la modélisation DSGE, est mis en avant dans l'article de Sargent.¹¹ Lorsque $p = 2$, les deux versions impliquent le même nombre de paramètres, le modèle structurel est donc juste-identifié. Il n'est donc pas possible d'évaluer les restrictions imposées par le modèle théorique. En revanche, dès que $p > 2$, le modèle est sur-identifié et les restrictions imposées sur la forme réduite peuvent alors être testées. Une estimation de la forme non-contrainte et contrainte permet de tester le modèle théorique sur la base d'une distribution asymptotique de test de rapport de vraisemblance qui suit un chi-deux à $p - 2$ ($p > 2$) degré de liberté.

9. Voir la discussion sur l'utilisation des tests de causalité dans la section 2.1 et l'annexe B.

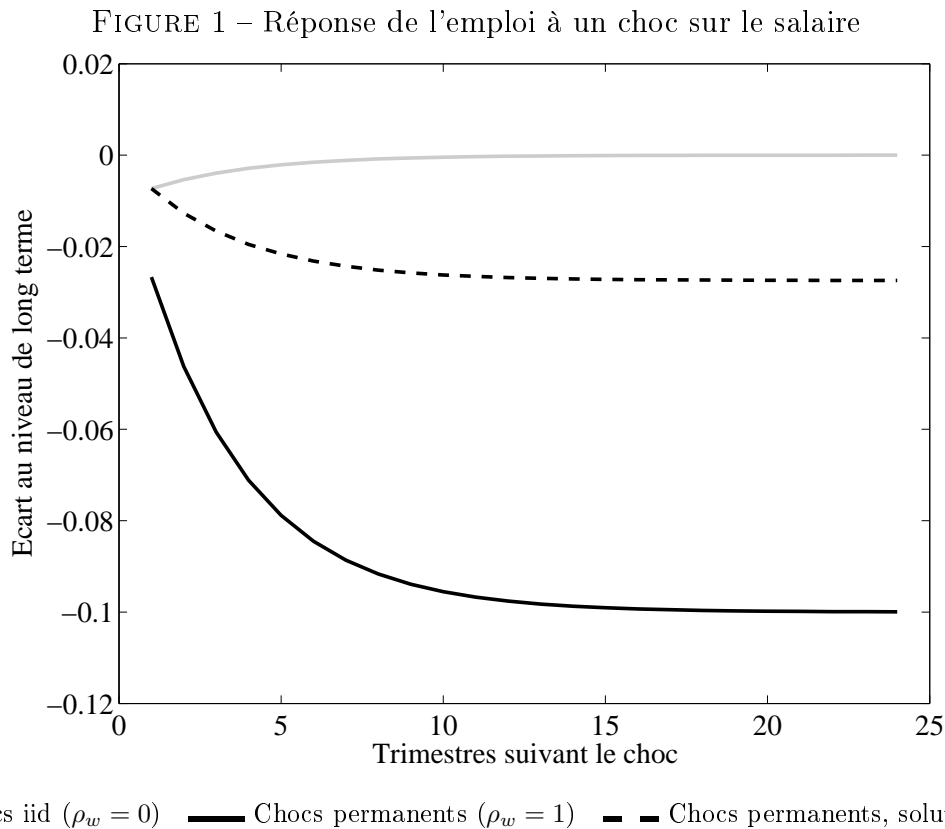
10. Il faut noter que ce décompte des paramètres tient compte du fait que le salaire réel est supposé exogène, donc les valeurs retardées de l'emploi sont *a priori* exclues de l'équation de salaire. Nous ne tenons pas compte des variances et de la covariance des innovations.

11. Un autre point important soulevé par l'article de Sargent a trait à l'impossibilité d'identifier la nature des coûts d'ajustement lorsque la contribution des salaires réels est faible (variance du choc de salaire réel négligeable $\sigma_{\varepsilon,w} \approx 0$ et/ou une contribution faible de cette variable à la dynamique de l'emploi $\zeta_i \approx 0$, pour $i = 1, \dots, p$). Dans ce cas, la dynamique de l'emploi se réduit à $\hat{n}_t = (\lambda_1 + \rho_a)\hat{n}_{t-1} - (\lambda_1\rho_a)\hat{n}_{t-2} + v_t$ où v_t est proportionnel au choc technologique $\varepsilon_{a,t}$. Il apparaît alors impossible de discriminer entre une situation d'une forte inertie de l'emploi et un choc technologique faiblement persistant et une situation de faible inertie et d'un choc persistant. Sargent (1978b) doit en partie faire face à ce problème car il obtient deux combinaisons des paramètres (coût d'ajustement-persistance du choc technologique) donnant une vraisemblance identique.

Remarque 4 : Le cadre développé par Sargent est immune à la critique de Lucas. Afin de simplifier l'illustration, nous ignorons le choc technologique et supposons que le processus du salaire est AR(1) – *i.e.* $p = 1$. La forme réduite se réécrit alors

$$n_t = (1 - \lambda_1)\bar{n} + \lambda_1 n_{t-1} - \frac{\lambda_1/b}{(1 - \beta\lambda_1\rho_w)} \tilde{w}_t,$$

Dans le cas où le salaire est *iid* ($\rho_w = 0$), le multiplicateur instantané de l'emploi est égal à λ_1/b . En revanche, si les fluctuations du salaire réel sont permanentes ($\rho_w = 1$), le multiplicateur est donné par $\lambda_1/(b(1 - \beta\lambda_1)) > \lambda_1/b$. La forme réduite n'est donc pas invariante au processus stochastique du salaire réel. L'approche quantitative initiée par Sargent intègre cette restriction lors de l'estimation et l'évaluation statistique du modèle, ce qui n'est pas le cas d'une approche en forme réduite qui ignore les restrictions inter-équations. Ceci est illustré



à la figure 1 qui reporte la dynamique d'ajustement de l'emploi après un choc sur le salaire. La figure reporte l'écart de l'emploi à sa moyenne de long terme après une élévation du salaire de 1%. La courbe grise correspond à la dynamique d'ajustement face à un choc purement transitoire ($\rho_w = 0$). Dans ce cas, l'emploi se réduit à court terme, mais rejoint sa valeur de

long terme après une dizaine de trimestres. La courbe noire correspond à la réponse suite à un choc permanent. L'emploi demeure définitivement inférieur à sa moyenne de long terme. La courbe pointillée noire illustre la critique de Lucas. Nous supposons que le salaire est initialement iid, et le modèle est effectivement résolu sous l'hypothèse $\rho_w = 0$. L'économètre est alors informé que le processus du salaire a changé et est dorénavant permanent ($\rho_w = 1$), et évalue la trajectoire du salaire sous cette hypothèse, mais en supposant, à tort, que l'ancienne solution est encore valide. Il apparaît que, dans ce cas, la réponse de l'emploi est fortement sous-estimée.

Remarque 5 : La représentation VAR contrainte appelle d'autres utilisations du modèle, telles que la construction de prévisions à partir de la formulation récursive des conditions d'équilibre, ou le calcul de la contribution du salaire réel aux fluctuations de l'emploi.¹²

Ces différentes remarques soulignent l'approche novatrice des travaux de Sargent sur la modélisation macro-économique : restrictions inter-équations, exogénéité, identification, modèle immune à la critique de Lucas, utilisation du modèle. Les développements les plus récents de la modélisation DSGE exploitent tous l'un ou l'autre des éléments que nous venons de mettre en avant.

