

Le lien entre l'inflation et la croissance

*Steve Ambler et Emanuela Cardia**

Introduction

Un nombre croissant d'études empiriques ont été consacrées ces dernières années au lien entre la croissance économique et l'inflation. Ces études ont deux objectifs. Le premier est d'établir un fait stylisé et de répondre aux questions suivantes : Quelle est la relation empirique entre la croissance et l'inflation? Cette relation est-elle statistiquement significative? Est-elle stable d'un pays à l'autre et d'une période à l'autre?

Le second objectif est d'*interpréter* la relation et de répondre aux questions suivantes : La relation décelée est-elle structurelle? La relation empirique fait-elle ressortir l'existence d'un *arbitrage exploitable* par les autorités monétaires? Dans l'affirmative, quelles sont les conséquences de l'arbitrage sur le plan du bien-être et quel est le taux optimal d'inflation¹?

1. Parallèlement aux études empiriques s'est également développée une littérature théorique. Celle-ci fait appel à des modèles dynamiques d'équilibre général tels que le nôtre pour analyser l'effet de la taxe déguisée que constitue l'inflation sur le *niveau* des revenus (dans les modèles de croissance exogène) ou sur la *croissance* (dans les modèles de croissance endogène) ainsi que son incidence sur le bien-être. Voir, entre autres auteurs, Aiyagari (1990), Ambler, Phaneuf et Sauthier (1995), Bean (1993), Black, Macklem et Poloz (1994), Chari, Jones et Manuelli (1995), Cooley et Hansen (1989, 1991 et 1995), De Gregorio (1993), Devereux et Love (1994), Dotsey et Ireland (1996), Gomme (1993 et 1996), Love et Wen (1996), Rebelo (1991), Sidrauski (1967) et Stockman (1981).

* *Nous remercions Paul Gomme, Tiff Macklem et les commentateurs pour leurs suggestions et observations utiles.*

Nous nous proposons ici d'analyser la littérature empirique au moyen d'un modèle dynamique d'équilibre général où intervient la monnaie et où la croissance est endogène. Notre modèle de croissance endogène comporte une dynamique de transition. La taxe constituée par l'inflation influe sur l'affectation des ressources ainsi que sur le taux de croissance à court et à long terme. Le taux de croissance subit également l'influence d'autres chocs exogènes, notamment les chocs technologiques et les modifications des variables relevant des autorités, comme les taux marginaux d'imposition et les dépenses publiques. Le modèle nous sert à analyser les questions suivantes :

- Quelle relation le modèle prédit-il entre l'inflation et la croissance?
- Dans quelle mesure cette relation est-elle exploitable par les autorités monétaires?
- Si l'on utilise le modèle pour produire des données artificielles et que l'on estime des régressions analogues à celles qui sont mises en œuvre dans la littérature empirique, quelle relation entre l'inflation et la croissance ces régressions permettent-elles de déceler?
- Dans le modèle, l'inflation et la croissance sont toutes deux des variables endogènes. Quel est l'effet exercé par différentes variables exogènes sur la corrélation conditionnelle entre l'inflation et la croissance?
- Quelles sont les conséquences du modèle pour le choix des variables instrumentales dans des régressions de type transversal et temporel?
- Quels sont les enseignements à tirer du modèle concernant la mesure appropriée des variables exogènes sous-jacentes, et plus particulièrement celle du résidu de Solow?
- Quels sont les agrégats macroéconomiques non stationnaires et pour ceux d'entre eux qui sont cointégrés dans le modèle, est-il possible de trouver une relation de cointégration dans les données?
- Quelles sont les implications du modèle en ce qui concerne l'introduction, dans les régressions de la croissance, de variables visant à saisir la convergence des revenus par habitant (en niveaux) entre pays, conformément au modèle néoclassique fondamental de croissance exogène?

Nos résultats se résument comme suit.

- Le modèle prédit une relation négative entre l'inflation et la croissance. Cette relation tient dans le cas des séries temporelles ainsi qu'en longue période pour un échantillon transversal de pays dans lesquels les variables exogènes sous-jacentes se situent à des niveaux de long terme différents.

- La pente de la courbe exprimant la relation dépend de la taille des chocs subis par les variables exogènes sous-jacentes. L'expansion de la masse monétaire se traduit par une faible relation négative entre l'inflation et la croissance. Cette relation est l'arbitrage exploitable du point de vue des autorités monétaires.
- Étant donné que, à long terme, l'inflation est exactement égale au taux d'expansion de la masse monétaire diminué du taux réel de croissance (la vitesse de circulation est stationnaire en longue période), toutes les autres variables exogènes du modèle entraînent une *forte* relation négative entre l'inflation et la croissance.
- L'obtention de bonnes estimations empiriques de l'effet produit par les variables exogènes sur l'inflation et la croissance est compliquée par deux grands facteurs. En premier lieu, certaines des variables exogènes sous-jacentes, comme les dépenses publiques, ne sont pas stationnaires. En second lieu, certaines des variables sous-jacentes, comme le résidu de Solow, ne sont pas observables; or, notre modèle indique, entre autres choses, que les mesures habituelles du résidu de Solow sont entachées d'erreurs.
- Il est difficile d'interpréter les équations estimées dans les études empiriques comme des équations de forme semi-réduite ou des relations structurelles. Les résultats de ces études peuvent être considérés, au mieux, comme faisant apparaître une corrélation conditionnelle entre l'inflation et la croissance, sans qu'on puisse en donner une interprétation structurelle significative ni en tirer d'enseignements utiles du point de vue de la politique monétaire ou du bien-être.
- Les travaux empiriques à venir devraient être axés sur des méthodes plus structurelles, qui permettent d'évaluer globalement la validité des modèles de croissance endogène ainsi que d'interpréter de façon plus claire les coefficients estimés et les choix devant lesquels se trouvent les autorités.

Dans les sections qui suivent, nous allons d'abord décrire le modèle, son étalonnage ainsi que ses principales prévisions. Nous nous appuyerons ensuite sur les enseignements qui en auront été tirés pour analyser la manière dont la relation empirique entre l'inflation et la croissance *devrait être* testée et la comparer aux méthodes réellement utilisées dans la littérature. La dernière section expose nos conclusions et des axes de recherche pour l'avenir.

1 Le modèle

Nous utilisons un modèle de croissance endogène relativement simple comportant une dynamique de transition, dans lequel l'affectation des ressources influe sur la croissance et est elle-même influencée par

l'expansion monétaire et la taxe que constitue l'inflation. La formation de capital humain est considérée comme un effet externe dans notre modèle (c'est-à-dire que l'apprentissage se fait par la pratique). Le postulat central de ce dernier est que la croissance de la productivité dépend de l'emploi (en niveau), de sorte que les chocs exogènes qui influent sur la répartition du temps entre les loisirs et le travail se répercuteront sur le taux de croissance. Les agents pris individuellement ne tiennent pas compte des effets de leur comportement sur la croissance de la productivité, mais les modifications de la politique publique, et plus particulièrement celles qui touchent les impôts créant des distorsions (dont la taxe par l'inflation), peuvent agir sur le taux de croissance de l'économie. Avant d'analyser en détail le problème de maximisation dynamique des agents du secteur privé, nous décrirons les objectifs et les contraintes auxquels ils font face, tout comme les entreprises et l'État, ainsi que la forme exacte que prend la formation de capital humain.

1.1 Les ménages

Le ménage représentatif maximise la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$U = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U_t(c_{t+i}, l_{t+i}), \quad (1)$$

où β est le taux d'actualisation subjectif, c_t la consommation du ménage à la période t , et l_t les loisirs et où la fonction d'utilité de la période considérée se définit ainsi :

$$U_t(c_t, l_t) = \ln c_t + \frac{\phi}{(1-\gamma)} l_t^{(1-\gamma)}. \quad (2)$$

Le ménage doit respecter une succession de contraintes budgétaires

$$(1 - \tau_{t+i}^n) W_{t+i} n_{t+i} + (1 - \tau_{t+i}^k) R_{t+i} k_{t+i} + \tau_{t+i}^k \delta k_{t+i} + \frac{m_{t+i}}{P_{t+i}} + \chi_{t+i} = (1 + \tau_{t+i}^c) c_{t+i} + i_{t+i} + \frac{m_{t+i+1}}{P_{t+i}} + T_{t+i} + \Psi_{t+i}, \quad (3)$$

où W_{t+i} désigne le taux de rémunération réel, R_{t+i} le taux réel de location du capital, n_{t+i} le nombre d'heures travaillées par le ménage, k_{t+i} le capital détenu par le ménage à la période $t+i$, δ le taux constant de dépréciation du capital, m_{t+i} les encaisses nominales détenues par le ménage, P_{t+i} le niveau des prix, i_{t+i} les dépenses d'investissement du ménage, T_{t+i} les impôts forfaitaires, τ_{t+i}^n , τ_{t+i}^k et τ_{t+i}^c des taux d'imposition proportionnels frappant respectivement le revenu du travail, le revenu de location du capital aux entreprises et la consommation, Ψ_{t+i} un terme qui représente les coûts

des transactions monétaires et χ_{t+i} la valeur réelle des encaisses transférées aux ménages par le mécanisme (gratuit) d'expansion des dépôts. Les coûts de transaction à la période t sont donnés par

$$\psi_t = a_0((1 + \tau_t^c)c_t)^{a_1} (m_t/P_t)^{(1-a_1)}, \quad (4)$$

avec $a_0 > 0$, $a_1 > 1$. L'augmentation des encaisses réelles entraîne une diminution des coûts réels des transactions monétaires. Cette contrainte est identique à celle qu'utilisent Black, Macklem et Poloz (1994). Ces derniers font observer que cette spécification des coûts de transaction permet de formuler une fonction type de demande de monnaie à long terme et que la contrainte habituelle de paiement au comptant (*cash in advance*) entre en jeu lorsque a_1 tend vers l'infini. La maximisation est également assujettie à la règle de formation du stock de capital du ménage

$$k_{t+i+1} = (1 - \delta)k_{t+i} + i_{t+i} \quad (5)$$

et à

$$n_{t+i} + l_{t+i} = 1, \quad (6)$$

où le temps total dont dispose le ménage est normalisé à un.

