

Université de Montréal

Rapport de recherche

Règle de politique monétaire en temps réel : un changement de régime à la Banque du Canada?

Rédigé par :
Marc-Olivier Fullum-Précourt

Dirigé par :
Onur Ozgur

Département de sciences économiques
Faculté des arts et des sciences

Date de soumission (11 avril 2013)

Règle de politique monétaire en temps réel : un changement de régime à la Banque du Canada?*

Marc-Olivier Fullum-Précourt**

Université de Montréal

Avril 2013

Résumé

La règle de Taylor s'ajuste au taux d'intérêt de la réserve fédérale de façon remarquable, mais aucune équation ne fait l'équivalent au Canada. Même sans ajustement parfait, une règle de type Taylor pour la Canada peut nous éclairer sur l'importance relative de l'inflation et de l'écart de production dans le choix de la politique monétaire. Cet article tente de déceler un changement de comportement de la Banque du Canada depuis la crise financière de 2007 en utilisant des données en temps réel et différentes équations inspirées de la règle de Taylor.

*J'aimerais remercier Pascal Boulanger de m'avoir introduit aux données en temps réel et aiguillé vers ce sujet de recherche et Yanick Desnoyers pour ses précieux conseils.

**Téléphone : 514 583-8199

Courriel: mofullum-precourt@lacaisses.com

1. Introduction

Depuis 1991, la Banque du Canada a comme unique mandat de maintenir le taux d'inflation dans une fourchette allant de 1 % à 3 % avec comme cible une augmentation des prix à la consommation de 2 %. La Réserve fédérale des États-Unis a quant à elle un mandat mixte qui comprend non seulement le maintien d'un taux d'inflation bas et stable, mais aussi l'atteinte du plein emploi et le maintien des taux d'intérêt à long terme à des niveaux modérés. C'est dans le sillon de ce double mandat (croissance économique et contrôle de l'inflation) qu'est née l'idée de la règle de Taylor qui prédit la politique monétaire américaine.

La notion de règle simple qui serait un indicateur de la politique monétaire a été introduite simultanément par Taylor (1993) et Henderson et McKibbin (1993). Selon le double mandat de la banque centrale, il serait possible de déterminer le taux d'intérêt de référence de la banque centrale en suivant une équation simple.

$$r_{\text{banque centrale}} = \pi + \beta \cdot y + (1 - \beta) \cdot (\pi - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}$$

où

r est le taux d'intérêt

π est le taux d'inflation

y est l'écart de production (output gap)

Dans son article, Taylor propose d'utiliser des valeurs de 0,5 pour les bêtas et de 2 pour l'inflation cible et le taux d'intérêt d'équilibre. Les recherches subséquentes ont confirmé les valeurs de Taylor pour le taux d'intérêt d'équilibre, mais une littérature abondante diverge d'opinion quant au β à utiliser.

La première amélioration d'importance au modèle de Taylor a été apportée par Clarida, Galí et Gertler (1997). Selon leur étude, pour obtenir des résultats plus conformes à la réalité décisionnelle des banques centrales, il faudrait prendre en

compte l'anticipation de l'inflation plutôt que l'inflation actuelle dans l'équation. Comme les banques centrales doivent choisir leur politique monétaire en fonction de l'inflation qu'elles prévoient à court terme plutôt qu'en fonction de l'inflation passée, il est logique d'ajouter une dimension prévisionniste à l'équation qui modélise le comportement des banques centrales. Clarida, Galì et Gertler ont utilisé des données de 6 pays du G7 afin d'arriver à cette conclusion.

La seconde amélioration notable à la règle de Taylor est celle de l'article d'Athanasios Orphanides (2001) dans lequel l'auteur propose que tous les résultats de corrélation historique entre la règle de Taylor et le choix de politique monétaire soient biaisés par la différence entre les données macroéconomiques connues par les banques centrales au moment de faire leur choix de politique monétaire, versus ces mêmes données telles qu'elles sont connues plusieurs années plus tard. Aux États-Unis, les données du produit intérieur brut et de l'inflation sont révisées à plusieurs reprises après leur publication et les décisions des banques centrales sont prises selon la dernière publication des données au moment de prendre la décision et non selon leur version définitive telle que connue lorsqu'on applique une règle de Taylor a posteriori.

Pour vérifier si le choix de politique monétaire d'une banque centrale suit une règle de Taylor, il faut donc utiliser des données qui correspondent aux données connues par la banque centrale au moment de prendre sa décision. L'auteur conclut qu'en utilisant les données telles que connues par les banques centrales, la corrélation entre la règle de Taylor et le taux de la réserve fédérale est beaucoup moins forte que si l'on utilise les données révisées plusieurs fois.

Finalement, afin d'éviter les sauts importants dans les taux d'intérêt et assurer une certaine stabilité du système financier, Goodfriend (1991) propose d'utiliser un facteur de lissage. L'équation du taux d'intérêt devient donc :

$$i_t = \rho * i_{t-1} + (1 - \rho) * i_t^*$$

Dans la foulée de la littérature sur la règle de Taylor aux États-Unis, plusieurs chercheurs ont tenté de trouver une règle simple qui serait en mesure de prédire avec acuité les choix de politique monétaire au Canada. Plusieurs études notamment Koustas (2007) et Côté et al. (2002) ont été menées sans trouver de lien fort avec une règle simple.

L'émergence de nouvelles bases de données en temps réel au Canada semblables à celles utilisées dans l'article d'Athanasios Orphanides (2001) nous permet aujourd'hui d'intégrer ces connaissances à la recherche d'une règle simple de politique monétaire pour le Canada. L'article qui suit aura un double mandat : d'abord, illustrer le comportement de la Banque du Canada via les paramètres d'une règle de type Taylor et aussi, montrer les différences et ressemblances qui existent entre les résultats de la règle Taylor en utilisant des données en temps réels et des données telles qu'utilisée suite à leur révision, au Canada.

2. Modèle

2.2 Données

En 1992, la Réserve fédérale de Philadelphie s'est donné la mission d'étudier la possibilité et l'utilité d'une base de données en temps réel qui permettrait de connaître les données telles qu'elles étaient connues à différents moments du passé. Les données en temps réel prennent la forme d'une matrice qui offre les séries chronologiques de certaines variables telles que connues à chaque nouvelle publication.

Par exemple, le PIB est publié trimestriellement et grâce à la matrice fournie par la réserve fédérale de Philadelphie, il est possible de savoir qu'au deuxième trimestre de 2008, la croissance annuelle estimée pour le premier trimestre de 2008 était de 2,46 % alors qu'au quatrième trimestre de 2009, la croissance estimée pour la même période est passé à 2,04 %. Aujourd'hui, selon la donnée officielle depuis le quatrième trimestre de 2011, la croissance annuelle pour le deuxième trimestre de 2008 n'est plus que de

1,61 %. Il est important de savoir que lorsque la réserve fédérale prend sa décision sur la politique monétaire au mois d'avril 2008, elle pense que la croissance économique est de 2,46 % alors que si l'on fait une estimation par la règle de Taylor aujourd'hui, la croissance que nous allons utiliser pour le premier trimestre de 2008 dans un modèle traditionnel est de 1,61 %.