1.3 Utilisations et Développements de l'approche de Sargent

Sargent peut être vu comme le père fondateur de la modélisation macro-économétrique moderne, puisque les modèles (RBC puis DSGE) ont tous intégré progressivement les enseignements de l'approche qu'il a initiée.¹³ Au-delà des choix de spécification des modèles DSGE, un débat important est d'ordre méthodologique. Il concerne le choix de la méthode de confrontation aux données. Un fait marquant de la méthodologie initiée par Lucas (1981) et surtout par

12. Nous ne détaillons pas ici ces calculs qui seront repris plus loin dans le cas de l'approche VAR, mais il est important de noter que l'approche structurelle développée par Sargent permet un tel exercice quantitatif.

13. Les modèles DSGE ont progressivement évolué depuis les deux articles fondateurs de Kydland et Prescott (1982) et Long et Plosser (1983) ; imperfections de marchés, rigidités réelles, rigidités nominales (prix et salaires), chocs multiples, économie ouverte, politique économique (fiscale et/ou monétaire)... Voir King et Rebelo (1999) et Hairault (1999) pour un survol. Voir Avouyi-Dovi, Matheron et Fève, P. (2007) pour leur utilisation dans les Banques Centrales.

Kydland et Prescott (1982), ceci allant au-delà de toute dimension normative liée au modèle utilisé, est la volonté d'introduire une certaine "discipline" dans l'exercice quantitatif. Ainsi, suivant Kydland et Prescott (1996), tout exercice quantitatif rigoureux en macro-économie présente les étapes suivantes :

1. Définition de la question ;
2. Développement d'un modèle structurel ayant des propriétés intéressantes au regard de la question posée ;
3. Calcul de la solution du modèle, *i.e.* caractérisation de la forme réduite du modèle (variables endogènes en fonction des variables pré-déterminées et exogènes) ;
4. Calibration ou estimation des valeurs numériques des paramètres du modèle ;
5. Mise en œuvre des différents exercices quantitatifs (fonctions de réponses à un/des choc(s), simulation, calcul des moments sur les propriétés cycliques,...) : Approche positive ;
6. Calcul du bien-être (coûts des fluctuations, politique optimale) : Approche normative.

Les modèles dynamiques d'équilibre suivent aujourd'hui tous ces différentes étapes de modélisation. Cette même approche est suivie par Sargent. La section précédente en fournit une illustration évidente. Ainsi, dans son article de 1978, Sargent revient sur le problème du cycle de productivité (Keynes-Dunlop-Tarshis) pour la modélisation macroéconomique du marché du travail (étape 1). Il propose alors un modèle dynamique et stochastique de demande de travail (étape 2), créant une relation a priori non triviale entre salaire réel et emploi. Il dérive la solution du modèle et explicite les restrictions inter-équations résultantes, au regard des données disponibles (étape 3). Il met alors en œuvre une estimation du modèle par une méthode du maximum de vraisemblance (étape 4). Il calcule ensuite les réponses de l'emploi aux chocs et évalue la contribution des innovations du salaire réel à la volatilité de l'emploi (étape 5). L'étape 6 n'est pas traitée, mais étant donnée la formulation explicite des objectifs et des contraintes, il est tout à fait possible de comparer, par exemple, les effets sur la valeur de l'entreprise de différentes règles de fixation du salaire réel. L'étape 4 a donné lieu à controverses au cours des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (calibration *versus* estimation). La tendance actuelle est de recourir de plus en plus à une évaluation économétrique formelle

(estimation et tests) des modèles DSGE. Là encore, Sargent est en avance sur les pratiques de la macro-économie appliquée, puisque les modèles dynamiques qu'il a proposé dès les années soixante-dix étaient explicitement évalués au regard des données observables par l'économètre. De plus la dérivation explicite de la solution du modèle permet de mettre en évidence certains problèmes d'identification des paramètres structurels, enseignement que la modélisation actuelle, ayant recours à des modèles de plus grande taille, a trop tendance à oublier. Là encore, les travaux de Sargent s'avèrent déterminant pour la modélisation macro-économique.

2 L'apport de l'approche de Sims

Sims est communément associé au développement de l'approche VAR.¹⁴ Outre sa critique de la modélisation existante, à laquelle Sims propose une représentation alternative moins contrainte, un intérêt indéniable de cette approche réside dans la possibilité d'identifier certains chocs importants pour l'analyse macro-économique (chocs d'offre, chocs de demande, chocs de politique monétaire, ...). Puisque ce type de modélisation impose peu de contrainte sur les données, les réponses dynamiques des variables agrégées à certains chocs structurels peuvent constituer des références importantes pour l'analyse macro-économique, celle-ci devant alors proposer des mécanismes de transmission des chocs cohérents avec les résultats issus du modèle VAR structurel.

2.1 Le Modèle VAR

Pour Sims (1980), les modèles macro-économétriques de l'époque imposent des *a priori* économiques sans aucune justification statistique.¹⁵ Ainsi, l'exogénéité de certaines variables (par exemple, celles liées à la politique économique) est postulée, mais n'est pas testée. Sims propose alors d'utiliser un modèle statistique dynamique non-contraint, *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

14. On peut cependant noter que l'article de Sargent (1978b) débute par un modèle VAR incluant l'emploi et le salaire réel.

15. Voir Fiori, Florens et Tong (1982), pour une analyse similaire sur données françaises.

la date t , l'ensemble de ces n variables est représenté par le vecteur $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{n,t})$ et est supposé suivre la représentation stationnaire suivante :¹⁶

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

où A_i ($i = 1, \dots, p$) est une suite de matrices $n \times n$, 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 de matrice de variance-covariance $V(U_t) = \Sigma$ de taille $n \times n$. Ces résidus vérifient $\mathbb{E}(U_t | Y_{t-i}) = 0, \forall i > 0$.

A ce stade, plusieurs remarques peuvent d'ores et déjà être faites.

Remarque 1 : Le modèle est linéaire dans les variables. Il impose donc une certaine contrainte importante sur les variables. Il est sans doute mal spécifié en présence de non-linéarités et/ou de changement de régimes. Si ces non-linéarités ne sont pas trop “importantes” ou si les changements de régimes sont peu fréquents et de taille réduite, le modèle VAR reste une représentation raisonnable des données.¹⁷

Remarque 2 : Le modèle est explicitement dynamique puisque les valeurs passées des variables influencent leurs valeurs courantes. De plus, les fluctuations d'une variable peuvent influencer directement ou indirectement les autres variables.

Remarque 3 : 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. Le modèle n'impose donc pas l'exogénéité *a priori* de certaines variables. De même, le modèle VAR traite de façon symétrique toutes les variables incluses dans le vecteur Y_t en termes de retard. De plus, 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

16. Le problème de la non-stationnarité 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); Sims a également abordé ce problème (voir Sims, Stock et Watson (1990), Gouriéroux et Monfort (1990), Hamilton (1994)).

17. Sims a également contribué plus récemment dans ce domaine (voir par exemple Sims et Zha, 2006).

variables n'est pas problématique car il est fondamentalement lié à la question économique posée. Celui du nombre de retards ne l'est également pas car celui-ci peut s'effectuer sur la base de critères statistiques, par exemple à l'aide du critère d'information d'Akaike (AIC) ou celui de Schwarz (BIC), ou encore d'un test de rapport de vraisemblance (voir Gouriéroux et Monfort (1990)).

