

L'incidence des décisions inattendues de politique monétaire sur le marché des titres à revenu fixe*

Jason Andreou, département des Marchés financiers

- *La Banque du Canada cherche constamment à comprendre les effets qu'ont les modifications de son taux directeur sur le prix des actifs financiers.*
- *Une analyse de l'incidence des modifications inattendues de ce taux sur le prix des actifs peut s'avérer utile pour déchiffrer l'interprétation que font les marchés financiers des décisions de politique monétaire.*
- *Une variation importante des rendements à court terme semble indiquer que les marchés réagissent au moment choisi pour la mise en place des mesures de politique monétaire, alors que l'absence d'une variation marquée des rendements à long terme laisse entendre que les marchés ne décèlent pas de changement dans les objectifs poursuivis par la Banque.*
- *L'étude de la réaction du prix des actifs aux décisions inattendues de politique monétaire au cours de la période qui a précédé l'introduction du régime des dates d'annonce préétablies et de celle qui a suivi donne à penser que l'adoption de ce régime a renforcé la crédibilité de la Banque.*

* L'auteur remercie Éric Chouinard, Christine Fay, Scott Hendry, Grahame Johnson, Marianne Johnson, Chris Ragan et Eric Santor pour leurs commentaires, ainsi que Sofia Assaf et François Bélanger pour leur aide à la recherche. Le présent article est la version abrégée d'une étude sur le même sujet présentée au Conseil de direction de la Banque le 12 novembre 2004.

La Banque du Canada cherche constamment à comprendre l'incidence des mesures qu'elle prend dans le cadre de la conduite de la politique monétaire sur le prix des actifs financiers¹. Dans le présent article, le premier à tenter de mesurer les effets des décisions inattendues de politique monétaire sur le marché des titres à revenu fixe au Canada, trois questions sont explorées : les retombées des mesures de politique monétaire sur les rendements des obligations et des bons du Trésor; l'incidence sur ces rendements de la part attendue et de la part inattendue des mesures en question; et l'influence de l'instauration du régime des dates d'annonce préétablies sur ces relations, le cas échéant². Plus précisément, nous nous sommes demandé si l'accroissement de la transparence qui avait résulté de l'introduction par la Banque du régime des dates d'annonce préétablies a permis aux acteurs du marché de mieux prévoir les modifications du taux directeur. Pour évaluer les retombées de l'adoption du régime des dates d'annonce préétablies, l'échantillon retenu a été divisé en deux périodes, soit la période ayant précédé l'instauration du régime et celle qui a suivi. Pour ajouter une perspective à notre étude, nous

1. Les mesures de politique monétaire sont les décisions de la Banque qui influent sur son taux directeur, à savoir le taux cible du financement à un jour, lequel correspond au point médian de la fourchette opérationnelle de la Banque pour le taux des fonds à un jour.

2. En décembre 2000, la Banque du Canada a adopté un nouveau régime, dans le cadre duquel une mesure de politique monétaire n'est généralement envisagée qu'à huit dates préétablies au cours d'une année donnée. Jusqu'à maintenant, la Banque n'a dérogé à cette règle qu'une seule fois, soit le 17 septembre 2001, jour où elle a réduit le taux cible du financement à un jour de 50 points de base, en réponse aux attentats terroristes du 11 septembre 2001. Cette mesure n'a pas été prise en compte dans la présente étude.

comparons ses résultats à ceux obtenus dans le cadre de travaux menés aux États-Unis.

Plus précisément, nous nous sommes demandé si l'accroissement de la transparence qui avait résulté de l'introduction par la Banque du régime des dates d'annonce préétablies a permis aux acteurs du marché de mieux prévoir les modifications du taux directeur.