En 2000, grâce au travail de Tom Stark et Dean Croushore, la réserve fédérale de Philadelphie a mis en ligne et ouvert au public sa base de données en temps réel pour les États-Unis et depuis, le nombre d'articles et d'études utilisant cette base de données a explosé.

Stark (2002), dans un résumé d'une conférence portant sur cette nouvelle base de données affirme que les données en temps réels sont utilisées dans 5 principaux champs d'études: l'ampleur et la prévisibilité des révisions aux données, la prévision macroéconomique, la recherche financière, la recherche macroéconomique et l'analyse des politiques économiques.

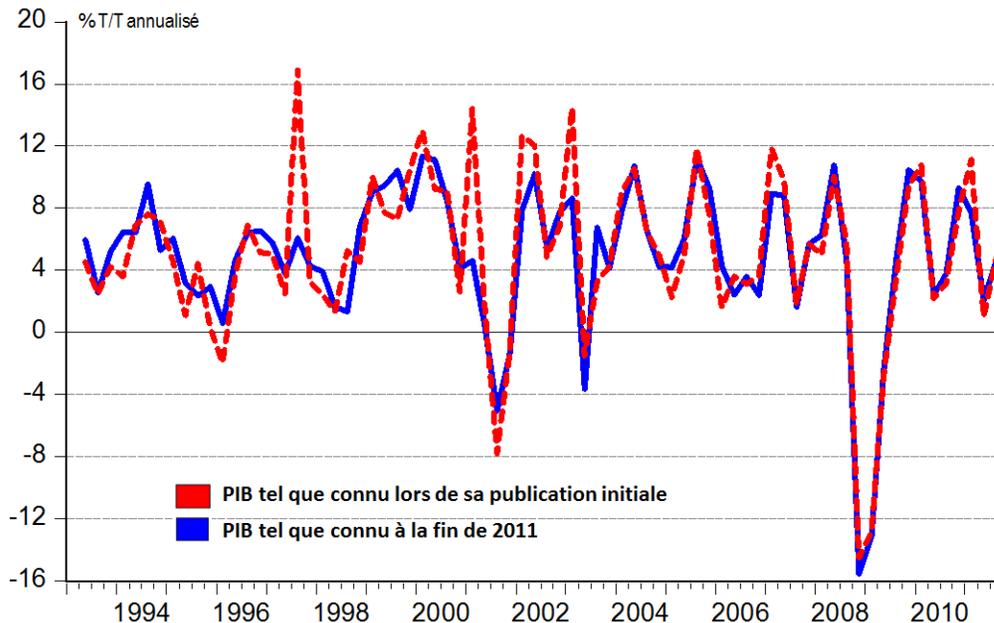
Une base de données similaire a récemment été temporairement mise à la disposition du public par Statistique Canada, mais elle a été retirée depuis. Le Canada accuse un grand retard sur les États-Unis à ce sujet.

Les données du PIB nominal et du déflateur du PIB utilisées dans cet article viennent de la base de données de l'Outil d'analyse des données en temps réel de Statistique Canada. L'indice du prix à la consommation (IPC) et l'IPC excluant les huit éléments les plus volatils (appelé IPC de base ci-après) viennent de statistique Canada et le PIB potentiel vient de la publication statistique trimestrielle de l'OCDE.

PIB nominal

Le PIB nominal est publié par Statistique Canada à tous les trimestres avec un délai d'un mois. Par exemple, le PIB du premier trimestre est publié le dernier jour du quatrième mois de l'année. Les décideurs de la politique monétaire utilisent donc

comme dernière donnée le PIB du premier trimestre de l'année pour choisir le taux directeur des mois de mai, juin et juillet. La révision des données précédentes est publiée en même temps que la nouvelle donnée. Toutes les données sont révisées.



L'essentiel des révisions de croissance se produit dans la première année suivant la première publication. Les données sont généralement révisées quatre fois. À une fréquence irrégulière, Statistique Canada change les définitions de certaines composantes du PIB et incorpore des données historiques qui jusqu'à ce moment ne faisaient pas partie du PIB. Alors, il s'opère une révision au niveau du PIB sans que la croissance de celui-ci ne change. Des changements de définitions ont eu lieu trois fois entre 1993 et le troisième trimestre de 2011, notamment pour incorporer les logiciels informatiques aux données liées à l'investissement.

Dans l'échantillon de données en temps réel allant du premier trimestre de 1993 jusqu'au troisième trimestre de 2011, le niveau en dollars du PIB nominal a été révisé 31 fois à la hausse à sa première révision (41,9 % des fois). Ces révisions à la hausse n'ont tenu que pour environ la moitié des cas puisqu'un an plus tard, seulement 15 trimestres sur une possibilité de 71 ont été révisés à la hausse par rapport à la donnée initiale.

Pour ce qui est de la croissance nominale annuelle, la dernière donnée connue au quatrième trimestre de 2011 avait été ajustée à la hausse dans seulement environ un tiers des cas (24 fois sur 74 trimestres dans notre échantillon). Toutefois, le nombre de révisions à la hausse est plus important après la première révision (47 % des cas) et encore davantage après la quatrième révision, un an après la publication initiale (59 % des cas).

En moyenne il y a une différence de 1,69 % entre la croissance trimestrielle annualisée maximale et minimale connue d'un même trimestre entre 1993T1 et 2011T3. À titre d'exemple, nous pensons aujourd'hui que l'économie canadienne a crû de 11,1 % en terme nominal annualisé au deuxième trimestre de 2000 alors que quand la donnée a été publiée en premier au mois de juillet 2000, cette croissance était estimée à 7,5 %. Il s'agit de la révision la plus forte enregistrée depuis 1993.

Il est très difficile de prévoir les révisions vu la grande volatilité de celles-ci. Dans un article qui analyse les publications des données des pays du G7, Faust et coll. (2005) estime qu'il n'existe pas de tendance dans les révisions du PIB publiées par les États-Unis, mais qu'il existe un certain degré de prévisibilité pour tous les autres pays du G7 excepté la France qui avait un échantillon trop court pour tirer des conclusions. Toujours selon Faust et coll. (2005), les révisions à long terme sont plus facilement prévisibles. L'analyse préliminaire de cet article arrive aux mêmes conclusions pour le PIB au Canada.

Inflation

Il existe deux principales mesures pour l'inflation : l'indice du prix à la consommation et le déflateur du PIB. Les cibles fixées par les banques centrales font référence à l'inflation à la consommation et non à l'inflation du PIB qui est beaucoup plus volatile.