Remarque 4 : Finalement, l'estimation d'un tel modèle peut se faire à l'aide de méthodes économétriques très simples comme l'établit la proposition suivante :

Proposition 1. (*Gouriéroux et Monfort, 1990*) *En l'absence de restrictions inter-équations (sur A_i ($i = 1, \dots, p$) et sur Σ), l'estimation par moindres carrés ordinaires équation par équation est équivalente à l'estimation par le maximum de vraisemblance 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 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, parce qu'ils permettent de tester simplement certaines prédictions issues de la théorie, ont connu un succès important. Ainsi, les premières études de Sims (1972) et (1980) suggèrent que la monnaie "cause" au sens de Granger le produit.¹⁸ En revanche, la causalité du produit vers la monnaie est non-significative.¹⁹ Un tel résultat peut servir de base à la construction d'un modèle structurel, dont les mécanismes permettent de reproduire la causalité. Ainsi le résultat de causalité de la monnaie vers le produit a conduit à l'abandon des modèles monétaires à prix flexibles, qui impliquent une neutralité à court terme de la monnaie, au profit des modèles de participation limitée ou des modèles avec rigidités nominales. Il convient cependant de mettre en garde l'utilisateur car le test de causalité au

18. Une variable y_j cause une variable y_i au sens de Granger si la connaissance du passé de y_j permet de mieux prédire la valeur courante de y_i .

19. Il faut cependant remarquer que ces résultats sont très sensibles à la spécification du VAR (nombre de variables retenues, prise en compte ou non de la non-stationnarité) et à la période d'estimation.

sens de Granger est uniquement un test de significativité sur un (ou plusieurs) paramètres. Il ne s'agit pas d'une évaluation des effets d'un choc de politique monétaire. Ainsi, 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.²⁰

2.2 Utilisations du Modèle VAR

Nous revenons ici sur trois utilisations utiles de la modélisation VAR (prévision, identification, décomposition de variance) initiée par Sims. Nous passons ici sous silence divers aspects de modélisation (non-stationnarité et cointégration des variables présentes dans le modèle VAR, non-linéarités, changement de régimes), ainsi que l'utilisation de ces modèles pour mener des tests de causalité.²¹

2.2.1 Prévisions

Il est possible de réaliser assez facilement des exercices de prévision des endogènes en exploitant la formulation récursive du modèle VAR.²² Afin d'illustrer cet exercice, nous considérons une version du modèle VAR avec un seul retard ($p = 1$). L'estimation de A_0 et A_1 est réalisée sur un échantillon de taille T . Les prévisions des endogènes Y_t , notées \tilde{Y}_t , pour les périodes

20. Les tests de causalité doivent être utilisés avec précaution, car l'économètre peut trouver une causalité inverse en présence d'une dimension anticipée de l'exogène lorsque le modèle structurel implique une dimension tournée vers le futur (voir Hansen et Sargent, 1980 et Hamilton, 1994). Dans ce cas, la variable endogène apparaît alors comme un excellent prédicteur de nombreuses variables agrégées. L'annexe B reporte un tel exemple.

21. Comme nous l'avons déjà mentionné, Sims a également contribué à la littérature VAR sur ces différents aspects. Ainsi, dès le début des années soixante-dix, Sims (1972) a contribué à la littérature sur les tests de causalité en étendant ce concept au cas de variables tournées vers le futur.

22. De part leur caractère non-contraint, les modèles VAR donnent de meilleures prévisions que les modèles DSGE. Cependant, les modèles DSGE incorporant des rigidités réelles et nominales sont aptes à délivrer des prévisions d'aussi bonnes qualités, voir meilleures (voir Smets et Wouters, 2007 et Collard et Fève, 2007).

($t = T + 1, T + 2, \dots, T + k$) sont données par :

$$\begin{aligned}\tilde{Y}_{T+1} &= \hat{A}_1 Y_T + \hat{A}_0 \\ \tilde{Y}_{T+2} &= \hat{A}_1 \tilde{Y}_{T+1} + \hat{A}_0 \\ &= \hat{A}_1^2 Y_T + (\hat{A}_0 + \hat{A}_1 \hat{A}_0) \\ &\vdots \\ \tilde{Y}_{T+k} &= \hat{A}_1^k Y_T + \left(\sum_{i=0}^{k-1} \hat{A}_1^i \right) \hat{A}_0\end{aligned}$$

Toutes les variables présentes dans Y_t sont ainsi calculées récursivement. Il faut cependant noter que l'horizon de prévision retenu ne doit pas être trop long car le modèle VAR fournira des prévisions peu "informatives" à long terme

$$\begin{aligned}\lim_{k \rightarrow \infty} \tilde{Y}_{T+k} &= \lim_{k \rightarrow \infty} \hat{A}_1^k Y_T + \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\sum_{i=0}^{k-1} \hat{A}_1^i \right) \hat{A}_0 \\ &= (I_n - \hat{A}_1)^{-1} \hat{A}_0\end{aligned}$$

La relation précédente montre en effet que les prévisions de long terme correspondront aux valeurs moyennes²³ (sur l'échantillon ayant servi à l'estimation) des différentes variables (y_1, y_2, \dots, y_n). A plus court terme, les performances du VAR en termes de prévisions sont bonnes puisque le modèle n'introduit pas ou très peu de restrictions.

2.2.2 Identification des Chocs Structurels

Une autre utilisation importante du modèle VAR est le calcul des multiplicateurs dynamiques associés à des chocs structurels affectant l'économie. Ce calcul nécessite certaines restrictions minimales, souvent issues des enseignements de la théorie économique. Il s'agit là d'un apport indéniable des travaux de Sims. La détermination de la forme structurelle du modèle VAR²⁴ nécessite de reformuler le modèle sous une forme VMA(∞)

$$Y_t = B(L)U_t$$

23. Si 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.

24. A des fins de simplicité, sans que cela change les résultats, nous omettons le vecteur de termes constants A_0 .

avec $B(L) = (I_n - \sum_{i=1}^p A_i L^i)^{-1}$ où L désigne l'opérateur retard. Dans le cas général, les résidus U_t dits “canoniques” ne sont pas (en général) orthogonaux. Il est alors difficile (voir impossible) de les interpréter comme des chocs structurels. Sims propose alors d'exprimer les résidus canoniques en fonctions de chocs structurels sous-jacents, ε_t . Sims définit alors une matrice S de taille $n \times n$ non-singulière liant les résidus “canoniques” aux chocs structurels

$$U_t = S\varepsilon_t$$

Le modèle VAR Structurel (noté VARS) est alors donné par

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

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 $V(\varepsilon_t) = I_n$. L'identification des chocs structurels à partir du modèle VAR requiert d'imposer des contraintes supplémentaires sur $C(L)$ étant données $B(L)$, Σ et la première contrainte. Suivant Sims, certains chocs structurels peuvent être identifiés à l'aide de contraintes de court terme. Celles-ci reviennent à imposer des contraintes sur la matrice $C(0)$. En effet, la variance de “court terme” de Y_t , c'est à dire celle liée à la réponse des composantes du vecteur Y_t à l'impact, s'écrit $V^{CT}(Y_t) = \Sigma$ (puisque $B(0) = I_n$). Dans le modèle VARS, celle-ci est donnée par $V^{CT}(Y_t) = C(0)C(0)'$ puisque $V(\varepsilon_t) = I_n$. La matrice $C(0)$ (ou encore la matrice $S = B(0)^{-1}C(0) \equiv C(0)$) est alors obtenue comme la décomposition de Choleski de Σ . Les différents éléments de $C(L)$ sont alors déduit :

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

et la représentation VMA structurelle est donnée par

$$\begin{aligned} Y_t &= B(L)C(0)\varepsilon_t \\ &= \left(I - \sum_{i=1}^p A_i L^i \right)^{-1} C(0)\varepsilon_t \end{aligned}$$

Ce schéma d'identification impose une représentation récursive 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). Une fois identifié le (ou les) choc(s) structurel(s), il est possible de calculer les réponses dynamiques d'une ou de plusieurs variables présentes dans le modèle VARS en utilisant directement la représentation VMA du modèle.

