Document généré le 12 oct. 2024 00:58

L'Actualité économique

Approche d'équilibre général stochastique du cycle économique : problèmes et réalisations

The Stochastic General Equilibrium Approach to Business Cycles: Results and Problems

Louis Phaneuf

Volume 62, numéro 1, mars 1986

URI : https://id.erudit.org/iderudit/601362ar
DOI : https://doi.org/10.7202/601362ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Phaneuf, L. (1986). Approche d'équilibre général stochastique du cycle économique : problèmes et réalisations. *L'Actualité économique*, *62*(1), 110–146. https://doi.org/10.7202/601362ar

Résumé de l'article

Ce texte présente et évalue les principaux développements théoriques et empiriques associés à l'approche d'équilibre général stochastique du cycle économique. On discute des fondements de l'approche partant de l'hypothèse du taux naturel de Friedman-Phelps, de la substitution intertemporelle et de la dispersion spatiale des marchés. Les questions de la formation des anticipations et du rôle de la politique monétaire sont également abordées.

Un aspect intéressant de l'exposé repose sur la spécification d'un modèle de référence comprenant la plupart des éléments essentiels pour l'obtention d'un modèle d'équilibre du cycle qui soit plausible. Des modèles connus sont ensuite dérivés en imposant des restrictions sur certains paramètres du modèle de référence. L'analyse de ces modèles permet l'identification de propositions qui ont été l'objet d'intensifs efforts d'évaluation. Les difficultés empiriques de l'approche sont analysées.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1986

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

L'Actualité Économique, Revue d'analyse économique, vol. 62 no 1, mars 1986

Approche d'équilibre général stochastique du cycle économique : problèmes et réalisations

Louis PHANEUF
Département des sciences économiques,
Université du Québec à Montréal

Ce texte présente et évalue les principaux développements théoriques et empiriques associés à l'approche d'équilibre général stochastique du cycle économique. On discute des fondements de l'approche partant de l'hypothèse du taux naturel de Friedman-Phelps, de la substitution intertemporelle et de la dispersion spatiale des marchés. Les questions de la formation des anticipations et du rôle de la politique monétaire sont également abordées.

Un aspect intéressant de l'exposé repose sur la spécification d'un modèle de référence comprenant la plupart des éléments essentiels pour l'obtention d'un modèle d'équilibre du cycle qui soit plausible. Des modèles connus sont ensuite dérivés en imposant des restrictions sur certains paramètres du modèle de référence. L'analyse de ces modèles permet l'identification de propositions qui ont été l'objet d'intensifs efforts d'évaluation. Les difficultés empiriques de l'approche sont analysées.

The Stochastic General Equilibrium Approach to Business Cycles: Results and Problems. — This paper presents and evaluates recent developments in the general equilibrium approach to business cycles. It discusses the foundations of the approach: the Friedman-Phelps natural rate hypothesis, intertemporal substitution and spatial distribution of markets. It also covers expectations and the role of monetary policy.

One interesting aspect of the paper is the specification of a reference model that contains most of the features of a realistic model of the cycle. Well known models are derived by imposing restrictions on the values of some parameters of the reference model. These restricted versions are then used to derive many of the propositions that have been extensively tested. The empirical problems of the approach are analyzed.

L'auteur tient à remercier Yvon Fauvel, Pierre Fortin, Lloyd Paquin et Francis Taurand pour leurs commentaires et suggestions.

Au cours des quinze dernières années, un nombre considérable d'efforts ont été déployés en vue de modéliser le cycle économique comme un phénomène d'équilibre général. Cette conception du cycle contraste de façon frappante avec la vision keynésienne selon laquelle les fluctuations de la production et de l'emploi autour de leurs tendances résultent de situations de déséquilibre qui persistent et ne s'éliminent que graduellement en raison de rigidités de prix et d'imperfections de marchés.

Le principal objectif de la théorie d'équilibre stochastique du cycle, ou « nouvelle macroéconomie classique »[1], est de rationaliser un certain nombre de faits généralement observés au cours du cycle[2], sans toutefois recourir à une hypothèse d'ajustement graduel des prix ou à un traitement *ad hoc* de la résolution des problèmes d'incertitude.

De l'avis des défenseurs de cette approche, sa supériorité repose sur la réconciliation qu'elle propose de certaines corrélations empiriques pertinentes rencontrées au cours du cycle avec la théorie des choix individuels. Les modèles d'équilibre stochastique du cycle économique contiennent trois ingrédients essentiels. Premièrement, la parfaite flexibilité de tous les prix assure un équilibre général continu des marchés et l'épuisement de toutes les transactions perçues comme mutuellement avantageuses. Deuxièmement, l'hypothèse de contraintes sur la disponibilité d'information courante agrégée constitue une limitation au plan de l'information, à l'origine de la corrélation positive généralement observée entre les agrégats monétaires et les variables réelles du système. Une troisième caractéristique importante est que le processus de formation des attentes est rationnel au sens de Muth (1961).

L'approche d'équilibre du cycle s'est développée en un imposant programme de recherche qui a permis l'identification d'un riche ensemble de propositions à tester. Dans le présent exposé, nous présentons une évaluation des principaux développements théoriques et empiriques qui lui sont associés.

La discussion est surtout axée sur l'explication du caractère généralement procyclique des agrégats monétaires et de la persistance de l'effet des chocs sur les variables réelles de l'économie. Nous insistons sur l'importante distinction d'abord introduite par Frisch (1965) et reprise ensuite par Lucas et Sargent (1978) entre facteurs d'impulsion (sources) et mécanismes de propagation (persistance) du cycle économique. Nous tentons de faire ressortir les réalisations et les problèmes de l'approche.

Le plan de l'exposé est le suivant : la section 1 présente les fondements de l'approche d'équilibre général du cycle économique. La section 2

1. Cette expression fut d'abord utilisée par Lucas et Sargent (1978, p. 60).
2. Lucas (1977, p. 9) énumère plusieurs de ces faits caractéristiques.

discute de différentes hypothèses concernant le processus de formation des attentes. Nous dérivons, dans la section 3, la proposition de neutralité de la politique monétaire systématique dans un modèle dont la structure de base est keynésienne mais qui incorpore l'hypothèse des attentes rationnelles au sens de Muth (HAR). Dans la section 4, beaucoup plus longue, nous développons un modèle de référence d'équilibre général dans lequel la dispersion spatiale des marchés, la substitution intertemporelle et l'HAR jouent un rôle de premier plan. Certains modèles connus sont ensuite dérivés à partir du modèle de référence et leur examen permet l'identification d'un ensemble de propositions théoriques à tester. La section 5, très courte, traite de la question des effets de persistance et, plus particulièrement, des mécanismes de propagation de l'effet des chocs. Dans la section 6, également très élaborée, nous dressons un bilan empirique du rendement de l'approche d'équilibre du cycle. Enfin, la section 7 ajoute quelques remarques finales.

1. FONDEMENTS DE L'APPROCHE D'ÉQUILIBRE GÉNÉRAL DU CYCLE ÉCONOMIQUE

Au cours de la deuxième moitié des années soixante, un certain nombre de modèles ont été développés en vue de fournir une théorie des fluctuations économiques qui soit compatible avec les choix individuels d'agents qui optimisent dans un univers d'équilibre général où l'information est imparfaite. Comme le mentionne Lucas (1981, p.2), l'objectif n'était pas d'attaquer l'orthodoxie keynésienne, mais bien d'y contribuer par l'étude des fondements microéconomiques du secteur de la détermination des salaires et des prix des modèles macroéconométriques.

La plupart de ces travaux avaient comme objet principal une reformulation de la théorie de l'offre macroéconomique et ont exercé une influence déterminante sur les développements de la théorie d'équilibre du cycle depuis le début des années '70. Les trois piliers principaux sont l'hypothèse du taux naturel, la substitution intertemporelle et la dispersion spatiale des marchés.

L'hypothèse du taux naturel

Phelps (1967) et Friedman (1968) ont amorcé une reconstruction majeure du secteur de l'offre globale. Dans son important discours présidentiel au congrès de l'Association américaine d'économique, Friedman discute d'un modèle d'équilibre général où les agents ont des besoins asymétriques d'information. Dans ce modèle, les firmes embauchent jusqu'à l'égalité entre le produit physique marginal du facteur travail et le salaire réel. Chaque firme dégonfle le salaire nominal par l'indice du prix de vente de sa production finale. Employeurs et employés sont continuellement informés de la valeur de cet indice de prix. Cependant, les of-

freurs de travail fondent leurs décisions sur une comparaison du salaire nominal connu et de l'indice général des prix, dont la valeur courante n'est pas connue. La quantité de travail offerte dépend ainsi du salaire réel *perçu* par les offreurs individuels. Les agents doivent inférer l'information manquante : les attentes du niveau général des prix de la période courante sont d'ailleurs supposées statiques [Friedman (1968), p. 10)].

Plusieurs conséquences importantes découlent de ces hypothèses. D'abord, les déviations positives (négatives) du taux observé de chômage par rapport au taux d'équilibre de long terme ou taux naturel[3], sont liées aux erreurs négatives (positives) de perception[4] du niveau général des prix. Toute stratégie de politique économique dont l'objectif serait d'assurer le maintien d'un écart permanent entre le taux réalisé de chômage et le taux naturel serait insoutenable. Par exemple, dans un contexte inflationniste, le maintien prolongé du taux observé de chômage en-dessous du taux naturel s'accompagnerait d'une accélération continue des taux réalisés d'inflation en raison de la révision régulière des attentes inflationnistes. Il ne peut y avoir de relation permanente d'arbitrage entre le chômage et l'inflation. À long terme, lorsque l'information est complète et que les attentes se réalisent, le taux observé de chômage coïncide avec le taux naturel.

La fonction d'offre globale de biens et de services peut s'exprimer de la façon suivante :

$$y_t = \bar{y} + \gamma(p_t - p_t^*) + u_t, \quad \gamma > 0 \tag{1}$$

où les variables sont exprimées sous forme logarithmique ; y représente le niveau réalisé de la production, $\bar{y}$, la production naturelle ou normale[5], p, l'indice général des prix, p^*, l'attente du niveau agrégé des prix pour la période t et u, un choc d'offre de moyenne nulle, non autocorrélé et de variance σ_u^2.

Les attentes étant statiques, l'erreur de perception est systématiquement affectée par la politique monétaire. Plus spécifiquement, l'erreur courante dépend des taux de variation courant et passés du stock nominal de monnaie. Ce modèle offre une explication de la corrélation positive généralement observée entre la production et les agrégats monétaires et de la persistance de l'effet des chocs passés sur les variables courantes du système, nominales ou réelles.

3. Dans le présent contexte, il s'agit également du taux de chômage correspondant à une situation d'information parfaite ou complète.

4. L'expression erreur de perception est préférée à erreur d'anticipation parce que cette dernière comporte une idée de prévision future qui est absente du présent modèle.

5. Par souci de simplicité, nous supposerons que la production naturelle ou normale est égale à une constante.

Substitution intertemporelle.

Lucas et Rapping (1969) élaborent un modèle où les variations cycliques de l'emploi reflètent principalement la réponse intertemporelle de la quantité de travail offerte à des changements transitoires du taux courant de salaire réel par rapport au taux futur anticipé ou taux normal. Leur analyse permet la dérivation de la fonction d'offre de travail suivante[6] :

$$n_t^o = \beta_0 + \beta_1(w_t - \hat{w}_t) + \beta_2\hat{w}_t + \beta_3[r_t - (\hat{p}_t - p_t)] - \beta_4(a_t - p_t) \quad (2)$$

où n^o est la quantité offerte de travail, w et $\hat{w}$ représentent respectivement le taux observé de salaire réel et le taux anticipé de salaire réel futur ou taux normal, r, le taux d'intérêt nominal (qui n'est pas sous forme logarithmique), $\hat{p}$, le niveau anticipé des prix futurs, a, la richesse nominale, et les β_i, des paramètres positifs lorsque $i = 1, 3, 4$, et des paramètres dont le signe est indéterminé lorsque $i = 0, 2$.

