

LES MODELES RBC

De Lucas, les théoriciens du *cycle économique réel* vont conserver :

- L'environnement d'équilibre général
- Le concept de *choc*
- La forte substituabilité intra- et intertemporelle du travail et du loisir.

Par contre, ils remplaceront les chocs MONETAIRES par des chocs REELS, principalement des chocs technologiques.

Pour les économistes des RBC, la croissance et la conjoncture forment une unité. La conjoncture n'est pas un phénomène indépendant de la croissance qui vient se greffer sur elle, elle est une de ses caractéristiques. Commentant leur modèle, ils le qualifient souvent de « growth model ». Le modèle de croissance de Cass-Koopmans leur sert de socle auquel ils ajoutent une cause de fluctuations.

Kydland et Prescott : le modèle de base

Le premier modèle RBC est présenté dans l'article « Time to Build and Aggregate Fluctuations » de **Kydland** et **Prescott**, publié en 1982. Les termes « time to build » font référence au processus de construction du capital qui s'étale sur plusieurs périodes, comme chez Aftalion.

La technologie s'exprime dans une fonction Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants. Comme souvent chez les nouveaux classiques, la dimension économétrique du modèle n'est pas séparée de la dimension théorique, ce qui a pour effet de multiplier variables et coefficients.

Le capital se compose du capital fixe k , qui se déprécie à un taux δ , et des stocks y , dans une proportion σ ($0 < \sigma < 1$) et avec des possibilités de substitutions ν ($0 < \nu < \infty$). Le progrès technique est exprimé par le facteur λ . La part du travail (en quantité n) dans le PNB est θ ($0 < \theta < 1$). C'est ainsi qu'on obtient cette fonction de production plutôt complexe (où l'indice t est ignoré pour simplifier) :

$$f(\lambda, k, n, y) = \lambda n^\theta [(1 - \sigma)k^{-\nu} + \sigma y^{-\nu}]^{-(1-\theta)/\nu} \quad (8.38)$$

Ce produit se répartit entre la consommation c et l'investissement i , ce qu'indique l'équation (8.39) :

$$c_t + i_t \leq f(\lambda_t, n_t, k_t, y_t) \quad (8.39)$$

L'investissement en capital fixe i_t est lui-même la somme de composantes de maturités diverses s_{jt} où j (qui varie de 1 à J) indique le nombre de périodes avant la mise en opération.

L'utilité (intertemporelle) des ménages, que ceux-ci voudront maximiser, n'est pas plus simple :

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta_t u(c_t, \alpha(L)l_t) \quad (8.40)$$

Un facteur d'escompte β est affecté à l'utilité instantanée ; celle-ci dépend de la consommation c_t et du loisir (non travail) l_t . Mais ce dernier se voit affecté d'un coefficient $\alpha(L)$ qui fait intervenir la substituabilité intertemporelle du loisir. L'idée sous-jacente est que l'utilité du loisir à telle période n'est pas indépendante de la quantité de loisir des autres périodes ; par exemple, un ménage ayant eu beaucoup de

loisir la période précédente (pendant laquelle il aura par exemple pu beaucoup bricoler dans sa maison) supportera plus facilement d'avoir peu de loisirs présentement. Le coefficient $\alpha(L)$ est lui-même le résultat d'une équation avec d'autres paramètres, qu'il serait fastidieux d'énoncer ici. Le temps de travail n_t vaut évidemment $1-l_t$.

Le progrès technique comporte une composante non fluctuante λ° , qui nous intéresse peu et une composante fluctuante, elle-même constituée d'une composante permanente λ_{1t} et d'une composante transitoire λ_{2t} . C'est ce qu'indiquent les équations :

$$\lambda_t = \lambda_{1t} + \lambda_{2t} + \lambda^\circ \quad (8.41-A)$$

$$\lambda_{1,t+1} = \rho \cdot \lambda_{1,t} + \varepsilon_{1t} \quad (8.41-B)$$

$$\lambda_{2,t+1} = \varepsilon_{2t} \quad (8.41-C)$$

$$\pi_t = \lambda_t + \varepsilon_{3t} \quad (8.41-D)$$

L'équation (8.41-B) montre comment un choc ε_{1t} maintient ses effets pendant les périodes suivantes, tout s'estompant ; ρ est compris entre 0 et 1, mais selon les auteurs, il est proche de 1, ce qui signifie une persistance élevée. Par contre, les effets du choc ε_2 sont purement ponctuels. Ces deux types de chocs rendent λ aléatoire, mais en outre, leur effet n'est pas observable, du moins pas avec précision : les agents, pour fonder leurs décisions doivent se contenter d'observer, au lieu de λ_t , une variable brouillée π_t . Le troisième choc ε_3 exprime ce brouillage. Les chocs sur lesquels le modèle s'appuie pour produire les fluctuations cycliques sont donc donnés par les vecteurs $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})$, indépendants entre eux et qui suivent une loi normale de moyenne nulle.

A titre de simplification, le modèle ne met pas en scène les firmes qui maximisent leur profit à côté des ménages qui maximisent leur utilité. Toutes les décisions sont prises conjointement ; il faut s'imaginer un planificateur tout-puissant capable de simuler l'équilibre général walrassien. Son but est de maximiser l'espérance mathématique de l'utilité explicitée par la formule (8.40), moyennant les contraintes découlant du contexte exposé ci-dessus (de façon très résumée). Ce faisant, il assure l'équilibre général du système puisqu'en l'absence d'externalités, l'équilibre général et l'optimum de Pareto coïncident. Les individus étant considérés comme identiques (et immortels), l'optimum du ménage représentatif (équation 8.40) correspond à l'optimum social et donc à l'équilibre du système.

Dans sa quête de l'optimum, le planificateur doit prendre à chaque période quatre décisions : n_t , s_{Jt} , y_{t+1} et c_t ¹. Concernant les deux premières, l'information pertinente à sa disposition comprend k_t , s_1 à s_{J-1} , π_t , l'historique de λ avant λ_t ainsi que a_t qui est une sous-variable de $\alpha(L)$. Par contre, c_t et y_t sont décidés un peu plus tard, quand la production de la période t est déjà connue et donc λ_t également. Déterminer les quatre règles de décision est un problème de *programmation dynamique*, mais malheureusement, il est impossible de le résoudre analytiquement, car il n'est pas de nature linéaire-quadratique (association d'une fonction d'objectif du second degré avec des contraintes linéaires). Kydland et Prescott vont contourner cette difficulté en construisant une approximation linéaire-quadratique du système au voisinage de

¹ Rappelons que le modèle de croissance néoclassique est monoproduit, en conséquence de quoi s , y et c sont constitués de la même substance.