2.2.3 Décomposition de Variance

Une fois identifiés certains (ou un seul) chocs d'intérêt, il est possible de calculer la contribution d'un choc structurel à une variable. Les innovations structurelles étant mutuellement indépendantes et ne présentant pas de corrélation temporelle, ce calcul peut être facilement obtenu à l'aide de la représentation VMA structurelle. Soit $y_{k,t}$ ($k = 1, \dots, n$) une variable agrégée présente dans le vecteur Y_t . La représentation VMA associée est

$$y_{k,t} = \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=1}^n (c_{k,i,j} L^j) \varepsilon_{i,t}$$

Sachant que par hypothèse $V(\varepsilon_t) = I_n$, la variance de la variable $y_{k,t}$ à un horizon arbitraire $h \geq 0$ est donnée par

$$V_h(y_{k,t}) = \sum_{j=0}^h \sum_{i=1}^n c_{k,i,j}^2$$

puisque l'effet de chacun des chocs structurel $\varepsilon_{i,t}$ à un horizon j sur la variable y_k est donné par le coefficient $c_{k,i,j}$. La variance de la variable y_k expliquée uniquement par le choc i à l'horizon h est

$$V_{h,i}(y_{k,t}) = \sum_{j=0}^h c_{k,i,j}^2$$

La contribution $C_{h,i}(y_{k,t})$ du choc structurel i à la variance de la variable k à l'horizon h est alors déterminée par la formule

$$C_{h,i}(y_{k,t}) = \frac{\sum_{j=0}^h c_{k,i,j}^2}{\sum_{j=0}^h \sum_{i=1}^n c_{k,i,j}^2} \in [0, 1]$$

Il est alors possible d'évaluer la contribution de chacun des chocs structurels à la volatilité de chacune des variables du système à différents horizons (court terme ou moyen terme). Ce type de décomposition a été systématiquement employé pour évaluer la contribution des chocs monétaires sur des variables comme le PIB, la consommation et l'inflation.

2.3 Développements de l'approche de Sims

Le modèle VARS a ainsi permis de quantifier différents effets multiplicateurs instantanés et dynamiques : effets des “surprises” de politique monétaire sur l'activité réelle (Sims, 1992 et Christiano, Eichenbaum et Evans, 1999) ; effets de “surprises” de politiques fiscales et budgétaires (Blanchard et Perotti, 2002 et Perotti, 2002) ; effets de chocs technologiques sur l'activité réelle (Blanchard et Quah, 1989, Galí, 1999, Francis et Ramey, 2004 et Christiano, Eichenbaum et Vigfusson, 2004).

L'identification des chocs technologiques permanents constitue une autre utilisation des modèles VARS. Suivant Blanchard et Quah (1989), il est possible d'imposer des contraintes sur la dynamique de long terme des variables.²⁵ Ceci revient à imposer des contraintes 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 :

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

25. Le modèle VARS ne permet pas de distinguer un choc permanent (par exemple un choc technologique permanent dans le modèle DSGE) d'un choc transitoire ayant un effet permanent (choc technologique transitoire dans un modèle de croissance endogène). Un modèle structurel permet une telle distinction, mais cela n'est pas toujours le cas. Par exemple dans le modèle de Sargent, suivant la remarque de la note de bas de page 11, il n'est pas possible de distinguer la situation $\lambda_1 \simeq 1$ et $\rho_a \simeq 0$ (mécanisme de transmission et choc purement transitoire) de la situation $\lambda_1 \simeq 0$ et $\rho_a \simeq 1$ (pas de mécanisme de transmission et choc permanent).

La représentation VMA structurelle est alors donnée par

$$\begin{aligned} Y_t &= B(L)B(1)^{-1}C(1)\varepsilon_t \\ &= \left(I - \sum_{i=1}^p A_i L^i \right)^{-1} \left(I - \sum_{i=1}^p A_i \right) C(1)\varepsilon_t \end{aligned}$$

Ce schéma d'identification impose que certains chocs ne peuvent pas avoir d'effet à long terme sur certaines variables. Là encore, ce type de restriction doit être supporté par des arguments puisés dans la théorie économique. Cependant, comme l'indique Galí (1999), ce type de restriction est satisfait à long terme par un très grand nombre de modèles théoriques de la macro-économie dynamique, même si les effets à court terme peuvent être très différents (modèles nouveaux-classiques *versus* modèles nouveaux-keynésiens).²⁶ L'intérêt des modèles VARS réside ici dans l'imposition d'une contrainte de long-terme largement admise par la profession pour évaluer un enjeu quantitatif de court-terme très controversé (par exemple, l'amélioration technologique est-elle mauvaise ou non pour l'emploi et les heures travaillées). Dans ce sens, l'approche VARS s'avère extrêmement fructueuse pour l'analyse macro-économique appliquée.

3 Vers une Convergence des Deux Approches

La séparation dans l'exposé des contributions respectives de Thomas Sargent et de Christopher Sims peut laisser l'impression qu'un fossé, difficile à combler, s'est creusé entre ces deux approches de la modélisation macro-économétrique, de sorte qu'aucune approche quantitative ne soit à même de s'imposer. Même si une telle situation peut paraître inconfortable, elle n'est pas forcément problématique, surtout si ces différentes méthodes sont combinées de façon adéquate. Ainsi, les approches VAR et DSGE tendent de plus en plus à se rapprocher. Nous en donnons ici trois exemples.

26. Dans le cadre du modèle "nouveaux-classiques", une amélioration technologique entraîne une hausse de l'emploi ou des heures. Dans le cadre du modèle "nouveaux-keynésiens", il entraîne une baisse de l'emploi. Dans ce dernier cas, la baisse des heures vient du fait que le produit est déterminé à court terme par le niveau de la demande. Suite à un choc technologique favorable, les entreprises peuvent donc satisfaire le niveau de la demande en utilisant moins de facteur travail. L'emploi baisse donc à court terme. La réponse des heures à une amélioration technologique peut être ainsi vue comme un moyen de discriminer entre ces deux théories (voir Galí, 1999). Il faut cependant noter que la réponse des heures à ce choc n'est pas suffisante pour discriminer entre ces deux théories, comme le montre l'exemple # 3, ci-dessous.

Exemple # 1 : Les modèles VAR comme instruments d'évaluation des modèles DSGE

Les modèles VAR permettent de sélectionner simplement la représentation adéquate d'un modèle DSGE. Par exemple, Sargent (1978b) utilise ainsi les tests de causalité au sens de Granger afin d'évaluer si l'emploi retardé affecte la dynamique du taux de salaire réel. Une autre utilisation plus récente repose sur l'utilisation directe des fonctions de réponse identifiées à l'aide d'un modèle VAR structurel. Le modèle VAR structurel constitue bien souvent une référence pour l'évaluation des modèles DSGE (Rotemberg et Woodford, 1997, Amato et Laubach, 2003, Boivin et Giannoni, 2003, Giannoni et Woodford, 2003 et Christiano, Eichenbaum et Evans, 2005). L'approche peut être résumée comme suit. L'économètre estime un modèle VAR et applique un schéma d'identification des chocs structurels, permettant ainsi de déterminer les fonctions de réponse à un choc. La fonction de réponse d'une (ou de plusieurs) variable(s) à un (ou plusieurs) choc(s) structurel(s) identifié(s) (restrictions de court terme ou de long terme) est notée $\hat{\psi}_T$. Parallèlement, l'économiste développe un modèle DSGE dont l'objet est de reproduire ces réponses. A partir de ce modèle et pour une valeur donnée de ses paramètres structurels, θ , il est possible de calculer les fonctions de réponse aux chocs identifiés à l'aide du VAR structurel. Ces réponses sont notées $\psi(\theta)$. Le paramètre θ , résumant le modèle (préférences, technologie, processus des chocs), peut être estimé en minimisant la distance (pondérée) entre $\hat{\psi}_T$ et $\psi(\theta)$.