La relation (2) indique qu'un taux courant de salaire réel temporairement avantageux par rapport au taux normal ou permanent, induira un plus grand effort de travail lors de la période courante en raison du caractère inhabituel et purement transitoire du gain salarial. L'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire réel permanent est théoriquement ambiguë, l'effet de revenu pouvant dominer l'effet de substitution[7]. La quantité de travail offerte dépend également du taux anticipé de rendement réel. Tout modèle qui s'appuie sur la substitution intertemporelle fait intervenir la réponse des heures de travail offertes à une variable qui s'apparente au taux d'intérêt réel et qui représente le moyen par lequel l'effort de travail courant est transformé en consommation future. Un taux anticipé de rendement réel plus élevé (à richesse réelle constante), incite les agents à offrir davantage de travail lors de la période courante et à se procurer des actifs financiers à cause de la plus grande rentabilité économique associée au transfert intertemporel des activités de consommation. Enfin, un accroissement de la richesse réelle devrait exercer un effet négatif sur l'offre de travail pour les motifs habituels.

---

6. Lucas et Rapping obtiennent l'équation (2) de la manière suivante : ils maximisent d'abord une fonction d'utilité sous contrainte et dérivent la fonction d'offre de travail $N^o = F[S, \hat{S}/(1+r), P, \hat{P}/(1+r), A]$, où S et $\hat{S}b$ représentent respectivement le taux courant de salaire nominal et le taux anticipé de salaire nominal futur. Lorsqu'on dégonfle par P, cette fonction devient alors $N^o = F[S/P, \hat{S}/P(1+r), 1, \hat{P}/P(1+r), A/P]$. Sous forme logarithmique cette fonction peut être réécrite comme :

$$n_t^o = \beta_0' + \beta_1'(s_t - p_t) - \beta_2'(\hat{s}_t - p_t - r_t) + \beta_3'[r_t - (\hat{p}_t - p_t)] - \beta_4'(a_t - p_t)$$

où $\beta_i' > 0, i = 1, 2, 3, 4$. Après quelques transformations cette équation devient l'équation (2) du texte où

$$\beta_0 \equiv \beta_0', \beta_1 \equiv \beta_1', \beta_2 \equiv \beta_1' - \beta_2', \beta_3 \equiv \beta_2' + \beta_3' \text{ et } \beta_4 \equiv \beta_4'.$$

7. La courbe d'offre de travail est alors à rebroussement (*backward-bending*).

L'analyse de Lucas et Rapping introduit le problème de l'incertitude entourant les conditions économiques futures. La plausibilité de ce type de modèle repose sur l'obtention d'un degré suffisamment élevé de substitution intertemporelle, c'est-à-dire de valeurs relativement élevées des paramètres β_1 ou β_3.

Dispersion spatiale des marchés.

Phelps (1970) propose un modèle où les décisions d'allocation des ressources dépendent également de signaux de prix. Toutefois, la structure de son modèle permet de mieux comprendre le mécanisme par lequel, à la suite d'une perturbation purement nominale, les producteurs en viennent tous à percevoir une modification des prix relatifs et à ajuster la production et l'emploi. Les firmes et les travailleurs opèrent sur une série « d'îles » séparées ou de « localités » distinctes. La circulation de l'information entre les marchés locaux est coûteuse.

Dans ce modèle, où l'accent est mis sur la dispersion spatiale des activités de production et d'échange, les agents possèdent une information complète sur le salaire nominal et l'indice de prix des biens observés sur leurs marchés respectifs au cours de la période courante. Ils reçoivent avec un délai minimal d'une période l'information pertinente sur les variables agrégées du système.

Lors d'une diminution de la demande globale provoquant une baisse uniforme des salaires nominaux locaux et donc du salaire moyen dans l'économie, les agents, ne connaissant pas la valeur des agrégats courants, perçoivent comme partiellement relative la baisse des salaires locaux. Les travailleurs préfèrent accroître volontairement le temps consacré à la recherche d'un emploi sur d'autres marchés. La production et l'emploi diminuent dans chaque « localité ».

Cette représentation de l'économie en marchés distincts, spatialement dispersés, est une abstraction d'une réalité plus complexe où les agents se spécialisent dans un nombre limité d'activités de production et d'échange. Les agents ne possèdent de l'information complète que sur les prix échantillonnés dans le cadre de ces activités. Aucun organisme ne diffuse l'information agrégée courante[8].

Puisque, sur les marchés individuels, certaines décisions dépendent de variables agrégées courantes comme le salaire nominal agrégé ou l'indice général des prix, les agents devront inférer l'information manquante.

8. L'information agrégée peut toutefois être diffusée avec un délai minimal d'une période.

2. LE PROCESSUS DE FORMATION DES ATTENTES.

Le rôle central de l'information imparfaite en tant que source d'impulsion du cycle économique soulève l'importante question du processus par lequel les agents parviennent à chiffrer des variables dont les valeurs courantes ou futures ne sont pas observables. Jusqu'au milieu des années '70, l'hypothèse d'adaptativité des anticipations (HAA) formulée par Cagan (1956) et Nerlove (1958) était privilégiée, tant dans les modèles théoriques que dans les études empiriques. Parce qu'elle permet d'exprimer la valeur anticipée de la variable considérée comme une moyenne géométrique décroissante de ses réalisations passées, l'HAA donne une solution simple et opérationnelle à un problème complexe ; elle est facilement intégrable dans un modèle structurel comportant un nombre considérable de relations de comportement. En ce sens, elle facilite l'estimation de modèles macroéconomiques de grande taille.

Mais, de l'avis de beaucoup, l'HAA est difficilement conciliable avec un comportement d'optimisation de la part des agents économiques. Lucas (1972a, p. 58) a avancé que l'hypothèse du taux naturel et l'HAA étaient « mutuellement contradictoires », cette dernière permettant l'obtention d'une relation d'arbitrage entre le chômage et l'inflation à court et à long terme. Selon lui, l'HAA n'élimine pas la possibilité d'erreurs d'anticipation systématiquement biaisées.

Depuis, plusieurs études ont apporté la confirmation empirique de la verticalité de la courbe de Phillips à long terme au Canada et aux États-Unis [*e.g.* Fortin et Phaneuf (1979) et Gordon (1982)]. Lucas (1972a) et Sargent (1971, 1976) critiquent cependant la méthodologie employée dans ces études en affirmant que l'égalité requise des taux réalisés et anticipés d'inflation à long terme est imposée au lieu de constituer une propriété intrinsèque du modèle.

Quoi qu'il en soit, ces éléments de preuve empirique ne peuvent constituer un test décisif sur la valeur de l'HAA pour au moins deux raisons. Premièrement, même en étant compatibles avec la verticalité de la courbe de Phillips à long terme, ces modèles admettent en effet un laps de temps significatif, le court terme keynésien, au cours duquel les anticipations sont systématiquement biaisées. Il est raisonnable de croire que la recherche du comportement optimal incitera les agents économiques à se départir d'une règle les induisant systématiquement en erreur pour une période de temps non négligeable. Deuxièmement, les tests de stabilité structurelle effectués sur ces relations ne sont pas concluants [*e.g.* Fortin et Newton (1982). Ces problèmes peuvent refléter d'importants changements institutionnels dans l'économie. Lucas (1976), dans son influente contribution sur l'évaluation économétrique de l'effet des politiques économiques, évoque toutefois une autre possibilité. Dans la mesure où les agents exploitent l'information provenant des changements de régimes

de politique économique dans la formulation de leurs attentes, les paramètres des équations conventionnelles de forme réduite ne pourront être stables sur l'ensemble de la période échantillonnale. Les difficultés que rencontrent ces modèles au chapitre de la stabilité structurelle pourraient représenter un élément de preuve contre l'HAA.

Muth (1961) propose un processus alternatif de formation des attentes. Selon lui, les anticipations sont des prédictions informées d'événements non observables et correspondent aux prédictions de la théorie économique pertinente ou « modèle vrai » de l'économie. Lorsqu'elle est utilisée en contexte aléatoire, l'HAR signifie simplement que l'anticipation subjective d'une variable coïncide avec son espérance mathématique conditionnelle à toute l'information disponible. Cette définition n'implique nullement que les agents effectuent le calcul de l'anticipation objective. L'HAR a été introduite en théorie macroéconomique au début des années '70 par Lucas (1972a, b, 1973) et Sargent (1973). Depuis lors, elle s'est élevée au rang d'hypothèse dominante de formation des attentes [Fischer (1980, p. 212)][9].

Une conséquence importante découlant de l'utilisation de l'HAR est que l'erreur de perception (prévision) est orthogonale à tout élément appartenant à l'ensemble d'information disponible au moment de la formulation des attentes. La possibilité de biais systématique est exclue. Il s'agit d'une propriété désirable du point de vue de la recherche du comportement optimal de la part des agents[10].

Lucas (1977, p. 15) soutient que la solution offerte par Muth au problème de la résolution des problèmes d'incertitude est particulièrement appropriée au contexte de l'analyse des cycles économiques puisque ceux-ci sont constitués d'événements dont le caractère répétitif et persistant permet d'envisager l'évaluation des probabilités pertinentes[11].

Malgré son emploi presque généralisé, l'HAR n'est pas exempte de problèmes. L'un des problèmes fondamentaux dans la formulation de l'HAR est l'absence de toute définition exacte du « modèle vrai de l'économie ». La « théorie économique pertinente » est simplement représentée par le modèle de l'utilisateur. Et même si on s'entendait sur la supériorité d'un modèle par rapport aux autres, on pourrait se demander comment

9. Modigliani et Papademos (1978, p. 741) qualifient l'HAR « d'hypothèse raisonnable ». Tobin (1980, pp. 28-29) « présume que le traitement conventionnel des anticipations (HAA) dans les modèles macroéconomiques est inférieur au traitement rationnel (HAR) ».

10. Sargent et Wallace (1976) ajoutent que l'HAR s'accorde avec la pratique habituelle de l'économiste qui suppose que les agents agissent dans leurs meilleurs intérêts individuels.

11. Ce que Knight (1921) appelle une situation de risque, par opposition à une situation d'incertitude.

les agents parviennent à la connaissance du « modèle vrai de l'économie ». Friedman (1979) et De Canio (1979) ont avancé que les processus d'apprentissage habituels pouvaient ne pas conduire à long terme à un système qui s'accorde avec l'hypothèse Muthienne de rationalité. Frydman (1982) et Frydman, Phelps et al. (1983) ont examiné les problèmes de convergence vers un équilibre d'anticipations rationnelles.

3. NEUTRALITÉ MONÉTAIRE ET ATTENTES RATIONNELLES.

Sargent (1973) et Sargent et Wallace (1975, 1976) utilisent l'HAR dans un modèle agrégé dont la structure de base est, pour la demande globale, essentiellement keynésienne. Toutefois le rôle de l'interventionnisme de la politique économique diffère radicalement de celui qu'on retrouve dans les modèles traditionnels. À titre d'exemple, supposons un modèle dont la structure s'apparente à celle du modèle de Sargent et Wallace (1975) et comprenant les relations suivantes:

$$y_t = -\alpha_0[r_t - (E_{t-1}\, p_{t+1} - E_{t-1}\, p_t)] + v_{1t}, \qquad \alpha_0 > 0, \tag{3}$$

$$m_t = p_t + \alpha_1 y_t - \alpha_2 r_t + v_{2t}, \quad \alpha_i > 0, \qquad i = 1, 2, \tag{4}$$

$$y_t = \bar{y} + \gamma(p_t - E_{t-1} p_t) + u_t, \quad \gamma > 0 \tag{5}$$

où $E_{t-1}x_{t+j}$ est l'espérance mathématique de x_{t+j} conditionnelle à l'ensemble d'information disponible à la fin de la période t-1[12]; v_1, v_2, et u représentent des termes aléatoires de moyennes nulles et de variances constantes. Par souci de simplicité l'ordonnée à l'origine et les considérations d'économie ouverte sont omises de chacune des équations de modèle.