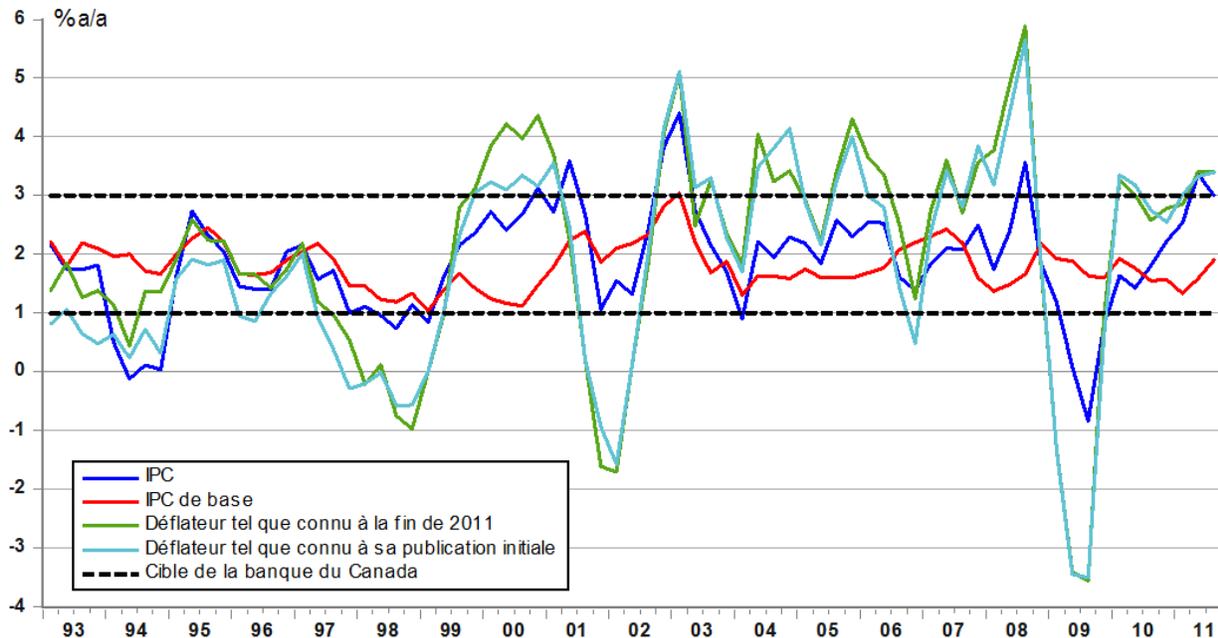
Au Canada, contrairement aux États-Unis, l'IPC n'est pas révisé et, ainsi, l'IPC est final dès sa publication. Une erreur dans la publication de l'IPC sera captée par la

donnée du mois suivant. Il est toutefois certain que le chiffre de l'IPC n'est pas exact dès sa publication initiale et pour estimer l'erreur de la mesure de l'IPC, on peut, sans que la relation soit parfaite, se rabattre sur le déflateur du PIB qui lui est révisé à chaque nouvelle publication de la même manière que le PIB.

L'inflation utilisée dans les règles de Taylor de cet article est l'inflation selon l'IPC. Les révisions au déflateur du PIB présentées ci-après sont analysées afin de montrer l'ampleur et la nature de l'erreur possible de l'IPC.

Le déflateur du PIB est publié au même moment que le PIB. Ses révisions sont généralement moins fortes et moins nombreuses que celles du PIB nominal. Le déflateur est normalement révisé à deux ou trois reprises après sa publication mis à part les révisions générales pour changement de définition.

Dans le même échantillon que pour le PIB, après un trimestre, la croissance du déflateur avait été révisée à la hausse 32 fois, à la baisse 27 fois et a été laissé intact 15 fois. Il est à noter que le PIB n'est, quant à lui, jamais laissé intact après un trimestre. Lorsqu'on prend les données telles que connues à la dernière publication, seulement 4 sont inchangées, 28 sont révisées à la baisse et 43 à la hausse. Quant à l'ampleur des révisions, celle-ci demeure plus modeste avec une moyenne d'écart entre les valeurs connues la plus élevée et la moins élevée d'une même donnée de 1,47 % comparativement à 1,69 % pour le PIB nominal.



Il y a une forte corrélation entre la direction des révisions du déflateur du PIB et du PIB nominal. Après quatre révisions, lorsque le déflateur est révisé à la hausse, le PIB nominal est lui aussi révisé à la hausse dans 70 % des cas. Il s'agit d'une relation tout à fait normale puisque premièrement le PIB nominal contient une part d'inflation et deuxièmement, une croissance plus rapide du PIB nominal est un facteur d'accélération de l'inflation.

PIB potentiel

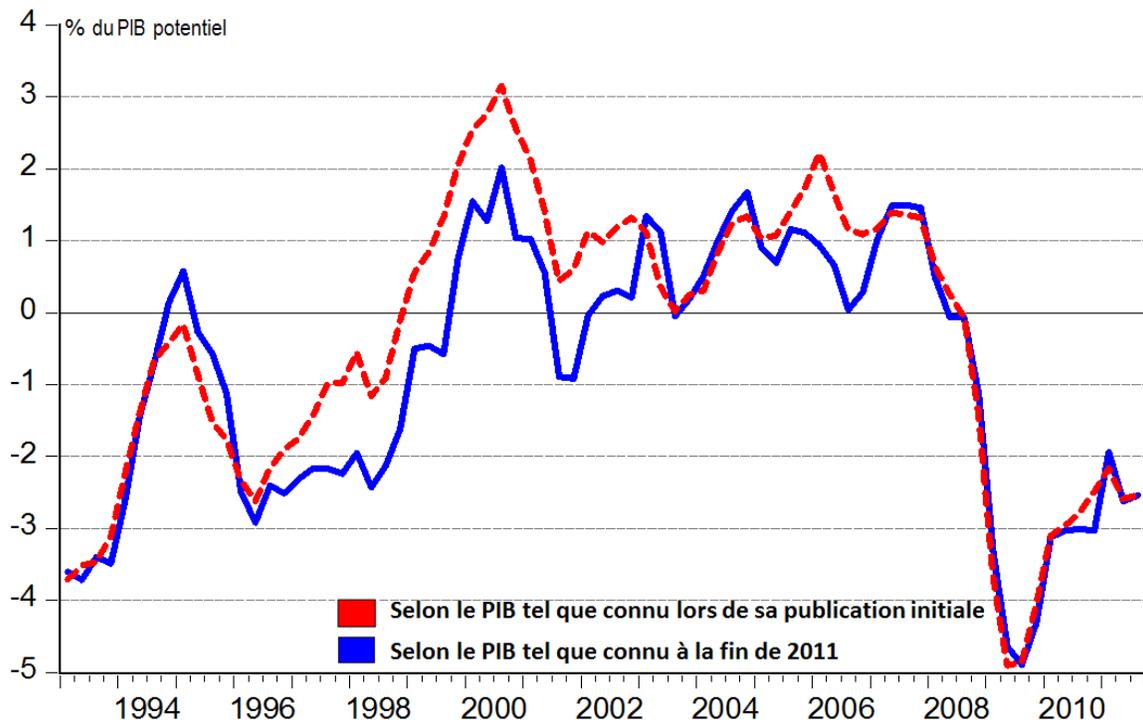
Pour cet article, le PIB potentiel publié par l'OCDE a été utilisé. Le PIB potentiel de l'OCDE a l'avantage d'être publié sur une base trimestrielle alors que celui publié par le FMI dans ses *Perspectives de l'économie mondiale* est annuel. Le PIB potentiel utilisé par la Banque du Canada n'est pas publié dans un rapport, n'est pas distribué par les grands fournisseurs de données et n'est pas accessible directement par le public.