Exemple # 2 : Traitement symétrique des modèles VAR et DSGE

La précédente approche considère comme donnés les valeurs estimées à l'aide d'un modèle VAR. Celui-ci constitue alors une référence que tout modèle DSGE doit pouvoir reproduire. Cette approche ignore cependant le fait que les modèles VAR ne représentent qu'une approximation des données et en quelque sorte une méthode de filtre particulière des données. En d'autres termes, les données ne sont pas traitées symétriquement entre le modèle DSGE retenu et le modèle VAR. Pour contourner cette difficulté, Sims (1989) a proposé de traiter symétriquement les modèles structurels et les modèles statistiques. Une illustration de cette

approche est très bien traitée par l’Inférence Indirecte. Cette méthode proposée par Gourieroux, Monfort, et Renault (1993) permet d’estimer un modèle structurel à partir d’un modèle “approché”.²⁷ Le modèle VAR ou VAR structurel est traité comme un modèle auxiliaire. L’approche se résume comme suit. Le modèle auxiliaire est tout d’abord estimé (par exemple un modèle VAR ou encore les réponses à un choc dans un modèle VAR structurel, voir Dupaigne, Fève et Matheron, 2007). Ces paramètres estimés sont notés $\widehat{\psi}_T$. Pour une valeur donnée des paramètres structurels θ du modèle, S simulations du modèle sont calculées. Les paramètres du modèle auxiliaire, $\widetilde{\psi}_T^j(\theta)$, $j = 1, \dots, S$, sont ensuite estimés sur ces données simulées. Il est alors possible d’en calculer 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 des paramètres structurels du modèle, θ , 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,...). Il est possible 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 mal spécifié et on ne peut que fortement la recommander en remplacement à l’utilisation directe des modèles VAR structurels comme base d’évaluation des modèles DSGE.

Exemple # 3 : Les modèles DSGE comme des laboratoires pour évaluer les modèles VAR structurels

La relation entre ces types de modélisation n’est pas unilatérale, car il est possible de mieux comprendre les apports et limites de l’approche VAR en utilisant le modèle DSGE comme une base d’expérimentation. Il ne s’agit pas forcément d’utiliser les résultats de ces expérimentations comme une évidence des limites de la modélisation VAR (Chari, Kehoe et McGrattan, 2008), mais plutôt d’évaluer sous quelles conditions un modèle VAR structurel permet de bien approximer la dynamique d’un modèle DSGE (Christiano, Eichenbaum et Vigfusson, 2006 et

27. Voir également Gourieroux et Monfort (2000) pour une présentation des méthodes d’estimation basées sur les simulations.

Fève et Guay, 2009, 2010). Nous présentons ici un exemple simple d'un tel exercice.²⁸

Selon Prescott (1986), l'essentiel des fluctuations agrégées dans les pays industrialisés est le résultat de chocs technologiques. Galí (1999), en utilisant un modèle VAR structurel et en identifiant les chocs technologiques sur la base de restrictions de long terme, a montré que les chocs technologiques conduisaient d'une part à une baisse de l'emploi et, d'autre part, expliquaient une faible part des fluctuations. Le débat sur le rôle des chocs technologiques a donné lieu à des nombreuses contributions empiriques utilisant les modèles VAR structurels (voir Galí, 1999, Galí et Rabanal, 2004 et Christiano, Eichenbaum et Vigfusson, 2004). Les enjeux du débat sont importants puisque les résultats issus de ces modèles sont au cœur de la controverse entre nouveaux-classiques et nouveaux-keynésiens. De même, ils donnent lieu à des controverses méthodologiques : modèles théoriques structurels contre modèles VAR structurels. L'issue des débats n'est pas sans conséquence pour l'ensemble de la macro-économie (théorie, paradigmes, méthodologie). Afin d'évaluer ces enjeux quantitatifs, nous utilisons un modèle DSGE incorporant des frictions réelles, mais sans dimension nominale. Le modèle inclut des habitudes de consommation et des coûts d'ajustement sur l'investissement. Ces deux mécanismes sont essentiels pour reproduire la dynamique des variables réelles, en particulier en termes de persistance. Le modèle introduit de plus trois types de chocs : un choc permanent sur la productivité globale des facteurs (le choc technologique que l'on cherchera à identifier à l'aide d'un modèle VAR structurel), un choc sur l'offre de travail (un choc que l'on peut interpréter comme une taxe variable sur le revenu du travail) et un choc d'investissement. Suivant Sargent, ce modèle est estimé par une méthode de maximum de vraisemblance sur données américaines, en utilisant comme variables observables le taux de croissance du produit réel par tête, le logarithme du ratio consommation-produit et le logarithme du ratio investissement-produit sur la période 1948 :1–2003 :4 avec des données de fréquence trimestrielle. Le modèle estimé conduit à une réponse négative à court terme des heures suite à une amélioration technologique (voir le trait en pointillé dans la Figure 2). Ce résultat s'explique par le fait que le

28. Pour plus de détails sur le modèle et la procédure d'estimation et d'évaluation par simulations, on se reportera à Fève et Guay (2009). Voir également Chari, Kehoe et McGrattan, (2008), Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2006) et Fève et Guay (2010) pour des analyses plus détaillées. Par exemple, Fève et Guay (2010) montrent que l'introduction de variables pertinentes dans le modèle VAR permet d'améliorer l'estimation de la réponse des heures à un choc technologique.

modèle estimé présente une persistance des habitudes de consommation importante et un coût d'ajustement sur l'investissement élevé. Dès lors, consommation et investissement sont rigides à court terme. Suite à un choc technologique, les ménages consomment donc leur nouvelle richesse en prenant du loisir.²⁹

A partir de l'estimation du modèle DSGE, nous menons l'expérience suivante. Nous simulons celui-ci pour un échantillon de 225 points (un échantillon représentatif des études empiriques) après avoir éliminé 250 points initiaux. Pour chaque tirage, nous estimons un modèle VAR et nous appliquons le schéma d'identification des chocs technologiques permanents (Blanchard et Quah, 1989 et Galí, 1999). Cette opération est menée 1000 fois et nous comparons alors les réponses moyennes estimées à celle du modèle DSGE servant de base à l'expérimentation. Les deux modèles VAR retenus sont les suivants :