L'équation (3) représente une relation de type IS qui capte l'effet du taux d'intérêt réel sur la consommation et l'investissement. Le taux d'intérêt réel s'exprime comme la différence entre le taux d'intérêt nominal et l'anticipation rationnelle du taux d'inflation de la période $t+1$, formée sur la base de l'ensemble d'information disponible à la fin de t-1. L'omission de variables budgétaires vient du fait que, dans ce type de modèle, le traitement de la politique budgétaire est semblable à celui de la politique monétaire. L'équation (4) est une relation de type LM. La demande d'encaisses réelles est fonction du taux d'intérêt nominal et du revenu réel. Enfin, la fonction d'offre agrégée de biens et de services (5) satisfait l'hypothèse du taux naturel de Friedman-Phelps.

La résolution du système d'équations (3), (4) et (5) entraîne que la production est déterminée par le processus suivant (voir l'appendice):

$$y_t = \bar{y} + (\gamma/\psi)[\alpha_0((m_t - E_{t-1}m_t) - v_{2t}) + \alpha_2 v_{1t}] + (\alpha_0/\psi)u_t \tag{6}$$

12. Cette définition implique la connaissance de la structure déterministe et des propriétés aléatoires du modèle utilisé.

où $\psi \equiv \gamma(\alpha_2 + \alpha_0\alpha_1) + \alpha_0$. Les déviations de la production réalisée par rapport à son niveau naturel dépendent seulement des chocs aléatoires et de la politique monétaire non anticipée[13].

Ceci nous amène à discuter d'un autre aspect important des modèles à attentes rationnelles. Dans ces modèles, la politique monétaire n'est pas perçue comme une suite d'actions sans relation les unes avec les autres. Elle est plutôt représentée par un processus systématique duquel les autorités peuvent s'écarter aléatoirement[14]. La croissance monétaire observe une règle décisionnelle ou fonction de réaction, composée de deux parties : l'une reflétant un comportement maintenu ou systématique de la part des autorités monétaires et l'autre, un comportement innovateur ou transitoire.

Comme le suggère l'équation (6), la distribution de probabilité des variables réelles du système est indépendante de tout comportement monétaire déterministe. Il s'agit de la proposition de neutralité de la politique monétaire systématique. Seule l'innovation monétaire peut avoir un effet sur les déviations cycliques des variables réelles. En effet, la proposition de neutralité ne s'applique pas aux politiques économiques à caractère occasionnel ou aux phases de transition qui s'écoulent entre les changements de régime de politique économique [Taylor (1975)][15]. Certes, la politique monétaire systématique peut exercer des effets de croissance économique [Fischer (1979a, b, 1980) et Tobin et Buiter (1980)]. Mais ce type de non-neutralité n'exerce aucune influence sur l'écart entre la production réalisée et son niveau naturel. Or, notre discussion se limite aux effets cycliques de la politique monétaire.

Les modèles agrégés de ce genre ont été développés comme des contre-exemples face aux résultats keynésiens orthodoxes. Ils illustrent la vulnérabilité des analyses traditionnelles du type « courbe de Phillips » à une modification du processus de formation des attentes. Toutefois, de tels modèles ne sont pas véritablement représentatifs de l'approche d'équilibre du cycle économique[16]. En effet, dans les modèles de Friedman (1968) et de Phelps (1970), les agents sont continuellement informés de la

13. Dans ce modèle, les agents ne possèdent pas d'éléments courants d'information. Le terme $(m_t - E_{t-1}m_t)$ représente une erreur d'anticipation d'une période et non une erreur de perception.

14. L'idée selon laquelle la politique monétaire obéit à une règle est peu controversée. Le débat entourant l'utilisation de règles au lieu de l'adoption d'un comportement discrétionnaire en matière de politique économique porte maintenant sur le choix de règles fixes ou de règles flexibles [Fischer (1980) et Buiter (1981)].

15. Ici, un changement de régime prend la forme d'une modification de la partie déterministe de la fonction de réaction monétaire.

16. D'ailleurs, le modèle contractuel de Fischer (1977) dans le cas de contrats salariaux d'une durée d'une période, produit également le résultat de neutralité de la politique monétaire systématique.

valeur des indices de prix concernant leurs activités individuelles de production et d'échange. Bien qu'ils ne possèdent pas d'information courante sur les agrégats, la disponibilité d'éléments locaux d'information courante peut avoir d'intéressantes conséquences dans un modèle où les agents exploitent optimalement toute l'information dont ils disposent. Cette dimension informationnelle est cependant absente du type de modèle que nous venons d'examiner. Il nous faut maintenant l'étudier.

4. DISPERSION SPATIALE DES MARCHÉS, SUBSTITUTION INTERTEMPORELLE ET ATTENTES RATIONNELLES

Les modèles avec dispersion spatiale des marchés incorporent plus complètement les fondements décrits précédemment. Nous présentons d'abord une spécification du secteur de l'offre globale qui regroupe la plupart des ingrédients jugés essentiels à l'élaboration d'une théorie plausible d'équilibre général du cycle économique. Nous examinons ensuite des modèles spécifiques, obtenus en imposant des restrictions sur certains paramètres du modèle de référence. La discussion est axée principalement sur l'explication du caractère procyclique des agrégats monétaires et, plus généralement, sur l'identification des facteurs d'impulsion du cycle économique. La question de la persistance de l'effet des chocs (mécanismes de propagation) est abordée dans la section suivante.

Modèle de référence

Comme en témoigne la structure de plusieurs modèles représentatifs de l'approche, par exemple ceux de Lucas (1972b, 1973, 1975), Lucas et Prescott (1974), Barro (1976, 1980) et King (1982), un premier élément essentiel est la reconnaissance explicite de la représentation phelpsienne de l'économie en « localités » distinctes, spatialement dispersées. Comme le souligne Lucas (1981, pp. 7-8), l'existence de contraintes sur la disponibilité d'éléments agrégés d'information courante et l'accessibilité continue à de l'information locale est une disposition nécessaire des modèles d'équilibre général du cycle. C'est précisément en raison de cette disposition qu'il est possible d'offrir une explication du caractère généralement procyclique des agrégats monétaires et des prix sans recourir aux rigidités de prix dans un modèle où les attentes sont rationnelles.

Lucas (1981, p. 4) et Barro (1981a, p. 44) soutiennent également qu'il est impossible de fonder les mouvements observés du niveau d'emploi et de la production sur la théorie des choix individuels sans faire appel à la substitution intertemporelle. Une voie naturelle est donc de combiner le modèle de Lucas et Rapping (1969) et la représentation phelpsienne de l'économie. Le secteur de l'offre du modèle de référence pour le marché z, $z = 1, 2, ..., Z$, est formé des équations suivantes :

$$y_t(z) = \theta n_t(z) + \tau_{y,t}, \quad 0 < \theta < 1, \tag{7}$$

$$n_t^d(z) = -\lambda_0[s_t(z) - p_t(z) - \log\theta - \tau_{y,t}], \quad \lambda_0 \equiv (1-\theta)^{-1}, \tag{8}$$

$$\begin{aligned} n_t^o(z) = {} & \lambda_1[s_t(z) - E(z)_t p_t] - \lambda_2[E(z)_t w_{t+1} - E(z)_t p_{t+1}] + \lambda_3 r_t(z) \\ & - \lambda_4 R_t + \lambda_4 R_t + \tau_{n,t}, \quad \lambda_i > 0, \quad i = 1, 2, 3, 4 \end{aligned} \tag{9}$$

où $r_t(z) \equiv r_t - E(z)_t p_{t+1} + p_t(z)$. Les variables $y(z)$ et $n(z)$ représentent respectivement la production et le niveau d'emploi sur le marché z, $s(z)$ et $p(z)$, le salaire nominal et l'indice de prix local, w, le salaire nominal agrégé, R, une variable de richesse, τ une variable de tendance, p et r ont la même signification qu'auparavant et $E(z)_t x_{t+j} = E[x_{t+j}/I_t(z)]$ est l'espérance mathématique de x_{t+j} conditionnelle à toute l'information disponible sur le marché z lors de la période t ou attente a posteriori.

L'équation (7) indique que la production sur le marché z dépend du niveau d'emploi local et d'une variable tendancielle que, par souci de simplicité, l'on suppose commune à tous les marchés. Pour les besoins du modèle de référence, cette fonction de production du type Cobb-Douglas est non aléatoire. La fonction de demande de travail, (8), est issue de la condition d'égalité du produit marginal du travail et du salaire réel observé par les firmes sur les marchés locaux. L'information sur ce prix relatif courant est complète.

Selon l'équation (9)[17], les déviations de l'offre de travail par rapport à sa tendance dépendent de quatre facteurs : (i) du taux courant de salaire réel perçu par les travailleurs de la localité z, (ii) du taux anticipé de salaire réel agrégé de la période $t+1$, (iii) du taux anticipé d'intérêt réel et (iv) d'une variable de richesse.

Une première facette de la décision d'allocation du temps entre le travail et le loisir est représentée par l'arbitrage à prix courants. Les agents ne disposent pas d'information sur la valeur courante de l'indice agrégé des prix. En conséquence, les offreurs de travail évaluent le salaire nominal local par rapport à l'attente du niveau général des prix conditionnelle à toute l'information disponible sur leurs marchés respectifs.

Mais l'arbitrage à prix courants ne constitue qu'un aspect de la décision. Un autre concerne la substitution entre la consommation et le loisir courants et futurs. En particulier, les agents d'une « localité » fondent leurs décisions d'offre de travail sur une comparaison des possibilités courantes de prix et de salaires et de leurs anticipations de prix et de salaires pour divers marchés et périodes futures.

17. Dans la notation originale de Lucas et Rapping (1969) (voir la note 6) l'équation (9) s'écrirait :

$$n_t^o = \beta_0' + \beta_1' w_t - \beta_2' \hat{w}_t + (\beta_2' + \beta_3')[r_t - (\hat{p}_t - p_t)] - \beta_4'(a_t - p_t).$$

Dans ce type de modèle, on suppose que les activités des agents au cours d'une période donnée se limitent à une seule localité et que la mobilité inter-marchés des producteurs et de la main-d'oeuvre d'une période à l'autre est suffisamment élevée pour que chaque marché exerce, une période à l'avance, une attraction semblable sur les agents. Dans ce cas, les anticipations du sentier futur des indices de prix et des salaires nominaux locaux formées lors de la période t sont approximées par les valeurs anticipées du niveau général des prix et du taux agrégé de salaire nominal pour la prochaine période. La distribution a priori des prix et des salaires nominaux étant identique pour tous les marchés, l'anticipation du niveau général des prix et du taux agrégé de salaire nominal pour la période $t+1$ représente la perception du rendement à long terme pour le bien ou le service du travail considéré.

Le taux anticipé d'intérêt réel est évalué du point de vue des participants au marché z. Lucas (1977, pp. 19-20) soutient que la perception d'occasions locales à caractère transitoire induit un fort degré de substitution intertemporelle du côté de l'offre de travail et s'accompagne d'ajustements réels importants de la part des agents. Il s'agit d'un élément essentiel pour l'obtention d'une théorie d'équilibre du cycle qui soit plausible. La spécification de la variable de richesse sera examinée un peu plus loin. Cette variable exerce l'effet négatif habituel sur l'offre de travail.

Après avoir posé l'égalité des fonctions locales de demande et d'offre de travail et substitué l'expression du niveau d'emploi d'équilibre dans l'équation (7), nous pouvons exprimer la production offerte sur le marché z comme la somme d'une composante tendancielle ou normale, commune à tous les marchés et d'une composante cyclique, spécifique à chaque marché. La fonction d'offre locale de biens et de services du modèle de référence peut alors s'écrire:

$$y_t(z) = y_{n,t} + y_{c,t}(z) \tag{10}$$

où la composante normale est:

$$y_{n,t} = a_0 + (1+a_1)\tau_{y,t} + (\theta\pi_0)\tau_{n,t}, \tag{11}$$

la composante cyclique:

$$\begin{aligned} y_{c,t}(z) = \; & a_1[p_t(z) - E(z)_t p_t] - a_2[E(z)_t w_{t+1} - E(z)_t p_{t+1}] \\ & + a_3 r_t(z) - a_4 R_t \end{aligned} \tag{12}$$

et où $\pi_0 \equiv \lambda_0/(\lambda_0 + \lambda_1)$, $a_0 \equiv a_1 \log \theta$ et $a_i \equiv \theta\pi_0\lambda_i$, $i = 1, 2, 3, 4$.