Le PIB potentiel est une donnée très sensible et, contrairement aux autres données utilisées, il n'est pas observé directement et comprend donc une grande part de jugement et d'analyse qui peut différer selon le cadre d'analyse, les opinions et la ligne éditoriale des économistes qui le calculent. Les résultats obtenus avec les PIB

potentiels de l'OCDE pourraient varier en utilisant un PIB potentiel calculé par une autre organisation.

De plus, il n'existe pas de base de données en temps réel qui recense le PIB potentiel canadien. Des révisions existent, mais elles ne sont pas prises en compte dans cet article faute d'existence des données. Le PIB potentiel est donc celui de l'OCDE tel que connu lors de sa publication en décembre 2011. Par ailleurs, plusieurs articles notamment Cayen et Van Norden (2004) et Orphanides et Van Norden (2002) font état du fort impact des révisions aux données sur le calcul de l'écart entre le PIB et le PIB potentiel.

Les données utilisées pour le PIB potentiel ne sont pas révisées, mais comme le PIB est révisé lui, l'écart de production (Output gap) varie selon les ajustements statistiques.



2.2 Équation

Pour cette étude, quatre équations ont été retenues afin de tester les différentes améliorations à la règle de Taylor. D'abord la règle de Taylor simple ayant cette équation :

$$r_{\text{banque centrale}} = \pi + \beta * y + (1 - \beta) * (\pi - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}$$

Comme deuxième équation, pour faire écho à l'article de Clarida et coll. (1997), une hypothèse de prévisibilité parfaite de l'inflation et du PIB a été utilisée. Les données de la période future sont utilisées dans l'équation comme si les économistes de la Banque du Canada avaient accès à des prévisions parfaites pour le prochain trimestre afin de déterminer le taux d'intérêt directeur.

$$r_{\text{banque centrale}} = \pi(+1) + \beta * y(+1) + (1 - \beta) * (\pi(+1) - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}$$

Il est évidemment impossible de fonder ses décisions sur des prévisions parfaites, mais faute d'avoir accès directement aux prévisions passées des économistes de la Banque du Canada comme c'est le cas avec réserve fédérale aux États-Unis, la perfection de l'information est un compromis.

La troisième équation incorpore les suggestions de Goodfriend (1991) et lisse le taux d'intérêt afin d'éviter des changements trop brusques à la politique monétaire. Comme l'un de ses mandats est de consolider l'économie, la banque centrale serait mal avisée d'effectuer des changements radicaux au taux d'intérêt directeur puisque ceux-ci auraient un effet déstabilisateur. L'équation utilisée est la suivante :

$$r_{\text{banque centrale}} = \rho * (\pi(-1) + \beta * y(-1) + (1 - \beta) * (\pi(-1) - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}) + (1 - \rho) * (\pi + \beta * y + (1 - \beta) * (\pi - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}})$$

Finalement, la dernière équation combine le lissage et l'anticipation parfaite :

$$r_{\text{banque centrale}} = \rho^*(\pi(-1) + \beta^*y(-1) + (1 - \beta)^*(\pi(-1) - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}) + (1 - \rho)^*(\pi(+1) + \beta^*y(+1) + (1 - \beta)^*(\pi(+1) - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}})$$

Dans tous les cas, la valeur attribuée à l'inflation cible et au taux d'intérêt d'équilibre est 2. D'autres équations ont été considérées pour inclure notamment plusieurs périodes d'anticipation, mais l'absence de données de prévision et l'obligation d'utiliser des anticipations parfaites minent déjà la valeur d'un modèle avec une seule période de prévision. Ces quatre équations ont été utilisées avec à la fois les données en temps réel et les données telles que connues en décembre 2011.

3. Règle de Taylor en temps réel appliquée pour le Canada

Aucune étude n'a permis de lier efficacement le taux directeur canadien à une règle simple de politique monétaire et cet article ne fait pas exception. L'intérêt d'une règle de type Taylor se trouve dans les paramètres attribués aux variables « inflation » et « écart de production ». Ces paramètres peuvent être interprétés comme l'importance relative accordée à l'inflation et à l'écart de production dans le choix de la politique monétaire.

Étant donné le mandat unique de la Banque du Canada qui est de contrôler l'inflation, on peut s'attendre à ce que le coefficient de l'inflation dans la règle de type Taylor soit égal à 1 et que le coefficient attribué à l'écart de production soit près de 0.

Règle de Taylor Simple

En faisant une régression en utilisant l'équation

[$r_{\text{banque centrale}} = \pi + \beta^*y + (1 - \beta)^*(\pi - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}$], on obtient les résultats suivants.

Dependent Variable: TAUXBC
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1993Q2 2011Q3
 Included observations: 74 after adjustments
 TAUXBC = (PCYCPI(-1)+C(1)*GAPRTD(-1)+(1-C(1))*(PCYCPI(-1)-2)+2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.442816	0.168564	2.626995	0.0105
R-squared	-1.012245	Mean dependent var	3.521588	
Adjusted R-squared	-1.012245	S.D. dependent var	1.730677	
S.E. of regression	2.455029	Akaike info criterion	4.647575	
Sum squared resid	439.9831	Schwarz criterion	4.678711	
Log likelihood	-170.9603	Hannan-Quinn criter.	4.659996	
Durbin-Watson stat	0.295306			

Dependent Variable: TAUXBC
 Method: Least Squares
 Sample: 1993Q1 2011Q3
 Included observations: 75
 TAUXBC = (PCYCPI+C(1)*GAPFINAL+(1-C(1))*(PCYCPI-2)+2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.430126	0.152791	2.815126	0.0062
R-squared	-0.873948	Mean dependent var	3.5363	
Adjusted R-squared	-0.873948	S.D. dependent var	1.723659	
S.E. of regression	2.359556	Akaike info criterion	4.568067	
Sum squared resid	411.9952	Schwarz criterion	4.598967	
Log likelihood	-170.3025	Hannan-Quinn criter.	4.580405	
Durbin-Watson stat	0.256984			

Selon les données telles que connues au moment de faire un choix de politique (Données en temps réel)

Selon les données telles que connues à la fin de 2011

Les coefficients bêtas (appelé C(1) dans les tableaux ci-haut) ont des valeurs très similaires avec les données en temps réel et les données telles que connues à la fin 2011. Pour cette régression et toutes les régressions suivantes, le coefficient C(1) est attribué à l'écart de production et le coefficient 1-C(1) est attribué à l'inflation.