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

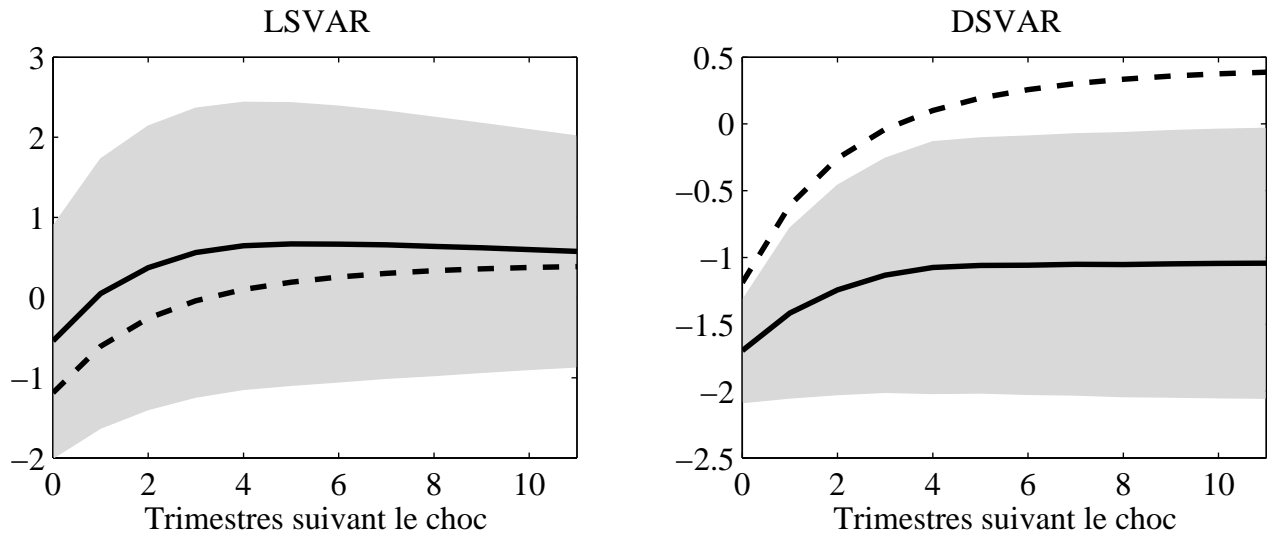
où x_t représente la productivité du travail et h_t les heures travaillées. Suite au débat relatif à la correcte spécification du processus des heures travaillées (voir Galí, 1999, Galí et Rabanal, 2004 et Christiano, Eichenbaum et Vigfusson, 2004) et afin d'évaluer la sensibilité des résultats, nous considérons deux représentations des heures travaillées : en niveau h_t et en différences Δh_t . La spécification retenant les heures en niveau est notée (LSVAR) et celle utilisant les heures en différence (DSVAR). Le trait en pointillé représente la "vraie" réponse des heures, tandis que le trait plein représente la réponse moyenne sur les 1000 simulations. L'aire grisée représente l'intervalle de confiance à 95% des réponses.

Deux expériences sont menées. La première retient les valeurs des paramètres estimés du modèle DSGE (Expérience # 1). Dans la seconde (Expérience # 2), nous divisons l'écart-type du choc de préférence et du choc d'investissement par 10, ce qui revient à rendre négligeable la contribution de ces deux chocs aux fluctuations agrégées (voir la discussion ci-dessous). Dans le cas de l'expérience # 1, le modèle VAR structurel avec heures en différence (DSVAR) conduit à identifier une réponse négative, très persistante et significativement différente de

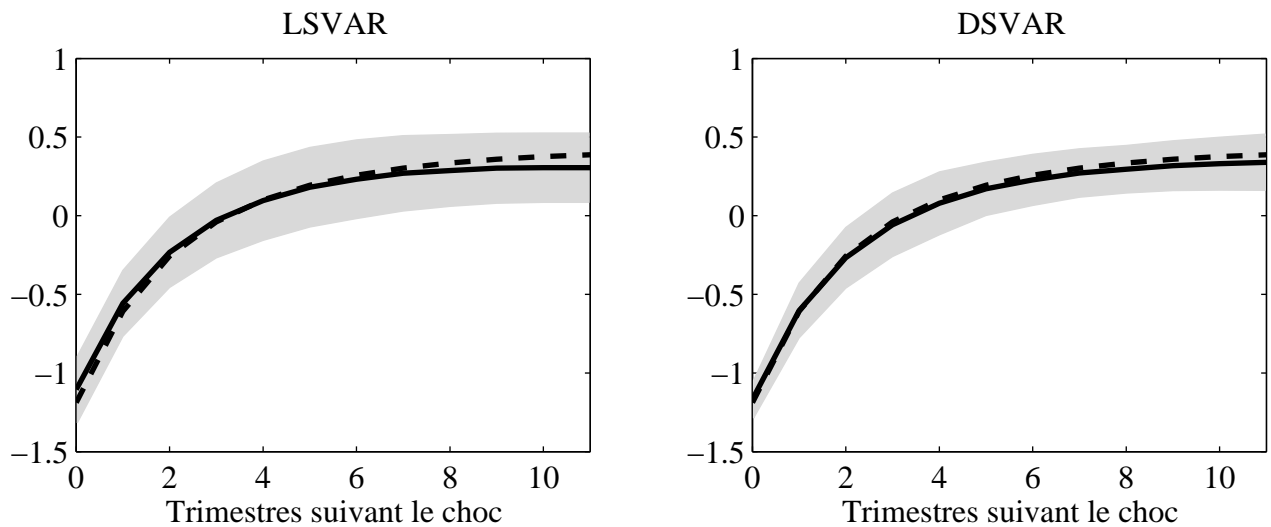
29. Ce modèle fournit une explication basée sur le comportement d'offre de travail et il est bien entendu sujet à cautions. Fève et Guay (2010) utilise comme base d'expérimentation un modèle avec rigidités nominales dans lequel les heures baissent à court terme suite à un choc technologique positif.

FIGURE 2 – Réponses Dynamiques Estimés aux Choc Technologique

Expérience # 1



Expérience # 2



— — Réponse dans le DSGE — Réponse dans le VAR ■ Intervalle de confiance à 95%

Note : LSVAR : modèle VAR structural avec heures en niveau ; DSVAR : modèle VAR structural avec heures en différence. Intervalle de confiance à 95% obtenu par simulation de Monte-Carlo (1000 expériences).

celle obtenue dans le modèle DSGE servant de base à la simulation. Le modèle DSGE conduit à une baisse, mais uniquement à court terme. La réponse négative et persistante obtenue par Galí (1999) pourrait ainsi sur-estimer la baisse des heures. Dans le cas du modèle VAR structurel avec heures en niveau (LSVAR), la réponse des heures est pratiquement nulle à court terme et présente ensuite un profil en cloche. Cette version du modèle VAR conduit à sur-estimer la réponse des heures. Surtout, l'intervalle de confiance de la réponse des heures est particulièrement large. La réponse des heures est donc non significativement différente de zéro. Il apparaît ici impossible de discriminer entre deux théories (ou deux paradigmes) en utilisant le modèle VAR structurel en niveau. Dans cette expérience, les chocs technologiques n'expliquent que 5% de la variance des heures après 12 périodes. Dans l'expérience # 2, les chocs technologiques expliquent 84.5% des fluctuations des heures. Les fonctions de réponse obtenues avec les deux modèles VAR structurels sont très proches de celles du modèle DSGE et sont estimées avec une grande précision. Ainsi, lorsque les fluctuations des heures sont essentiellement dues à des modifications de la productivité globale des facteurs, les modèles VAR structurels fournissent des résultats précis et présentant peu de biais. En revanche, lorsque la contribution des chocs technologiques est faible (expérience # 1), les modèles VAR structurels sont peu informatifs pour la théorie et fournissent des résultats fortement biaisés, ne contribuant pas de façon fructueuse à l'identification de ces chocs.