Fonction d'offre de Lucas et arbitrage de politique économique

La fonction «d'offre-surprise» de Lucas (1973) est le cas particulier du modèle de référence où les paramètres a_2, a_3, et a_4 sont nuls[18]. Les

18. Ce qui revient à dire que $\lambda_i = 0$, $i = 2, 3, 4$.

agents se retrouvent en situation d'information complète avec un retard d'une période. Ils connaissent la distribution a priori de l'indice général des prix de l'économie. Sur la base de l'ensemble d'information disponible à la fin de t-1, les agents sur tous les marchés savent que p est une variable aléatoire distribuée selon une loi normale de moyenne $\bar{p}$ et de variance σ_ξ^2 [19].

Le modèle est complétée par l'équation

$$p_t(z) = p_t + z_t \tag{13}$$

où z est un choc de prix relatif, distribué normalement, indépendant de p, de moyenne nulle et de variance σ_z^2. Le prix de la production sur le marché z diffère du niveau général des prix d'un montant égal au choc de prix relatif, particulier à chaque «localité». Les mouvements de prix relatifs se compensent sur l'ensemble des marchés.

Les participants au marché z doivent inférer la valeur de l'indice général des prix pour la période t. Pour ce faire, ils disposent de deux éléments d'information, soit l'indice local des prix de la période courante et la moyenne inconditionnelle de p, qui résume l'information passée.

Comme l'indique l'équation (13), une variation de $p(z)$ peut avoir une source agrégée ou relative. Le problème vient de ce que les agents sont incapables d'identifier avec certitude la source de changement.

L'attente rationnelle du niveau général des prix pour la période t, conditionnelle à l'ensemble d'information comprenant des éléments courants d'information locale, que l'on définit comme l'espérance a posteriori, peut s'exprimer comme une moyenne pondérée de $p(z)$ et $\bar{p}$, soit

$$E(z)_t p_t = \pi_1 p_t(z) + \pi_2 \bar{p}_t, \quad \pi_1 + \pi_2 = 1 \tag{14}$$

où $\pi_1 \equiv \sigma_\xi^2/(\sigma_\xi^2 + \sigma_z^2)$ et $\pi_2 \equiv \sigma_z^2/(\sigma_\xi^2 + \sigma_z^2)$ représentent respectivement la part de la variance du choc agrégé et du choc relatif dans la variabilité totale de $p(z)$[20]. En accord avec (14), si π_1 est élevé, les agents interprètent une variation donnée de $p(z)$ comme faisant principalement partie d'un changement généralisé de tous les prix. Dans ce cas, l'espérance a posteriori de p suit de près l'évolution de $p(z)$ et le changement perçu de prix relatif est faible. La perturbation étant perçue comme agrégée, l'espérance a posteriori s'écarte de la moyenne inconditionnelle des prix ou espérance a priori. Par contre, une valeur élevée de π_2 incite les agents à percevoir une variation de $p(z)$ comme reflétant principale-

19. Dans ce cas, $p_t = E(p_t/I_{t-1}) + \xi_t$ et $E(p_t/I_{t-1}) = \bar{p}$.

20. Selon l'équation (13) et la note 18, $p_t(z) = \bar{p}_t + \xi_t + z_t$. La variance totale de $p_t(z)$ est donc mesurée par $\sigma_\xi^2 + \sigma_z^2$.

ment un changement de prix relatif. Le changement de l'indice local des prix ne requiert pas (ou peu) d'ajustement pour obtenir l'espérance a posteriori de l'indice agrégé.

La substitution de (14) dans la fonction d'offre de Lucas permet de réécrire la fonction d'offre locale de biens et de services de la manière suivante:

$$y_t(z) = y_{n,t} + a_1\pi_2[p_t(z) - \bar{p}_t]. \tag{15}$$

L'écart entre l'indice local des prix et l'espérance a priori du niveau général des prix induit une réponse réelle de la part des producteurs du marché z qui dépend de l'importance de π_2. Lorsque π_2 est élevé, une hausse de $p(z)$ relativement à $\bar{p}$, signale un changement de prix relatif en faveur des participants au marché z et appelle un fort ajustement de la production locale. Ce coefficient est inversement lié à la variance du choc agrégé, σ_ξ^2. À son tour, la variabilité agrégée dépend de l'instabilité monétaire ou de la variance de facteurs qui affectent la demande agrégée d'encaisses réelles.

On constate également que les fluctuations de la production locale autour de son niveau normal sont exclusivement associées aux chocs aléatoires du modèle. Le cycle économique est donc indépendant de toute influence systématique. Une conséquence importante du modèle est que les pays qui adoptent des régimes interventionnistes de politique économique devraient afficher une variance relativement élevée de la demande nominale agrégée et une réponse relativement faible de la production à un changement non anticipé du stock nominal de monnaie (σ_ξ^2/σ_z^2 élevé, d'où π_2 faible).

Substitution intertemporelle et cycle économique.

Barro (1976) élabore un modèle dont la structure est essentiellement la même que celle du modèle de Lucas (1973). Il se distingue cependant par la reconnaissance explicite de la substitution intertemporelle et du rôle de la monnaie. Les paramètres a_1 et a_2 du modèle de référence sont nuls. La monnaie constitue le seul actif disponible. L'injection de monnaie nouvelle s'effectue par paiement de transfert du gouvernement aux individus au début de chaque période.

La fonction d'offre de biens et de services des producteurs du marché z s'écrit:

$$\begin{aligned} y_t^o(z) = {} & y_{n,t} - a_3[E(z)_t p_{t+1} - p_t(z)] \\ & - a_4[m_t + E(z)_t \Delta m_{t+1} - E(z)_t p_{t+1}] + u_t^o(z) + u_t^o. \end{aligned} \tag{16}$$

Cette fonction, qui est elle aussi un cas particulier de l'équation 10-12, admet une réponse intertemporelle de la quantité locale de biens et de

services offerts à une variation du taux anticipé de rendement réel sur la monnaie évalué du point de vue des participants au marché z. Comme le taux de rendement nominal sur la monnaie est nul, l'offre localisée dépend négativement du taux anticipé d'inflation futur du point de vue du marché z. Ce terme est contenu dans le premier crochet de l'équation (16). Le deuxième crochet contient la variable de richesse[21]. Le terme $E(z)_t\Delta m_{t+1}$ représente l'anticipation du transfert gouvernemental pour le début de la période $t+1$[22]. Cette variable devrait avoir un effet positif sur le loisir désiré, négatif sur l'offre de travail et donc négatif sur l'offre localisée de biens et de services. Les termes aléatoires u^o et $u^o(z)$ représentent respectivement un choc agrégé et un choc relatif d'offre.

Les fonctions d'offre de travail et de consommation sont l'expression d'un processus de décisions simultanées de la part des agents économiques. Le traitement de la fonction de demande locale de biens et de services est alors symétrique à celui de la fonction d'offre et

$$\begin{aligned} y_t^d(z) &= b_0 + b_3[E(z)_t p_{t+1} - p_t(z)] \\ &\quad + b_4[m_t + E(z)_t\Delta m_{t+1} - E(z)_t p_{t+1}] + u_t^d(z) + u_t^d \end{aligned} \tag{17}$$

où u^d est un choc agrégé de demande, $u^d(z)$ un choc spécifique au marché z et les b_i, $i = 0, 3, 4$, des paramètres dont la numérotation correspond à celle qui apparaît dans la fonction d'offre de manière à faciliter une comparaison des effets. Les effets attendus du taux anticipé d'inflation futur et de la richesse sur la demande sont de signes opposés à ceux qui apparaissent dans la fonction d'offre.

Le modèle est complété par une description des propriétés de distribution des variables aléatoires et du processus par lequel les valeurs de m sont engendrées. Supposons d'abord que u et $u(z)$ représentent respectivement un choc agrégé et un choc relatif de demande excédentaire, c'est-à-dire $u \equiv u^d - u^o$ et $u(z) \equiv u^d(z) - u^o(z)$. Comme Barro, supposons que les réalisations de u_t sont issues d'une marche aléatoire. :

$$u_t = u_{t-1} + v_t$$

où v est un terme aléatoire de moyenne nulle, non autocorrélé et de variance σ_v^2. L'effet de v est permanent. Par contre, les chocs locaux ont un caractère transitoire. La variable aléatoire $u(z)$ est non autocorrélée, indépendante de u et distribuée selon une loi normale de moyenne nulle et de variance σ_u^2. La valeur de m est déterminée par le processus:

21. L'utilisation de m_t plutôt que de $m_t(z)$ reflète l'hypothèse que la détention monétaire des participants au marché z est un pourcentage fixe du stock agrégé de monnaie. Dans le modèle de Lucas (1972b), cette fraction est aléatoire.

22. Barro (1980, pp. 1397-1401) montre que, dans un modèle où on ne tient pas compte des changements du capital physique ou humain, la variable de richesse est essentiellement monétaire et est mesurée par la variation non perçue du stock nominal de monnaie, $m_t - E(z)_t m_t$.

$$m_t = m_t^s + \varepsilon_t. \tag{18}$$

Le stock réalisé de monnaie est simplement la somme d'une composante systématique, m^s, et d'un terme aléatoire ε, de moyenne nulle, de variance σ_ε^2 et qui représente un comportement novateur de la part des autorités monétaires. La composante systématique n'est pas spécifiée. Il suffit toutefois de savoir que les autorités monétaires ne peuvent réagir à de l'information courante agrégée puisque celle-ci n'est pas disponible. Dans ce cas, les agents perçoivent la composante systématique de la fonction de réaction, quelle que soit sa spécification.

L'équilibre continu du marché des biens et des services étant assuré sur chaque marché, la solution du modèle pour la production locale est[23]

$$\begin{aligned} y_t(z) = {} & y_{n,t} + (A\pi_3/c_3)\varepsilon_t + c_3^{-1}[a_3-(A\pi_4/c_4)]\,[v_t^d + u_t^d(z)] \\ & + c_3^{-1}[b_3+(A\pi_4/c_4)]\,[v_t^o + u_t^o(z)] + c_4^{-1}(a_4u_{t-1}^d + b_4u_{t-1}^o) \end{aligned} \tag{19}$$

où $\pi_3 \equiv \sigma_u^2/(c_4^2\,\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2 + \sigma_u^2)$, $\pi_4 \equiv (c_4^2\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2)/(c_4^2\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2 + \sigma_u^2)$, $A \equiv a_3b_4 - b_3a_4$ et $c_i \equiv a_i + b_i$, $i=3, 4$. Les fluctuations de l'activité économique par rapport à son niveau normal sont provoquées exclusivement par des chocs aléatoires.

Un aspect important du modèle repose sur la corrélation entre l'output et les agrégats monétaires. Un changement perçu de l'offre nominale de monnaie n'aura aucune répercussion réelle (neutralité monétaire). L'innovation monétaire ou monnaie non perçue, affecte la distribution de probabilité des variables réelles du système. Toutefois, la direction de cet effet est ambiguë a priori et dépend du signe du complexe de paramètres structurels A, lequel est lié à une combinaison d'élasticités. L'effet net du choc monétaire non perçu sur la production locale est présumé positif dans la mesure où l'effet de substitution intertemporelle sur l'offre locale de biens et de services (a_3) et l'effet de richesse sur la demande locale de biens et de services (b_4) dominent ces mêmes effets respectivement sur la demande (b_3) et l'offre (a_4) locales de biens et de services, c'est-à-dire si $a_3b_4 > b_3a_4$.

L'effet de substitution sur l'offre est généralement considéré comme l'élément dominant dans ce type de modèle. Or, comme l'indique l'équation (12), la valeur de a_3 est proportionnelle à celle de λ_3. La confirmation empirique d'un degré élevé de substitution intertemporelle au niveau de l'offre de travail est donc essentielle à l'obtention des corrélations pertinentes au cours du cycle et, en particulier, à l'explication du caractère procyclique des agrégats monétaires.