Il est intéressant de noter que malgré le mandat unique de la banque, un coefficient de plus de 0,4 est attribué à l'écart de production. En faisant la même régression, mais en utilisant l'inflation de base plutôt que l'inflation totale, on obtient des résultats très semblables.

Règle de Taylor avec un facteur de lissage

En faisant une régression en utilisant l'équation

[$\Gamma_{\text{banque centrale}} = \rho(\pi(-1) + \beta*y(-1) + (1 - \beta)*(\pi(-1) - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}) + (1-\rho)* (\pi + \beta*y + (1 - \beta)*(\pi - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}})$], on obtient les résultats suivants.

Dependent Variable: TAUXBC
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1993Q3 2011Q3
 Included observations: 73 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations
 $TAUXBC = C(2) * (PCYCPI(-2) + C(1) * GAPRTD(-2) + (1 - C(1)) * (PCYCPI(-2) - 2) + (1 - C(2)) * (PCYCPI(-1) + C(1) * GAPRTD(-1) + (1 - C(1)) * (PCYCPI(-1) - 2) + 2)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.345917	0.225927	1.531104	0.1302
C(1)	0.395391	0.179614	2.201342	0.031
R-squared	-0.945724	Mean dependent var		3.51161
Adjusted R-squared	-0.973129	S.D. dependent var		1.74051
S.E. of regression	2.444861	Akaike info criterion		4.652869
Sum squared resid	424.3916	Schwarz criterion		4.715621
Log likelihood	-167.8297	Hannan-Quinn criter.		4.677877
Durbin-Watson stat	0.215849			

Dependent Variable: TAUXBC
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1993Q2 2011Q3
 Included observations: 74 after adjustments
 Convergence achieved after 7 iterations
 $TAUXBC = C(2) * (PCYCPI(-1) + C(1) * GAPFINAL(-1) + (1 - C(1)) * (PCYCPI(-1) - 2) + (1 - C(2)) * (PCYCPI(-1) + C(1) * GAPFINAL(-1) + (1 - C(1)) * (PCYCPI(-1) - 2) + 2)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.369247	0.220207	1.676819	0.0979
C(1)	0.414293	0.160166	2.586646	0.0117
R-squared	-0.797029	Mean dependent var		3.521588
Adjusted R-squared	-0.821987	S.D. dependent var		1.730677
S.E. of regression	2.336086	Akaike info criterion		4.561486
Sum squared resid	392.9254	Schwarz criterion		4.623758
Log likelihood	-166.775	Hannan-Quinn criter.		4.586327
Durbin-Watson stat	0.178771			

Selon les données telles que connues au moment de faire un choix de politique (Données en temps réel)

Selon les données telles que connues à la fin de 2011

En ajoutant un facteur de lissage (C(2) dans ce modèle), on obtient des résultats similaires oscillant autour d'un facteur de 0,4 pour l'écart de production. Encore une fois, l'utilisation de données en temps réel ou de données finales n'a qu'un très petit impact. Remplacer l'IPC par l'IPC de base offre aussi des résultats semblables. Il est intéressant de noter que le coefficient C(2) appelé rho dans l'équation ci-dessus, n'est pas significativement différente de 0 (p-values supérieures à 0,05) et apporte donc peu d'information supplémentaire.

Règle de Taylor avec prévisions parfaites

En faisant une régression en utilisant l'équation

[$r_{\text{banque centrale}} = \pi(+1) + \beta * y(+1) + (1 - \beta) * (\pi(+1) - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}$], on obtient les résultats suivants.

Dependent Variable: TAUXBC
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1993Q1 2011Q2
 Included observations: 74 after adjustments
 TAUXBC = (PCYCPI(+1)+C(1)*GAPRTD(+1)+(1-C(1))*(PCYCPI(+1)-2)+2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.397344	0.161823	2.455426	0.0165
R-squared	-0.886485	Mean dependent var	3.570574	
Adjusted R-squared	-0.886485	S.D. dependent var	1.7095	
S.E. of regression	2.347987	Akaike info criterion	4.558415	
Sum squared resid	402.452	Schwarz criterion	4.589551	
Log likelihood	-167.6613	Hannan-Quinn criter.	4.570835	
Durbin-Watson stat	0.289682			

Dependent Variable: TAUXBC
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1993Q1 2011Q2
 Included observations: 74 after adjustments
 TAUXBC = (PCYCPI(+1)+C(1)*GAPFINAL(+1)+(1-C(1))*(PCYCPI(+1)-2)+2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.388536	0.156957	2.475433	0.0156
R-squared	-0.884133	Mean dependent var	3.570574	
Adjusted R-squared	-0.884133	S.D. dependent var	1.7095	
S.E. of regression	2.346522	Akaike info criterion	4.557167	
Sum squared resid	401.9502	Schwarz criterion	4.588303	
Log likelihood	-167.6152	Hannan-Quinn criter.	4.569588	
Durbin-Watson stat	0.282541			

Selon les données telles que connues au moment de faire un choix de politique (Données en temps réel)

Selon les données telles que connues à la fin de 2011

Encore une fois, les résultats sont relativement peu changés par rapport à la règle de Taylor simple. Le coefficient β se situe toujours autour de 0,4 autant pour les équations en temps réel que pour les équations qui utilisent les données finales. Les résultats de l'équation de Taylor calculé avec l'IPC de base sont aussi semblables. Avoir des prévisions parfaites ne donne donc pas d'informations significativement supérieures par rapport à la règle de Taylor simple.

Règle de Taylor avec prévisions parfaites et facteur de lissage

En faisant une régression en utilisant l'équation

[$r_{\text{banque centrale}} = \rho(\pi(-1) + \beta*y(-1) + (1 - \beta)*(\pi(-1) - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}}) + (1-\rho)* (\pi(+1) + \beta*y(+1) + (1 - \beta)*(\pi(+1) - \pi_{\text{cible}}) + r_{\text{équilibre}})$], on obtient les résultats suivants.

Dependent Variable: TAUXBC
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1993Q3 2011Q2
 Included observations: 72 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations

$$\text{TAUXBC} = C(2) * (\text{PCYCPI}(-2) + C(1) * \text{GAPRTD}(-2) + (1 - C(1)) * (\text{PCYCPI}(-2) - 2) + 2) + (1 - C(2)) * (\text{PCYCPI}(+1) + C(1) * \text{GAPRTD}(+1) + (1 - C(1)) * (\text{PCYCPI}(+1) - 2) + 2)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.415517	0.106602	3.89785	0.0002
C(1)	0.330751	0.173703	1.904117	0.061
R-squared	-0.531867	Mean dependent var	3.546493	
Adjusted R-squared	-0.55375	S.D. dependent var	1.726835	
S.E. of regression	2.152492	Akaike info criterion	4.398514	
Sum squared resid	324.3256	Schwarz criterion	4.461755	
Log likelihood	-156.3465	Hannan-Quinn criter.	4.423691	
Durbin-Watson stat	0.203265			

Selon les données telles que connues au moment de faire un choix de politique (Données en temps réel)

L'équation qui selon la théorie devrait offrir le meilleur résultat offre aussi le bêta associé à l'écart de production le plus faible. Toutefois, si l'on utilise l'IPC de base plutôt que l'IPC total, le bêta de l'écart de production demeure autour de 0,4 (0,424 avec les données finales et 0,408 avec les données en temps réel).