Études antérieures

Le présent article examine l'incidence des décisions inattendues de politique monétaire sur le marché des titres à revenu fixe au Canada durant les périodes qui ont précédé et suivi l'adoption du régime des dates d'annonce préétablies. Dans une étude portant sur les réactions des marchés américains aux mesures de politique monétaire prises aux États-Unis, Cook et Hahn (1989) observent qu'il y a effectivement une réaction et que celle-ci est significative pour toute la gamme des échéances, quoique moindre pour la portion à long terme de la courbe de rendement. Kuttner (2000), reprenant la méthodologie de Cook et Hahn, a enregistré des réponses moins marquées et moins significatives pour l'ensemble de la courbe. Il a ensuite séparé les modifications attendues et les modifications inattendues du taux directeur, ce qui lui a permis de tirer la conclusion suivante : la réaction attribuable aux décisions inattendues est importante et présente sur toute la courbe de rendement. Les résultats de cette étude seront comparés à ceux que nous présentons ci-après.

Kohn et Sack (2003) se penchent sur la question de savoir si certaines communications des banques centrales ont une incidence sur les variables financières. Outre l'analyse empirique, qui indique que les déclarations des membres du Federal Open Market Committee (FOMC), de même que les témoignages devant le Congrès, influent sur les taux d'intérêt à court et à moyen terme, les auteurs présentent un cadre pour l'analyse de ces effets. Celui-ci établit une distinction entre, d'une part, les surprises relevant du moment choisi (ou calendrier) pour l'annonce des

mesures de politique monétaire et, d'autre part, les chocs plus fondamentaux concernant l'orientation de la politique monétaire, plus précisément les buts poursuivis par la banque centrale et la crédibilité de cette dernière. Les variations des taux d'intérêt à court terme sont généralement considérées comme une *réaction au calendrier* (p. ex., modification apportée ce mois-ci au lieu du mois prochain) de la décision (qui est indépendante des perspectives à court terme)³. Les variations des taux à plus long terme sont considérées comme une réponse de la politique monétaire aux *perspectives économiques* à long terme dérivées de la politique monétaire et reflètent les attentes quant à une réorientation de cette politique ou, plus fondamentalement, une modification des objectifs ou de la crédibilité de la banque centrale. Bien que l'étude de Kohn et Sack porte également sur les mesures de politique, sur les témoignages et sur les discours, le cadre d'analyse qu'ils ont mis au point sera utilisé ici uniquement pour mieux comprendre le contenu informationnel des mesures de politique monétaire.

Méthodologie

Les travaux de recherche menés aux États-Unis (Kuttner, 2000; Bernanke et Kuttner, 2003) s'appuient généralement sur les variations observées dans les contrats à terme sur les fonds fédéraux pour mesurer les attentes du marché concernant l'évolution future du taux de ces fonds. On préfère généralement cet instrument parce que sa valeur correspond au taux moyen attendu des fonds fédéraux sur la période de détention⁴. Le Canada n'ayant pas d'indicateur similaire fondé sur le marché pour évaluer les attentes à l'égard des taux d'intérêt, nous avons retenu, aux fins de la présente étude, le taux des acceptations bancaires (AB) à un mois⁵. L'AB à un mois est une

3. C'est ce que Kohn et Sack appellent les modifications de l'évolution future des taux directeurs (*policy-inclination changes*), mais que dans le présent article nous désignons comme les modifications du calendrier des décisions (*policy-timing changes*).

4. Rigobon et Sack (2002) ainsi que Poole et Rasche (2003), entre autres, utilisent les contrats à terme sur l'eurodollar comme mesure des attentes relatives à l'évolution du taux directeur.

5. Les contrats à terme sur le taux des opérations de pension à un jour (ONX) s'inspirent des contrats à terme sur les fonds fédéraux américains. Le prix de ces contrats est fondé sur le taux moyen attendu du financement à un jour pour la période du contrat, lequel correspond au taux moyen des opérations de pension à un jour du Canada (CORRA), calculé à partir des données des courtiers intermédiaires. Les contrats ONX sont relativement nouveaux sur le marché, et ils sont moins liquides que d'autres instruments du marché monétaire.

Graphique 1

Taux des acceptations bancaires à un mois



créance négociable émise par une société; elle est adossée à une ligne de crédit et garantie par la banque qui accepte la responsabilité du paiement de la dette sous-jacente. Johnson (2003) a établi que les mouvements du taux du financement à un jour affichaient leur plus forte corrélation avec l'instrument à un mois⁶. Comme l'indique le Graphique 1, le rendement des AB à un mois suit de très près le taux à un jour.