La non-neutralité de l'innovation monétaire découle des restrictions sur le plan informationnel. Ne possédant pas d'information courante sur

23. Barro (1976, pp. 2-12) décrit en détail la procédure qui permet la dérivation de l'équation (19).

les variables agrégées, les agents sont dans l'impossibilité d'identifier correctement la nature des chocs frappant l'économie. Une hausse non perçue du stock nominal de monnaie incitera les agents à percevoir faussement une amélioration des conditions relatives d'échange sur leurs marchés respectifs et à accroître le niveau de la production locale et ce, dans une mesure qui dépend de la valeur de π_3 et qui représente la part de la variance des chocs relatifs dans la variance totale de $p_t(z)$. Cette dernière s'exprime comme la somme de la variance agrégée totale, $c_4\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2$ et de la variance relative, σ_u^2.

Un comportement plus imprévisible de la part des autorités monétaires accroît la variance monétaire et réduit la sensibilité de la production à un changement donné de la croissance monétaire non perçue. Toute stratégie interventionniste de politique économique fondée sur l'exploitation systématique de cette forme de non-neutralité est donc vouée à l'échec. De plus, comme le souligne Barro (1976, pp. 17-18), une telle pratique de la part des autorités monétaires accroît la variance de la production réalisée autour de sa valeur d'information complète. De ce point de vue, la stratégie optimale est de fixer la variance de l'innovation monétaire à zéro.

Plus récemment, King (1978) et Barro (1980) ont élargi ce type d'analyse au cas d'une économie comportant un marché agrégé du capital. Barro, par exemple, introduit un actif dont le rendement nominal est positif ($r_t > 0$), de sorte que le prix relatif pertinent dans l'analyse est maintenant représenté par le taux anticipé de rendement réel sur l'actif considéré du point de vue des participants au marché z, $r_t(z)$. La conséquence importante de cette inclusion est que l'ensemble d'information dont disposent les agents sur chaque localité contient maintenant un élément courant d'information globale, le taux d'intérêt nominal. Cette disposition peut équivaloir, sous certaines conditions, à une situation d'information complète. Les prédictions théoriques du modèle sont alors irréconciliables avec certains faits caractéristiques généralement observés au cours du cycle et notamment, avec le caractère procyclique des agrégats monétaires. Cette difficulté peut cependant être contournée par un traitement plus élaboré de la structure aléatoire du modèle[24].

Les conclusions qualitatives de ce modèle au sujet des déterminants des fluctuations de la production sont semblables à celles du modèle développé antérieurement par Barro (1976). Les résultats nouveaux portent sur la corrélation entre les chocs monétaires et les taux anticipés et réalisés de rendement réel. Barro (1980, 1981c) montre l'existence d'une relation contemporaine positive entre le taux anticipé de rendement réel

24. Selon Barro (1980, p. 1408), pour que les agents demeurent dans l'impossibilité d'inférer l'information monétaire manquante et que tienne la non-neutralité de la monnaie non perçue, le modèle doit au minimum comporter un type de choc relatif et deux types de chocs agrégés.

et la croissance monétaire non perçue qui, dans un modèle incorporant des mécanismes de propagation de l'effet des chocs (persistance), est inversée lors des périodes suivant l'apparition du choc monétaire[25]. La corrélation entre les taux réalisés de rendement réel et les perturbations monétaires non perçues est toujours négative.

5. MÉCANISMES DE PROPAGATION ET EFFETS DE PERSISTANCE

La génération initiale de modèles d'équilibre du cycle incorporant l'HAR avait comme objectif principal d'expliquer certaines corrélations cycliques caractéristiques, notamment les corrélations simples prix-output et monnaie-output. L'accent est mis sur la rationalisation des facteurs d'impulsion du cycle économique. Ces modèles ont fait l'objet de critiques parce qu'ils n'offrent pas d'explication de l'autocorrélation observée dans le comportement de la production et du taux de chômage [Hall (1975), Gordon (1976, 1977), Modigliani (1977), Tobin (1977)]. Dans ces modèles, les effets réels d'une perturbation monétaire non perçue ne durent que le temps que se dissipe la confusion entourant la nature véritable du choc. Le délai d'acquisition d'information complète sur les variables agrégées du système étant habituellement d'une période, il ne peut y avoir de persistance de l'effet des impulsions monétaires passées sur les variables réelles courantes.

Plusieurs extensions ont pour but de remédier à ce problème. L'objectif est de greffer certains mécanismes de transmission permettant la conversion d'erreurs de perception non autocorrélées en mouvements durables de l'emploi et de la production. Lucas (1975) élabore un modèle où l'ajustement de la capacité productive (stock de capital) à un changement perçu des prix relatifs peut avoir des répercussions sur l'output des périodes subséquentes en modifiant les conditions initiales futures.

Dans la même veine, Sargent (1977, 1978, 1979 chap. 16) invoque que la firme représentative fait face à une fonction de coût quadratique pour justifier la présence d'un terme retardé d'emploi dans la fonction de demande de travail[26]. Blinder et Fischer (1981) font appel aux variations involontaires des stocks d'inventaires qui constituent des signaux appelant des ajustements subséquents des stocks et de la production.

Le rôle de ces divers mécanismes de transmission peut être approximé par l'addition d'un effet d'output retardé dans l'équation (12) de détermination de la composante cyclique de la production offerte de biens et de

25. Ce résultat est valide dans la mesure où le délai d'acquisition d'information sur les variables nominales agrégées n'est que d'une période.

26. Sargent (1979, chap. 16) offre également une explication pour la présence d'un terme retardé dans la fonction d'offre de travail en faisant appel à une fonction d'utilité quadratique pour les ménages.

services dans la localité z. La conséquence immédiate d'une telle modification est que les chocs aléatoires passés peuvent avoir des effets sur la production courante. Plus spécifiquement, une perturbation monétaire non perçue aura un impact contemporain maximum sur la production réelle, pour ensuite voir son effet décroître graduellement.

Une autre conséquence intéressante concerne l'effet de la monnaie sur les prix. Les mouvements perçus du stock nominal de monnaie devraient exercer un effet contemporain unitaire sur les prix. Toutefois, en raison de la structure d'équilibre général du modèle et de l'inclusion de mécanismes de propagation de l'effet des chocs, la structure de l'effet des surprises monétaires courante et retardées sur le niveau général des prix devrait être semblable, avec un signe opposé cependant, à la structure de l'effet des surprises sur la production.

Brunner, Cukierman et Meltzer (1980) tentent d'expliquer la persistance en empruntant une voie autre que celle des coûts d'ajustement. Leur argumentation s'appuie sur la reconnaissance de deux types de chocs, permanents et transitoires, et plus particulièrement sur la confusion entourant le caractère véritable de ces chocs. Les agents doivent résoudre un problème d'inférence pour départager les composantes permanente et transitoire des perturbations. Leur perception de la nature des chocs ne se développe que graduellement de sorte que les erreurs de perception peuvent persister.

6. CONSIDÉRATIONS EMPIRIQUES

Nous évaluerons maintenant le rendement empirique de l'approche d'équilibre général stochastique du cycle économique.

La fonction d'offre-surprise et l'effet Lucas

La fonction d'offre-surprise de Lucas (1973) stipule que les fluctuations de l'output autour de sa tendance sont positivement liées aux changements non perçus du niveau de prix et que la pente de la « courbe de Phillips » est positivement corrélée avec la variabilité de la demande nominale agrégée relativement à celle de la localité. La variance de la demande nominale globale est approximée par la variance du niveau agrégé des prix.

Lucas teste ces propositions pour 18 pays à l'aide de données annuelles pour la période allant de 1951 à 1967. Il régresse l'output courant[27] sur le changement réalisé du revenu nominal et l'output retardé

27. Ou plus précisément les déviations de la production réalisée autour de sa tendance.

d'une période. L'importante distinction entre variations perçues et non perçues du revenu nominal est ignorée. Ses résultats ne sont que partiellement en accord avec les prédictions de la théorie. Bien que, de façon générale, les coefficients attachés aux changements du revenu nominal soient positifs et significatifs, la corrélation positive prédite par le modèle entre la pente de la courbe de Phillips et la variabilité du niveau général des prix ne trouve une ferme confirmation empirique que dans le cas de deux économies extrêmement instables (Argentine et Paraguay). Pour l'ensemble des 16 autres pays, la variance des prix est substantiellement réduite et la corrélation recherchée est plutôt faible. Alberto (1980) réestime le même modèle pour 49 pays (dont six affichent une forte instabilité) et obtient essentiellement les mêmes résultats. Parkin, Bentley et Fader (1981) élargissent le modèle original de Lucas au cas de l'économie ouverte et testent pour un ensemble de 21 pays. Leur verdict sur la relation entre la pente de la relation d'arbitrage à court terme et la variance de la demande nominale agrégée d'un pays à l'autre est également négatif.

Sargent (1976) teste directement la proposition que seules les variations non perçues du niveau général des prix affectent les variables réelles. Il estime une équation du taux de chômage pour l'économie américaine pour la période allant du premier trimestre de 1951 au troisième de 1973 et trouve que le coefficient attaché aux prix non perçus est négatif et significatif.

Fair (1979) s'attaque au même problème en calculant des attentes du niveau de prix qui sont cohérentes avec le modèle plutôt que d'utiliser, comme le fait Sargent, diverses approximations des perceptions de prix. Prolongeant la période échantillonnale jusqu'en 1977, il obtient un effet significatif des prix non perçus mais de signe contraire au signe théorique attendu. Ce résultat remet en question l'idée que l'instabilité originant du secteur de la demande globale et, en particulier, la variabilité monétaire, constitue le facteur principal de turbulence à l'origine des épisodes conjoncturels. Ces épisodes, du moins certains plus récents, peuvent être dominés par la présence d'importants chocs d'offre macroéconomique.

Dans cet ordre d'idée, Froyen et Waud (1983) modifient le modèle de Lucas (1973) de manière à incorporer explicitement l'effet des chocs d'offre. Ils estiment une équation où l'écart de la production réalisée par rapport à sa tendance dépend d'un effet d'output retardé, d'un choc non perçu de demande agrégée et d'un choc d'offre représenté par une mesure de prix de l'énergie ou de prix à l'importation. Plutôt que de procéder par la méthode des comparaisons internationales, leur analyse porte sur l'économie américaine. Le test porte sur un échantillon divisé en deux sous-périodes, soit du deuxième trimestre de 1960 au quatrième de 1968 et du premier de 1969 au quatrième de 1980. Étant donné le

substantiel accroissement de la variabilité de l'inflation de la première à la deuxième sous-période, la sensibilité de la production au choc de demande globale devrait être plus forte au cours de la première sous-période. Les résultats indiquent toutefois qu'il n'y a pas eu de détérioration de la relation d'arbitrage au cours de la seconde sous-période et que les chocs d'offre ont exercé un impact négatif significatif sur la production. De plus, lorsqu'ils prennent en considération, comme le suggère Friedman (1977)[28], l'effet de la variabilité de l'inflation sur l'output naturel, leurs résultats montrent que l'effet des chocs d'offre sur la production s'est accru au cours des années '70.

Dans un article récent, Kormendi et Meguire (1984) mettent en question la méthodologie employée par Lucas (1973) et la revisent. Ils montrent que le choix de la variation du revenu nominal comme mesure de la variabilité des chocs nominaux est inapproprié et que l'utilisation de cette variable dans un modèle de type courbe de Phillips où les anticipations ne sont pas rationnelles produit des prédictions théoriques identiques à celles du modèle de Lucas. La stratégie qu'ils adoptent est de combiner une équation d'output de type Barro (1976, 1977b, 1978) où la monnaie joue un rôle explicite et l'idée de Lucas de la comparaison internationale des régimes de politique économique. Comme le suggérait l'équation (19), la réponse de la production réelle aux changements non perçus du stock nominal de monnaie devrait être une fonction décroissante de la variabilité des chocs monétaires telle que mesurée par la variance de la monnaie non perçue. Cette proposition est testée pour 47 pays à l'aide de données annuelles pour une période s'échelonnant entre 1948 et 1977 selon la disponibilité des données pour les pays considérés. Un processus simple de détermination du stock nominal de monnaie est estimé pour chaque pays. La monnaie non perçue correspond aux résidus de cette équation. Leurs résultats suggèrent l'existence d'une relation négative, significative et robuste, entre la sensibilité de l'output aux variations monétaires non perçues et la variance des surprises monétaires.