Peu importe l'équation et le type d'inflation utilisé, les résultats demeurent semblables avec des résultats pour le paramètre associé à l'écart de production qui oscillent entre 0,31 et 0,44. Il faut toutefois se garder de tirer des conclusions fortes de ces équations puisque contrairement à la règle de Taylor appliquée au taux américain, l'équation trouvée est loin d'être parfaite.

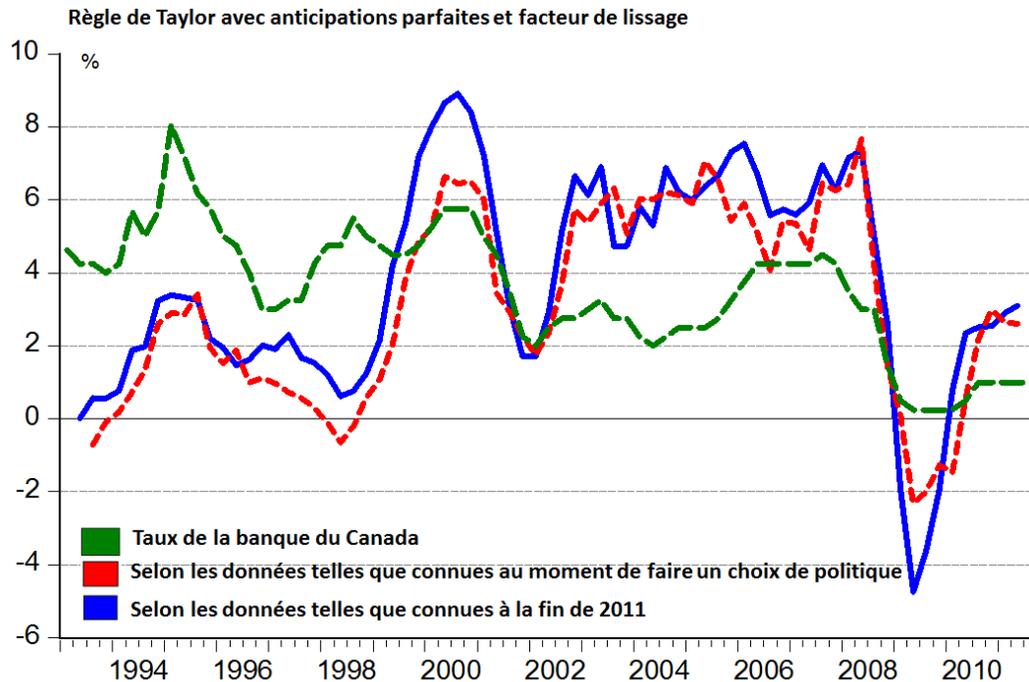
La conclusion qui peut être tirée du modèle est simplement qu'entre 1993 et 2011, malgré le mandat unique de la Banque du Canada, l'écart de production est pris en compte dans le choix de la politique monétaire, mais l'inflation est le déterminant le plus important.

Dependent Variable: TAUXBC
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1993Q2 2011Q2
 Included observations: 73 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations

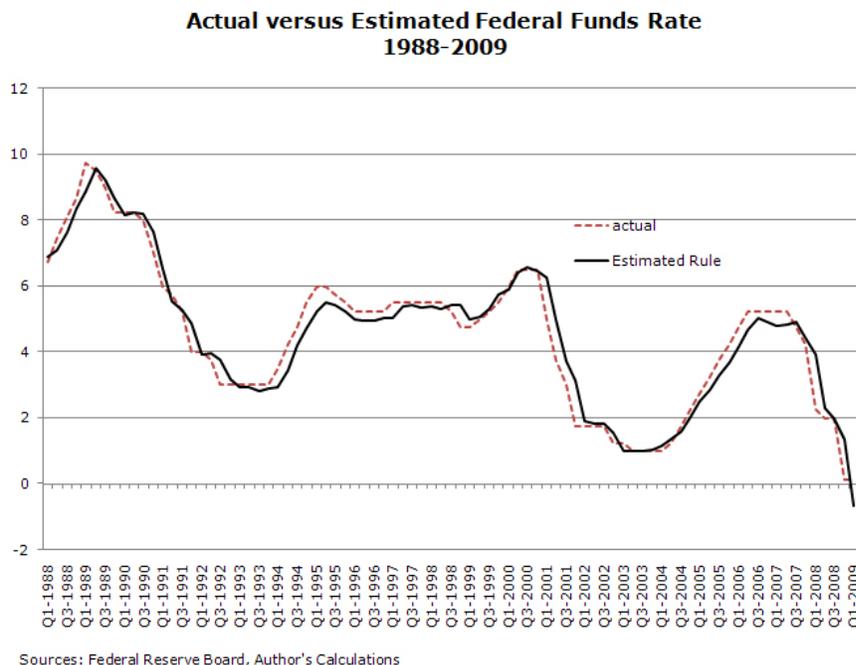
$$\text{TAUXBC} = C(2) * (\text{PCYCPI}(-1) + C(1) * \text{GAPFINAL}(-1) + (1 - C(1)) * (\text{PCYCPI}(-1) - 2) + 2) + (1 - C(2)) * (\text{PCYCPI}(+1) + C(1) * \text{GAPFINAL}(+1) + (1 - C(1)) * (\text{PCYCPI}(+1) - 2) + 2)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.458297	0.133484	3.433334	0.001
C(1)	0.311124	0.160713	1.936612	0.0568
R-squared	-0.609051	Mean dependent var	3.55613	
Adjusted R-squared	-0.631713	S.D. dependent var	1.716777	
S.E. of regression	2.192986	Akaike info criterion	4.43542	
Sum squared resid	341.4523	Schwarz criterion	4.498173	
Log likelihood	-159.8928	Hannan-Quinn criter.	4.460428	
Durbin-Watson stat	0.182692			

Selon les données telles que connues à la fin de 2011



L'écart entre les règles de Taylor et le taux de la Banque du Canada est particulièrement éloquent lorsqu'on le compare à la règle de Taylor appliquée au taux de la Réserve fédérale américaine comme dans ce graphique tiré d'un court commentaire de David Altig de la réserve fédérale d'Atlanta.