Bien que les AB à un mois ne soient pas aussi directement liées au taux du financement à un jour que le sont les contrats à terme sur les fonds fédéraux et le taux cible pour ces fonds, la variation d'un jour à l'autre des AB à un mois peut être utilisée pour distinguer entre la part attendue et la part inattendue des modifications apportées au taux directeur. Appliquant la méthodologie de Kuttner, nous tenons pour acquis que la variation d'un jour à l'autre du taux des AB à un mois observée la journée où survient une modification du taux directeur reflète la part inattendue de la modification en question. Cette hypothèse repose sur l'idée selon laquelle une part des mesures de politique monétaire est anticipée par les participants au marché, et celle-ci est prise en compte dans le prix des AB avant même que la modification du taux directeur ne soit annoncée. Dans l'équation (1), $\Delta \tilde{r}_t$ est la modification

effective du taux directeur, et Δr_t^S correspond à la part inattendue de cette modification. La différence entre la mesure effective et la part inattendue de la décision correspond à la part attendue :

$$\Delta \tilde{r}_t^e = \Delta \tilde{r}_t - \Delta r_t^S \quad (1)$$

Cela dit, deux considérations influent sur les résultats qui vont suivre. Premièrement, l'analyse ne tient compte que des variations d'un jour à l'autre du prix des actifs qui accompagnent une décision et elle s'appuie sur l'hypothèse que les participants au marché sont mis au courant de chaque décision dès qu'elle est prise. Durant la période ayant précédé l'introduction du régime des dates d'annonce préétablies, les taux directeurs pouvaient être modifiés à tout moment, de sorte qu'il n'était pas facile de faire la distinction entre les modifications véritablement inattendues (lorsque le taux était effectivement modifié) et la décision de ne pas modifier le taux à une date donnée. Par conséquent, pour cette période, seules les modifications effectives du taux à un jour tiennent lieu de mesures de politique monétaire. Pour la période ayant suivi l'instauration du régime des dates d'annonce préétablies, on considère qu'il y a eu décision de politique monétaire à chacune des dates préétablies, que le taux directeur ait été modifié ou non⁷.

Durant la période ayant précédé l'introduction du régime des dates d'annonce préétablies, les taux directeurs pouvaient être modifiés à tout moment, de sorte qu'il n'était pas facile de faire la distinction entre les modifications véritablement inattendues et la décision de ne pas modifier le taux à une date donnée.

Deuxièmement, l'équation simple utilisée pour expliquer la variation d'un jour à l'autre du prix des

6. Johnson a testé six instruments du marché monétaire différents et a conclu que l'AB à un mois était le meilleur instrument pour mesurer les attentes implicites. En appliquant son modèle de la théorie des attentes, selon laquelle un taux de rendement unique à long terme correspond à la moyenne géométrique des taux à court terme attendus plus une prime de risque (voir Johnson, 2003), Johnson a constaté que, sur le marché des instruments à un mois, les AB présentaient le R^2 corrigé le plus élevé et la prime de terme la moins élevée (en valeur absolue).

7. Le 4 septembre 2002, par exemple, les marchés avaient anticipé une hausse de 21 points de base, mais la Banque a laissé le taux directeur inchangé. Il en a résulté une surprise de -21 points de base, soit la valeur du terme Δr_t^S de l'équation (1).

actifs un jour donné suppose que celle-ci découle principalement de la modification apportée au taux directeur ce jour-là. Autrement dit, les autres facteurs, comme la publication de données et d'autres événements survenus sur le marché, sont compris dans le terme d'erreur de l'équation (2), qui est présentée ci-après. Un des problèmes inhérents à cette approche est que la variation d'un jour à l'autre du taux des AB à un mois peut faire l'objet d'un choc qui est corrélé avec l'évolution des rendements sur le marché — la variable dépendante dans l'équation (2). Cela est peu probable, compte tenu de la nature des AB et du fait que la décision concernant le taux directeur est vraisemblablement l'événement prédominant lors des jours à l'étude⁸. (Les dates d'annonce sont choisies de sorte qu'elles ne coïncident pas avec la publication de données économiques de grande importance ou avec une autre action majeure connue.)

