

# Commentaire

---

*Michel Normandin*

## Introduction

Les nouvelles courbes de Phillips keynésiennes sont abondamment utilisées pour l'évaluation des effets des politiques macroéconomiques sur l'inflation. Dans la formulation de base de ce type de courbe de Phillips, l'inflation actuelle est une fonction linéaire de l'inflation future anticipée et de l'écart de production contemporain.

Sharon Kozicki et Peter Tinsley soutiennent que, comme cette formulation exclut l'inflation retardée, elle implique que l'inflation ne présente aucune inertie. Ils ajoutent que cette idée est controversée, puisque les études empiriques révèlent une persistance de l'inflation au Canada et aux États-Unis.

Par conséquent, Kozicki et Tinsley analysent d'autres sources possibles de persistance de l'inflation. Les variantes qu'ils examinent reflètent la présence d'agents non rationnels, de contrats échelonnés et de frictions dans l'ajustement des prix. Le modèle de base se trouve enrichi par l'ajout de valeurs futures et passées de l'inflation anticipée et de l'écart de production. En outre, les auteurs estiment le modèle de base et ses variantes en utilisant d'abord le taux d'inflation, puis l'écart de l'inflation par rapport au point d'ancrage nominal. Cette dernière mesure équivaut à l'écart de l'inflation par rapport à sa moyenne dans l'hypothèse où les attentes des agents à l'égard des cibles d'inflation ne changent pas.

Les auteurs testent essentiellement l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus afin de déterminer quels modèles décrivent le mieux la persistance de l'inflation. Malheureusement, aucun des modèles n'est rejeté sur le plan statistique lorsque cette approche économétrique est

appliquée aux données canadiennes, et seule la formulation de base est clairement rejetée dans le cas des États-Unis.

Dans le présent commentaire, je montrerai d'abord que, sur le plan conceptuel, le modèle de base peut supposer une persistance de l'inflation et donc servir à en mesurer le degré effectif. Ensuite, je ferai appel à diverses méthodes économétriques pour mieux décrire la dynamique de l'inflation et départager les différents modèles. Enfin, j'analyserai la sensibilité des résultats empiriques aux mesures de l'inflation et de l'écart de production utilisées ainsi qu'aux périodes d'estimation choisies. J'illustrerai numériquement la plupart de mes remarques en appliquant le modèle de base aux données canadiennes, dans le but de cerner la source fondamentale de la persistance de l'inflation au Canada.

## 1 Dynamique de l'inflation

Considérons un cadre simple dans lequel les agents font face à un certain nombre de frictions, de sorte qu'ils rajustent lentement leurs prix par rapport aux niveaux visés. Ce cas peut être décrit par le problème d'optimisation intertemporelle suivant :

$$\min_{p_t} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [(p_{t+j} - p_{t+j}^*)^2 + (p_{t+j} - p_{t+j-1})^2] , \quad (1)$$

sous la contrainte  $(p_t^* - p_t) = \gamma y_t$ .

La variable  $p_t$  est le logarithme de l'indice des prix observé à la période  $t$ ,  $p_t^*$  est le logarithme de l'indice des prix visé,  $y_t$  est l'écart de production,  $E_t$  est l'opérateur d'espérance conditionnelle et  $0 < \beta < 1$  est le facteur d'actualisation subjectif. Le paramètre  $\gamma$  est supérieur à zéro suivant le raisonnement intuitif selon lequel l'indice des prix visé augmente lorsque l'écart de production s'accroît.

La condition du premier ordre relative à l'équation (1) donne l'équation d'Euler suivante :

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t, \quad (2)$$

où  $\pi_t = (p_t - p_{t-1})$  est le taux d'inflation. L'équation (2) correspond à la formulation de base des nouvelles courbes de Phillips keynésiennes.

Kozicki et Tinsley utilisent l'équation (2) pour étudier la dynamique de l'inflation qu'implique le modèle de base. Ils soutiennent que, comme cette

spécification ne contient pas de valeurs retardées de l'inflation, elle ne peut générer la persistance de l'inflation effectivement observée.

Mais le modèle de base peut en réalité produire une certaine persistance de l'inflation. On peut le démontrer en résolvant d'abord l'équation (2) pour obtenir la règle de décision

$$\pi_t = \gamma E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j y_{t+j}, \quad (3)$$

où l'inflation est la variable d'intérêt et l'écart de production la variable d'impulsion.