3.1 Changement de régime à la Banque du Canada

Si les premiers résultats montrent que le type d'équation et le type d'inflation (totale ou de base) utilisés n'avaient qu'un impact mineur sur le résultat des régressions, le changement le plus important aux équations de Taylor apparaît lorsqu'on modifie l'échantillon des données.

L'échantillon utilisé plus haut est composé de deux périodes fort distinctes. D'abord, la période allant de 1993 jusqu'au troisième trimestre de 2007 est une période de croissance économique vigoureuse pendant laquelle l'inflation était fortement contrôlée. Il n'y a pas eu de récession au Canada pendant cette période et qu'une période de décroissance très légère aux États-Unis en 2001.

La deuxième sous-période est celle ayant suivi la crise financière américaine. La période allant du dernier trimestre de 2007 jusqu'à la fin de 2011 a été caractérisée par une sévère récession aux États-Unis et au Canada, puis une reprise modeste. L'inflation n'étant plus un souci important à cause de la lenteur de la reprise, les banques centrales ont pu se concentrer sur le retour de la croissance.

La valeur des coefficients varie grandement si l'on divise la période allant de 1993 à 2011 en deux sous-périodes. La période de la crise financière jusqu'à aujourd'hui est exceptionnelle et les symptômes de la crise ont dû être combattus avec des moyens hors norme. Avec le diagnostic de trappe de liquidité et l'absence de croissance économique, l'inflation ne représentait plus une menace sérieuse et la politique monétaire pouvait donc se concentrer sur l'écart de production. Ben Bernanke aux États-Unis a tenté par des moyens inorthodoxes de relancer son économie. Au Canada, même s'il n'y a pas eu d'assouplissement quantitatif, la banque centrale s'est montrée inquiète de l'absence de croissance.

La manière la plus éloquente de montrer le changement de stratégie de la Banque du Canada est de comparer les coefficients obtenus dans l'échantillon excluant la crise (de 1T1993 à 3T2007) à celui allant de 4T2007 à 3T2011.

Dans le tableau qui suit, le bloc de résultat du haut présente les résultats de l'échantillon complet (1993 à 2011), le bloc du milieu présente les résultats de l'échantillon débutant avec la récession américaine au quatrième trimestre de 2007, et le bloc du bas présente l'échantillon se terminant avant la récession américaine de 2007. Les chiffres présentent les coefficients associés à l'écart de production dans les différentes règles inspirées de la règle de Taylor.

La colonne FIN indique les résultats obtenus avec les données finales (telles que connues en décembre 2011) et la colonne DTR indique les résultats obtenus avec les données en temps réel. Finalement, le tableau de gauche présente les résultats obtenus avec l'inflation totale alors que celui de droite présente les résultats obtenus avec l'inflation de base.

IPC		
1993-2011		
	FIN	DTR
Taylor	0.430126	0.442816
Prévision	0.388536	0.397344
Prévision-lissage	0.31124	0.330751
lissage	0.414293	0.39539132
4T2007-3T2011		
	FIN	DTR
Taylor	0.977091	0.902819
Prévision	0.959403	0.96693
Prévision-lissage	0.927187	0.950531
lissage	0.955451	0.86462
1T1993-3T2007		
	FIN	DTR
Taylor	0.05112	0.110212
Prévision	-0.048676	-0.104652
Prévision-lissage	-0.158751	-0.348387
lissage	0.01793	0.03786

IPC de Base		
1993-2011		
	FIN	DTR
Taylor	0.418786	0.381932
Prévision	0.392405	0.354024
Prévision-lissage	0.42416	0.407612
lissage	0.438781	0.393981
4T2007-3T2011		
	FIN	DTR
Taylor	0.885219	0.831508
Prévision	0.857082	0.8624
Prévision-lissage	0.91315	0.931234
lissage	0.885589	0.823993
1T1993-3T2007		
	FIN	DTR
Taylor	0.05112	0.110212
Prévision	-0.048676	-0.104652
Prévision-lissage	-0.158751	-0.348387
lissage	0.01793	0.03786

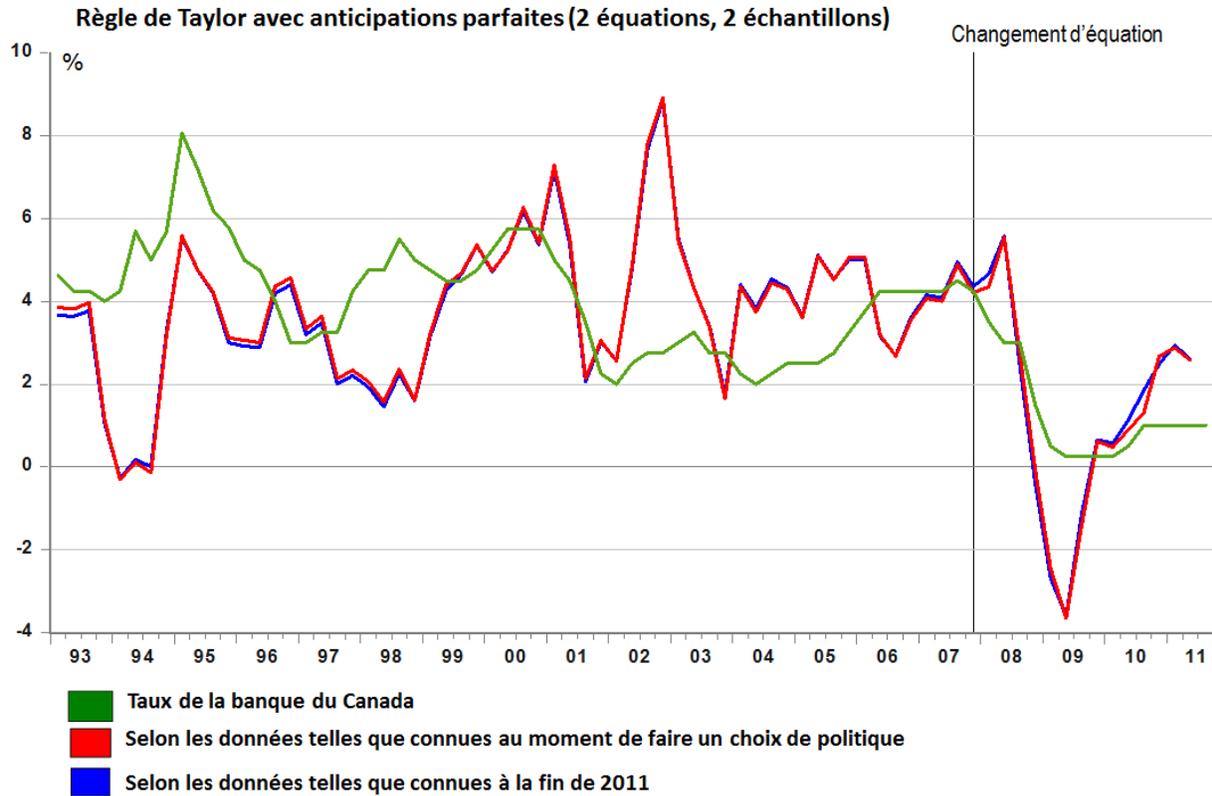
La différence est marquée dans les coefficients obtenus pour l'inflation et l'écart de production selon l'échantillon. Pour l'échantillon allant de 1993 à 2007, tous les résultats sont négatifs ou non significativement différents de 0. Au contraire, depuis la récession de 2007, les coefficients sont très près de 1.