1.2 Les entreprises

Les entreprises, qui opèrent en régime de concurrence parfaite, louent le capital et le travail fournis par les ménages. La fonction de production globale à la période t se lit ainsi :

$$Y_t = Z_t(H_t N_t)^\alpha K_t^{(1-\alpha)}, \quad (7)$$

où Y_t désigne la production, Z_t l'état de la technologie, H_t le stock de capital humain dans l'économie, N_t l'emploi total et K_t le stock de capital total. Comme c'est l'usage dans la littérature, quand des variables figurent à la fois en majuscules et en minuscules, les minuscules indiquent les variables de décision ou d'état envisagées du point de vue d'un ménage particulier, tandis que les majuscules désignent l'équivalent de ces variables en termes globaux ou par tête. La technologie suit la règle d'évolution

$$\ln(Z_t) = \rho \ln(Z_{t-1}) + (1 - \rho) \ln(\bar{Z}) + \varepsilon_{zt}, \quad (8)$$

avec $0 < \rho < 1$, où \bar{Z} est la moyenne à long terme de Z_t et ε_{zt} un choc technologique. Étant donné que les ménages détiennent le stock de capital et le louent aux entreprises, le problème de maximisation du profit de

l'entreprise est statique. Cette maximisation implique, pour des entreprises concurrentielles,

$$W_t = \alpha Z_t H_t^\alpha N_t^{(\alpha-1)} K_t^{(1-\alpha)}, \quad (9)$$

$$R_t = (1 - \alpha) Z_t (H_t N_t)^\alpha K_t^{-\alpha}. \quad (10)$$

1.3 L'État

Le comportement de l'État est considéré comme exogène. L'État finance un flux de dépenses en imposant le revenu du travail, le revenu du capital et la consommation — tous impôts qui engendrent des distorsions —, en créant de la monnaie, de même qu'en prélevant des impôts forfaitaires. La contrainte budgétaire s'exprime ainsi :

$$G_t = \tau_t^k (R_t - \delta) K_t + \tau_t^n N_t + \tau_t^c C_t + \frac{BM_{t+1} - BM_t}{P_t} + T_t, \quad (11)$$

où BM_t désigne la base monétaire à la période t . Étant donné que les agents ont, dans notre modèle, un horizon infini, un impôt forfaitaire a le même effet que le financement du déficit par l'émission d'obligations (les taux des impôts à effet de distorsion et l'inflation étant maintenus constants). C'est pourquoi nous ne représentons pas explicitement le financement par voie d'emprunt. La règle d'évolution de la base monétaire est

$$BM_{t+1} - BM_t = \mu_t BM_t, \quad (12)$$

de sorte que μ_t est le taux net d'expansion de la base monétaire.

Les dépenses publiques, les taux d'imposition et le taux d'expansion monétaire sont déterminés par un processus stochastique multivarié qui peut également dépendre de l'état de la technologie. Étant donné le rythme d'expansion monétaire ainsi que les taux d'imposition du revenu du capital, du revenu du travail et de la consommation, le niveau des impôts forfaitaires est déterminé de façon résiduelle afin d'assurer l'équilibre du budget de l'État au cours de chaque période².

La relation entre les encaisses et la base monétaire s'exprime par

$$M_t = BM_t / rr, \quad (13)$$

2. Cette hypothèse a pour conséquence qu'une modification du taux de la taxe constituée par l'inflation n'a aucun effet sur les autres taux marginaux d'imposition dans le modèle. Nous verrons plus loin ce qui se passe lorsqu'on relâche cette hypothèse.

où rr désigne le rapport (constant) de la base monétaire aux encaisses nominales. Comme Love et Wen (1996), nous nous servons de cette relation pour distinguer l'agrégat monétaire qui importe pour la mesure des recettes de seigneurage et celui qui sert à réduire les coûts de transaction. On peut démontrer que le transfert de ressources aux ménages par le jeu de la création de dépôts revêt la forme suivante :

$$\begin{aligned}\chi_t P_t &= (M_{t+1} - M_t) - (BM_{t+1} - BM_t) \\ \Rightarrow \chi_t &= (1 - rr) \frac{M_{t+1} - M_t}{M_t} \frac{M_t}{P_t},\end{aligned}$$

de sorte que

$$\chi_t = (1 - rr) \mu_t \frac{M_t}{P_t}. \quad (14)$$

1.4 La croissance de la productivité

Nous faisons l'hypothèse que la croissance de la productivité est un sous-produit du processus de production et découle de l'apprentissage par la pratique. Il s'agit d'un effet externe que ni les ménages, ni les entreprises ne prennent en considération dans leur problème de maximisation. Le stock de capital humain évolue de la manière suivante :

$$H_{t+1} = (1 - \delta_h)H_t + \theta_0 H_t \ln(1 + N_t). \quad (15)$$

Il s'agit là de la formulation la plus simple où, d'une part, l'affectation des ressources et, d'autre part, l'emploi tel que nous le spécifions dans notre cas particulier influent sur la croissance et où la politique monétaire peut se répercuter sur le taux de croissance de l'économie. La forme fonctionnelle choisie tire à conséquence pour la mesure de la croissance (voir ci-après), mais le point à retenir dans cette équation est que la croissance du capital humain dépend de la répartition du temps entre le travail et les loisirs³.

3. La formation de capital humain peut être représentée sous d'autres formes. Dans le modèle de croissance à capital humain de Mankiw, Romer et Weil (1992), une augmentation de la production courante en niveau se traduit par une hausse du taux de croissance, puisqu'une épargne supérieure est consacrée à la formation de capital humain. Leur modèle comporte un arbitrage entre la formation de capital physique et la formation de capital humain, une contrainte de ressources s'appliquant aux deux formes de capital considérées globalement. Dans notre modèle, la formation de capital humain ne se fait aux dépens ni de l'investissement en capital physique ni de la consommation courante, mais aux dépens des loisirs.

1.5 Transformations stationnaires

Pour résoudre les équations du modèle, nous recourons à une programmation dynamique à variables stationnaires. À cette fin, nous devons reformuler ce dernier à l'aide de variables ne contenant pas de tendance stochastique. Nous normalisons les variables du modèle en les divisant par H_{t+i} , le niveau du capital humain à la période $t+i$. Après quelques transformations algébriques, la fonction d'utilité de l'agent représentatif peut être exprimée en fonction de variables stationnaires comme suit :

$$U = \frac{1}{1-\beta} \ln H_t + \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left\{ \ln \tilde{c}_{t+i} + \frac{\phi}{(1-\gamma)} l_{t+i}^{(1-\gamma)} + \frac{\beta}{1-\beta} \ln \Psi_{t+i} \right\}, \quad (16)$$

où

$$\Psi_{t+i} \equiv H_{t+i+1} / H_{t+i}$$

et où

$$\tilde{c}_{t+i} \equiv c_{t+i} / H_{t+i}.$$

Avant d'exprimer la fonction de valeur de l'agent représentatif, développons encore un peu la notation. Ainsi, la contrainte des coûts de transaction (équation (4)) peut être reformulée en fonction des variables normalisées de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \tilde{\Psi}_t &= a_0 ((1 + \tau_t^c) \tilde{c}_t)^{a_1} \left(\frac{m_t}{M_t} \frac{M_t}{P_t} \frac{1}{H_t} \right)^{(1-a_1)} \\ &= a_0 ((1 + \tau_t^c) \tilde{c}_t)^{a_1} \left(\frac{\tilde{m}_t}{\tilde{P}_t} \right)^{(1-a_1)}, \end{aligned}$$

avec

$$\tilde{m}_t \equiv \frac{m_t}{M_t}, \quad \tilde{P}_t \equiv H_t P_t / M_t.$$

Pour toutes les autres variables X_t , posons

$$\tilde{X}_t \equiv X_t / H_t.$$

1.6 Le problème de l'agent représentatif

À l'aide d'une notation analogue à celle de Hansen et Prescott (1995), nous pouvons exprimer la fonction de valeur de l'agent représentatif sous la forme

$$V(Z, S, s, m) = \max_{d, m'} \{ r(Z, S, s, m, d, m', D, P) + EV(Z', S', s', m') \}, \quad (17)$$

où

$$Z = \left\{ Z_t, \tilde{G}_t, \mu_t, \tau_t^n, \tau_t^k, \tau_t^c \right\},$$

$$Z' = \left\{ Z_{t+1}, \tilde{G}_{t+1}, \mu_{t+1}, \tau_{t+1}^n, \tau_{t+1}^k, \tau_{t+1}^c \right\},$$

$$S = \left\{ \tilde{K}_t \right\},$$

$$S' = \left\{ \tilde{K}_{t+1} \right\},$$

$$s = \left\{ \tilde{k}_t \right\},$$

$$s' = \left\{ \tilde{k}_{t+1} \right\},$$

$$m = \left\{ \tilde{m}_t \right\},$$

$$m' = \left\{ \tilde{m}_{t+1} \right\},$$

$$P = \left\{ \tilde{P}_t \right\},$$

$$D = \left\{ \tilde{K}_{t+1}, \tilde{\Psi}_t \right\},$$

$$d = \left\{ \tilde{k}_{t+1}, \tilde{\Psi}_t \right\} \text{ et}$$

$$r(Z, S, s, m, d, m', D, P) = \ln(\tilde{c}_t) + \phi \ln(1 - n_t) + \frac{\beta}{1 - \beta} \ln \theta_t,$$

avec

$$\tilde{c}_t = (\tilde{m}_t / \tilde{P}_t)^{(a_1 - 1) / a_1} (\tilde{\Psi}_t / a_0)^{1 / a_1} (1 + \tau_t^c)^{-1}$$