Puis, considérons le modèle vectoriel autorégressif (VAR) d'ordre 1 non contraint

$$X_t = \Phi X_{t-1} + U_t, \quad (4)$$

où  $X_t = (y_t, \pi_t)'$ . Selon ce modèle, l'inflation détermine, au sens de Granger, l'écart de production, ce qui signifie que les agents peuvent améliorer leurs prévisions de l'écart de production en tenant compte de l'inflation passée. Ce modèle propose une dynamique riche, appelée dynamique externe (Cogley et Nason, 1995), qui caractérise souvent les données relatives aux variables d'impulsion. De plus, la dynamique externe est compatible avec le cas où la vraie loi d'évolution de l'écart de production équivaut à un modèle VAR non contraint intégrant à la fois la variable d'impulsion et une variable exogène cachée (Boileau et Normandin, 2002). Le modèle VAR non contraint paraît donc approprié pour générer les attentes des agents à l'égard de l'écart de production futur.

Enfin, en substituant les anticipations ainsi générées dans la règle de décision (équation [3]), on obtient le modèle VAR d'ordre 1 contraint

$$X_t = \Theta X_{t-1} + V_t. \quad (5)$$

Ce modèle est assorti des contraintes inter-équations suivantes :

$$e_2' \Theta = \gamma e_1' (I - \beta \Phi)^{-1} \Phi \text{ et } e_2' V = \gamma e_1' (I - \beta \Phi)^{-1} U_t,$$

où  $e_1' = (1, 0)'$ ,  $e_2' = (0, 1)'$  et  $I$  est la matrice identité. Ces contraintes découlent de la structure du modèle de base (équation [2]).

Il est important de souligner que la notion selon laquelle l'inflation contient de l'information pertinente pour la prévision de l'écart de production est prise en compte dans le modèle VAR contraint (équation [5]) par la

rétroaction de l'inflation retardée sur l'inflation contemporaine. Comme ce modèle inclut l'inflation retardée, il peut générer le degré de persistance observé dans le taux d'inflation. L'inflation peut ainsi présenter une certaine inertie dans le modèle de base.

On peut généraliser ce résultat en modifiant les équations (4) et (5) pour qu'elles décrivent des modèles VAR d'ordre  $p$  contraint et non contraint. L'inflation contemporaine dépend alors des  $p$  premiers retards de l'inflation, ce qui permet aussi une forte persistance de l'inflation.

## 2 Méthode économétrique

La méthode économétrique appliquée peut être résumée comme suit. Kozicki et Tinsley se servent de données d'enquête sur les anticipations d'inflation comme mesure approchée de l'inflation future attendue. À partir de cette mesure, ils estiment les divers modèles en utilisant des variables instrumentales. Ils calculent les statistiques  $Q$  pour tester l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus. Le non-rejet de l'hypothèse nulle est interprété comme une indication que le modèle décrit bien la persistance de l'inflation.

Dans le cas de l'économie canadienne, les auteurs ne peuvent rejeter l'hypothèse nulle pour le modèle de base ni pour les autres modèles étudiés, ce qui indique que tous ces modèles caractérisent bien la persistance de l'inflation. Il est donc difficile de juger de leur valeur relative. Autrement dit, ce test n'est pas assez puissant.

Afin de contourner le problème, j'applique ici une autre méthode économétrique au modèle de base. J'estime d'abord par moindres carrés ordinaires un modèle VAR d'ordre  $p$  non contraint analogue à l'équation (4), et je construis un modèle VAR d'ordre  $p$  contraint du genre de l'équation (5). Ces deux processus permettent d'effectuer plusieurs tests. En premier lieu, l'autocorrélation des résidus de l'équation de l'inflation estimée à partir du modèle VAR non contraint ou des données est comparée à l'autocorrélation prédite par le modèle VAR contraint. Cette méthode permet d'évaluer directement la persistance de l'inflation. En second lieu, les effets d'une variation de l'écart de production sur l'inflation estimés à partir du modèle VAR non contraint sont comparés à ceux prédits par le modèle VAR contraint. Cette comparaison fournit de l'information sur la dynamique de l'inflation. En troisième lieu, les contraintes inter-équations  $e_2\Theta = \gamma e_1(I - \beta\Phi)^{-1}\Phi$  sont testées. Si l'hypothèse nulle n'est toujours pas rejetée, il faudra en conclure que le modèle de base décrit adéquatement la persistance de l'inflation.