La substance de s , y et c est la même ; il y a juste une question de répartition.

l'équilibre stationnaire. Les règles de décision seront déduites des équations de cette économie approximative. Voici comment les auteurs annoncent cette stratégie : « Our approach is to determine the steady state for the model with no shock to technology. Next, quadratic approximations are made in the neighborhood of the steady state. Equilibrium decision rules for the resulting approximate economy are then computed. These rules are linear, so in equilibrium the approximate economy is generated by a system of stochastic difference equations for which covariances are easily determined »².

Les auteurs veulent tester si leur modèle est compatible avec les données empiriques de l'économie américaine pendant la période 1950-1979 (118 périodes trimestrielles). La procédure idéale consisterait à voir si à partir de chocs paramétrés de façon réaliste, le modèle est capable de générer un sentier de croissance assez proche de ce que furent les séries chronologiques empiriques de la production, l'emploi etc. Les auteurs se rendent compte que trop d'hypothèses sont posées pour qu'une telle procédure soit fiable. La validation empirique du modèle sera donc conduite autrement.

On a affaire à deux environnements : l'environnement modèle et l'environnement empirique. Dans chacun d'eux, on retrouve ces mêmes variables macroéconomiques : la production en termes réels, la consommation, l'investissement, les stocks, le capital installé³, l'emploi en heures prestées, la productivité et le taux d'intérêt. Chacune de ces variables fait l'objet d'une série chronologique de 118 périodes dans les deux environnements. On reconstitue pour chacune de ces séries sa correspondante sans chocs (« smoothed series »). On peut donc calculer pour chaque période de chaque série l'écart entre la série primaire et la série hors choc. Ces écarts sont la forme sous laquelle le cycle se révèle. Pour chaque variable, on calculera ses caractéristiques statistiques, qui feront l'objet de la comparaison entre les deux environnements :

- la moyenne des écarts (en pourcentage)
- la corrélation de la variable avec la production en termes réels
- autocorrélation (seulement pour la production en termes réels)

Nous avons avancé un peu trop vite dans l'explication. Avant ces traitements statistiques, il faut générer les séries chronologiques dans l'environnement modèle. Cela se fait par des simulations à partir de combinaisons de paramètres. Le but est de dégager s'il existe une combinaison de paramètres pour laquelle les caractéristiques statistiques des deux environnements sont assez proches.

Un travail essentiel est ce que les auteurs appellent la *calibration du modèle*. Les paramètres sont divisés en deux catégories : les paramètres ESTIMÉS et les paramètres LIBRES. Les premiers font l'objet d'une estimation sur base de statistiques économiques connues ou d'analyses microéconomiques ; les seconds verront plusieurs valeurs testées dans les simulations. Parmi les paramètres estimés, on trouve notamment $J = 4$, soit un temps moyen d'installation du capital d'un an. La part du travail θ vaut 0,64. D'autres estimations sont la dépréciation du capital δ (10%/an), le taux d'escompte subjectif temporel ($\beta^{-1}-1$) de 4%, le temps des ménages partagé entre les activités de marché (n_t) et hors marché (l_t) suivant une clé 1/3+2/3.

² Kydland & Prescott [205] pp. 1354-1355.

³ Les biens de consommations durables sont intégrés dans le capital et retirés de la consommation où ils sont remplacés par l'usage fictif de leurs services.

Finalement, les paramètres libres sont les variances de ε_1 , ε_2 et ε_3 ainsi que la substituabilité entre les stocks et le capital fixe ν , des sous-paramètres de $\alpha(L)$ que sont α_0 et η et l'aversion du risque γ (qui intervient dans une équation secondaire liée à 8.69). Ils ne sont d'ailleurs pas complètement libres : certaines limites sont fixées ainsi que des relations à respecter, par exemple entre β , γ et le taux d'intérêt. De même, les variances des trois ε doivent assurer que la variance de la production soit égale dans les deux environnements.

Venons-en aux résultats du test. Un ensemble de paramètres a été sélectionné par les auteurs qui estiment que son comportement statistique est certes imparfait mais honorable. Voici en quelques mots le bulletin du modèle :

- l'autocorrélation de la production est correctement simulée
- la variabilité de l'investissement est sensiblement plus forte que celle de la consommation, comme dans la réalité.
- la variabilité des heures prestées est supérieure à celle de la productivité, comme dans la réalité, mais dans une mesure insuffisante.

Concernant cet aspect du modèle, deux paramètres s'avèrent déterminants pour éviter le résultat absolument erroné où la variation de la production dépendrait plus de celle de la productivité que de celle des heures prestées. D'une part, le délai d'installation du capital doit être suffisant ($J = 1$ n'aurait pas suffi), d'autre part, la substituabilité intertemporelle du loisir (paramètre α) doit être élevée.

Charles **Plosser** est l'un des économistes les plus éminents de l'école RBC. Son article « Understanding Real Business Cycle » (1989) met en exergue quelques caractéristiques de ce type de modèle.

Dans l'optique des RBC, les variables macroéconomiques sont le résultat des actions des agents visant à optimiser leur situation, moyennant contraintes. « As such, the models have an explicit and firm foundation in microeconomics »⁴. On sait que les microfondations de la macroéconomie sont un thème récurrent chez les *nouveaux classiques*.

Ces modèles sont purement réels. Les variables monétaires n'y jouent aucun rôle.

Tous les biens présents et futurs, y compris le loisir sont considérés comme des *biens normaux* (par opposition aux *biens inférieurs* : cf. supra). En cas d'accroissement TEMPORAIRE de la productivité, un EFFET REVENU poussera à la baisse du travail offert et à l'accroissement de la consommation présente. Toutefois, le travail présent devrait augmenter, car l'effet revenu sera dominé par un EFFET DE SUBSTITUTION poussant l'individu à profiter du moment propice pour travailler plus et investir. Si l'accroissement de la productivité est PERSISTANT, la consommation et le loisir présent l'emporteront sur le travail et l'investissement, car il n'y a plus d'effet de substitution

A certaines périodes, la mauvaise conjoncture se manifeste par une baisse de la production et des heures travaillées. La cause en est que les agents ont ajusté leur comportement à un choc exogène. « It is important to stress that there are no market

⁴ Plosser [287] p. 53

failures in this economy, so Robinson Crusoe's response to the productivity shifts are optimal and the economy is Pareto-efficient at all points in time »⁵.