Neutralité monétaire et cycle économique

Dans une importante série d'articles, Barro (1977b, 1978, 1981b), Barro et Saidi (1976) et Barro et Rush (1980) testent certaines propositions concernant l'approche d'équilibre du cycle dont la plus importante porte sur la neutralité de la politique monétaire systématique. Les résul-

28. Friedman avance qu'en raison de rigidités institutionnelles, une variance accrue du taux d'inflation réduit le contenu informationnel des signaux de prix et provoque une allocation inefficace des ressources et une baisse du niveau naturel d'output.

tats obtenus favorisent généralement la proposition de neutralité[29]. Ces résultats ne sont toutefois pas sans équivoque.

Une première série de questions porte sur un problème de cohérence interne entre certaines propriétés théoriques du modèle de base et les résultats d'estimation de la fonction de réaction des autorités monétaires. Une représentation typique de la règle monétaire verra le taux courant de croissance du stock nominal de monnaie être fixé en fonction des valeurs retardées d'une et de deux périodes (données annuelles) de cette même variable, d'une mesure d'écart entre les dépenses publiques courantes (en termes réels) et leur niveau normal et du taux de chômage retardé d'une période.

Il est surprenant de constater que les autorités monétaires ne réagissent pas aux changements du taux d'inflation et des taux d'intérêt mais ajustent la croissance monétaire en réponse aux changements du taux de chômage. La banque centrale ne devrait pas ignorer que toute action monétaire systématique n'affecte que les variables nominales du système, du moins lorsqu'on néglige les non-neutralités de croissance économique. Il semble donc que la croissance monétaire soit systématiquement ajustée en fonction d'un objectif que le modèle décrit comme hors de portée des autorités monétaires et qu'elle soit indépendante d'objectifs (stabilité des taux d'inflation par exemple) que le modèle présente comme pouvant être poursuivis de façon systématique. Afin de contourner cette incohérence, Barro (1977b) invoque des considérations relatives au financement public optimal pour justifier l'inclusion d'une variable réelle dans sa fonction de réaction. Une baisse du revenu réel (hausse du taux de chômage) réduit la détention d'encaisses réelles et les revenus du gouvernement pour un taux de croissance monétaire donné. Une expansion compensatoire de la croissance monétaire peut en résulter.

Un autre problème concerne la distribution de l'effet des surprises monétaires courante et retardées sur la production réelle et le taux de chômage. Les estimations indiquent invariablement que la réponse des variables réelles aux chocs monétaires non perçus croît en valeur absolue pendant plusieurs trimestres avant d'atteindre un sommet, puis décroît graduellement. Ces résultats ne sont pas conformes aux prédictions théoriques d'un modèle d'équilibre où les effets de persistance reposent sur la variété de coûts d'ajustement que nous avons évoqués précédemment. Kydland et Prescott (1980, 1982) ont cependant avancé que la présence

29. Dans ces modèles, le taux non perçu de croissance monétaire est approximé par le taux non anticipé de croissance monétaire d'une période. Cette approximation vient de la difficulté de donner un contenu empirique à la représentation Phelpsienne de l'économie en marchés distincts. Empiriquement, les agents formulent donc leurs attentes sur la base d'éléments passés d'information à l'exception des déviations des dépenses publiques courantes (en termes réels) par rapport au niveau normal de dépenses.

de coûts de planification des projets de construction de nouveau capital productif pouvait être responsable du retard dans le temps de réponse maximale de l'investissement aux perturbations monétaires non perçues.

Les estimations de Barro révèlent également un problème de correspondance entre la réponse des variables réelles (output et taux de chômage) et celle des prix aux surprises monétaires. Bien que l'allure générale de l'effet des surprises monétaires soit semblable dans les deux cas, les équations de prix [Barro (1978) et Barro et Rush (1980)] suggèrent une réponse substantiellement plus longue du niveau général des prix que des variables réelles aux chocs monétaires passés. Par exemple, une hausse non perçue du stock nominal de monnaie exercera des effets sur la production et le taux de chômage pendant une période de deux ans, alors qu'il faudra plus de cinq ans avant qu'elle ne se traduise par un ajustement équiproportionnel du niveau de prix. Barro (1978, pp. 568-571) tente d'expliquer cette différence en introduisant une forme d'ajustement retardé dans la fonction de demande de monnaie, mais affirme, par la suite, qu'il ne s'agit pas d'une solution satisfaisante [Barro (1981b, p. 164)].

Les commentaires qui suivent portent sur certains aspects de la procédure d'estimation à la Barro qui contribuent au rejet de toute efficacité réelle de la politique monétaire systématique. Barro régresse l'output ou le taux de chômage sur une structure décalée des taux observés et des taux non perçus de croissance monétaire. Sur la base de tests F, il arrive à la conclusion que les coefficients attachés aux taux réalisés de croissance du stock de monnaie ne sont pas, simultanément, significativement différents de zéro et que seuls les coefficients monétaires le sont.

Selon Taylor (1983), la hausse tendancielle de la croissance monétaire qui a accompagné l'accélération de l'inflation depuis le début des années soixante élimine toute possibilité que la politique monétaire systématique s'avère significative dans une équation comprenant également les surprises monétaires, à moins que l'effet de tendance ne soit supprimé. Une possibilité serait de mesurer la croissance monétaire réalisée en termes réels et de purger la série de sa tendance inflationniste. Une autre, serait d'inclure de longs délais sur les variables monétaires[30]. Bien que Taylor ne fournisse pas d'explication pour justifier cette façon de procéder, on peut croire qu'elle devrait permettre de mieux équilibrer l'influence des observations antérieures et postérieures à 1960 et ainsi réduire l'importance du problème de la tendance observée depuis lors.

30. Il faut se rappeler que l'inclusion de variables monétaires retardées est justifiée théoriquement par la présence d'un terme d'output retardé qui reflète une variété de coûts d'ajustement.

À cet effet, il est intéressant d'examiner la série récente des travaux réalisés par Mishkin (1982a, b, 1983). Il critique la procédure d'estimation à deux étapes de Barro et propose une procédure d'estimation simultanée qui permet de tester séparément les hypothèses de rationalité des attentes et de neutralité monétaire. Il utilise des données trimestrielles allant de 1954 à 1976. Ses résultats indiquent le rejet décisif de la proposition de neutralité monétaire. Le verdict sur l'HAR est cependant moins évident. Mishkin attribue, sans toutefois en donner une interprétation économique, le rejet de la neutralité monétaire à la présence de longs délais dans les équations de chômage et d'output. Il s'agit précisément d'une des méthodes proposées par Taylor (1983).

Une autre difficulté concerne le traitement de la politique monétaire anticipée. Dans toutes ces études, la croissance monétaire anticipée est représentée par l'attente rationnelle du stock nominal de monnaie, conditionnelle à l'ensemble d'information le plus récent. Dans ces modèles où les attentes sont rationnelles, la politique monétaire anticipée exercera à court terme des effets réels dans la mesure où les agents font face à des contraintes d'exploitation d'information liées à l'existence de contrats de prix ou de salaires dont la durée excède généralement une période [Phelps-Taylor (1977), Fischer (1977), Taylor (1979, 1980) et Phaneuf (1985a, b, 1987)]. Une caractéristique importante de ces modèles est la présence d'anticipations du stock nominal de monnaie formées plusieurs périodes auparavant. Fischer (1980, p. 235) ajoute aux équations de Barro une variable représentant l'écart entre le taux observé de croissance monétaire de la période courante et sa valeur anticipée, conditionnelle à toute l'information disponible à la fin de $t-2$, c'est-à-dire $m_t - E_{t-2}m_t$. Il conclut qu'il n'est pas possible de distinguer les effets d'erreurs de prévision d'une ou de deux périodes sur la production. Or, l'erreur d'anticipation de deux périodes est affectée par la politique monétaire systématique. Il apparaît alors que l'utilisation de prévisions d'une période du stock nominal de monnaie dans des équations visant à départager les effets réels de la croissance monétaire non perçue de ceux de la croissance anticipée, ne constitue en fait qu'une approximation du traitement véritable de la politique monétaire anticipée dans des modèles où diverses formes de rigidités contractuelles de prix jouent un rôle important.

Une dernière remarque porte sur la modélisation du comportement des autorités monétaires dans un contexte canadien. Jusqu'à maintenant la stratégie en ce domaine a été de reproduire la méthodologie de Barro. Wogin (1980) estime une fonction de réaction monétaire à peu de choses près identique à celle de Barro[31] pour la période 1926-1972. Elle ne tient

31. La seule différence vient de l'addition de la valeur retardée d'une période du rapport des dépenses d'exportation au PNB réel.

aucun compte de la possibilité des changements de régime de politique économique qui auraient pu survenir au fil des années. Kimbrough et Koray (1984) effectuent également un test de la proposition de neutralité monétaire pour l'économie canadienne à partir de données trimestrielles allant du troisième trimestre de 1970 au quatrième de 1982. La fonction de réaction monétaire explique le taux de croissance de M1 à partir de valeurs retardées de cette variable, du taux de croissance de l'indice des prix à la consommation et du taux d'intérêt canadiens et de trois variables saisonnières. En aucun cas, le choix de ces spécifications n'est-il appuyé sur une analyse du comportement observé des autorités monétaires. Les résultats de ces deux études sont compatibles avec les prédictions du modèle d'équilibre.

Or, il semble qu'au cours des quelques vingt dernières années, la pratique adoptée par la Banque du Canada ait été de fixer les taux d'intérêt en fonction d'un certain nombre d'objectifs et de laisser l'offre nominale de monnaie s'ajuster à la demande de monnaie. Dans ce cas, les tests de neutralité devraient porter sur la corrélation entre les variables réelles et les taux d'intérêt nominaux perçus et non perçus. L'accent se trouverait alors placé sur l'estimation de fonctions de réaction des taux d'intérêt nominaux dans la mesure où ceux-ci ne sont pas disponibles lors de la période courante.

Substitution intertemporelle

Comme nous l'avons vu, la rationalisation du caractère procyclique des agrégats monétaires nécessite la confirmation empirique d'un degré suffisamment élevé de substitution intertemporelle au niveau de la fonction d'offre de travail. À des fins d'illustration, nous avons insisté sur l'élasticité de l'offre de travail par rapport au taux anticipé de rendement réel. Ces considérations s'appliquent également à la sensibilité de la quantité de travail offerte aux variations de l'écart entre le taux perçu de salaire réel de la période courante et le taux futur anticipé. La plupart des études empiriques sur la substitution intertemporelle ont d'ailleurs porté sur l'évaluation de ce dernier effet.

Lucas et Rapping (1969) ont été les premiers à examiner la question. Leurs estimations suggèrent l'existence d'un degré élevé de substitution intertemporelle. Toutefois, les attentes sur les salaires et les prix futurs sont adaptatives. Dans le contexte présent, cette hypothèse est inappropriée. Altonji (1982) réestime le modèle de Lucas et Rapping en se servant de nombreuses techniques d'approximation de l'HAR. Les effets du taux courant du salaire réel, du taux anticipé de salaire réel futur et du taux anticipé d'intérêt réel sur l'offre de travail sont toujours non significatifs ou du mauvais signe. Les études d'Altonji et Ashenfelter (1980), Andrews et Nickell (1982), Clark et Summers (1982), Mankiw, Rotemberg et Sum-

mers (1982), Ashenfelter et Card (1982) et Kennan (1983), aboutissent généralement aux mêmes conclusions négatives. Ashenfelter (1984) discute également des difficultés que rencontre l'hypothèse de substitution intertemporelle dans les analyses microéconomiques d'offre de travail.

L'étude de Hall (1980) constitue une exception importante. Hall estime une fonction d'offre de travail par la procédure des moindres carrés à deux étapes pour la période du premier trimestre de 1948 au troisième de 1978 et obtient les résultats suivants:

$$n_t^o = \underset{(5,4)}{7,0} + \underset{(,28)}{0,66}\,(i_t + x_t), \qquad DW = 1,59$$

où i représente le taux d'intérêt réel et x, le log du salaire réel[32]. À partir du coefficient de la variable de substitution intertemporelle composée, il trouve que l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire réel courant se situe aux environs de 0,5.