Ces tests ont été appliqués aux données canadiennes pour la période allant du premier trimestre de 1962 au quatrième trimestre de 2001 et la sous-période allant du premier trimestre de 1992 au quatrième trimestre de 2001. Les écarts à la moyenne du taux d'inflation sont établis à partir du taux d'augmentation annuel de l'indice global des prix à la consommation observé le mois précédent. L'écart de production est mesuré par l'écart en pourcentage du PIB réel par rapport à sa composante tendancielle extraite à l'aide d'un filtre HP. Il convient de noter que Kozicki et Tinsley ont mené leur analyse à partir de données similaires se rapportant à une période équivalente à notre sous-période. Il est raisonnable de postuler que la cible d'inflation de la politique monétaire n'a pas varié au cours de cette sous-période et qu'elle est largement connue. Dans ce contexte, les écarts à la moyenne du taux d'inflation correspondent aux écarts de l'inflation par rapport au point d'ancrage nominal.

Pour l'ensemble de la période, le nombre de retards approprié est de deux dans le cas du modèle VAR non contraint, selon le critère d'Akaike et Schwarz. Le degré de signification de la statistique  $\chi^2(2)$  associée au test joint d'une réaction nulle de l'inflation retardée sur l'écart de production contemporain est de 0,011. Selon ce test de causalité au sens de Granger, l'inflation contient des renseignements supplémentaires utiles pour prévoir l'écart de production. Dans le cas de la sous-période, le nombre de retards approprié est également de deux et le degré de signification est de 0,032. Pour la sous-période et la période complète, les coefficients des modèles VAR contraints ont été établis à partir des coefficients estimés par moindres carrés ordinaires des modèles VAR non contraints et des valeurs  $\beta = 0,996$  et  $\gamma = 0,600$ . La valeur de  $\beta$  correspond à celle du facteur d'actualisation normalement utilisée dans le cas de données trimestrielles. La valeur attribuée au paramètre  $\gamma$  est celle qu'obtiennent Kozicki et Tinsley.

Le Tableau 1 présente les autocorrélations d'ordre 1, 2 et 4 obtenues pour l'inflation à partir des données ainsi que celles prédites par les modèles VAR contraints. Il indique aussi le degré de signification des statistiques  $\chi^2(1)$  associées au test d'une différence nulle entre les autocorrélations empiriques et prédites, ces statistiques prenant en compte l'incertitude relative aux paramètres estimés des modèles VAR non contraints. Dans le cas de la période complète, les autocorrélations empiriques révèlent que l'inflation est très persistante. Les autocorrélations prédites dénotent aussi une persistance appréciable de l'inflation, mais moindre que celle indiquée par les données. Les autocorrélations d'ordre 1 empiriques et prédites ne sont pas significativement différentes sur le plan statistique, contrairement aux autocorrélations d'ordre 2 et 4. Les conclusions sont les mêmes dans le cas de la sous-période. Par conséquent, bien que le modèle de base (équation [2]) génère une inflation dont les résidus sont fortement autocorrélés, il ne

**Tableau 1**  
**Autocorrélations de l'inflation**

	Ensemble de la période		
	1	2	4
Autocorrélation estimée	0,961	0,917	0,811
Autocorrélation prédite	0,589	0,404	0,164
Degré de signification	0,267	0,010	0,000
	Sous-période		
	1	2	4
Autocorrélation estimée	0,694	0,396	- 0,053
Autocorrélation prédite	0,483	0,342	0,087
Degré de signification	0,737	0,336	0,001

peut reproduire, sur le plan statistique, la persistance élevée de l'inflation observée.

La Figure 1 montre les réactions dynamiques empiriques et prédites de l'inflation à une variation d'un écart-type de l'écart de production. Pour l'ensemble de la période, les réactions empiriques calculées à partir du modèle VAR non contraint sont positives au départ, puis elles augmentent fortement pour atteindre un sommet après huit trimestres et diminuent lentement par la suite. Par contre, les réactions générées par le modèle VAR contraint sont pratiquement nulles pour tous les trimestres. Les résultats sont semblables dans le cas de la sous-période. Il semblerait donc que les ajustements dynamiques de l'inflation soient grandement sous-estimés dans le modèle de base.