La croissance et le cycle conjoncturel constituent un seul et même processus ; c'est donc une erreur d'avoir deux théories pour les expliquer. L'évolution de la production par tête suit un chemin aléatoire, « which means that it possesses no affinity for any particular mean. Random walks are also referred to as stochastic trends because while they may exhibit growth, they do not fluctuate about any particular deterministic path. If shocks to productivity are permanent, each one determines a new growth path »⁶. Aucune tendance au retour ne suit nécessairement un choc technologique. Plosser a coécrit en 1982 avec Nelson une étude décortiquant mathématiquement les statistiques macroéconomiques américaines (1860-1970) qui démontre avec une probabilité très élevée, que les principales séries chronologiques ignorent tout trend déterministe.

Pour que les modèles RBC soient cohérents, le progrès technique doit refléter un caractère *neutre-Harrod*.

Dans son article « Theory Ahead of Business Cycle Measurement » (1986), **Prescott** commente également la théorie des RBC.

Comme l'ont montré Cass et Koopmans, l'équilibre concurrentiel dynamique converge vers un sentier de croissance stable lorsque la technologie connaît un accroissement exponentiel (ce qui est le cas si le taux annuel est constant). On a besoin de chocs sur le paramètre technologique pour expliquer le cycle économique.

Les modèles RBC mettent en avant les chocs technologiques. Il est donc souhaitable de disposer d'un instrument de mesure empirique de ces chocs. Prescott estime que le *résidu de Solow* convient très bien à cette fin. Il en examine les caractéristiques statistiques pour l'économie américaine entre 1955 et 1984 (données trimestrielles). Dans cette analyse, il estime trouver la confirmation que les chocs technologiques suivent un chemin aléatoire et font montre d'une persistance élevée.

Prescott calcule un écart-type de 0,763% pour les chocs technologiques ainsi évalués. Selon le modèle Kydland-Prescott, un choc de cette importance entraîne un écart-type de la production de 1,48, ce qui se révèle inférieur à la valeur de 1,76% constatée empiriquement. Une telle variabilité de la production nécessiterait des chocs technologiques sensiblement supérieurs. Cette différence résulte de la sous-estimation de la variabilité des heures prestées dans le modèle, déjà mentionnée.

Prescott conclut son article avec des recommandations de politique économique. « The policy implication of this research is that costly efforts at stabilization are likely to be counterproductive. Economic fluctuations are optimal responses to uncertainty in the rate of technological change ». Certes, cela ne signifie pas que le taux de progrès technologique est nécessairement optimal. Peut-être peut-il même être accru par une politique économique adéquate. Dans cette optique, il est souhaitable que la théorie économique améliore sa compréhension des facteurs déterminant le taux de progrès

⁵ Plosser [287] p. 56. Robinson Crusoe personifie l'agent représentatif dans cet article.

⁶ Plosser [287] p. 59.

technique. « If policies adopted to stabilize the economy reduce the average of technical change, then stabilization policy is costly »⁷.

Modèles améliorant le réalisme

Nombre de modèles ont été construits pour tenir compte de tel ou tel aspect de la réalité mal pris en compte par le modèle de base.

La première amélioration concerne le *co-mouvement*, c'est-à-dire le fait que la plupart des variables macroéconomiques, en tête desquelles la production, varient transversalement à travers les différents secteurs de l'économie. À l'opposé, les chocs technologiques, la plupart du temps, ne sont pas transversaux, mais propres à une industrie ou un petit nombre d'entre elles. Il faut donc expliquer comment un choc local peut se propager à quasiment toute l'économie. Le modèle de base, monoproduit, ne pouvait expliquer ce phénomène.

Le titre de l'article « Real Business Cycles » de **Long et Plosser** (1983) est la première apparition de cette appellation. Les auteurs y abordent la problématique du co-mouvement dans un modèle multiproduits, que nous nous contenterons de survoler.

La stratégie des auteurs diffère de celle de Kydland et Prescott ; elle consiste à montrer par des simulations que le modèle RBC est capable de générer des séries chronologiques où se manifestent les deux caractéristiques essentielles du cycle conjoncturel que sont le co-mouvement et la persistance. Long et Plosser préfèrent introduire des hypothèses irréalistes dans leur modèle pour rendre le problème des règles de décision linéaire-quadratique ; c'est ainsi qu'est postulée une dépréciation annuelle du capital de 100%. Diverses complications présentes chez Kydland-Prescott, comme le « time to build », les stocks, sont ignorées ici. Par contre, l'injection de chocs technologiques aléatoires et l'utilité intertemporelle à maximiser sous contrainte de la fonction de production sont communs à la plupart des modèles RBC.

Il y a N secteurs de production et donc N produits. La consommation C_t , l'emploi en heures L_t , les chocs technologiques λ_t et la production Y_t sont à présent des vecteurs à N éléments. Chacun des N biens a de nombreux usages. Toute production d'un bien recourt à d'autres biens comme inputs et tout bien, outre son éventuel usage pour la consommation, intervient dans la production de nombreux autres biens.

Le capital n'intervient pas comme variable agrégée dans la fonction de production, mais y est remplacé par tous les inputs individuels qui le composent. La fonction de production s'écrit :

$$Y_{t+1} = F(L_t, X_t, \lambda_{t+1}) \quad (8.42)$$

La nouveauté dans cette fonction est la matrice X_t de dimension $N \times N$, comportant les éléments x_{ijt} qui renseignent la quantité du bien j allouée à la production du bien i au temps t . Il ne faut pas l'interpréter comme une matrice de coefficients de production fixes, mais simplement des coefficients résultant des décisions prises au temps t . Les hypothèses du modèle vont justement dans le sens d'une très grande substituabilité entre les inputs. Autrement dit, il y a beaucoup d'éléments non nuls dans la matrice.

⁷ Prescott [288] p. 21

Dans le cas d'une fonction Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants, l'équation (8.42), pour le produit i , pourrait s'écrire :

$$Y_{i,t+1} = \lambda_{i,t+1} L_{it}^{b_i} \prod_{j=1}^N x_{ijt}^{a_{ij}}, \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad (8.43)$$

Où b_i et les a_{ij} sont les exposants correspondant aux θ et $1-\theta$ de Kydland-Prescott ; leur somme doit valoir un ; ils représentent la part du coût du produit i que représente le travail L ou l'input j .

Sur cette base, les auteurs déduisent les règles de décision relatives à la consommation et au loisir et bien-sûr à la répartition de la consommation, du travail et de l'investissement entre les N industries. Observant ces règles, ils constatent : « The amounts of a commodity (or time) allocated to each of its productive employments and to positively valued consumption are all increasing functions of the total available amount of the commodity (or time) (...) It implies that if the output of commodity i is unexpectedly high at time t , then inputs of commodity i in all of its employments will also be unexpectedly high at time t »⁸. On peut se demander si une telle souplesse n'est pas excessive par rapport à la réalité économique.