Il apparaît ainsi dans les tendances actuelles de la modélisation macro-économétrique des signes de rapprochement significatifs entre les approches de Sargent et Sims. Cette convergence permettra, à terme, d'utiliser des modèles structurels répondant aux exigences académiques tout en ayant un contenu empirique raisonnable, et ce à des fins d'utilisations concrètes et utiles pour l'analyse et la conduite de la politique économique.

4 Conclusion

Thomas Sargent et Christopher Sims ont tous les deux développé une méthodologie originale et rigoureuse pour la macro-économie appliquée. Les méthodes qu'ils ont introduites sont aujourd'hui communément utilisées à la fois par le monde académique et dans la conduite de

la politique économique (banques centrales).

Thomas Sargent est certainement le père fondateur de la macro-économétrie structurelle moderne. Son activité de recherche actuelle, toujours extrêmement active,³⁰ combine modèles statistiques et économiques, avec un va et vient constant entre théorie et mesure. Christopher Sims, père fondateur de la modélisation dynamique de type VAR en macro-économie, poursuit le développement et l'analyse des modèle VAR, notamment en présence de changement de régimes, fournissant ainsi de nouveau outils très utiles de l'analyse macro-économique.³¹

30. Il développe actuellement de nouvelles méthodes d'analyse des modèles lorsque leur spécification et/ou l'environnement économique sont incertains et mal connus des agents et de l'économètre. Ces techniques, dites de contrôle robuste, conduisent à de nouveaux résultats ayant des implications directes pour la compréhension de certains phénomènes et pour la conduite de la politique économique.

31. Sims travaille actuellement sur des modèles dans lesquelles les agents ont des capacités à traiter l'information limitées. Ceci conduit les agents à choisir rationnellement d'ignorer certaines informations dans leurs prises de décision.

Annexes

A Solution de modèle de Sargent

La solution de l'équation (2) est donnée par

$$n_t = (1 - \lambda_1)\bar{n} + \lambda_1 n_{t-1} + \left(\frac{\lambda_1}{b}\right) \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \lambda_1)^i a_{t+i} - \left(\frac{\lambda_1}{b}\right) \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \lambda_1)^i \tilde{w}_{t+i},$$

où $\lambda_1 \in (0, 1)$ est la racine stable du polynôme caractéristique associé à l'équation (2),

$$\mathcal{P}(\lambda) = \lambda^2 - \frac{\alpha_1 + b(1 + \beta)}{\beta b} \lambda + \frac{1}{\beta}$$

Ce paramètre λ_1 est ainsi fonction de β , α_1 et b . $\tilde{w}_{t+i} = w_{t+i} - \bar{w}$, $\forall i \geq 0$. En associant les processus de a_t et \tilde{w}_t à la formule de Hansen et Sargent (1980), on obtient³²

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \lambda_1)^i a_{t+i} &= \frac{a_t}{1 - \beta \lambda_1 \rho_a} \\ \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \lambda_1)^i \tilde{w}_{t+i} &= \frac{1}{\phi(\beta \lambda_1)} \left(1 + \sum_{i=1}^{p-1} \left(\sum_{k=i+1}^p (\beta \lambda_1)^{k-i} \rho_{k,w} \right) L^i \right) \tilde{w}_t \\ &\equiv \sum_{i=0}^{p-1} \mu_i \tilde{w}_{t-i} \end{aligned}$$

En remplaçant ces formules dans la solution, on déduit

$$n_t = (1 - \lambda_1)\bar{n} + \lambda_1 n_{t-1} + \frac{\lambda_1/b}{1 - \beta \lambda_1 \rho_a} a_t - \sum_{i=0}^{p-1} \tilde{\mu}_i \tilde{w}_{t-i},$$

où les paramètres $\tilde{\mu}_i = \left(\frac{\lambda_1}{b}\right) \mu_i$ ($i = 0, \dots, p-1$) sont fonction de $\rho_{i,w}$, ($i = 1, \dots, p$) et λ_1 , et ainsi de β , α_1 et b . L'emploi moyen, \bar{n} , est donné par $\bar{n} = (\alpha_0 - \bar{w})/\alpha_1$, c'est à dire le niveau d'emploi de l'entreprise en l'absence de frictions (couts d'ajustement). Les paramètres α_0 , α_1 et \bar{w} permettent ainsi de déterminer le niveau moyen de l'emploi.

B Tests de causalité et chocs anticipés

Nous considérons une version avec utilité linéaire (neutralité des agents vis à vis du risque) du modèle de Lucas (1978). Ce modèle de détermination du prix des actifs financiers permet d'exprimer le prix des actions aujourd'hui comme une fonction linéaire du prix et des

³². Cette formule n'est pas présente dans l'article original, mais constitue une autre contribution majeure de Sargent à la littérature (comme d'ailleurs bon nombre de ses travaux avec Lars Peter Hansen).

dividendes futurs anticipés $P_t = \mathbb{E}_t(P_{t+1} + D_{t+1})$, avec $\beta \in (0, 1)$, le facteur d'escompte. P_t désigne le prix de l'action et D_t son dividende. Le processus stochastique des dividendes est donné par $D_t = \theta_0 \varepsilon_{0,t} + \theta_1 \varepsilon_{1,t-1}$, où les paramètres θ_0 et θ_1 sont supposés non nuls. $\varepsilon_{0,t}$ et $\varepsilon_{1,t}$ sont deux variables aléatoires indépendantes de moyenne nulle et de variances σ_0^2 et σ_1^2 . Ces deux variables satisfont de plus $\mathbb{E}_t \varepsilon_{0,t+1} = 0$ et $\mathbb{E}_t \varepsilon_{1,t+1} = 0$. Notons que la variable $\varepsilon_{1,t}$ aide à prévoir D_{t+1} et représente ainsi la composante anticipée des dividendes. En excluant les trajectoires non-stationnaires du prix des actions, la solution est donnée par

$$P_t = \beta \theta_1 \varepsilon_{1,t}$$

On en déduit $\varepsilon_{1,t-1} = (1/\beta \theta_1) P_{t-1}$ et en substituant cette dernière expression dans le processus des dividendes, on obtient

$$D_t = \theta_0 \varepsilon_{0,t} + \frac{1}{\beta} P_{t-1}$$

Le prix des actions cause ainsi au *sens de Granger* les dividendes. Cette causalité “statistique” n’a rien à voir avec la causalité “économique”, dans la mesure où les dividendes sont exogènes dans le modèle structurel. En effet, la solution du modèle implique que l’observation du prix des actions aujourd’hui permet d’obtenir une meilleure prévision des dividendes.

C Les autres contributions de Sargent et Sims

Ces deux auteurs ont été et sont toujours extrêmement prolixes et actifs dans le champ de la macro-économie appliquée. Il est par conséquent difficile de résumer l’ensemble de leurs travaux. Dans cet article, nous avons pris le parti de nous concentrer uniquement sur leurs contributions ayant motivé la décision du comité Nobel. Cependant, nous ne pouvons pas passer sous silence certains de leurs travaux ayant aujourd’hui une influence déterminante. Sans prétendre à l’exhaustivité, nous donnons maintenant une liste complémentaire des thèmes de recherches qu’ils ont abordés. Dans chaque cas, les contributions des deux lauréats ont ouvert de nouveaux champs de recherche maintenant très actifs. Nous omettons évidemment certains pans essentiels de leur recherche, mais présenter en détails tous les autres travaux et contributions de Sargent et Sims supposerait d’écrire une véritable somme.