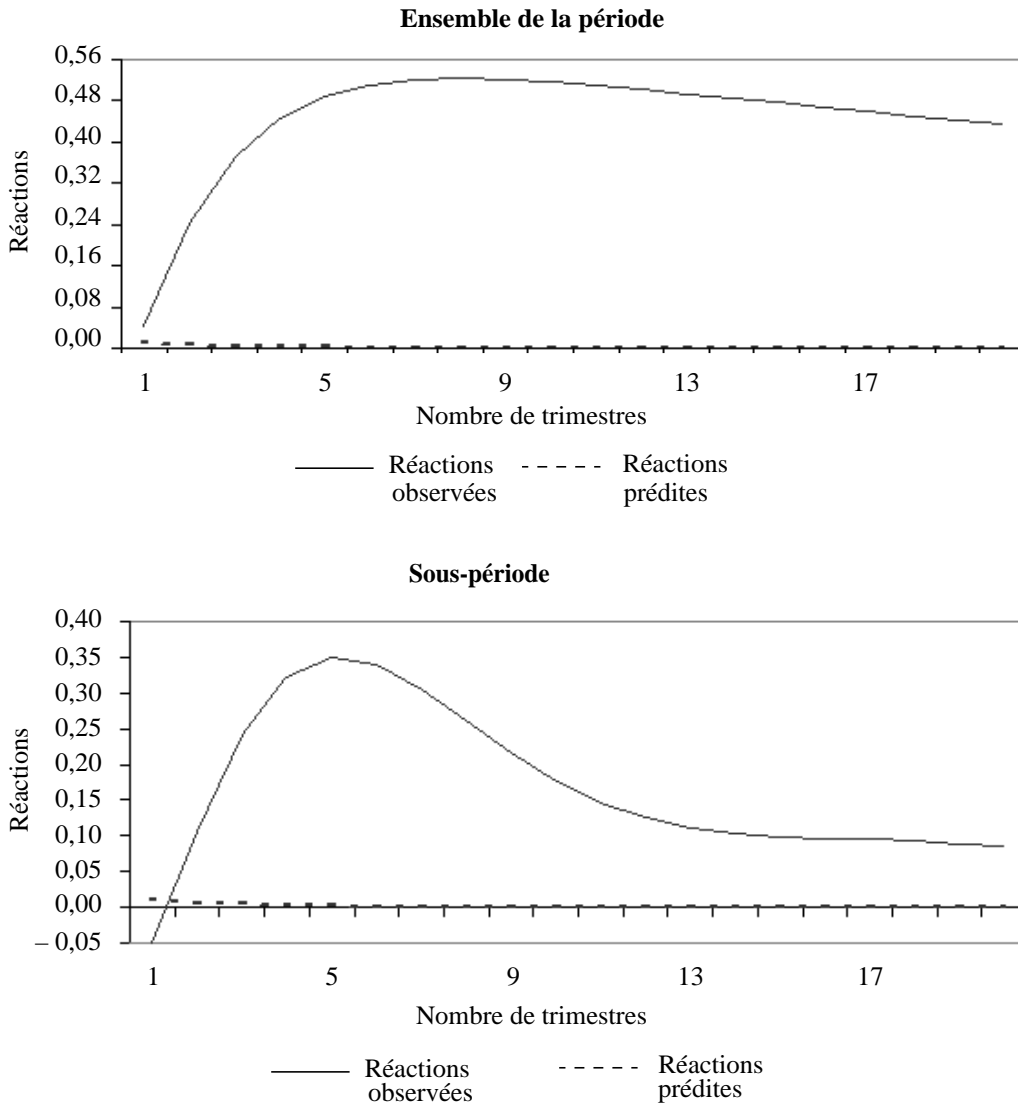
Enfin, les contraintes inter-équations sont testées. Le degré de signification de la statistique  $\chi^2(8)$  est de 0,000 pour l'ensemble de la période et la sous-période, ce qui indique clairement que le modèle de base rend mal compte de la persistance de l'inflation.

Il est important de noter que ces conclusions contrastent fortement avec celles de Kozicki et Tinsley, dont la méthode économétrique consiste essentiellement à tester l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus. Ce test ne les conduit jamais à rejeter le modèle de base ni les autres modèles.

### 3 Données

Comme je l'ai déjà mentionné, Kozicki et Tinsley font appel à des données d'enquête sur les anticipations d'inflation. Les données disponibles pour le Canada sont les prévisions trimestrielles de l'inflation mesurée par l'indice

**Figure 1**



des prix à la consommation (IPC) global, qui n'existent que depuis 1990. Ces données dictent le choix de la mesure de l'inflation, de la fréquence des données et de la période d'estimation.