La variable λ n'a pas les mêmes propriétés que chez Kydland-Prescott ; elle est plus abstraite. Elle vise simplement de soumettre la production à des chocs sans nécessairement simuler le comportement qu'on attribue au progrès technique : le progrès technique de Kydland-Prescott est un type particulier de choc aléatoire, mais pour les besoins de la cause, les auteurs privilégient ici un type encore plus aléatoire. Les valeurs de λ_t à travers le temps sont indépendantes entre elles ; leur distribution probabiliste est immuable. Le but est d'assurer que les co-mouvements et la persistance que les auteurs espèrent générer soient imputables au système interne de propagation (dont la matrice \mathbf{X}_t est le cœur) et non à d'éventuelles corrélations dont feraient preuve les chocs.

Pour éclairer le co-mouvement, les auteurs ont divisé l'économie en six secteurs : l'agriculture, les mines, la construction, la manufacture, le secteur du transport et du commerce ainsi que les services. A partir des statistiques de l'économie américaine de l'année 1967, ils ont calculé les a_{ij} de la formule (8.43). Ces a_{ij} sont disposés en une matrice appelée \mathbf{A} . De la fonction de production et des règles de décision, les auteurs déduisent :

$$\mathbf{y}_{t+1} = \mathbf{A} \cdot \mathbf{y}_t + \mathbf{k} + \boldsymbol{\eta}_{t+1} \quad (8.44)$$

où \mathbf{y} et $\boldsymbol{\eta}$ sont les logarithmes respectivement de la production \mathbf{Y} et des chocs technologique λ et où \mathbf{k} est une constante liée aux préférences. Toutes ces variables sont des vecteurs sauf \mathbf{A} qui est une matrice. Cette équation montre que si un produit augmente fortement de \mathbf{y}_{t-1} à \mathbf{y}_t , la production des biens pour lesquels il est un input important haussera de \mathbf{y}_t à \mathbf{y}_{t+1} .

Long et Plosser soumettent chacun des six secteurs à une impulsion unitaire pour en observer la propagation. Un développement de l'équation (8.44) leur permet de pister l'effet en provenance de chaque secteur vers chacun des autres. Ils observent ainsi que

⁸ Long & Plosser [233] pp. 48-49.

le secteur qui subit l'impulsion connaît habituellement une fluctuation plus ample que les autres ; les autres secteurs réagissent avec un certain retard, de façon progressive sur deux ou trois périodes. Les secteurs miniers, agricoles et manufacturier ont connu des fluctuations plus amples que les autres, comme dans l'économie réelle. Les résultats en matière de propagation et de persistance s'avèrent satisfaisants.

Quoi que leur modèle génère une fluctuation cyclique de la variable travail (n_t chez Kydland-Prescott et L_t chez Long et Plosser), le chômage en est le grand absent. La faiblesse de l'emploi qui s'y manifeste en basse conjoncture ne signifie pas qu'une partie des salariés est déclassée mais que tous réduisent le nombre d'heures de travail.

Dans son article « Indivisible Labor and the Business Cycle » (1985), **Gary Hansen** commence par cette constatation: "Equilibrium theories of the business cycle, such as Kydland and Prescott (1982) and Lucas (1977), have been criticized for failing to account for some important labor market phenomena. These include the existence of unemployed workers, fluctuations in the rate of unemployment, and the observation that fluctuations in hours worked are large relatively to productivity fluctuations"⁹. Il observe également que l'hypothèse d'une substituabilité intertemporelle du loisir élevée est contredite par des études microéconomiques.

Hansen veut montrer qu'il est possible de construire un modèle RBC qui intègre ces aspects de la réalité et qu'un tel modèle se comporte mieux du point de vue statistique. Dans le modèle de Hansen, le travail est *indivisible*, c'est-à-dire que chaque employé doit travailler le nombre d'heures qui est la norme ; la seule alternative est de ne pas travailler. La perspective est binaire : travail à temps plein ou chômage complet.

Hansen justifie son hypothèse de l'indivisibilité. D'une part, statistiquement. Selon certaines études, 55% de la variance de la quantité de travail agrégée serait due à la variation du nombre de travailleurs employés, 20% à la variation des heures de travail¹⁰ par employé et le reste à la covariance.

Du point de vue théorique, deux explications sont possibles :

- Sur le plan de la DEMANDE : la productivité marginale du travail d'un individu serait croissante les premières heures avant de décroître. La fonction de production serait alors partiellement convexe, partiellement concave.
- Sur le plan de l'OFFRE : les coûts fixes liés au travail (longs déplacements par exemple) peuvent inciter l'individu à préférer les situations extrêmes de travail à temps plein ou de non-travail à une situation intermédiaire. Il s'agit d'une *non-convexité* dans les préférences. C'est cette situation que postulera le modèle de Hansen.

L'article présente deux modèles RBC en tous points identiques, sauf que dans le premier, le travail est divisible alors qu'il est indivisible dans le second. Le premier est dans la ligne de ce que nous avons vu ci-avant. Nous limiterons ici l'exposé au second

⁹ Hansen [130] p. 309

¹⁰ Selon la terminologie en vigueur, il y a *ajustement à la marge intensive* lorsque la quantité de travail s'ajuste par les heures de prestation ; il y a *ajustement à la marge extensive* lorsqu'elle s'ajuste par le nombre de personnes employées.

dans ce qu'il a de spécifique ; nous verrons ensuite la comparaison de leurs performances.

D'emblée, une difficulté surgit. Il s'agit d'un modèle d'équilibre général. Mais nous savons que l'existence de cet équilibre nécessite la convexité de l'ensemble des consommations possibles (y compris celle de loisir). Or l'indivisibilité du travail contrevient à cette convexité. La difficulté est contournée par un artifice : les transactions portent sur des loteries. Le contrat de travail, c'est une probabilité α de travailler une fraction h_0 ou $1-\alpha$ de ne pas travailler. Le choix du ménage porte sur la valeur de α , mais comme tous les ménages sont supposés identiques, une valeur unique de α émerge du marché. A chaque période, un tirage au sort départage ceux qui travailleront et ceux qui chômeront. Une autre caractéristique étonnante de ce marché est que tous, chômeurs comme travailleurs, percevront le même salaire. Hansen remarque que son système revient au même que la situation pas inhabituelle où les entreprises ne payeraient que les heures réellement prestées et où tous les salariés contracteraient une assurance individuelle complète contre le chômage. Hansen démontre que dans ce cas, contracter cette assurance serait le choix normal de tous les intéressés.

Hansen insiste sur un résultat particulier de son modèle : l'élasticité de substitution intertemporelle du loisir est infinie au niveau agrégé, peu importe la valeur de cette élasticité chez les individus qui composent l'économie. Ceci permet au modèle de renoncer à cette hypothèse contestée que les ménages ont une élasticité de substitution élevée à cet égard.