et

$$\begin{aligned} n_t = & ((1 - \tau_t^n) \tilde{W}_t)^{-1} \cdot [(1 + \tau_t^c) \tilde{c}_t + \tilde{k}_{t+1} \theta_t - (1 - \delta) \tilde{k}_t \\ & + \tilde{m}_{t+1} (1 + \mu_t) / \tilde{P}_t + \tilde{\Psi}_t - \tilde{\chi}_t + \tilde{G}_t - \tau_t^k (R_t - \delta) \tilde{K}_t \\ & - \tau_t^n \tilde{W}_t N_t - \tau_t^c \tilde{C}_t - \tilde{m}_t / \tilde{P}_t - (1 - \tau_t^k) R_t \tilde{k}_t - \tau_t^k \delta \tilde{k}_t], \end{aligned}$$

tandis que θ_t est le taux de croissance brut du capital humain donné par

$$\theta_t = 1 - \delta_h + \theta_0 \ln(1 + N_t).$$

À l'aide de la contrainte des coûts de transaction et de la contrainte budgétaire de l'agent représentatif, nous avons remplacé les variables de décision \tilde{c}_t et n_t dans le problème de l'agent. Pour résoudre son problème de maximisation, le ménage doit respecter les règles d'évolution des variables d'état exogènes Z , de son propre stock de capital et du stock de capital global, ainsi que les règles de rétroaction applicables aux équivalents, sur le plan macroéconomique, de ses propres variables de décision.

1.7 L'équilibre du modèle

L'équilibre du modèle est déterminé par les règles de décision du ménage, soit

$$d = d(Z, S, s, m), \quad (18)$$

$$m' = m(Z, S, s, m). \quad (19)$$

Ces règles présentent les propriétés suivantes :

- En situation d'équilibre, chaque ménage détient volontairement sa part du stock de monnaie, de sorte que $m = m' = 1$.

- En situation d'équilibre, les règles de décision du ménage sont compatibles avec les règles de rétroaction qui s'appliquent aux équivalents globaux de ses variables de décision. Ces équivalents globaux interviennent à titre de contraintes dans le problème de maximisation du ménage de sorte que $D(Z, S) = d(Z, S, S, 1)$ et $1 = m(z, S, S, 1)$.

2 L'étalonnage du modèle

Certaines des valeurs retenues pour les paramètres s'inspirent de celles couramment utilisées dans la littérature. Pour d'autres paramètres, les valeurs sont tirées d'études empiriques antérieures ayant mis à contribution des données microéconomiques ou macroéconomiques. Le choix du reste des valeurs a été dicté par la volonté d'harmoniser certaines caractéristiques du régime permanent (*steady state*) déterministe du modèle avec les données. Les valeurs des paramètres utilisées dans le scénario de base sont présentées au Tableau 1. La première ligne fait état des valeurs des paramètres structurels. Les deuxième, troisième et quatrième lignes fournissent les valeurs des paramètres liées au processus stochastique conjoint de génération des variables exogènes du modèle. La dernière ligne, enfin, présente les valeurs de certaines variables et de certains ratios clés en régime permanent⁴.

Le taux d'actualisation β est fixé à 0,990. Le taux de dépréciation δ est établi à 0,021. Faute de résultats empiriques valables concernant la valeur de δ_h , nous la fixons elle aussi à 0,021.

Le régime permanent déterministe du modèle peut être établi de la manière suivante. Les conditions de premier ordre du problème de maximisation du ménage sont données par

$$\frac{\partial r}{\partial d} + \beta \frac{\partial V}{\partial ds'} \frac{\partial s'}{\partial d} = 0 \quad (20)$$

et

$$\frac{\partial r}{\partial m'} + \beta \frac{\partial V}{\partial m'} + \beta \frac{\partial V}{\partial s'} \frac{\partial s'}{\partial m'} = 0, \quad (21)$$

où le symbole ' désigne les valeurs de la période suivante. Si l'on impose une contrainte de cohérence entre les variables de décision de l'agent représentatif et leurs équivalents au niveau macroéconomique et que l'on

4. À noter que le taux de location du capital R est un taux brut (avant amortissement et imposition du capital). Il correspond à un taux de rendement sûr après impôt de 0,015.

Tableau 1**Valeurs des paramètres dans le scénario de base et solution de régime permanent**

<i>Valeurs des paramètres structurels</i>									
θ_0	β	δ	δ_h	γ	ϕ	a_0	a_1	α	rr
0,077	0,990	0,021	0,021	1,350	1,115	0,138	3,220	0,640	0,107
<i>Valeurs des paramètres selon le processus stochastique</i>									
		ρ_z	ρ_c	ρ_n	ρ_k	ρ_μ	ρ_g		
		0,950	0,950	0,950	0,950	0,950	0,950		
		σ_z	σ_{τ^c}	σ_{τ^n}	σ_{τ^k}	σ_μ	σ_g		
		0,010	0,0005	0,0019	0,0024	0,0009	0,020		
		τ^c	τ^n	τ^k	\tilde{G}/\tilde{Y}	z	μ		
		0,150	0,250	0,500	0,200	1,000	0,017		
<i>Solution de régime permanent</i>									
θ	$\tilde{\psi}/\tilde{Y}$	\tilde{C}/\tilde{Y}	\tilde{I}/\tilde{Y}	\tilde{G}/\tilde{Y}	\tilde{K}/\tilde{Y}	N	V	R	
1,0047	0,018	0,600	0,182	0,200	7,101	0,333	0,410	0,051	

impose le régime permanent, on peut démontrer à l'aide du théorème de l'enveloppe que ces conditions impliquent en régime permanent que

$$\frac{\partial r}{\partial d} + \beta \frac{\partial r}{\partial s} \left(I - \beta \frac{\partial s'}{\partial s} \right)^{-1} \frac{\partial s'}{\partial d} = 0, \quad (22)$$

$$\frac{\partial r}{\partial m'} + \beta \frac{\partial r}{\partial m} + \beta \frac{\partial r}{\partial s} \left(I - \beta \frac{\partial s'}{\partial s} \right)^{-1} \left(\frac{\partial s'}{\partial m'} + \beta \frac{\partial s'}{\partial m} \right) = 0. \quad (23)$$

Cela nous donne un système de trois équations, que nous pouvons utiliser pour résoudre trois inconnues. Nous fixons le taux de croissance trimestriel (en régime permanent) du revenu par habitant à 0,0047 (ce qui produit un taux de croissance annuel du revenu par habitant de 1,9 %), de sorte que $\tilde{\psi} = 1,0047$. Nous posons $N = 1/3$, valeur voisine de la proportion du temps discrétionnaire (sommeil non compris) que les ménages consacrent au travail. La valeur que prend a_1 dans la fonction des coûts de transaction reflète les résultats d'études empiriques portant sur l'élasticité de la demande de monnaie en longue période⁵. Étant donné cette valeur de a_1 , nous choisissons a_0 de manière que la vitesse de circulation soit égale à sa valeur moyenne de long terme selon les données⁶. L'équation type de la vitesse de circulation est

$$MV = PC,$$

5. Le lecteur trouvera plus de détails dans Black, Macklem et Poloz (1994) et dans Love et Wen (1996).

6. Comme Love et Wen (1996), nous retenons l'agrégat monétaire M2 pour calculer la vitesse de circulation de la monnaie.

ce qui, après division des variables non stationnaires par le niveau du capital humain, donne (nous faisons l'hypothèse que la vitesse de circulation est elle-même stationnaire) :

$$V = \tilde{P}\tilde{C}.$$

La dérivée de premier ordre du ménage par rapport au capital implique en régime permanent que

$$R = (\tilde{\Psi}/\beta - (1 - \delta) - \tau^k \delta)/(1 - \tau^k),$$

où l'absence d'indices de temps indique qu'il s'agit des valeurs que prennent les variables en régime permanent. Par conséquent, la condition de premier ordre de l'entreprise qui cherche à maximiser son profit par rapport au capital choisi est

$$R = (1 - \alpha)Z(N/\tilde{K})^\alpha,$$

ce qui nous permet de déterminer le niveau de long terme du stock de capital. La condition de premier ordre de maximisation du profit par rapport au facteur travail nous donne ensuite le salaire réel d'équilibre en longue période.

Le choix optimal du nombre d'heures consacrées au travail par le ménage implique que le bénéfice marginal du travail (la rémunération réelle nette des impôts sur le revenu du travail, pondérée par l'utilité marginale de la consommation) est égal à la désutilité marginale des loisirs auxquels le ménage renonce. En réunissant cette condition d'optimalité, la dérivée de premier ordre par rapport aux coûts de transaction et aux encaisses de la période suivante, la contrainte des coûts de transaction elle-même et l'identité fondamentale de la comptabilité nationale, nous obtenons le système d'équations suivant :

$$-\phi(1 - N)^{-\gamma} + \lambda(1 - \tau^n)\tilde{W} = 0, \quad (24)$$

$$1 - \lambda(1 + \tau^c)\tilde{C} - \lambda\tilde{\Psi} = 0, \quad (25)$$

$$\beta \frac{a_1 - 1}{a_1} - \beta \lambda(1 + \tau^c)\tilde{C} \frac{a_1 - 1}{a_1} - \lambda(1 + \mu)/\tilde{P} + \beta \lambda/\tilde{P} = 0, \quad (26)$$

$$\tilde{\Psi} = a_0((1 + \tau^c)\tilde{C})^{a_1} (1/\tilde{P})^{1-a_1}, \quad (27)$$

$$\tilde{Y} = \tilde{C} + \tilde{I} + \tilde{G} + \tilde{\Psi}, \quad (28)$$

$$V = \tilde{P}\tilde{C}, \quad (29)$$

où λ est l'utilité marginale de la consommation. Nous choisissons la valeur de γ de façon que l'élasticité de l'offre de travail soit égale à 1,5⁷. Nous fixons le niveau de long terme des dépenses publiques \tilde{G} à 20 % de la production de régime permanent. Nous fixons les taux d'imposition τ^n , τ^k et τ^c à 0,25, 0,5 et 0,15 respectivement et la valeur de μ à 0,017. Nous attribuons à rr la même valeur que Love et Wen (1996), que l'on obtient en calculant la moyenne du ratio de la base monétaire à M2 au Canada. Le taux de croissance trimestriel de la masse monétaire est établi de manière à produire un taux d'inflation annuel de 5 % en régime permanent. La valeur de z est normalisée à l'unité. Le système d'équations permet ainsi de déterminer les valeurs de \tilde{C} , λ , $\tilde{\Psi}$, a_0 , ϕ et \tilde{P} . Les niveaux de long terme des variables endogènes du modèle sont également présentés au Tableau 1.