C.1 Thomas Sargent

1. Anticipations rationnelles et économétrie des anticipations rationnelles (avec L.P. Hansen)
2. Apprentissage, rationalité limitée (avec I.K. Cho, A. Marcat)
3. Théorie du contrôle optimal robuste (avec L.P. Hansen);
4. Arithmétique de la politique monétaire et fiscale (avec N. Wallace et F. Velde);
5. Politiques monétaires et fiscales optimales (avec divers co-auteurs);
6. Dynamique de l'inflation (avec divers co-auteurs);
7. Marché du travail, chômage et chocs (avec L. Ljungqvist);
8. Théorie des catastrophes (avec M. Greenfield).

C.2 Christopher Sims

1. Econométrie Bayésienne et modèles Dynamiques (avec divers co-auteurs);
2. Econométrie des modèles dynamiques avec changement de régime (avec T. Zha);
3. Théorie fiscale des prix;
4. Analyse de la politique monétaire;
5. Inattention rationnelle.

Bibliographie

Amato, Jeffery et Thomas 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.

Avouyi-Dovi, Sanvi, Julien Matheron et Patrick Fève, (2007) "Les modèles DSGE : leur intérêt pour les banques centrales," *Bulletin de la Banque de France*, Banque de France, issue 161, pages 41-54.

Blanchard, Olivier–Jean et Stanley Fisher (1989) *Lectures in Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Blanchard, Olivier–Jean et Danny Quah (1989) “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, 79(4), pp. 655-673.

Blanchard Olivier–Jean et Roberto 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, Jean et Marc Gianonni (2003) “Has Monetary Policy Become More Effective?”, NBER Working Paper no. 9459.

Chari, V.V., Patrick Kehoe, et Ellen R. Mc Grattan (2008) “Are Structural VARs with Long-Run Restrictions Useful in Developing Business Cycle Theory”, *Journal of Monetary Economics*, 55, 1337-1352.

Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum et Charles 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, Lawrence, Martin Eichenbaum et Robert Vigfusson (2004) “What Happens after a Technology Shock?”, NBER Working Paper Number 9819, *revised version 2004*.

Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum et Charles Evans (2005) “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*.

Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum et Robert Vigfusson (2006) “Assessing Structural VARs”, dans (D. Acemoglu, K. Rogoff et M. Woodford, éditeur), NBER Macroeconomics Annual, pp. 1–72, Cambridge MA, MIT press.

Collard, Fabrice, Patrick Fève et François Langot (2002) “Structural Inference and the Lucas Critique”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 67/68, pp. 183–206.

Collard, Fabrice et Patrick Fève (2007) “Les modèles VAR ou DGSE : Que choisir ?”, *Économie et Prévision*, n°183, mai 2007, p. 153-174.

Comité Nobel (2011), “The Prize in Economic Sciences 2011 - Scientific Background”, disponible en téléchargement sur <http://www.nobelprize.org>

Dupaigne, Martial, Patrick Fève et Julien Matheron (2007) “Avoiding pitfalls in using structural VARs to estimate economic models”, *Review of Economic Dynamics*, 10, pp. 238–255.

Farmer, Roger (1998) *The macroeconomics of self-fulfilling prophecies*, MIT Press, 2nd édition.

Fève, Patrick (2006) "La modélisation macro-économétrique dynamique," *Revue d'économie politique*, Dalloz, vol. 116(2), pages 147-197.

Fève, Patrick et Stéphane Grégoir (2002) “Econometrics of economic policy”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 67/68, pp.11–19.

Fève, Patrick et Alain Guay, (2009) “The Response of Hours to a Technology Shock : A Two-Step Structural VAR Approach”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 41(5), pages 987-1013.

Fève, Patrick et Alain Guay, (2010) “Identification of Technology Shocks in Structural VARs”, *Economic Journal*, 120, pp. 1284–1318.

Fiori, Georges, Jean–Pierre Florens et Hew Wah Lai Tong (1982) “Analyse des innovations dans un processus multivarié. Application à des données françaises”, *Annales de l’INSEE*, 46, pp. 3–24.

Francis, Neville et Valerie Ramey (2005) “Is the Technology–Driven Real Business Cycle Hypothesis Dead ? Shocks and Aggregate Fluctuations Revisited”, *Journal of Monetary Economics*, 52, 1379–1399.

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

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

Gianonni, Marc et Michael 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, Christian, Alain Monfort et Eric Renault (1993) “Indirect Inference”, *Journal of Applied Econometrics*, S(8), pp. 85–118.

Gourieroux, Christian et Alain Monfort (1990) *Séries Temporelles et Modèles Dynamiques*, Economica, Paris.

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

Hairault, Jean–Olivier (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.

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

Hansen, Lars Peter et Thomas J. Sargent, (1980), "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models", *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, pp. 7-46.

King, Robert et Sergio Rebelo (1999) Resuscitating Real Business Cycles, dans *Handbook of Macroeconomics*, J. Taylor et M. Woodford eds, chap. 14, pp. 927–1007.

Kydland, Finn et Edward Prescott (1982) “Time to build and aggregate fluctuations”, *Econometrica*, 50(6), pp. 1345–1370.

Kydland, Finn et Edward Prescott (1996) “The computational experiment”, *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), pp. 69–85.

Long, John et Charles Plosser (1983) “Real Business Cycles”, *Journal of Political Economy*, 91(1), pp. 39–69.

Lucas, Robert (1976) “Econometric policy evaluation : a critique”, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, K. Brunner et A. Meltzer (eds), pp. 19–46.

- Lucas, Robert (1978) "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 46(6), pp. 1429–1445
- Lucas, Robert (1981) *Studies in Business-Cycle Theory*, Cambridge, *MIT Press*.
- Lucas, Robert et Thomas Sargent (1979) "After Keynesian macroeconomics", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 3(2), pp. 1–16.
- Lucas, Robert E. Jr. and Thomas J. Sargent, (1981), *Rational Expectations and Econometric Practice*, Minneapolis MN, University of Minnesota Press.
- Perotti, Roberto, (2002) "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries", *document de travail* 168, Banque Centrale Européenne.
- Rotemberg, Julio et Michael 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*.
- Sargent, Thomas, J. et Christopher Sims (1977) "Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much a Priori Economic Theory," in : *New Methods in Business Cycle Research : Proceedings From a Conference Federal Reserve Bank of Minneapolis, Octobre, 1977*, pp. 45–109. (FRB Mpls Working paper No. 55, Mar, 1976, Rev. Jan, 1977).
- Sargent, Thomas J., (1978a), "Rational Expectations, Econometric Exogeneity, and Consumption", *Journal of Political Economy*, 86, pp. 673-700.
- Sargent, Thomas J., (1978b), "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, 86, pp. 1009-44.
- Sargent, Thomas J., (1979), *Macroeconomic Theory*, New York : Academic Press.
- Sargent, Thomas J., (1987), *Dynamic Macroeconomic Theory*, Cambridge, MA : Harvard University Press.
- Sims, Christopher (1972). 'Money, Income, and Causality', *American Economic Review*, 62, pp. 540–552.
- Sims, Christopher (1980) "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48(1), pp. 1–48.
- Sims, Christopher, (1989), "Models and Their Uses", *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp. 489-94.

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

Sims, Christopher, James H. Stock et Mark W. Watson, (1990), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, 58, pp. 113-144.

Sims, Christopher et Tao Zha (2006) "Were there regime switches in us monetary policy?", *American Economic Review* 96(1), pp. 54–81.

Smets, Frank et Raf Wouters, (2007). "Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, 97(3), pages 586–606.