Hansen opère des simulations avec ses deux modèles pour générer des séries chronologiques ; il compare ensuite les caractéristiques statistiques des séries, d'une part entre les deux modèles et d'autre part avec ces mêmes caractéristiques des données réelles de l'économie américaine. A part la dualité des modèles testés, la démarche est proche de celle de Kydland et Prescott.

Les deux principales constatations sont :

- L'économie à travail indivisible connaît des fluctuations de magnitude supérieure à celles de l'économie à travail divisible. Elles sont toutefois encore inférieures à celles de l'économie réelle, mais Hansen pense que ce dernier écart pourrait être dû à des erreurs de mesure.
- Chez Kydland et Prescott, les variations des heures travaillées étaient trop faibles par rapport à celles de la productivité. Cette faiblesse est confirmée dans le présent modèle à travail divisible. Par contre, le rapport de la variation des heures travaillées sur la variation de la productivité est sensiblement supérieur dans l'économie à travail indivisible. En fait ce ratio pour l'économie réelle se situe entre les valeurs dans les deux économies artificielles. Selon l'auteur, ceci est aisément explicable : l'économie réelle combine les ajustements à la marge intensive (heures supplémentaires, temps partiel) et à la marge extensive. Idéalement, le modèle devrait également les associer.

Dans leur article « Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations » (1992), **Christiano et Eichenbaum** s'attaquent à une autre

lacune de ces modèles : ils surestiment largement la corrélation positive¹¹ entre le volume des heures travaillées et le salaire réel (ainsi que la productivité du travail). Alors que les études empiriques révèlent une corrélation proche de zéro. Le salaire n'apparaît certes pas parmi les variables macroéconomiques testées par Kydland et Prescott, mais leur modèle rend la productivité très procycliques ; or le salaire réel est censé s'aligner sur la productivité marginale.

Trop centrés sur la technologie, les modèles RBC précédents ne faisaient varier l'emploi (en heures ou en hommes) que par le seul canal de la demande de travail, correspondant à la courbe de productivité marginale. Lorsqu'un choc positif élève cette courbe, elle rencontre la courbe d'offre de travail à la fois plus haut (salaire) et plus à droite (emploi). Si les variations de la demande de travail étaient accompagnées de variations de l'offre allant dans le même sens, les fluctuations de l'emploi seraient amplifiées et celles du salaire modérées. Pour introduire ces variations de l'offre, les auteurs ont besoin de l'irruption d'un autre type de chocs qui se combinent avec les chocs technologiques ; ils envisagent plusieurs « candidats » : changements dans la fiscalité, changements démographiques, innovations dans l'offre de monnaie, dépenses gouvernementales erratiques. C'est ce dernier type de choc que Christiano et Eichenbaum retiennent.

La contribution de Christiano et Eichenbaum s'inscrit dans la droite ligne de celles de Hansen, Kydland et Prescott. La particularité essentielle est l'intervention d'une variable g_t représentant la consommation publique (à l'exclusion des investissements publics). Les chocs technologiques demeurent ; il y a donc deux sources de chocs au lieu d'une.

L'effet des dépenses publiques sur la production et l'emploi s'inspire d'une conception alambiquée et peu intuitive exposée par Barro dans un article en 1981. Comme les modèles précédents, celui-ci se place dans la peau d'un planificateur qui maximise une fonction d'utilité moyennant la contrainte de la fonction de production. L'utilité augmente avec les services de la consommation c_t et diminue avec la perte de loisir occasionnée par le travail. Les services de la consommation sont explicités par l'équation :

$$c_t = c_{pt} + \alpha g_t \quad (8.45)$$

La variable c_{pt} représente la consommation privée directe et le paramètre $1 \leq \alpha < 1$ représente l'impact des dépenses publiques g_t sur l'utilité marginale de la consommation privée. Si $\alpha = 1$, consommations privée et publique sont de parfaits substituts ; si $\alpha = 0$, la consommation publique obère intégralement les services de la consommation. Probablement, α est compris entre 0 et 1. Les modèles RBC vus précédemment ne reconnaissaient aucun effet aux dépenses publiques ; implicitement, cela revenait à présumer que $\alpha = 1$. Lorsque $\alpha < 1$, "agents respond to an increase in government consumption as if they had suffered a reduction in their wealth"¹². Ce qui incitera à travailler plus puisque le loisir est un *bien normal*. Voilà comment les dépenses publiques affectent positivement la production et l'emploi.

¹¹ Les auteurs font référence à Dunlop et Tarshis qui avaient amené à corriger le sens de cette corrélation. Ici, l'ampleur de la corrélation est revue à la baisse.

¹² Christiano & Eichenbaum [49] p. 435.

Comme le montrent les équations (8.46-A) et (8.46-B), les chocs des dépenses gouvernementales sont aléatoires, mais sont caractérisés par de la persistance et par une relation avec les chocs technologiques qui permet une certaine synchronisation :

$$g_t = g_t^\circ \cdot \lambda_t \quad (8.46-A)$$

$$\ln(g_t^\circ) = (1-\rho) \cdot \ln(g^\circ) + \rho \cdot \ln(g_{t-1}^\circ) + \mu_t \quad (8.46-B) \text{ où:}$$

- λ_t représente la technologie dans la fonction de production (neutre-Harrod) et inclut les soubresauts habituels malgré une certaine persistance,
- g_t° représente les dépenses gouvernementales pures, débarrassées de cette influence,
- g° est la moyenne des g_t
- μ_t représente l'« innovation » dans les dépenses gouvernementales.

Les auteurs écrivent : “With this specification, the factors giving rise to permanent shifts in government consumption are the same as those that permanently enhance the economy’s productive ability”¹³.

Christiano et Eichenbaum testent quatre modèles théoriques pour déterminer lequel s’approche le plus de la réalité statistique : travail divisible et α nul, travail divisible et α unitaire, travail indivisible et α nul et travail indivisible avec α unitaire. Il s’avère que le passage de $\alpha = 1$ à $\alpha = 0$ améliore la performance prédictive du modèle. Notamment, la volatilité de l’emploi est gonflée, dans une même proportion que par le passage du travail divisible au travail indivisible. « Nevertheless, even when both effects are operative, the model still underpredicts the volatility of n_t relative to y_t »¹⁴. La corrélation dérangeante entre la productivité et l’emploi est réduite lorsqu’ $\alpha = 0$, alors que l’indivisibilité du travail n’y remédie pas. Mais cette réduction est insuffisante pour éviter la surestimation, qui- selon les auteurs- serait le talon d’Achille des modèles RBC.