C'est donc dire que pendant la période allant de 1993 à 2007, la Banque du Canada a respecté son mandat unique de contrôle de l'inflation. Peu importe l'écart de production et la croissance économique, la Banque du Canada a fixé son taux en fonction de l'inflation. Depuis 2007, le contraire s'est produit. Comme le ralentissement mondial et d'autres facteurs ont limité le potentiel inflationniste des bas taux d'intérêt et comme l'inflation n'était plus une menace, la Banque du Canada s'est concentrée sur la reprise économique et la fermeture de l'écart de production.

Les résultats obtenus pour la période allant de 1993 à 2011 doivent être interprétés très prudemment puisqu'il s'agit d'une période qui comprend deux sous-périodes fort différentes.

Selon les conclusions tirées de ces règles de Taylor, la Banque du Canada s'est ajustée à l'environnement exceptionnel qui a caractérisé la grande récession et la période de reprise qui l'a suivi. Il y a donc eu changement de régime à la Banque du Canada.

Toutefois, l'écart demeure élevé entre le résultat des règles de Taylor et le véritable taux de la Banque du Canada. Même si on sépare les échantillons, les règles de Taylor ont très peu de pouvoir de prédiction et le niveau du taux est souvent assez éloigné du véritable taux comme l'illustre le graphique suivant.



4. Conclusion

Il n'existe pas de règle simple de type Taylor utilisant l'inflation et l'écart de production afin de déterminer de manière efficace le taux fixé par la Banque du Canada. Toutes les équations ont montré des écarts importants qui ne s'approchent pas du tout de l'efficacité de la règle de Taylor pour le taux de Réserve fédérale américaine.

Même si le niveau du taux d'intérêt de la Banque du Canada ne peut être expliqué par une règle simple, une régression utilisant les facteurs de Taylor peut nous informer sur l'importance accordée à chacune des variables par la Banque du Canada pour établir son taux directeur.

Comme le but d'une règle de Taylor au Canada n'est plus de prédire le niveau du taux d'intérêt de la Banque du Canada, les ajustements mineurs tels le lissage ou la prévision du taux d'inflation et de croissance du PIB n'offrent qu'un avantage faible voire négligeable par rapport à une règle de Taylor simple.

Quant aux données en temps réel, même si les résultats sont très semblables, par souci d'exactitude, il est important de prendre en compte la contingence. Même si l'on peut reproduire a posteriori un modèle, si l'objectif est d'analyser un choix de politique, il est important de se repositionner au moment où le choix de la politique a été pris avec les données connues par les décideurs.

Tous les résultats doivent toutefois être pris avec un certain recul. D'abord, il existe une certaine corrélation entre l'écart de production et l'inflation. D'autre part, l'écart de production est une mesure inobservable qui dépend fortement d'une analyse en partie subjective. Deux institutions n'auront pas le même PIB potentiel pour un même pays. Il s'agit d'une limite importante de ce modèle.

La conclusion la plus forte de cet article se situe dans le changement de comportement de la banque centrale depuis la récession ayant débuté au quatrième trimestre de 2007. Même si le mandat de la Banque du Canada n'a pas changé et que son seul objectif est de contrôler l'inflation, le comportement de la banque centrale a évolué pour prendre en compte le caractère exceptionnel de la période ayant suivi la crise financière débutant en 2007. Le changement de mandat n'a pas été politique et légal, mais il s'est produit de facto.

L'oubli de la contingence est une source d'erreur importante, connue et qu'on tente de limiter en histoire. Plus la macroéconomie voudra parfaire son analyse d'un point de vue historique, plus il sera important de développer les bases de données en temps réel. Celles-ci permettront notamment de développer des analyses plus fines des choix de politiques gouvernementales ou monétaires. Savoir ce qui était connu au moment de prendre les décisions est essentiel pour poser un jugement juste sur la fiabilité d'une politique et sur les raisons ayant pu mener à des erreurs ou à des réussites.

5. Références

- Bernanke, Ben et Jean Boivin, 2003. "Monetary Policy in a Data-rich Environment". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 3, pp. 525-546.
- Cayen, Jean-Philippe et Simon Van Norden, 2004. "The Reliability of Canadian Output Gap Estimates". *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*. No 29.
- Claride, Richard et als. 1998. "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence". *European Economic Review*, Vol 42, pp. 1033-1067.
- Côté, Denise et als, 2002. "The Performance and Robustness of Simple Monetary Policy Rules in Models of the Canadian Economy". *Banque du Canada*, Rapport technique no 92.
- Croushore, Dean and Tom Stark, 1999. "A Real-Time Data Set for Macroeconomists". *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, Working Paper No. 99-4.
- Curtis, Douglas, 2005. "Monetary Policy and Economic Activity in Canada in the 1990s". *Canadian Public Policy*, Vol. 31, No. 1, pp. 59-78
- Faust, John et als, 2005. "News and Noise in G-7 GDP Announcements". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, No. 3, pp. 403-419.
- Henderson Dale W. et Warwick J. McKibbin, 1993, "A Comparison of Some Basic Monetary Policy Regimes for Open Economies: Implications of Different Degrees of Instrument Adjustment and Wage Persistence". *International Finance Discussion Papers*, No. 458.
- Kousta, Zisimos, 2007. "Does the Bank of Canada Follow a Simple Monetary Policy Rule?". *Brock University*.
- Kozicki, Sharon, 2002. "Comments on 'Forecasting with a Real-Time Data Set for Macroeconomists'". *Journal of Macroeconomics*, Vol. 24, pp. 541-557.

- Molodtsova, Tanya et als, 2008. "Taylor Rules with Real-Time Data: A Tale of Two Countries and One Exchange Rate". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55, pp. 63-79.
- Nikolsko-Rzhevskyy, Alex, 2008. "Monetary Policy Evaluation in Real Time: Forward-Looking Taylor Rules without Forward-Looking Data". *University Library of Munich*, No. 11352.
- Orphanides, Athanasios, 1997. "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data". *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4, pp. 964-985
- Orphanides, Athanasios et Simon Van Norden, 2004. "The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Time". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37, no. 3, pp. 583-601.
- Orphanides, Athanasios, 2007. "Taylor Rules". *Board of Governors of the Federal Reserve System*.
- Stark, Tom, 2002. "A Summary of the Conference on Real-Time Data Analysis". *Federal Reserve Bank of Philadelphia*.
- Taylor, John, 1993. "Discretion Versus Policy Rules in Practice". *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, Vol. 39, pp. 195-214.