Les niveaux de long terme des éléments du vecteur Z influent sur le régime permanent du modèle. Leurs valeurs, reproduites à la quatrième ligne du Tableau 1, sont établies à la lumière des moyennes à long terme calculées à partir des données⁸. Pour les simulations stochastiques, nous paramétrons de la façon la plus simple possible le processus stochastique conjoint qui génère les Z . Nous faisons l'hypothèse que chacun des éléments du vecteur Z est déterminé par un processus scalaire autorégressif d'ordre 1 dont le paramètre de persistance est fourni à la deuxième ligne et l'écart-type du choc imprimé au processus, à la troisième. Nous imposons deux restrictions : les chocs ne sont pas corrélés entre eux et les paramètres de persistance sont identiques pour tous les chocs. Les écarts-types des chocs sont fixés de manière que les variances des variables exogènes soient voisines de celles des données⁹.

3 Les prévisions du modèle

Les valeurs d'équilibre de l'inflation et de la croissance qui sont prévues par le modèle dépendent de ses variables d'état; les solutions sont de la forme

$$\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \pi_t = \pi\left(Z_t, \tau_t^k, \tau_t^n, \tau_t^c, \tilde{G}_t, \mu_t, \tilde{K}_t\right), \quad (30)$$

7. Voir l'analyse présentée dans Black, Macklem et Poloz (1994).

8. Voir l'analyse présentée dans Mendoza, Razin et Tesar (1994).

9. En ce qui concerne le choc technologique, nous reprenons une valeur couramment employée dans les travaux sur le sujet et qui permet d'obtenir une variance de la production voisine de celle que présentent les données. Dans le cas de l'expansion monétaire, nous retenons une variance conforme à l'étalonnage de Cooley et Hansen (1995). Pour la dépense, nous retenons l'étalonnage d'Ambler et Paquet (1996). Dans le cas des taux d'imposition, nous estimons les variances par interpolation trimestrielle des données fournies par Mendoza, Razin et Tesar (1994).

$$\theta_t = \theta\left(Z_t, \tau_t^k, \tau_t^n, \tau_t^c, \tilde{G}_t, \mu_t, \tilde{K}_t\right). \quad (31)$$

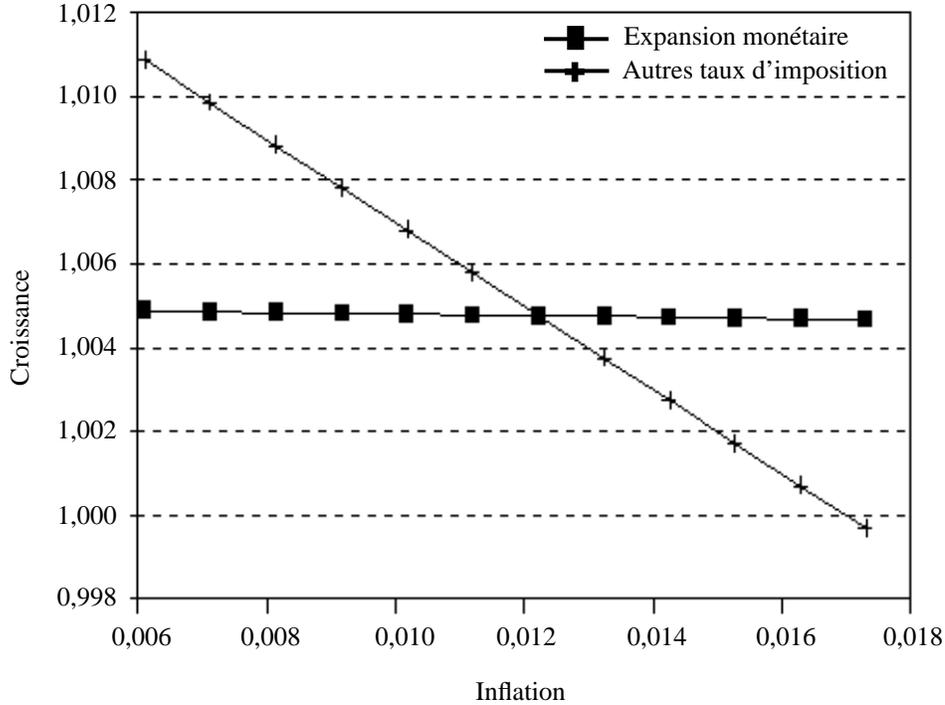
Les solutions sont de forme identique pour la croissance et l'inflation en longue période et dépendent du niveau de long terme des variables exogènes. La Figure 1 illustre l'arbitrage entre l'inflation et la croissance en régime permanent lorsque les niveaux de long terme des éléments de Z sont modifiés par rapport aux valeurs du scénario de base présentées au Tableau 1. On observe une relation très légèrement négative entre l'inflation et la croissance lorsque le rythme d'expansion monétaire μ est modifié. Une accélération de ce dernier a l'effet d'une taxe à la consommation par l'entremise de la fonction des coûts de transaction. Les agents substituent les loisirs à la consommation, l'emploi diminue en régime permanent, de même que le taux de croissance, qui dépend directement de l'emploi en raison de l'équation (15). Comme une réduction du rythme d'expansion monétaire entraîne une hausse de la croissance à long terme, le bien-être du ménage représentatif se trouve accru. Nous n'avons pas essayé de chiffrer dans notre modèle l'augmentation de bien-être occasionnée par une réduction de la taxe par l'inflation. Il nous faudrait pour cela calculer les effets exercés sur la consommation et le bien-être le long du sentier de transition qui permet de passer d'un régime permanent à inflation élevée à un régime permanent à faible inflation. Chose plus importante, nous faisons l'hypothèse dans notre modèle que la taxe par l'inflation peut être remplacée par un impôt forfaitaire, ce qui aurait tendance à surévaluer les avantages d'une réduction de l'inflation sur le plan du bien-être¹⁰.

Une modification de *toutes* les autres variables exogènes du modèle, exception faite de l'état de la technologie¹¹, se traduit par un arbitrage fortement négatif entre l'inflation et la croissance. Toutes ces variables donnent lieu au même arbitrage parce qu'il existe une identité simple rattachant l'inflation et la croissance à long terme lorsque la vitesse de circulation de la monnaie est stationnaire. Étant donné que le niveau normalisé des prix en régime permanent est constant, nous avons

$$\frac{M'}{P'H'} = \frac{M}{PH},$$

10. Dans un modèle analogue, Love et Wen (1996) estiment les gains de bien-être à 2 % du produit intérieur brut lorsque l'inflation est ramenée de 5 % à zéro et que la taxe par l'inflation est remplacée par des impôts exerçant des distorsions.

11. Les modifications de z à long terme sont sans effet sur l'emploi. Par conséquent, ni la croissance ni l'inflation ne dépendent du niveau de long terme de z .

Figure 1**Arbitrage entre la croissance et l'inflation**

où le symbole ' désigne les valeurs de la période suivante, de sorte que

$$\frac{M'}{M} = 1 + \mu = \frac{P'}{P} \frac{H'}{H}$$

$$\Rightarrow \pi = \mu - (\theta - 1). \quad (32)$$

En régime permanent, le taux d'inflation est tout simplement la différence entre le taux d'expansion monétaire et le taux réel net de croissance de l'économie. À taux constant d'expansion monétaire, nous avons

$$\frac{\partial \pi}{\partial x} = -\frac{\partial \theta}{\partial x} \quad (33)$$

pour toute variable exogène x autre que μ . En taux de variation, la relation d'arbitrage a une pente de -1 . Lorsque le taux d'expansion monétaire varie,

$$\frac{\partial \pi}{\partial \mu} = 1 - \frac{\partial \theta}{\partial \mu}. \quad (34)$$

Dans notre modèle — et dans à peu près tous les modèles de croissance endogène imaginables —, la valeur de $\partial\theta/\partial\mu$ est très faible, de sorte que les modifications de la politique monétaire ont un important effet positif sur l'inflation et une faible incidence sur la croissance¹².

Le Tableau 2 présente les résultats de nos simulations stochastiques¹³. Les deux premières colonnes font état des covariations de différents agrégats macroéconomiques qui ressortent d'un examen des données américaines et canadiennes. La troisième colonne (scénario 1) illustre les covariations prévues par le modèle en présence d'un choc technologique, lorsque la technologie est conforme à l'étalonnage présenté au Tableau 2. Toutes les autres variables d'impulsion sont maintenues à leurs niveaux de régime permanent. La quatrième colonne (scénario 2) fait état des prédictions du modèle en présence d'un choc technologique et d'un choc monétaire simultanés. Les chiffres de la cinquième colonne (scénario 3) expriment les covariations des variables du modèle en réaction à des variations aléatoires des six variables exogènes. Enfin, la dernière colonne (scénario 4) présente les covariations obtenues dans une version du modèle qui permet aux six variables d'impulsion de varier, mais dans laquelle l'écart-type des chocs monétaires est dix fois plus élevé que dans l'étalonnage de référence.