La théorie du cycle économique réel s’enrichit de nombreux modèles qui intègrent les facteurs évacués par les simplifications propres au modèle de base. Notre analyse se limite aux extensions principales. En voici une dernière : la monnaie était absente de tous les modèles étudiés. Dans leur article « Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle » (1992), **King et Plosser** notent : “These models are often viewed as incomplete or wrong because they do not generate the widely emphasized, but not easily explained, correlation between the quantity of money and real activity. This paper integrates money and banking into real business cycle theory”¹⁵. Voyons d’abord comment ils ont complété le modèle standard et ensuite les résultats statistiques.

A côté du secteur industriel, toujours sujet à des chocs technologiques aléatoires, opère un secteur financier doté d’une fonction de production propre, qui a un prix, un coût et des inputs propres. L’output de ce secteur, la gestion des transactions, est un input supplémentaire dans le secteur industriel. Il entre également comme variable dans la fonction d’utilité des ménages. Le temps dont disposent ceux-ci ne se décompose plus seulement en loisir et travail ; il y a aussi le temps consacré à la gestion, que les

¹³ Christiano & Eichenbaum [49] p. 434

¹⁴ Christiano & Eichenbaum [49] p. 442. Les variables n_t et y_t sont respectivement l’emploi (en heures) et la production.

¹⁵ King & Plosser [188] p. 363

services offerts par le secteur financier ont précisément pour objet de réduire et qui doit être optimisé. A côté des intermédiaires financiers qui offrent leurs services, le gouvernement émet une monnaie fiduciaire qui leur est un substitut (certes imparfait). Outre fonction de gestion des paiements, le secteur financier prête aux entreprises et se finance par des dépôts ; les ménages répartissent leur épargne entre les dépôts bancaires et l'investissement direct. Les auteurs recourent à nombre de simplifications qu'il serait fastidieux d'énumérer ici ; je mentionne toutefois celle qui fait des dépôts (en valeur réelle) une fonction linéaire du volume des transactions.

Les auteurs n'introduisent la monnaie fiduciaire dans le modèle que dans une deuxième phase, avant laquelle les transactions ne se pratiquent que de compte à compte en valeur réelle. Dès cette phase préalable, les auteurs constatent que les fluctuations de la production entraînent dans leur sillage celles du crédit et des transactions et, partant, celles des dépôts. Cette constatation est importante pour les conclusions qui seront tirées du modèle.

La fonction de demande de monnaie (fiduciaire) est une demande d'encaisse réelle :

$$l_t = l_t(y_t, R_t, \rho_t, w_t) \quad (8.47)$$

Elle est entièrement déduite du processus d'optimisation par les ménages ; elle augmente avec le revenu réel y_t , générateur de transactions, diminue avec l'intérêt des obligations R_t , augmente avec le coût des opérations bancaires ρ_t ainsi qu'avec le salaire réel w_t , coût d'opportunité du temps consacré aux transactions.

« For clarity, the bulk of the discussion is conducted under the assumption that the treasury-central bank maintains a policy of controlling the issue of nominal currency so that the stock of currency ($C_t = P_t c_t$) is an exogenous random variable »¹⁶. Dans ce cas,

le niveau général des prix est déterminé par l'égalisation de l'offre de monnaie avec la demande :

$$P_t = C_t / l_t \quad (8.48)$$

Le modèle attribue à un choc technologique positif imprévu le résultat d'accroître la production et- plus étonnamment- de diminuer le rendement réel des actifs. Quoi qu'il en soit, ces deux facteurs, via les équations 8.47 et 8.48 concourent à accroître la demande de monnaie et donc à diminuer le niveau des prix. Le tableau est donc celui d'un niveau des prix contracyclique. Les auteurs reconnaissent le caractère contestable de ce résultat et suggèrent même les moyens de résoudre la contradiction :

- Paramétrer les chocs technologiques de telle façon qu'avec une persistance plus élevée, les chocs positifs améliorent le rendement des actifs
- Supposer que les autorités mènent une politique tendant à accroître l'offre de monnaie de base lorsque le revenu augmente.

King et Plosser testent empiriquement leur modèle. A propos de la corrélation entre agrégats réels et agrégats nominaux, leurs conclusions sont :

¹⁶ King & Plosser [188] p. 369. Les auteurs analyseront ensuite une structure financière plus complexe et plus proche de la réalité distinguant les banques des autres intermédiaires financiers et combinant monnaie de base, monnaie interne et monnaie externe ainsi que le contrôle indirect du stock monétaire au moyen de réserves obligatoires.

- Dans l'économie réelle, le revenu réel est plus corrélé avec la monnaie INTERNE qu'avec les autres agrégats monétaires. Ceci cadre parfaitement avec le modèle, compte tenu du rôle important qu'il attribue aux intermédiaires financiers.
- La corrélation entre la monnaie EXTERNE et le revenu réel est certes plus faible mais pas négligeable. Ceci contredit le modèle et met en doute le bien fondé de l'hypothèse que l'émission de monnaie fiduciaire est autonome.

Pour tester l'explication des prix dans leur modèle, les auteurs développent une équation plus complexe à partir de 8.81 et 8.82 sous une forme log-linéaire ; ils en calculent les coefficients par une régression sur les données empiriques. Les coefficients obtenus (et notamment leur signe) ne semblent pas contredire les relations du modèle. L'impact négatif du niveau d'activité sur le niveau des prix se trouve ainsi confirmé indirectement, ce qui paraît assez douteux.

En conclusion, le niveau général des prix est corrélé avec le volume de monnaie EXTERNE alors que le niveau d'activité est corrélé avec le stock de monnaie INTERNE. Mais les sens des deux déterminations sont opposés. La masse monétaire externe DETERMINE le niveau des prix. Le volume de la monnaie interne EST DETERMINE PAR l'activité. King et Plosser semblent accepter le caractère endogène de la monnaie interne. Comme ils l'annoncent dans l'introduction, leur article aboutit à "a class of models that can account for the correlation between money and business cycles in terms that most economists would label reverse causation"¹⁷.

LES CRITIQUES CONTRE LES MODELES RBC

Critiques générales

Les *nouveaux keynésiens* sont évidemment d'ardents critiques des modèles du *cycle économique réel*. Dans son ouvrage « Macroéconomie approfondie », **David Romer** note les lacunes suivantes :

- Les chocs technologiques sont l'élément essentiel. Mais il est généralement difficile d'isoler dans la réalité les innovations à la base de ces chocs. Romer l'illustre par la grande dépression des années trente, dont on ne voit pas quel choc négatif pourrait en être l'origine.
- Le *résidu de Solow* ne semble pas être un bon indicateur des chocs technologiques, car des études montrent qu'il est corrélé à maints facteurs non liés à la technologie. A cette critique, Rebelo, partisan des RBC, répond que certains modèles RBC se sont préoccupés de ce problème : "Introducing mechanisms such as capacity utilization and markup variation in RBC models has two effects. First, these mechanisms make true technology shocks less volatile than TFP. Second, they significantly amplify the effects of technology shocks. This amplification allows models with these mechanisms to generate output volatility similar to the data with much smaller technology shocks"¹⁸.