L'échantillon, qui s'étend d'août 1996 à mai 2004, compte 49 jours au cours desquels une annonce concernant le taux directeur a été faite. Durant cette période, la Banque a utilisé le taux cible du financement à un jour comme outil de la politique monétaire. L'échantillon a été scindé en deux sous-groupes, l'un comprenant 21 annonces faites avant l'introduction du régime des dates d'annonce pré-établies, et l'autre comprenant 28 annonces effectuées à des dates préétablies, qu'il y ait eu ou non modification du taux directeur à ces dates. Le Tableau 1 indique les dates auxquelles a eu lieu une annonce au sujet du taux directeur, la mesure effective et les parts attendue et inattendue définies par l'équation (1).

Résultats

Échantillon complet

À l'aide du cadre utilisé par Kuttner (2000), qui a appliqué la méthodologie de Cook et Hahn (1989), nous avons estimé l'équation linéaire suivante afin d'examiner la variation d'un jour à l'autre des taux du marché à la suite d'une décision de politique monétaire⁹. La variation d'un jour à l'autre des rendements (ΔR_t)

8. On peut réduire la probabilité que plusieurs événements se produisent en même temps, notamment en restreignant la période d'observation. Bauer et Vega (2004) utilisent des données intrajournalières pour estimer les chocs de politique monétaire de haute fréquence aux États-Unis, puis montrent que ces chocs ont une incidence sur un éventail représentatif de rendements boursiers internationaux.

9. L'échantillon complet des décisions de politique monétaire est présenté au Tableau 1.

Tableau 1

Mesures effectives et parts attendue et inattendue des décisions de politique monétaire (en points de base)

Date	Mesure effective	Part attendue	Part inattendue
9 août 1996	-22	-18	-4
22 août 1996	-25	-19	-6
2 oct. 1996	-25	-10	-15
17 oct. 1996	-25	-24	-1
28 oct. 1996	-25	-24	-1
8 nov. 1996	-25	-24	-1
26 juin 1997	25	7	18
1 ^{er} oct. 1997	25	24	1
25 nov. 1997	25	12	13
12 déc. 1997	50	21	29
30 janv. 1998	50	15	35
27 août 1998	100	15	85
29 sept. 1998	-25	-32	7
16 oct. 1998	-25	-30	5
18 nov. 1998	-25	-23	-2
31 mars 1999	-25	-7	-18
4 mai 1999	-25	-6	-19
17 nov. 1999	25	19	6
3 févr. 2000	25	26	-1
22 mars 2000	25	24	1
17 mai 2000	50	48	2
5 déc. 2000	0	0	0
23 janv. 2001	-25	-22	-3
6 mars 2001	-50	-33	-17
17 avril 2001	-25	-28	3
29 mai 2001	-25	-28	3
17 juill. 2001	-25	-23	-2
28 août 2001	-25	-25	0
23 oct. 2001	-75	-49	-26
27 nov. 2001	-50	-47	-3
15 janv. 2002	-25	-48	23
5 mars 2002	0	0	0
16 avril 2002	25	20	5
4 juin 2002	25	24	1
16 juill. 2002	25	25	0
4 sept. 2002	0	21	-21
16 oct. 2002	0	0	0
3 déc. 2002	0	0	0
21 janv. 2003	0	1	-1
4 mars 2003	25	20	5
15 avril 2003	25	23	2
3 juin 2003	0	3	-3
15 juill. 2003	-25	0	-25
3 sept. 2003	-25	-26	1
15 oct. 2003	0	-1	1
2 déc. 2003	0	-2	2
20 janv. 2004	-25	-24	-1
2 mars 2004	-25	-25	0
13 avril 2004	-25	-25	0

a fait l'objet d'une régression selon la méthode des moindres carrés ordinaires en fonction de la variation du taux cible du financement à un jour ($\Delta\tilde{r}$). Ainsi, on obtient :

$$\Delta R_i = \alpha^i + \beta^i \Delta\tilde{r}_t + \varepsilon_t^i, \quad (2)$$

où la variation des taux du marché correspond à la variation d'un jour à l'autre du rendement des bons du Trésor du Canada et des obligations de référence. Les résultats, présentés au Tableau 2a, illustrent la relation entre la variation des taux du marché et les mesures de politique monétaire sur l'ensemble de la période considérée. Le Tableau 2b indique les résultats pour les États-Unis tirés des travaux de Kuttner (2000).