Dans les quatre cas, le modèle prévoit correctement les volatilités relatives de la plupart des agrégats macroéconomiques, sauf en ce qui concerne l'emploi, dont la volatilité relative est sous-estimée. Dans tous les cas, exception faite du scénario comportant une variance élevée du taux d'expansion monétaire, la variance de l'inflation, prévue par le modèle, vis-à-vis de celle de la croissance réelle est voisine de la variance révélée tant par les données américaines que par les données canadiennes. Comme l'analyse qui précède le laisse entrevoir, le modèle prévoit une corrélation négative entre l'inflation et la croissance, mais cette corrélation est beaucoup plus élevée en valeur absolue que celle qui ressort des données. La faible

12. Une importante hypothèse implicite est ici le fait que l'élément endogène de la contrainte budgétaire de l'État est le niveau des impôts *forfaitaires*. Si l'application d'un impôt forfaitaire est impossible et que l'État soit obligé de modifier d'autres taux marginaux d'imposition pour respecter sa contrainte budgétaire intertemporelle, les politiques monétaire et budgétaire ne sont pas indépendantes, et les effets d'un changement de politique monétaire sur la croissance peuvent être plus marqués en raison des effets induits sur les autres taux d'imposition.

13. Les résultats présentés sont les moyennes de 20 séries générées par l'application de chocs issus de tirages indépendants aux variables d'impulsion. Pour chaque simulation, un échantillon artificiel de 200 périodes a été produit, puis les 65 premières observations ont été éliminées afin que les résultats ne soient pas influencés par le choix des conditions de départ.

Tableau 2

Propriétés stochastiques du modèle

Moment	États-Unis	Canada	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4
σ_y	0,015	0,018	0,016	0,015	0,016	0,016
σ_c/σ_y	0,54	0,59	0,562	0,564	0,594	0,609
σ_i/σ_y	3,32	2,85	3,730	3,740	3,661	3,700
σ_n/σ_y	0,94	1,04	0,276	0,278	0,362	0,334
σ_g/σ_y	1,24	2,36	0,000	0,000	1,662	1,580
σ_π/σ_θ	0,65	0,84	0,589	0,723	0,756	1,476
$\sigma(c,y)$	0,88	0,59	0,983	0,978	0,879	0,898
$\sigma(i,y)$	0,93	0,63	0,989	0,989	0,950	0,954
$\sigma(n,y)$	0,79	0,86	0,974	0,966	0,829	0,822
$\sigma(g,y)$	0,25	0,20	0,000	0,000	0,139	0,068
$\sigma(\pi,\theta)$	- 0,27	- 0,22	- 0,992	- 0,800	- 0,747	- 0,402

Nota : Les faits stylisés ont été établis à l'aide de données trimestrielles auxquelles a été appliqué le filtre de Hodrick-Prescott, à l'exception des taux d'inflation et des taux de croissance réels, qui ne sont pas filtrés. Dans le cas des États-Unis, les données vont du premier trimestre de 1959 au troisième trimestre de 1992; elles proviennent de Ambler et Paquet (1996). Dans le cas du Canada, l'échantillon va du premier trimestre de 1947 au quatrième trimestre de 1992 et les données proviennent de Phaneuf (1994). Pour le calcul de l'inflation et de la croissance réelle, l'échantillon va du premier trimestre de 1959 au quatrième de 1996 dans le cas des États-Unis et du premier trimestre de 1947 au quatrième de 1996 pour le Canada.

corrélation négative qui caractérise les données est probablement due à des phénomènes non saisis dans notre modèle, par exemple des rigidités nominales qui sont de nature à entraîner une courbe de Phillips comportant un arbitrage positif, à court terme, entre l'inflation et la croissance.

Les prévisions du modèle en ce qui concerne la relation temporelle entre l'inflation et la croissance sont compatibles, dans les grandes lignes, avec les résultats des études empiriques. Il est difficile de comparer les prévisions du modèle concernant l'évolution temporelle d'une économie artificielle avec les résultats tirés de données transversales relatives à un grand nombre de pays différents. Barro (1995 et 1996) obtient des coefficients de l'ordre de - 0,01 à - 0,03 dans des régressions transversales des taux de croissance moyens sur les taux d'inflation moyens et d'autres variables explicatives. La variance de la croissance par rapport à celle de l'inflation est trop élevée dans nos simulations pour être compatible avec la faible valeur absolue de ce coefficient. Notre modèle cadrerait toutefois avec les résultats de Barro si la variance *transversale* de l'expansion monétaire comparée à la variance *transversale* des taux d'imposition et des autres variables explicatives était beaucoup plus élevée que les variances relatives que nous observons dans les séries temporelles au Canada et aux États-Unis.

Or, cela est très probable, car l'échantillon de Barro comprend des pays où le taux d'inflation moyen dépasse 100 % par an.

4 Implications du modèle pour les recherches empiriques

4.1 Conséquences pour les régressions de type transversal

Nombre des études empiriques portant sur l'inflation et la croissance font appel à des données transversales, relatives à un échantillon de pays. Les études de Barro (1995 et 1996) en fournissent un bon exemple. Barro procède à une régression des taux de croissance moyens enregistrés dans les pays composant son échantillon par rapport aux taux d'inflation moyens et à d'autres variables explicatives, dont le taux de scolarisation des hommes et des femmes, l'espérance de vie, le taux de fécondité, le ratio de consommation du secteur public, le ratio des dépenses publiques consacrées à l'éducation et un indice de démocratie. Barro constate que le coefficient du taux d'inflation moyen est négatif et statistiquement significatif. Dans le contexte de notre modèle, l'utilisation de moyennes, dans le temps, des taux de croissance, des taux d'inflation et d'autres variables peut être assimilée à la comparaison des régimes permanents de divers pays. Ces pays, en raison des niveaux moyens différents des variables de politique, présentent une affectation différente des ressources dans l'ensemble et donc des taux de croissance et d'inflation moyens différents. Voici les conséquences de notre modèle en ce qui concerne les régressions de type transversal.

1. Les régressions transversales du genre de celles que présente Barro ne peuvent être interprétées comme des formes réduites. Une conséquence immédiate des équations (30) et (31) est que la croissance et l'inflation sont toutes deux endogènes en régime permanent et dépendent de variables sous-jacentes qui agissent sur l'affectation des ressources en longue période. Les signes des coefficients dans ces équations de forme réduite peuvent nous renseigner, dans le meilleur des cas, sur les corrélations *conditionnelles* entre l'inflation et la croissance, c'est-à-dire les corrélations conditionnées par les variations transversales des déterminants de l'inflation et de la croissance. La Figure 1 montre que, dans notre modèle, des variations permanentes de toutes les variables explicatives se traduisent par un arbitrage négatif entre l'inflation et la croissance, le signe moins étant donc exactement celui auquel nous nous attendons.

2. Sur le plan qualitatif, notre modèle prédit que la valeur absolue du coefficient d'une régression de la croissance sur l'inflation dépend des variables explicatives qui sont à l'origine de la variation transversale de la croissance et de l'inflation. Si les variations transversales de l'expansion monétaire exercent une influence prédominante dans l'échantillon, on peut

s'attendre à ce que la valeur absolue du coefficient de l'inflation soit relativement faible. Si les variations transversales des autres variables jouent un rôle prépondérant, le coefficient de l'inflation devrait être voisin de -1 .

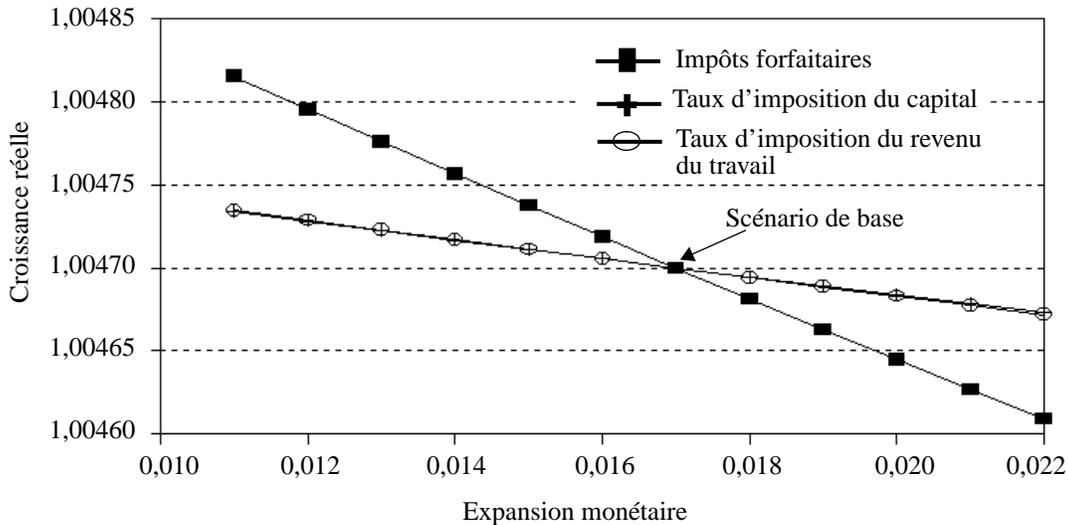
Les prévisions quantitatives du modèle nous permettent d'aller plus loin encore. En raison du premier terme de l'équation (32), la dérivée partielle de l'inflation par rapport à l'expansion monétaire est élevée. Pour les valeurs des paramètres de notre scénario de base, elle est égale à 1,0187. À titre de comparaison, la dérivée partielle de θ par rapport à μ est égale à $-0,0187$. Les dérivées partielles de la croissance et de l'inflation par rapport aux autres variables explicatives sont de valeur égale et de signe opposé. Les dérivées partielles les plus élevées sont obtenues par rapport à τ^n et sont égales à 0,0189 en valeur absolue. Les dérivées partielles sont égales à 0,0121 par rapport à τ^c et à 0,0019 par rapport à τ^k (toujours en valeur absolue). Cela signifie que, à moins que les variations transversales des taux d'imposition et des autres variables explicatives ne soient importantes par rapport à la variation transversale de l'expansion monétaire, cette dernière jouera un rôle prépondérant dans la détermination de la valeur absolue du coefficient de l'inflation dans les régressions de la croissance sur l'inflation. On relèvera en particulier que la pente de la courbe représentant l'arbitrage entre la croissance et l'inflation en présence d'une variation exogène de μ ($-0,0184$) se situe près de la borne inférieure de la fourchette des coefficients estimés par Barro (1995 et 1996) dans ses régressions des taux de croissance sur les taux d'inflation.