¹⁷ King & Plosser [188] p. 363

¹⁸ Rebelo [296] p. 222. « TFP » signifie *total factor productivity*, qui sert fréquemment de synonyme au *résidu de Solow*.

- Une substitution intertemporelle du travail très élastique est au centre du mécanisme de propagation. Les études empiriques ne confirment pas l'ampleur conférée à cette variable par les modèles RBC.
- Les modèles RBC impliquent la neutralité de la monnaie.
- Le *calibrage* pose question. Les modèles sont trop élastiques pour que leur test empirique soit parfaitement crédible. Il y a trop de liberté dans le choix des paramètres et des formes fonctionnelles. Les équations peuvent s'adapter trop facilement aux données empiriques¹⁹.

L'article « Real Business Cycles : A New Keynesian Perspective » (1989) de **Mankiw** sort l'artillerie lourde. On y retrouve des critiques mentionnées ci-avant, notamment le mystère entourant les chocs technologiques : “Advocates of real business cycle theories have trouble convincing skeptics that the economy is subject to such large and sudden changes in technology. It is a more standard presumption that the accumulation of knowledge and the concurrent increase in the economy’s technological opportunities take place gradually over time”²⁰. Mankiw reconnaît que le résidu de Solow est à la fois très variable et procyclique. Mais il en impute la cause à des comportements hors fonction de production, comme la *rétenion de main d’œuvre*. Or, sans le résidu de Solow, il n’y a pas d’indice de chocs technologiques. C’est encore plus vrai des chocs négatifs ; l’observateur attentif qu’est Mankiw n’en décèle nulle trace.

Que les ménages choisissent de varier régulièrement leur offre de travail est également douteux. Comment expliquer des fluctuations aussi considérables alors que celles du salaire, facteur de motivation, sont très modérés ? Face à une variation temporaire du salaire, le ménage devrait redistribuer son loisir dans le temps de façon hyper-réactive. C’est à la fois peu plausible et non corroboré par les études sur ce sujet. En outre, la planification optimale d’une action impliquant un revenu doit nécessairement tenir compte du taux d’intérêt. L’introspection suffit à se convaincre que nous établissons notre offre de travail individuelle sans nous en soucier. “While economists can easily convince laymen and students that the quantity of apples demanded depends on the price of apples, it is much harder to convince them that labor supply depends on the real interest rate”²¹.

Mankiw s’en prend également au caractère Pareto-optimal du cycle dans toutes ses phases: “Of all the implications of real business cycle theories, the optimality of economic fluctuations is perhaps the most shocking. It seems undeniable that the level of welfare is lower in a recession than in the boom that preceded it”²². L’idée que cette régression soit imputable au déclin des capacités technologiques est peu crédible. Puisque les modèles RBC considèrent l’optimalité de l’économie comme permanente, toute tentative de l’Etat de mener une politique stabilisatrice est vouée à l’inefficacité ; l’entrave à la main invisible ferait même empirer la situation. Ce qui fait dire à

¹⁹ La très paradoxale confirmation empirique par King et Plosser que le niveau de prix serait contracyclique, n’illustrerait-elle pas cette faiblesse ?

²⁰ Mankiw [251] p. 83

²¹ Mankiw [251] p. 86

²² Mankiw [251] p. 83

Mankiw : « Moreover, to the extent that it trivializes the social cost of observed fluctuations, real business cycle theory is potentially dangerous ».

Le modèle intersectoriel de Long et Plosser est également visé. Les chocs technologiques sectoriels ne peuvent survenir dans beaucoup de secteurs simultanément ; sinon, par la loi des grands nombres, il se neutraliseraient mutuellement. Pour contrer cet argument, certains défenseurs des RBC avancent que les déplacements de la main d'œuvre d'un secteur subissant un choc négatif vers d'autres secteurs nécessitent un délai d'ajustement. Le chômage caractéristique de la récession serait alors une vague de chômage frictionnel causé par un afflux de chocs négatifs, que les chocs positifs n'épongeront qu'avec retard. Mankiw relève deux constatations empiriques qui contredisent ce scénario ;

- Que le chômage résulte du souhait de changer d'emploi suppose que son pic coïncide avec celui des offres d'emploi insatisfaites ; or l'inverse est vrai.
- Empiriquement, la mobilité intersectorielle du travail s'avère fortement procyclique.

Controverse relative aux effets des chocs technologiques sur l'emploi

En 1999 paraît un article qui s'est révélé particulièrement influent : « Technology, Employment and Business Cycle : Do Technological Shocks Explain Aggregate Fluctuations ? » L'auteur, Jordi **Gali**, nouveau keynésien, conteste les résultats traditionnels des modèles RBC, tout particulièrement à l'aide de cette idée neuve : loin d'augmenter les heures ouvrées, les chocs technologiques leur imposent une baisse temporaire, suivie d'un retour graduel à la normale. L'article comporte deux parties : un modèle théorique aboutissant à ce résultat et une analyse des données empiriques qui le conforte et contredit donc les conclusions des études RBC.

Voyons d'abord le modèle théorique ; il inclut des éléments absents des modèles RBC mais chers aux nouveaux keynésiens. L'économie est soumise à la fois à des chocs technologiques et des chocs monétaires. On est en concurrence monopolistique : il y a une entreprise par produit. La rigidité nominale des prix est évidemment présente : les firmes fixent leur prix avant la survenance des chocs et ne l'adaptent plus. Le travail fait l'objet d'une double variable : le nombre d'heures et le niveau d'effort, ayant chacune sa rémunération propre. Le rôle de la variable *effort* est de permettre une variation de la productivité en réponse à un choc non technologique. L'effort apparaît comme un facteur dans la fonction de production et comme une source de désutilité dans la fonction de bien-être. Pour le choc technologique et le choc monétaire, on a respectivement les équations :

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} \cdot E(\eta_t) \quad (8.49-A)$$

$$M_t = M_{t-1} \cdot E(\varepsilon_t + \gamma \eta_t) \quad (8.49-B)$$

La variable λ_t est l'index technologique habituel de la fonction de production et η_t est son taux d'accroissement par rapport à la période précédente, qui suit une *loi normale*. L'évolution de la masse monétaire M comporte une composante aléatoire ε mais tente également de satisfaire les besoins supplémentaires générés par η , avec une pondération γ . Je simplifie beaucoup l'exposé et à ce titre, je me permets de ne pas retranscrire la fonction de bien-être ni la fonction de production. En manipulant ces fonctions et d'autres qui les complètent, Gali déduit pour chacune des quatre variables macroéconomiques, p (prix), y (production), n (heures) et x (productivité), une équation de réaction (à l'équilibre) où elle est fonction à la fois de ε et η . Les

coefficients de ε et η dans ces équations, et tout particulièrement leur signe, dépendent évidemment des paramètres des équations de base : fonction d'utilité, fonction de production et chocs.