La spécification de la fonction d'offre de travail de Hall a toutefois fait l'objet de critiques dont la plus importante concerne l'omission du taux anticipé de salaire réel futur. Cette omission rend difficile l'interprétation des résultats. Altonji (1982, p. 816) fait remarquer que Hall n'arrive pas à calculer l'élasticité d'offre de travail à court terme [voir aussi Barro (1981c, p. 19) et Mankiw-Rotemberg-Summers (1982, pp. 7-8)].

Taux de rendement réel

Les modèles d'équilibre qui incorporent un marché agrégé du capital, et plus particulièrement le modèle de Barro (1980), attirent l'attention sur la détermination des taux de rendement réel. Comme le suggère le modèle de référence, le taux anticipé de rendement réel, et non le taux réalisé, est celui qui importe dans l'analyse. Mais, l'introduction d'information partielle contemporaine (information locale) complique considérablement l'évaluation des perceptions des agents de sorte qu'il est plus facile d'analyser le comportement des taux réalisés de rendement réel.

C'est la voie qu'emprunte Barro (1981c). Il régresse des mesures alternatives du taux réalisé de rendement réel sur les valeurs courante et retardées des surprises monétaires, des taux observés de croissance du stock nominal de monnaie et de l'écart entre le niveau réalisé des dépenses publiques et les dépenses normales à partir de données annuelles américaines pour la période 1949-1977. Les régressions contenant les taux observés de croissance monétaire produisent les meilleurs résultats bien que, dans certains cas, l'effet des variables monétaires en général soit relativement faible. La prédominance des surprises monétaires sur les

32. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-type des coefficients.

changements perçus du stock nominal de monnaie ne semble pas trouver de confirmation empirique.

Information monétaire contemporaine

Les derniers éléments de preuve empirique que nous examinerons comptent parmi les plus importants. L'existence de contraintes sur la disponibilité d'information est au coeur de l'approche d'équilibre général du cycle économique. La principale limite au plan informationnel concerne la disponibilité d'information courante sur les agrégats monétaires ou d'autres éléments agrégés qui permettraient d'inférer l'information monétaire manquante.

Cependant, certaines études récentes reconnaissent l'accessibilité à de l'information monétaire de façon presque instantanée. Ces observations monétaires font cependant l'objet de révisions qui peuvent s'étendre sur plusieurs mois. La non-exploitation d'information monétaire contemporaine à caractère préliminaire est incomptatible avec l'HAR et ce, d'autant plus qu'il semble que les données préliminaires disponibles ont un lien systématique avec les observations finales. Par exemple, Barro et Hercowitz (1980) avancent que l'écart entre les données préliminaires et les observations finales, en plus de présenter un caractère essentiellement aléatoire, est fort négligeable.

King (1981) développe un modèle où les agents possèdent une estimation du taux de croissance courant du stock nominal de monnaie, sujette à une erreur aléatoire de mesure qui est complètement éliminée lors de la période suivante. Il y a alors absence de corrélation entre les variables réelles du système et les données monétaires contemporaines.

Boschen et Grossman (1982) reprennent la même idée en supposant que les données préliminaires ne sont révisées que graduellement. Le processus de révision est systématiquement relié aux valeurs passées des agrégats monétaires. Les conséquences de ce modèle sont semblables à celles du modèle de King. Ils testent ensuite deux hypothèses liées à l'exploitation d'information monétaire préliminaire contemporaine. La première concerne la neutralité de la politique monétaire perçue et porte sur l'absence de corrélation entre les variables réelles et les mesures monétaires préliminaires courante et passées. Cette hypothèse est testée à partir de données américaines couvrant la période 1953 à 1978. Elle est décisivement rejetée.

La deuxième hypothèse concerne la non-neutralité des innovations monétaires courante et passées telles que mesurées par la différence entre les données préliminaires contemporaines et les publications finales. Le contraire de cette hypothèse ne peut être rejeté. Ces résultats corroborent ceux de Barro et Hercowitz (1980).

7. CONCLUSION

Nous avons examiné les principaux développements théoriques et empiriques réalisés dans le cadre de l'approche d'équilibre général du cycle économique. Les théoriciens de l'équilibre général ont été les premiers à incorporer l'HAR en théorie macroéconomique. L'avènement de l'HAR aura complètement modifié la façon d'aborder la question de la résolution des problèmes d'incertitude. Elle est maintenant employée autant dans les modèles d'équilibre que dans les modèles de déséquilibre d'inspiration keynésienne. Son utilisation fait appel à plus de rigueur de plusieurs façons : la structure informationnelle du modèle doit être clairement spécifiée ; le contenu et la localisation dans le temps de l'ensemble d'information à partir duquel les agents formulent leurs attentes doivent être identifiés avec précision ; les mécanismes de persistance de l'effet des chocs, qu'ils dépendent de l'existence de coûts d'ajustement, d'objectifs poursuivis par le secteur public en matière de politique économique ou par le secteur privé lors de la formulation des politiques de prix et de salaires, doivent être expliqués, etc.

Sur le plan théorique, la conciliation du caractère procyclique des agrégats monétaires et de la parfaite flexibilité des prix découle de l'imposition de contraintes sur la disponibilité d'information courante agrégée. Quelle que soit la structure informationnelle du modèle considéré, les agents ne peuvent disposer d'un ensemble complet d'information au moment de la prise de décision courante. Un choc monétaire non perçu exercera des effets réels en raison de la confusion entourant la nature du choc. L'effet d'un tel choc peut également persister lorsque sont intégrés des mécanismes de propagation reflétant, par exemple, diverses formes de coûts d'ajustement. C'est là un défi que plusieurs considéraient impossible à relever.

Malgré l'élégance et la rigueur théoriques des modèles d'équilibre, le bilan empirique est plutôt négatif et certains éléments de preuve vont jusqu'à remettre en question l'existence des ingrédients essentiels à l'obtention d'une théorie d'équilibre du cycle économique qui soit plausible. De toutes les difficultés rencontrées, celles que posent les études récentes menées à partir de données monétaires préliminaires contemporaines apparaissent comme les plus importantes. En effet, l'expérience américaine semble démontrer qu'il est possible de surmonter les contraintes d'information nécessaires à l'obtention des corrélations pertinentes au cours du cycle. Ces preuves empiriques privent l'approche d'équilibre des impulsions monétaires requises. Ceci ne veut pas dire que les facteurs monétaires ne jouent aucun rôle au cours du cycle, mais l'efficacité réelle des changements perçus du stock nominal de monnaie (mesurés par le taux de croissance des données préliminaires contemporaines) constitue plutôt un élément de preuve empirique en faveur des modèles de dése-

quilibre. Dans ces modèles, la présence de rigidités de prix contractuelles, sous forme de contrats ne comportant pas de clauses conditionnelles, représente une contrainte à l'exploitation optimale de l'information et ce, même si les agents se retrouvent en situation d'information complète lors de la période courante.

Barro et Hercowitz (1980, p. 266) ont évoqué la possibilité d'un délai de publication de l'information monétaire initiale ou d'un retard dans la perception des changements annoncés. Mais ces arguments sont insatisfaisants pour deux raisons. Premièrement, comme le soulignent Boschen et Grossman (1982), le délai de publication des agrégats monétaires aux États-Unis n'était que d'un à deux mois entre le début des années '50 et 1965 et, depuis ce temps, ce retard a été comprimé à seulement huit jours. Deuxièmement, la recherche du comportement optimal devrait conduire à l'élimination de tout délai de perception des changements monétaires annoncés.

La reconnaissance d'information monétaire contemporaine a une autre conséquence importante. Puisque les agents possèdent de l'information sur les agrégats monétaires courants, l'effet réel d'erreur d'anticipation d'une période du stock nominal de monnaie [Barro (1977, 1978, 1981b), Barro-Rush (1980) et Kormendi-Meguire (1984)] peut maintenant représenter une approximation du type de non-neutralité monétaire généralement associée aux modèles de déséquilibre avec contraintes d'exploitation d'information.

Bien que les éléments de preuve empirique ne semblent pas favoriser l'approche d'équilibre, il faut reconnaître qu'elle s'est développée en un imposant programme de recherche qui a permis l'identification d'un riche ensemble de propositions théoriques. Ces propositions, précises et détaillées, ont fait l'objet d'intensifs efforts d'évaluation. Quel qu'en soit l'aboutissement, il s'agit d'une réalisation majeure.

Les difficultés empiriques que rencontre l'approche d'équilibre général du cycle économique ne constituent en rien la confirmation d'une autre catégorie de modèles. Il est d'ailleurs souhaitable que l'évaluation empirique d'approches alternatives puisse être menée avec le même souci de spécificité dans l'identification des propositions à tester et le même degré d'expertise technique.

APPENDICE

Pour obtenir l'équation (6) du texte, on isole d'abord r_t à partir de l'équation (4):

$$r_t = \alpha_2^{-1}(p_t - m_t + \alpha_1 y_t + v_{2t}) \tag{A.1}$$

On substitue ensuite (A.1) dans l'équation (3) et on isole y_t:

$$\begin{aligned} y_t = (\alpha_2 + \alpha_0\alpha_1)^{-1}[\alpha_0 (m_t - p_t - v_{2t}) \\ + \alpha_0\alpha_2 (E_{t-1}p_{t+1} - E_{t-1}p_t) + \alpha_2 v_{1t}]. \end{aligned} \tag{A.2}$$

Le niveau de prix d'équilibre pour la période t s'obtient en posant l'égalité de l'équation (5) et de (A.2) et en solutionnant pour p_t:

$$\begin{aligned} p_t = -(\alpha_2 + \alpha_0\alpha_1) / \psi(\bar{y} - \gamma E_{t-1}p_t + u_t) \\ + \alpha_0/\psi[m_t + \alpha_2(E_{t-1}p_{t+1} - E_{t-1}p_t) - v_{2t}] + \alpha_2/\psi\, v_{1t} \end{aligned} \tag{A.3}$$

où $\psi \equiv \gamma(\alpha_2 + \alpha_0\alpha_1) + \alpha_0$.

L'attente rationnelle de p_t conditionnelle à toute l'information disponible à la fin de la période $t-1$ est:

$$\begin{aligned} E_{t-1}p_t = (1 + \alpha_2)^{-1} [E_{t-1}m_t + \alpha_2 E_{t-1}p_{t+1} \\ - \alpha_0^{-1}(\alpha_2 + \alpha_0\alpha_1)\, \bar{y}] \end{aligned} \tag{A.4}$$

L'erreur d'anticipation d'une période est obtenue en soustrayant (A.4) de (A.3):

$$\begin{aligned} p_t - E_{t-1}p_t = (1/\psi)\, [\alpha_0((m_t - E_{t-1}m_t) - v_{2t}) \\ + \alpha_2 v_{1t} - (\alpha_2 + \alpha_0\alpha_1)u_t]. \end{aligned} \tag{A.5}$$

Après substitution de (A.5) dans l'équation (5), on obtient l'équation (6) du texte.

BIBLIOGRAPHIE

ALBERRO, J. (1980), « The Lucas Hypothesis on the Phillips Curve : Further International Evidence », *Journal of Monetary Economics*, 6.

ALTONJI, J. (1982), « The Intertemporal Substitution Model of Labour Market Fluctuations : An Empirical Analysis », *The Review of Economic Studies*, 49 (5), n° 159, pp. 783-824.

ALTONJI, J. et O. ASHENFELTER (1980), « Wage Movements and the Labour Market Equilibrium Hypothesis », *Economica*, 47, août, pp. 217-245.

ANDREWS, M. et S. NICKELL (1982), « Unemployment in the United Kingdom Since the War », *The Review of Economic Studies*, 49 (5), n° 159, pp. 731-760.

ASHENFELTER, O. (1984), « Macroeconomic Analyses and Microeconomic Analyses of Labor Supply », Working Paper n° 1500, National Bureau of Economic Research.

ASHENFELTER, O. et D. CARD (1982), « Time Series Representations of Economic Variables and Alternative Models of the Labor Market », *The Review of Economic Studies*, 49 (5), n° 159, pp. 761-782.