3. Les variables autres que l'expansion monétaire peuvent cependant exercer sur l'inflation et la croissance une influence suffisante pour modifier le signe de la corrélation conditionnelle induite par les variations de l'expansion monétaire. Notre modèle prédit que des augmentations de μ réduisent le taux de croissance d'équilibre parce que les ménages substituent les loisirs à la consommation. Certains modèles de croissance endogène qui reposent sur des mécanismes différents de détermination de la croissance pourraient produire le résultat contraire. Par exemple, dans les modèles où la formation de capital humain est une activité distincte, le temps consacré par les agents à investir dans le capital humain peut être substitué au temps consacré au travail quand la taxe par l'inflation augmente. L'expansion monétaire aurait alors un effet positif sur l'inflation. Cela signifie que les coefficients estimés dans les études empiriques nous renseignent mal sur l'arbitrage inflation-croissance dont les autorités monétaires peuvent tirer parti. Le bruit produit par d'autres variables exogènes amplifiera invariablement l'arbitrage négatif entre l'inflation et la croissance et nous amènerait à conclure à l'existence d'un arbitrage négatif *même si* une réduction exogène du rythme d'expansion monétaire avait un léger effet négatif sur la croissance économique.

4. Les variables explicatives qui entraînent des variations transversales de l'inflation et de la croissance sont propres au modèle que nous avons choisi, mais, dans tous les modèles structurels de croissance endogène que l'on peut imaginer, les autres déterminants de la croissance auront probablement une influence secondaire sur l'inflation (et sur la croissance) comparativement à l'effet direct de l'expansion monétaire sur l'inflation.

5. Notre modèle indique que des variables tels que les différents taux d'imposition moyens sur la consommation, le revenu du travail et le revenu du capital pourraient avoir une influence qualitative non négligeable sur l'inflation et la croissance. Barro ne fait intervenir dans ses régressions que le ratio des dépenses publiques. Une augmentation des dépenses publiques va généralement de pair avec une fiscalité plus lourde, mais notre modèle montre que la *composition* des recettes fiscales peut exercer une influence importante sur les taux de croissance en longue période. Cela signifie que les régressions transversales généralement présentées dans la littérature comportent systématiquement un biais dû à l'omission de variables.

6. La prédiction de notre modèle selon laquelle une expansion monétaire supérieure réduit la croissance à long terme repose sur l'hypothèse voulant que les modifications de la taxe par l'inflation soient compensées par des variations des impôts forfaitaires. Si les autorités ne peuvent faire varier le niveau des impôts forfaitaires, hypothèse qui est plus réaliste, l'*arbitrage* entre l'inflation et la croissance, du point de vue des autorités, peut être très différent. La Figure 2 illustre trois scénarios possibles. La première courbe montre l'effet des variations du rythme d'expansion monétaire sur le taux de croissance de l'économie quand les autres taux d'imposition sont constants et que les impôts forfaitaires sont modifiés de manière à faire contrepoids aux fluctuations de la taxe par l'inflation. Les deuxième et troisième courbes (qui sont presque superposées) illustrent l'incidence des variations de la taxe par l'inflation sur la croissance lorsque le niveau des impôts forfaitaires est fixe. La deuxième courbe représente la réaction du taux de croissance quand les variations de la taxe par l'inflation sont compensées par des modifications du taux d'imposition du capital, τ^k . La troisième courbe illustre cette même réaction quand les variations de la taxe par l'inflation sont contrebalancées par une modification du taux d'imposition du revenu du travail, τ^n . Cette comparaison montre que la courbe représentant l'arbitrage inflation-production en présence de chocs de politique monétaire, qui était déjà très aplatie quand les autres taux d'imposition restaient constants, s'aplatit encore davantage quand ces autres taux varient de manière endogène.

Figure 2**Effets de la création monétaire sur la croissance**

7. Les régressions de ce genre ne constituent pas des formes réduites à proprement parler, mais elles ne peuvent non plus être interprétées comme des équations structurelles. Sims (1996) montre que l'équation de régression fondamentale de Barro est liée à la transformation d'une fonction de production globale qui dépend du capital humain et du capital physique. Commençons par la fonction de production

$$Y_t = Z_t H_t^\alpha K_t^\beta,$$

où les variables sont définies de la même manière que dans le modèle décrit précédemment. Si nous dénotons les taux de variation des variables à l'aide d'un point et laissons tomber les indices de temps, nous obtenons

$$\dot{Y} = \dot{Z}H^\alpha K^\beta + \alpha ZH^{\alpha-1} K^\beta \dot{H} + \beta ZH^\alpha K^{\beta-1} \dot{K},$$

de sorte que

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \theta_1 \frac{\dot{K}}{K} + \theta_2 \frac{\dot{H}}{H} + \frac{\dot{Z}}{Z}, \quad (35)$$

avec

$$\theta_1 = \beta \frac{K}{Y}, \quad \theta_2 = \alpha \frac{H}{Y}.$$

L'équation (35), où \dot{Z}/Z est le terme d'erreur, est analogue à l'équation estimée par Barro, le taux de croissance du capital étant représenté par le ratio d'investissement et le taux de croissance du capital humain par des variables comme les taux de scolarisation. Sims montre que l'équation peut être transformée de manière à être exprimée en fonction du revenu et du capital humain en *niveaux*, mais qu'en régime permanent le vrai coefficient du capital humain est nul, tandis que celui du revenu en niveau est très faible et différent de zéro uniquement si $\alpha + \beta > 1$ (c'est-à-dire si les rendements des facteurs reproductibles sont croissants). Barro introduit à titre de variable explicative le revenu par habitant observé en début d'échantillon et considère que les coefficients de cette variable saisissent les effets de convergence. Si l'équation estimée est une fonction de production globale, le coefficient est différent de zéro *uniquement en l'absence de convergence*. Les autres variables explicatives utilisées par Barro, comme le taux d'inflation, n'entrent pas à proprement parler dans l'équation, à moins qu'on ne les considère comme liées à la variable \dot{Z}/Z , qui n'est pas observée. Enfin, si l'équation est une fonction de production globale, l'effet estimatif de l'inflation sur la croissance ne peut être interprété comme l'effet d'une modification de l'inflation induite par les autorités sur la croissance de la production, puisque toutes les variables endogènes de l'équation, à part la croissance de la production, sont fixes.

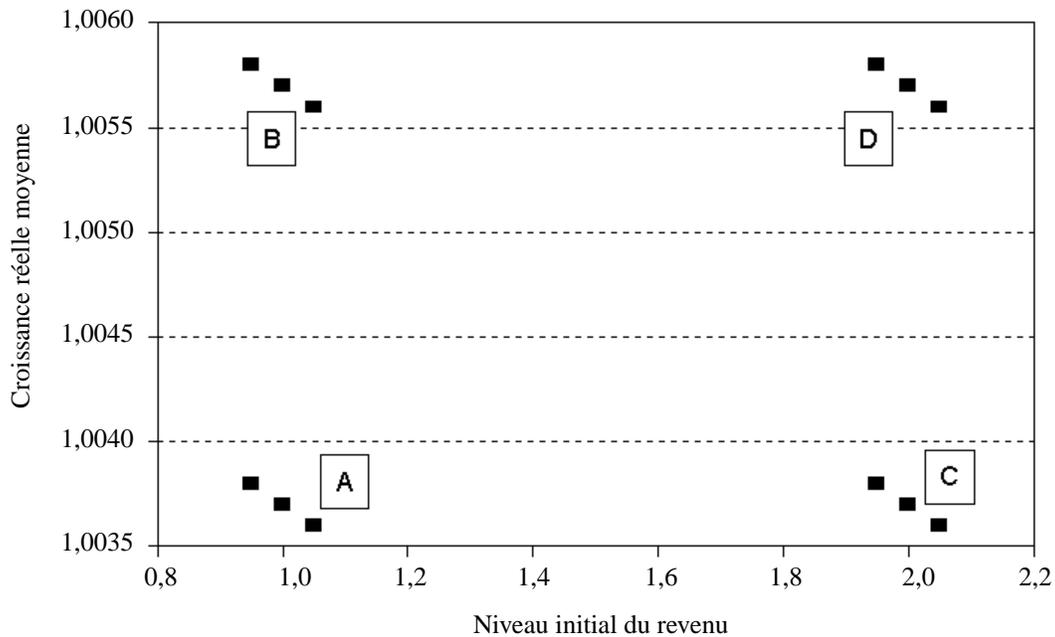
8. Comme nous venons de le signaler, Barro fait intervenir le revenu par habitant en *niveau* en début de période à titre de variable explicative dans certaines de ses régressions; selon lui, l'insertion de cette variable permet de saisir la *convergence* des revenus en niveaux qui découle du modèle néoclassique de croissance exogène¹⁴. Quah (1993 et 1995) a montré par ailleurs que, même lorsque les taux de croissance sont tirés d'une distribution stationnaire invariante dans le temps, le coefficient du revenu initial en niveau sera généralement négatif à cause d'un phénomène de retour à la moyenne.