Gali combine plusieurs de ces paramètres en une variable φ , plutôt abstraite, qu'il caractérise ainsi : « short run increasing return to labor »²³.

L'interprétation des équations de réaction nous apprend que :

- Un choc MONÉTAIRE positif non anticipé a un effet définitif : l'accroissement de p . Il a également un triple effet transitoire : il pousse y et n à la hausse. Quant à x , il l'augmente si $\varphi > 1$.
- Un choc TECHNOLOGIQUE positif entraîne une hausse permanente de y et de x . Le niveau des prix p baissera de façon permanente si le facteur d'adaptation de la masse monétaire γ n'est pas trop élevé. Quant à n , dans les mêmes conditions, il subira une baisse transitoire.

Ce dernier résultat, le plus novateur, mérite un commentaire éclairant sa rationalité. Si la monnaie est fortement exogène et si le niveau des prix est resté inchangé, les encaisses réelles ne varient pas et la demande non plus ; les entreprises ne modifient donc pas leur production ; mais avec une productivité accrue, moins de main d'œuvre suffit.

En calculant les covariances entre Δy et Δn ainsi qu'entre Δy et Δx , Gali conclut que n est procyclique pour autant que le choc monétaire soit suffisamment important par rapport au choc technologique ; x est également procyclique pour autant que $\varphi > 1$. Il s'attaque ensuite à la corrélation entre Δx et Δn , de l'aveux-même de Christiano et Eichenbaum, le talon d'Achille des RBC. Ici, selon Gali, la *covariance inconditionnelle* habituellement utilisée dans les modèles ne permet pas de voir clair ; il recourt à ce qu'il appelle les *covariances conditionnelles* ; il y en a deux : celle qui envisage le choc technologique comme unique impulsion et celle qui envisage le choc monétaire comme unique impulsion. Gali pense qu'une estimation réaliste situe φ entre un et deux et γ entre zéro et un. Dans ces conditions, les covariances conditionnelles du modèle de Gali concluent :

- Choc technologique : corrélation négative entre x et n
- Choc monétaire : corrélation positive entre x et n .

Ce résultat contredit diamétralement celui des théories du cycle économique réel ; Christiano et Eichenbaum avaient ajouté les chocs non technologiques, précisément pour abaisser la corrélation positive excessive produite par les chocs technologiques.

La deuxième partie de l'article traite les données réelles (Etats-Unis 1948-1994). Afin de déterminer lequel des modèles elles valident, les statistiques doivent être traitées pour démêler les parts respectives des chocs technologiques et des chocs non technologiques dans le co-mouvement des heures et de la productivité à analyser : « My approach involves the use of a structural VAR model, identified by the restriction that only technology shocks may have a permanent effect on the level of

²³ Gali [114] p. 253

productivity »²⁴. Gali pense que des chocs technologiques ne peuvent pas être transitoires.

Le traitement statistique est assez complexe et je passe sous silence les hypothèses à caractère technique ; ce sont les résultats qui nous intéressent. Dans le modèle à deux variables (avec les heures non détrendées), la corrélation entre les variations des heures et celles de la productivité fait l'objet des estimations suivantes :

- Corrélation inconditionnelle : -0,26
- Corrélation conditionnelle à un choc technologique : -0,82
- Corrélation conditionnelle à un choc non technologique : 0,26

Ce résultat confirme les prédictions du modèle keynésien de Gali et infirme celles de Christiano et Eichenbaum. Les données relatives aux autres pays du G7, également analysées, mènent à un résultat similaire à l'exception du Japon.

De ces chiffres ressort également que tester un modèle à l'aide de la corrélation inconditionnelle peut induire en erreur. Gali applique ce précepte à la relation entre les variations du PNB et celles de l'emploi en heures. Il calcule les deux corrélations conditionnelles (chocs technologiques et non technologiques). Pour les chocs technologiques, l'indispensable corrélation entre ces deux variables s'avère singulièrement affaiblie ; de quoi douter du rôle des chocs technologiques comme initiateurs du cycle conjoncturel.

L'article « What happens after a technology shock » de Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2003) répond à celui de Gali. Les auteurs répètent leur confiance dans la conclusion des modèles RBC selon laquelle les chocs technologiques ont un effet positif sur l'emploi. Pour le démontrer, ils appliquent aux données réelles un traitement statistique de la même veine que celui de Gali, qui départage les influences respectives des chocs technologiques et non technologiques. L'hypothèse d'identification est la même : seuls les chocs technologiques ont un effet permanent. Il y a toutefois une différence qui s'avère déterminante pour le résultat : Gali corrélait les VARIATIONS de la productivité avec celles des heures travaillées. Ici, c'est le NIVEAU de ces variables qui fait l'objet de l'étude de corrélation. Et effectivement, selon qu'on travaille avec leurs variations ou leurs niveaux, l'effet d'un choc technologique sur les heures travaillées sera inversé. Reste à savoir laquelle des deux démarches est la plus adéquate. Les auteurs argumentent en faveur de la spécification du niveau.

L'article de Gali n'était pas le premier à lancer le débat sur l'effet des chocs technologiques, mais il a servi de catalyseur à son amplification. La toute fin du XXe et le début du XXIe siècles voient l'émergence d'une littérature considérable sur l'importance des chocs technologiques, où voisinent les articles pro- et anti-RBC. L'article "Technology Shocks and Aggregate Fluctuations : How Well Does the RBC Model Fit Postwar US Data ?" de Gali et Rabanal (2004) a précisément pour objet de passer cette littérature en revue. Les auteurs remarquent : "It is not easy to summarize in a few words the wealth of existing evidence nor to agree on definite conclusions of a literature that is still very much ongoing. Nevertheless, it is safe to state that the bulk of the evidence reviewed in the present paper provides little support to the initial claim

²⁴ Gali [114] p. 255. Le *vecteur autorégressif* (VAR) est une méthode statistique pour capturer les interdépendances entre séries temporelles.

of the RBC literature on the central role of technological change as a source of business cycles”²⁵.

*

Les nouveaux classiques: voir extrait 47

²⁵ Gali & Rabanal [115] p. 4