BARRO, R. J. (1976), « Rational Expectations and the Role of Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics*, 2, janvier, pp. 1-32.

——— (1977a), « Long-Term Contracting, Sticky Prices and Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics*, 3, juillet, pp. 315-316.

——— (1977b), « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States », *American Economic Review*, 67, mars, pp. 101-115.

——— (1978), « Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States », *Journal of Political Economy*, 86, août, pp. 549-580.

——— (1980), « A Capital Market in an Equilibrium Business Cycle Model », *Econometrica*, 48, septembre, pp. 1393-1417.

——— (1981a), « The Equilibrium Approach to Business Cycles », in *Money, Expectations and Business Cycles : Essays in Macroeconomics*, chapter 2, New York : Academic Press.

——— (1981b), « Unanticipated Money Growth and Economic Activity in the United States », in *Money, Expectations and Business Cycles : Essays in Macroeconomics*, chapter 5, New York : Academic Press.

——— (1981c), « Intertemporal Substitution and the Business Cycle », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, printemps, North-Holland.

BARRO, R.J. et Z. HERCOWITZ (1980), « Money Stock Revisions and Unanticipated Money Growth », *Journal of Monetary Economics*, 6, pp. 257-267.

BARRO, R.J. et M. RUSH (1980), « Unanticipated Money and Economic Activity », in S. Fischer, éd., *Rational Expectations and Economic Policy*,

Chicago, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.

BARRO, R.J. et N.H. SAIDI (1976), « Unanticipated Money, Output and Unemployment in Canada », mimeo, University of Rochester.

BLINDER, A. et S. FISCHER (1981), « Inventories, Rational Expectations and the Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, 8, pp. 277-304.

BOSCHEN, J.F. et H.I. GROSSMAN (1982), « Tests of Equilibrium Macroeconomics Using Contemporaneous Monetary Data », *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 309-333.

BRUNNER, K., CUKIERMAN, A. et A.H. MELTZER (1980), « Stagflation, Persistent Unemployment and the Permanence of Economic Shocks », *Journal of Monetary Economics*, 6, pp. 467-492.

BUITER, W.H. (1981), « The Superiority of Contingent Rules over Fixed Rules in Models with Rational Expectations », *Economic Journal*, septembre.

CAGAN, P. (1956), « The Monetary Dynamics of Hyperinflation », in *Studies in the Quantity Theory of Money*, M. Friedman, éd., Chicago, University of Chicago Press.

CLARK, K.B. et L.H. SUMMERS (1982), « Labour Force Participation : Timing and Persistence », *The Review of Economic Studies*, 49 (5), n° 159, pp. 825-844.

DE CANIO, S.J. (1979), « Rational Expectations and Learning from Experience », *Quarterly Journal of Economics*, 370, pp. 47-57.

FAIR, R. (1979), « An Analysis of the Accuracy of Four Macroeconomic Models », *Journal of Political Economy*, 87, août, pp. 701-718.

FISCHER, S. (1977), « Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule », *Journal of Political Economy*, 85, février, pp. 191-205.

——— (1979a), « Anticipations and the Nonneutrality of Money », *Journal of Political Economy*, 87, pp. 225-252.

——— (1979b), « Capital Accumulation on the Transition Path in a Monetary Optimising Economy », *Econometrica*, 47, pp. 1433-1440.

——— (1980), « On Activist Monetary Policy with Rational Expectations » in S. Fischer, éd., *Rational Expectations and Economic Policy*, Chicago, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.

FORTIN P. et K. NEWTON (1982), « Labor Market Tightness and Wage Inflation in Canada » in M.N. Baily, éd., *Workers, Jobs and Inflation*, Brookings Institution.

FORTIN P. et L. PHANEUF (1979), « Why is the Unemployment Rate so High in Canada ? », mimeo, Université Laval.

FRIEDMAN, B.M. (1979), « Optimal Expectations, and the Extreme Information Assumptions of 'Rational Expectations' Macromodels », *Journal of Monetary Economics*, 5, pp. 23-41.

FRIEDMAN, M. (1968), « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, 58, mars, pp. 1-17.

——— (1977), « Inflation and Unemployment », *Journal of Political Economy*, 85, juin, pp. 451-472.

FRISCH, R. (1965), « Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economics », reprinted in *AEA Readings in Business Cycles*, R.A. Gordon and L.R. Klein, éd., vol. X.

FROYEN, R.T. et R.N. WAUD (1983), « Demand Variability, Supply Shocks and the Output-Inflation Tradeoff », working paper n° 1081, National Bureau of Economic Research.

FRYDMAN, R. (1982), « Towards an Understanding of Market Processes: Individual Expectations, Learning, and Convergence to Rational Expectations Equilibrium », *American Economic Review*, septembre, pp. 652-668.

FRYDMAN, R, E.S. PHELPS et al. (1983), *Individual Forecasting and Aggregate Outcomes*, Cambridge University Press.

GORDON, R.J. (1976), « Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment », *Journal of Monetary Economics*, 2, pp. 185-219.

——— (1977), « The Theory of Domestic Inflation », *American Economic Review*, 67, février, pp. 128-134.

——— (1982), « Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment » in M.N. Baily, éd., *Workers, Jobs and Inflation*, Brookings Institution.

HALL, R.E. (1975), « The Rigidity of Wages and the Persistence of Unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 301-335.

——— (1980), « Labor Supply and Aggregate Fluctuations », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 12, pp. 7-33.

KENNAN, J. (1983), « An Econometric Analysis of Equilibrium Labor Market Fluctuations », working paper, University of Iowa.

KIMBROUGH, K.P. et F. KORAY (1984), « Money, Output, and the Trade Balance: Theory and Evidence », *Revue canadienne d'Économique*, août, pp. 508-522.

KING, R.G. (1978), « Asset Markets and the Neutrality of Money: An Economy-wide Bond Market », unpublished, University of Rochester.

——— (1981), « Monetary Information and Monetary Neutrality », *Journal of Monetary Economics*, 7, pp., 195-206.

——— (1982), « Monetary Policy and the Information Content of Prices », *Journal of Political Economy*, 2, pp. 247-279.

KNIGHT F.H. (1921), *Risk, Uncertainty and Profit*, Boston, Houghton Mifflin.

KORMENDI, R.C. et P.G. MEGUIRE (1984), « Cross-Regime Evidence of Macroeconomic Rationality », *Journal of Political Economy*, 5, pp. 875-908.

KYDLAND, F. et E.C. PRESCOTT (1980), « A Competitive Theory of Fluctuations and the Feasibility and Desirability of Stabilization Policy », in S. Fischer, éd., *Rational Expectations and Economic Policy*, Chicago, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.

——— (1982), « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, p. 50.

LUCAS, R.E. (1972a), « Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis », in O. Eckstein, éd., *The Econometrics of Price Determination Conference*, Washington, Board of Governors of the Federal Reserve System, pp. 50-59.

——— (1972b), « Expectations and the Neutrality of Money », *Journal of Economic Theory*, 4, avril, pp. 103-124.

——— (1973), « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review*, 63, juin, pp. 326-334.

——— (1975), « An Equilibrium Model of the Business Cycle », *Journal of Political economy*, 83, décembre, pp. 1113-1144.

——— (1976), « Econometric Policy Evaluation : a Critique », *Journal of Monetary Economics*, supplément, pp. 19-46.

——— (1977), « Understanding Business Cycles », *Journal of Monetary Economics*, supplément, pp. 7-30.

——— (1981), *Studies in Business-Cycle Theory*, Introduction, The MIT Press, pp. 1-18.

LUCAS, R.E. et E.C. PRESCOTT (1974), « Equilibrium Search and Unemployment », *Journal of Economic Theory*, 7, février, pp. 188-209.

LUCAS, R.E. et L.A. RAPPING (1969), « Real Wages, Employment, and Inflation », *Journal of Political Economy*, 77, septembre - octobre 1969, pp. 721-754.

LUCAS R.E. et T.J. SARGENT (1978), « After Keynesian Macroeconomics », in *After the Phillips Curve : Persistence of High Inflation and High Unemployment*, Conference Series n° 19, Federal Reserve Bank of Boston, pp. 49-72.

MANKIW, N.G., ROTEMBERG, J.J. et L.H. SUMMERS (1982), « Intertemporal Substitution in Macroeconomics », working paper n° 898, National Bureau of Economic Research.

MISHKIN, F.S. (1982a), « Does Anticipated Monetary Policy Matter ? An Econometric Investigation », *Journal of Political Economy*, février, 90, pp. 22-51.

——— (1982b), « Does Anticipated Aggregate Demand Policy Matter? Further Econometric Results », *American Economic Review*, 72, pp. 788-802.

——— (1983), *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Market Models*, Chicago, University of Chicago Press.

MODIGLIANI, F. (1977), « The Monetarist Controversy, or Should We Forsake Stabilization Policies? » *American Economic Review*, mars, pp. 1-19.

MODIGLIANI F. et L. PAPADEMOS (1978), « Optimal Demand Policies against Stagflation », *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 114, pp. 736-781.

MUTH, J. (1961), « Rational Expectations and the Theory of Price Movements », *Econometrica*, 29, juillet, pp. 315-335.

NERLOVE, M. (1958), « Adaptive Expectations and Cobweb Phenomena », *Quarterly Journal of Economics*, 73, mai, pp. 227-240.

PARKIN, M., BENTLEY, B. et C. FADER (1981), « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: A Reappraisal », in M.J. Flanders and A. Razin, éds, *Development in an Inflationary World*, New York, Academic Press.

PHANEUF, L. (1985a), « Rigidités de prix contractuelles, anticipations rationnelles et cycle économique », *L'Actualité Économique*, juin, pp. 252-273.

——— (1985b), « Anticipations rationnelles et effets de persistance au cours du cycle économique », cahier #8519D, département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.

——— (1987), « Propriétés dynamiques des modèles du cycle à contrats échelonnés » *Revue canadienne d'économie*, février, à paraître.

PHELPS, E.S. (1967), « Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time », *Economica*, 34, pp. 254-281.

——— (1970), « Introduction: The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory » in E. Phelps et al., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Norton, New York, pp. 1-23.

PHELPS, E.S. et J.B. TAYLOR (1977), « Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations », *Journal of Political Economy*, 85, février, pp. 163-190.

SARGENT, T.J. (1971), « A Note on the « Accelerationist » Controversy », *Journal of Money, Credit and Banking*, 8, pp. 721-725.

——— (1973), « Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 429-472.

——— (1976), « A Classical Macroeconometric Model for the United States », *Journal of Political Economy*, 84, pp. 207-238.

——— (1977), « The Persistence of Aggregate Employment and the Neutrality of Money », working paper n° 77-1, Federal Reserve Bank of Chicago.

——— (1978), « Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations », *Journal of Political Economy*, 86, pp. 1009-1044.

——— (1979), *Macroeconomic Theory*, Academic Press, New York.

SARGENT, T.J. et N. WALLACE (1975), « Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule », *Journal of Political Economy*, 83, pp. 241-254.

——— (1976), « Rational Expectations and the Theory of Economic Policy », *Journal of Monetary Economics*, 2, pp. 169-183.

TAYLOR, J.B. (1975), « Monetary Policy during a Transition to Rational Expectations », *Journal of Political Economy*, 83, pp. 1009-1021.

——— (1979), « Staggered Wage Setting in a Macro Model », *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 69, 2, pp. 108-113.

——— (1980), « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-23.

——— (1983), « Rational Expectations Models in Macroeconomics », working paper n° 1224, National Bureau of Economic Research.

TOBIN, J. (1977), « How Dead is Keynes? », *Economic Inquiry*, 15, octobre, pp. 459-468.

——— (1980), « Policies, Expectations, and Stabilization », in *Asset Accumulation and Economic Activity*, the University of Chicago Press, pp. 20-48.

TOBIN J. et W.H. BUITER (1980), « Fiscal and Monetary Policies, Capital Formation and Economic Activity », in G. von Furstenberg éd., *The Government and Capital Formation*, Ballinger.

WOGIN, G. (1980), « Unemployment and Monetary Policy under Rational Expectations: Some Canadian Evidence », *Journal of Monetary Economics*, 6, pp. 59-68.