Or, le choix de la mesure de l'inflation peut influencer fortement sur l'évaluation du modèle de base et des autres modèles considérés. Il est bien connu que les mesures fondées sur l'indice des prix du PIB ne fournissent pas la même information que celles basées sur l'IPC et qu'elles peuvent, par conséquent, avoir des propriétés dynamiques différentes. De plus, même le degré de persistance de l'inflation peut varier selon la variante de l'IPC retenue pour mesurer l'inflation. On s'attend en particulier à ce que le taux d'augmentation de l'IPC global soit plus volatil que celui de l'indice de référence, qui exclut certaines des composantes les plus volatiles de l'IPC.

La mesure fournie par l'indice de référence est attrayante, car la Banque du Canada l'utilise pour définir ses cibles d'inflation.

La fréquence des observations présente aussi un certain intérêt. Par exemple, les chiffres trimestriels de l'inflation se caractérisent vraisemblablement par une plus grande persistance que les chiffres mensuels. Comme ces derniers permettent à la Banque du Canada de mieux suivre l'évolution de l'inflation, ils seraient probablement plus utiles.

Le choix de la période examinée tire également à conséquence. Notons en particulier que la persistance de l'inflation est plus grande pour l'ensemble de la période (1962T1-2001T4) que pour la sous-période (1992T1-2001T4). Il est tentant de conclure que le non-rejet du modèle de base et des autres spécifications dans le cas de la sous-période est attribuable au fait qu'il est plus facile d'obtenir des résidus non corrélés lorsque l'inflation est moins persistante. Cependant, comme je l'ai montré plus haut, des tests économétriques différents conduisent clairement au rejet du modèle de base même dans le cas de la sous-période.

En résumé, le choix de la mesure de l'inflation, de la fréquence des observations et de la période d'estimation peut influencer sur les résultats des tests concernant la validité des différentes spécifications envisagées. Il serait donc important d'étudier la sensibilité des résultats en mettant à l'essai plusieurs mesures, fréquences et périodes. Malheureusement, le fait de recourir aux données d'enquête relatives aux anticipations d'inflation limite l'analyse à une seule mesure, à une fréquence unique et à une courte période d'estimation. La méthode économétrique que je propose ne repose pas sur des données d'enquête; elle permet en conséquence d'évaluer la sensibilité des résultats.

Par ailleurs, Kozicki et Tinsley mesurent l'écart de production au Canada au moyen de l'écart en pourcentage du PIB réel par rapport à sa composante tendancielle (établie à l'aide d'un filtre HP) afin d'obtenir une approximation des coûts marginaux. Toutefois, l'écart de production est déterminé théoriquement à la fois par la demande et l'offre globales. De plus, on estime que les révisions *ex post* de cette mesure de l'écart de production sont du même ordre de grandeur que l'écart de production lui-même. Ce problème tient surtout au manque de fiabilité, en fin d'échantillon, des estimations obtenues à partir d'un filtre HP (Orphanides et van Norden, 2002).

## Conclusions

L'analyse de Kozicki et Tinsley constitue indubitablement un apport important aux travaux empiriques consacrés aux nouvelles courbes de



Phillips keynésiennes. Leur étude contribue à éclairer l'un des phénomènes macroéconomiques les plus fondamentaux : la relation entre les variables réelles et nominales. Elle est également riche d'enseignement pour les responsables des politiques macroéconomiques, en particulier les autorités monétaires.

J'ai cherché à démontrer ici que les conclusions de Kozicki et Tinsley étaient sensibles à la méthode économétrique utilisée. Plus précisément, il semble que la conduite de tests portant à la fois sur l'autocorrélation, les réactions dynamiques de l'inflation et les contraintes inter-équations permet de mieux départager les différents modèles. En outre, les résultats de l'étude sont probablement influencés par le choix des mesures de l'inflation et de l'écart de production, de la fréquence des observations et de la période d'estimation. Par conséquent, des analyses de sensibilité paraissent de mise.

## **Bibliographie**

- Boileau, M., et M. Normandin (2002). « Aggregate Employment, Real Business Cycles, and Superior Information », *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, n° 3, p. 495-520.
- Cogley, T., et J. M. Nason (1995). « Output Dynamics in Real Business Cycle Models », *American Economic Review*, vol. 85, n° 3, p. 492-511.
- Orphanides, A., et S. van Norden (2002). « The Unreliability of Output Gap Estimates in Real Time », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84, n° 4, p. 569-583.