Aussi bien aux États-Unis qu'au Canada, plus l'échéance est éloignée, moins les coefficients sont élevés. Ce résultat va dans le sens de la théorie des attentes à l'égard des taux d'intérêt (voir la note de bas de page 6), qui veut que la variation du taux directeur ait sa plus forte incidence sur les actifs à court terme. Les coefficients obtenus pour le Canada sont généralement plus élevés que ceux calculés par Kuttner pour les taux du marché aux États-Unis.

Nous sommes portés à déduire de cette faible variation des taux à long terme que les acteurs du marché réagissent à une modification du calendrier des décisions, et non à une modification de l'orientation de la politique.

En ce qui concerne les échéances les plus courtes, les résultats de l'étude américaine présentent en quelque sorte une anomalie : la variation des taux des bons du Trésor à six mois est moindre que celle des taux des bons du Trésor à un an. En outre, les résultats indiquent que la réaction des bons du Trésor à trois mois canadiens est nettement plus forte que celle de leur contrepartie américaine. Cela peut être expliqué par la structure institutionnelle du marché des bons du Trésor des États-Unis; en effet, nombre de gros participants à ce marché, particulièrement les banques centrales d'autres

Tableau 2a

Variation d'un jour à l'autre des rendements des obligations et des bons du Trésor du Canada à la suite d'une mesure de politique monétaire*

Échéance	Ordonnée initiale	Variation	R ²
3 mois	2,5 (1,0)	36,5 (3,2)	0,50
6 mois	2,4 (1,1)	29,7 (3,4)	0,46
1 an	2,1 (1,2)	26,5 (3,9)	0,42
2 ans	2,1 (1,5)	21,2 (4,8)	0,33
5 ans	1,2 (0,9)	10,3 (2,6)	0,13
10 ans	-0,2 (-0,2)	5,9 (2,0)	0,09
30 ans	-0,4 (-0,5)	2,4 (1,1)	0,02

* Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses.

Tableau 2b

Variation d'un jour à l'autre des rendements des obligations et des bons du Trésor des États-Unis à la suite d'une modification du taux cible des fonds fédéraux*

Échéance	Ordonnée initiale	Variation	R ²
3 mois	-3,0 (2,4)	23,8 (6,2)	0,49
6 mois	-5,0 (3,5)	18,4 (4,0)	0,29
1 an	-5,5 (3,4)	21,6 (4,3)	0,32
2 ans	-5,2 (3,4)	18,2 (3,7)	0,26
5 ans	-4,5 (2,9)	10,4 (2,1)	0,10
10 ans	-4,0 (2,9)	4,3 (1,0)	0,02
30 ans	-3,6 (3,2)	0,1 (0,0)	0,00

* Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses.

Source : Kuttner (2000)

pays, se servent des bons du Trésor américain comme outil de gestion de trésorerie, ce qui rend ces titres relativement peu sensibles aux variations de prix.

Les résultats relatifs aux deux pays indiquent que, pour les actifs dont l'échéance est de plus de cinq ans, les taux du marché réagissent peu aux modifications apportées au taux directeur. À l'instar de Kohn et Sack