Cette relation est encore plus forte dans notre modèle. Comme ce dernier comporte une dynamique de transition, l'emploi de données longitudinales montrerait que le revenu par habitant présente une corrélation négative avec les taux de croissance. Étant donné que les taux de croissance dépendent des variables de politique à long terme, il en serait ainsi même si

14. Voir aussi Barro (1991), Barro et Sala-i-Martin (1992 et 1994) ainsi que Coulombe et Lee (1995).

Figure 3

« Convergence »



les revenus par habitant en niveaux *divergent* dans le temps, sauf si tous les pays suivent une politique identique.

Ce résultat peut être démontré de la manière suivante. Examinons la Figure 3, où sont représentées des valeurs hypothétiques compatibles avec notre modèle. Ces valeurs sont des moyennes hypothétiques des taux d'inflation et des taux de croissance en termes réels dans le temps. Nous faisons l'hypothèse qu'il existe quatre groupes de pays. Ceux qui sont voisins du point A sur le graphique ont un faible revenu initial par habitant et, en raison de leur politique économique et d'autres facteurs exogènes, un faible taux de croissance en longue période. Le groupe de pays situés au voisinage de B a un faible revenu initial par habitant et un fort taux de croissance en régime permanent. Les pays situés près de C et de D ont un revenu initial élevé par habitant et, respectivement, un faible taux et un taux élevé de croissance en régime permanent. À l'intérieur d'un groupe de pays, la seule différence tient, par hypothèse, au niveau initial du revenu par habitant. Étant donné que, dans notre modèle, les économies qui se situent au-dessus de leur sentier de croissance de régime permanent enregistrent un rythme plus faible de croissance des revenus, cela équivaut, toutes choses égales par ailleurs, à une relation négative entre le niveau de revenu initial et le taux de croissance moyen dans un échantillon fini. Le coefficient de

corrélation brut entre le revenu initial (en niveau) et la croissance sera négatif. Si l'on procède à une régression des taux de croissance sur les revenus par habitant, le coefficient sera négatif et pourrait fort bien se révéler significatif.

En résumé, selon notre modèle en particulier et la théorie de la croissance endogène en général, les coefficients estimés au moyen de régressions transversales de la croissance sur l'inflation devraient être faibles en valeur absolue et leur signe pourrait varier. Comme les régressions ne sont ni de véritables équations de forme réduite ni de vraies équations structurelles, les résultats des estimations n'ont pas de conséquences exploitables par les autorités monétaires en ce qui concerne l'arbitrage entre l'inflation et la croissance.

4.2 Conséquences pour les régressions de type temporel

Les chercheurs ont aussi recouru à l'analyse des séries temporelles pour étudier la relation entre la croissance et l'inflation, aussi bien à court qu'à long terme.

1. Notre modèle implique que le taux d'inflation et le taux de croissance réel sont tous deux des variables stationnaires, tant que leurs déterminants fondamentaux (taux d'imposition, ratio des dépenses publiques et expansion monétaire) suivent des processus stochastiques stationnaires. Cela semble, à première vue, aller à l'encontre de certaines études menées récemment sur des séries temporelles comme celle de Bullard et Keating (1995). Ces derniers constatent, à partir d'observations provenant de 58 pays différents, que les taux de croissance réels sont stationnaires mais que les taux d'inflation sont intégrés d'ordre 1, c'est-à-dire qu'ils contiennent une racine unitaire. La relation fondamentale exprimée dans l'équation (32) signifie que, si la croissance réelle est stationnaire, l'inflation ne peut être intégrée d'ordre 1 que si l'expansion monétaire n'est pas stationnaire. Or, à notre avis, il est très improbable que l'expansion monétaire soit vraiment intégrée d'ordre 1 dans la plupart ou la totalité des pays faisant partie de l'échantillon de Bullard et Keating. S'il en était ainsi, l'expansion monétaire en Allemagne pourrait par exemple atteindre *n'importe quel* niveau positif fixé arbitrairement à une valeur élevée au cours d'une période finie et l'expansion monétaire dans tous les pays deviendrait significativement négative dans un délai fini.

Une interprétation plus vraisemblable des résultats de Bullard et Keating consiste, à notre avis, à considérer que la plupart des pays faisant partie de l'échantillon étudié par ces auteurs sont passés de périodes d'expansion monétaire rapide et d'inflation élevée à des périodes d'expansion monétaire lente et de faible inflation, et inversement. La moyenne et la variance non conditionnelles de l'inflation dans ces pays sont constantes, de sorte que ces séries sont stationnaires. Si la moyenne

conditionnelle subit un nombre réduit de changements importants, les tests de racine unitaire seront peu puissants et ne permettront pas de rejeter l'hypothèse nulle. Il est à noter que les prévisions de notre modèle sont parfaitement compatibles avec le résultat empirique selon lequel les taux de croissance sont stationnaires et l'inflation est intégrée d'ordre 1. Avec l'étalonnage de notre scénario de base, les modifications de la moyenne du processus d'expansion monétaire se traduisent par d'importantes variations de la moyenne du taux d'inflation et de faibles changements seulement de la moyenne du taux de croissance. De plus, les changements de moyenne des autres déterminants de l'inflation et de la croissance n'entraînent que de faibles variations de ces dernières. Les tests de racine unitaire appliqués aux taux de croissance sont moins susceptibles de manquer de puissance en raison de la petite taille de l'échantillon que les tests de racine unitaire portant sur les taux d'inflation.

2. Les analyses chronologiques de la relation entre l'inflation et la croissance font souvent appel à des processus vectoriels autorégressifs (VAR) assortis de restrictions sur l'incidence à long terme de différents genres de chocs. Ces restrictions sont formulées de façon à distinguer entre eux les chocs « structurels » de nature différente. Bullard et Keating (1995) estiment un processus VAR à deux variables, la croissance de la production et l'inflation. Ils parviennent à interpréter l'un de leurs chocs comme un choc « monétaire », car l'inflation est représentée dans le modèle en *différence première*. Le choc monétaire ne se répercute ni sur la croissance de la production, ni sur la *variation* de l'inflation à long terme. L'autre choc, qui est interprété comme un choc réel, ne peut pas non plus influencer sur la variation de l'inflation à long terme, tandis que, s'il comporte une composante permanente, il peut influencer sur la croissance réelle en longue période. Notre modèle indique que la conclusion selon laquelle l'inflation serait intégrée d'ordre 1 et qui n'est pas plausible sur le plan théorique pourrait être fautive à cause de la petite taille de l'échantillon. Si l'inflation et la croissance sont toutes deux stationnaires, notre modèle indique qu'il est impossible de départager les chocs dans un processus VAR bivarié dans lequel entrent l'inflation et la croissance de la production. Les chocs appliqués à l'expansion monétaire et aux variables réelles telles que les taux d'imposition peuvent dans les deux cas avoir des effets permanents et sur l'inflation et sur la croissance.

3. Notre modèle postule une relation de cointégration entre la monnaie, la production et les prix si la croissance est équilibrée à long terme. Il en est ainsi parce que l'équation (4) implique que le niveau des encaisses réelles englobe une fonction de demande de monnaie à long terme et dépend de la stationnarité des taux d'intérêt nominaux, hypothèse que nous jugeons raisonnable. Cette relation n'a pas été analysée en détail ni exploitée à fond dans les analyses de séries temporelles.

4. Notre modèle a plusieurs conséquences en ce qui concerne les variables qui peuvent être considérées comme exogènes dans les régressions de séries temporelles. Ces variables devraient servir de variables instrumentales dans les régressions où d'autres variables figurent du côté droit. La détermination des variables instrumentales appropriées est compliquée par le fait que les véritables instruments dans le modèle ne sont pas observables dans la réalité, puisqu'il s'agit bien souvent de variables qui ont été normalisées au moyen du niveau (non observable) de capital humain. On peut contourner en partie la difficulté en choisissant une autre normalisation. La plus commode, si l'on veut procéder à des simulations, consiste à diviser les variables non stationnaires par le niveau du capital humain. Les calculs sont plus compliqués, mais une normalisation effectuée au moyen d'une variable observable comme le stock de capital ou la production par habitant débouche elle aussi sur une formulation maniable du problème de programmation dynamique à variables stationnaires du ménage.

5. Un autre problème lié aux variables d'état non observables est celui des chocs technologiques. Dans les modèles où la concurrence est parfaite et d'où les effets externes sont absents, le rythme de changement technologique exogène peut être mesuré en calculant les résidus de Solow. Cela n'est plus le cas, comme nous le montrons ci-après. Si nous prenons les logarithmes, puis les différences premières de la fonction de production, nous obtenons

$$\Delta \ln Y_t = \Delta \ln Z_t + \alpha \Delta \ln H_t + \alpha \Delta \ln N_t + (1 - \alpha) \Delta \ln K_t. \quad (36)$$

Si nous divisons la règle d'évolution du capital humain par le stock de capital humain, nous obtenons

$$\frac{H_{t+1} - H_t}{H_t} = -\delta_h + \psi \ln N_t.$$

Cette équation rattache le taux de croissance du capital humain à une variable observable, le niveau de l'emploi. La variable particulière retenue dépend de notre spécification, mais en général, quand la croissance est endogène, le taux de croissance du capital humain ou le rythme de changement technologique sera lié à un aspect observable du processus d'affectation des ressources dans l'économie. À l'aide du processus de formation du capital humain, nous pouvons réexprimer l'équation (36) ainsi :

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t &= \Delta \ln Z_t + \alpha(-\delta_h + \psi \ln N_{t-1}) + \alpha \Delta \ln N_t + (1 - \alpha) \Delta \ln K_t \\ &\Rightarrow \Delta \ln Y_t - \alpha \Delta \ln N_t - (1 - \alpha) \Delta \ln K_t \\ &= \Delta \ln z_t + \alpha(-\delta_h + \psi \ln N_{t-1}). \end{aligned} \quad (37)$$

La mesure traditionnelle du taux de variation du résidu de Solow est contaminée par un terme qui dépend du *niveau* retardé de l'emploi par habitant (ou, plus généralement, de l'affectation des ressources dans l'économie), lequel est évidemment une variable endogène. Si l'on croit que les régressions du taux de croissance devraient avoir pour variables explicatives les véritables variables d'état du modèle, notre modèle théorique indique qu'un problème risque de se poser. Comme nous venons de le mentionner, la mesure habituelle du résidu de Solow peut être contaminée par un terme qui dépend de l'affectation des ressources. Dans notre modèle avec apprentissage, ce terme est tout simplement le niveau de l'emploi. Dans d'autres modèles, il pourrait englober l'importance relative des dépenses consacrées à la recherche et au développement ou d'autres facteurs. Étant donné que la mesure appropriée de l'affectation des ressources dépend des déterminants fondamentaux de la croissance, il pourrait être difficile de trouver une vraie mesure du résidu de Solow qui puisse servir de variable instrumentale dans les régressions du taux de croissance. La correction précise à apporter est aussi fonction de la spécification des mécanismes de détermination de la croissance et, en général, comme dans notre scénario le plus simple, de paramètres structurels non observés. Il pourrait être nécessaire d'estimer ces paramètres au moyen d'un modèle structurel complet pour mesurer correctement le rythme de changement technologique exogène.

En résumé, il nous semble que les conséquences simples du modèle théorique fondamental sur le plan qualitatif n'ont pas été suffisamment exploitées dans les études portant sur les séries temporelles. La théorie de la croissance endogène affirme de façon générale que la monnaie n'est pas forcément superneutre (des modifications permanentes du rythme d'expansion monétaire peuvent influencer sur le niveau de la production à long terme). Il en découle que des variations du rythme d'expansion monétaire peuvent avoir des effets permanents sur les taux de croissance réels. Cela invalide nombre des restrictions d'identification retenues dans les travaux faisant appel à des processus VAR, non seulement dans ceux portant sur la monnaie et la croissance, mais aussi dans les autres champs d'étude.

Conclusions

Nos résultats ont d'importantes répercussions sur la manière dont les études empiriques portant sur la relation entre l'inflation et la croissance devraient être menées et ils contribuent à expliquer ceux obtenus par les chercheurs dans les travaux antérieurs.

Les estimations à forme réduite de l'effet de l'inflation sur la croissance, telles que celles qui ont été effectuées dans les études empiriques, tendent à faire apparaître une relation négative. De plus, cette

relation risque d'être beaucoup plus forte que la relation d'arbitrage entre l'inflation et la croissance que peuvent exploiter les autorités.

D'un certain point de vue, nos conclusions sont pessimistes. Comme Sims (1996) et d'autres auteurs, nous sommes d'avis qu'il est extrêmement difficile d'interpréter les résultats de régressions à équation unique en raison des problèmes d'endogénéité et des erreurs de spécification qu'elles présentent. Nous avons démontré que la corrélation conditionnelle entre l'inflation et la croissance dépend de l'importance relative des différents types de choc exogène pendant la période étudiée. De plus, même pour un type déterminé de choc exogène, cette corrélation conditionnelle peut dépendre de la structure du véritable modèle et en particulier du mécanisme expliquant l'endogénéité de la croissance.

Si l'on cherche à définir un arbitrage croissance-inflation qui serait *exploitable* par les autorités, la nature de la croissance endogène revêt une importance cruciale. Dans notre modèle, l'emploi et la croissance sont rattachés par une relation simple. Si l'on examine différentes catégories de modèles de croissance (on en trouvera une recension dans Macklem, 1993-1994), on constate que l'influence de la création de monnaie sur la croissance peut différer selon le type de modèle. Dans le type de modèle simple envisagé par Kocherlakota (1996), les variations exogènes de la création de monnaie n'ont par définition aucun effet sur la croissance. Dans les modèles tels que le nôtre, l'expansion monétaire qui provoque une accélération de l'inflation joue le rôle d'une taxe à la consommation et favorise une diminution de la consommation et du temps consacré au travail au profit des loisirs. Dans les modèles où les agents doivent consacrer une partie du temps qu'ils ne passent pas au travail à la formation de capital humain, une taxe à la consommation peut les inciter à réduire le temps consacré au travail et à augmenter en contrepartie celui qu'ils passent à accroître le capital humain, de sorte que la relation entre l'inflation et la croissance est en fait positive.

Nous en concluons que la meilleure manière de procéder serait de se concentrer sur l'estimation de modèles structurels complets à l'aide de techniques telles que la méthode des moments simulés¹⁵, qui permet au chercheur d'évaluer la validité de la formulation globale du modèle et, peut-être, de choisir entre les différentes spécifications possibles de la croissance endogène.

15. Voir par exemple Lee et Ingram (1991) ainsi que Jonsson et Klein (1996).

Bibliographie

- Aiyagari, S. R. (1990). « Deflating the Case for Zero Inflation », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 14, été, p. 2-11.
- Ambler, S. et A. Paquet (1996). « Fiscal Spending Shocks, Endogenous Government Spending, and Real Business Cycles », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 20, janvier-mars, p. 237-256.
- Ambler, S., L. Phaneuf et M. Sauthier (1995). « Money, Taxes and Business Fluctuations », inédit, Université du Québec à Montréal.
- Barro, R. J. (1991). « Economic Growth in a Cross Section of Countries », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, mai, p. 407-443.
- (1995). « Inflation and Economic Growth. », *Bank of England, Quarterly Bulletin*, vol. 35, mai, p. 166-176.
- (1996). « Inflation and Growth », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 78, mai-juin, p. 153-169.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1992). « Convergence », *Journal of Political Economy*, vol. 100, avril, p. 223-251.
- (1994). *Economic Growth*, New York, McGraw Hill.
- Bean, C. R. (1993). « Government Policy and Economic Growth ». In : *Advanced Lectures in Quantitative Economics II*, publié sous la direction de A. de Zeeuw, New York, Academic Press, p. 83-112.
- Black, R., T. Macklem et S. Poloz (1994). « Non-superneutralités et quelques avantages de la désinflation — Une analyse quantitative dans un cadre d'équilibre général ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1993, Ottawa, Banque du Canada, p. 535-580.
- Bullard, J. et J. W. Keating (1995). « The Long-Run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies », *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, décembre, p. 477-496.
- Chari, V. V., L. E. Jones et R. E. Manuelli (1995). « The Growth Effects of Monetary Policy », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 19, automne, p. 18-32.
- Cooley, T. F. et G. D. Hansen (1989). « The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model », *American Economic Review*, vol. 79, septembre, p. 733-748.
- (1991). « The Welfare Costs of Moderate Inflation », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 23, août, p. 483-503.
- (1995). « Money and the Business Cycle ». In : *Frontiers of Business Cycle Research*, publié sous la direction de T. Cooley, Princeton, Princeton University Press, p. 175-216.
- Coulombe, S. et F. C. Lee (1995). « Convergence Across Canadian Provinces, 1961 to 1991 », *Revue canadienne d'Économie*, vol. 28, novembre, p. 886-898.
- De Gregorio, J. (1993). « Inflation, Taxation, and Long-Run Growth », *Journal of Monetary Economics*, vol. 31, juin, p. 271-298.
- Devereux, M. B. et D. R. F. Love (1994). « The Effects of Factor Taxation in a Two-Sector Model of Endogenous Growth », *Revue canadienne d'Économie*, vol. 27, août, p. 509-536.
- Dotsey, M. et P. N. Ireland (1996). « The Welfare Cost of Inflation in General Equilibrium », *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, février, p. 29-47.
- Gomme, P. (1993). « Money and Growth Revisited: Measuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model », *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, août, p. 51-77.
- (1996). « Anticipated Inflation in a Neoclassical Growth Model with a Cash-in-Advance Constraint », inédit, Université Simon Fraser.
- Hansen, G. D. et E. C. Prescott (1995). « Recursive Methods for Computing Equilibria of Business Cycle Models ». In : *Frontiers of Business Cycle Research*, publié sous la direction de T. F. Cooley, Princeton, Princeton University Press, p. 39-64.
- Jonsson, G. et P. Klein (1996). « Stochastic Fiscal Policy and the Swedish Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 38, octobre, p. 245-268.

- Kocherlakota, N. (1996). « Commentary », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 78, mai-juin, p. 170-172.
- Lee, B-S. et B. F. Ingram (1991). « Simulation Estimation of Time-Series Models », *Journal of Econometrics*, vol. 47, février-mars, p. 197-205.
- Love, D. et J-F. Wen (1996). « Inflation, Welfare, and the Time-Costs of Transacting », inédit, Université Brock.
- Macklem, T. (1993-1994). « Les progrès récents de la théorie de la croissance : mise en perspective et conséquences pour l'orientation des politiques publiques », *Revue de la Banque du Canada*, hiver, p. 37-55.
- Mankiw, N. G., D. Romer et D. N. Weil (1992). « A Contribution to the Empirics of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, mai, p. 407-37.
- Mendoza, E. G., A. Razin et L. L. Tesar (1994). « Effective Tax Rates in Macroeconomics: Cross-Country Estimates of Tax Rates on Factor Incomes and Consumption », *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, décembre, p. 297-323.
- Phaneuf, L. (1994). « Marché du travail et cycle économique : de la réalité aux modèles », *Interface*, vol. 15, mai-juin, p. 42-50.
- Quah, D. (1993). « Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95, n° 4, p. 427-443.
- (1995). « Empirics for Economic Growth and Convergence », Discussion Paper n° 1140, Centre for Economic Policy Research, Londres.
- Rebelo, S. (1991). « Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth », *Journal of Political Economy*, vol. 99, juin, p. 500-521.
- Sidrauski, M. (1967). « Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy », *American Economic Review*, vol. 57, mai, p. 534-544.
- Sims, C. A. (1996). « Inflation and Growth: Commentary », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 78, mai-juin, p. 173-178.
- Stockman, A. C. (1981). « Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy », *Journal of Monetary Economics*, vol. 8, novembre, p. 387-393.