(2003), nous sommes portés à déduire de cette faible variation des taux à long terme que les acteurs du marché réagissent à une modification du *calendrier* des décisions (renseignements concernant les moments où le taux directeur sera modifié, et qui, dans le cas du Canada, sont jugés nécessaires à l'atteinte de la cible d'inflation), et non à une modification de l'*orientation* de la politique (renseignements concernant les perspectives économiques, plus précisément les objectifs à long terme poursuivis par la banque centrale dans la conduite de la politique monétaire). Les modifications du calendrier ont une incidence sur les taux courts, alors que les modifications de l'orientation (ou des perspectives économiques) ont une incidence sur les taux plus longs. Néanmoins, il convient de s'arrêter un moment sur l'orientation générale de la politique monétaire au cours de la période examinée. Dans le cas de l'étude menée au Canada, 25 des 49 mesures de politique monétaire visaient une réduction du taux directeur. On peut dire que, sur cette période, on a généralement observé un assouplissement de la politique monétaire¹⁰. Entre le début et la fin de la période, le taux directeur est passé de 4,50 % à 2,25 %. Si l'on tient pour acquis que les acteurs du marché étaient au fait des perspectives économiques et de l'orientation générale de la politique monétaire, aucun changement ne devrait avoir été observé du côté des actifs à plus long terme. Pour ce qui est des États-Unis, un relâchement et un resserrement de la politique monétaire ont tour à tour été observés au cours de la période à l'étude, mais le relâchement a été plus marqué : parmi les 42 modifications opérées, 30 étaient une réduction du taux directeur.

Échantillon fractionné

Depuis décembre 2000, la Banque du Canada annonce les décisions relatives au taux cible du financement à un jour huit fois par année, à des dates préétablies. Une des raisons d'être du présent article est de déterminer si la transparence accrue résultant de cette approche a permis aux participants au marché de mieux anticiper les modifications du taux directeur. Il convient toutefois de mentionner que la taille des deux échantillons (21 et 28 observations, respectivement) est petite et qu'elle pourrait souffrir des biais associés aux petits échantillons. Les résultats de l'échantillon fractionné sont présentés aux Tableaux 3 et 4.

10. Le taux du financement à un jour a été réduit 25 fois, augmenté 15 fois et il est demeuré inchangé à 9 reprises.

Tableau 3

Variation d'un jour à l'autre des rendements des obligations et des bons du Trésor du Canada à la suite d'une modification du taux du financement à un jour, avant l'adoption du régime des dates d'annonce préétablies (21 observations)*

Échéance	Ordonnée initiale	Variation	R ²
3 mois	2,2 (0,63)	45,9 (3,30)	0,59
6 mois	2,5 (0,78)	35,6 (3,17)	0,54
1 an	2,3 (1,02)	30,9 (4,97)	0,57
2 ans	2,5 (1,05)	26,0 (4,05)	0,46
5 ans	-0,1 (-0,05)	16,1 (3,46)	0,39
10 ans	-1,5 (-1,03)	10,0 (2,47)	0,24
30 ans	-2,0 (-1,56)	5,8 (1,63)	0,12

* Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses.

Tableau 4

Variation d'un jour à l'autre des rendements des obligations et des bons du Trésor du Canada à la suite d'une mesure de politique monétaire, après l'adoption du régime des dates d'annonce préétablies (28 observations)*

Échéance	Ordonnée initiale	Variation	R ²
3 mois	0,5 (0,27)	20,6 (3,25)	0,29
6 mois	0,8 (0,49)	19,3 (3,07)	0,27
1 an	0,8 (0,40)	18,4 (2,48)	0,19
2 ans	0,5 (0,25)	12,0 (1,73)	0,10
5 ans	0,9 (0,50)	3,0 (0,42)	0,01
10 ans	0,2 (0,18)	1,6 (0,41)	0,01
30 ans	0,5 (0,64)	0,2 (0,06)	0,00

* Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses.

Pour toute la gamme des échéances, la variation des taux du marché a été plus marquée au cours de la période ayant précédé l'introduction du régime des dates d'annonce préétablies (Tableau 3) que pendant l'ensemble de la période à l'étude (Tableau 2a) et celle ayant suivi cette introduction (Tableau 4). En outre, le

coefficient de la réponse à une modification du taux directeur durant la période antérieure aux dates d'annonce préétablies est significatif pour tous les actifs, sauf les obligations à 30 ans. En ce qui concerne la période postérieure à l'instauration de ces dates, le coefficient est significatif uniquement pour les actifs dont l'échéance est de un an ou moins. Pour les échéances plus longues, la réponse n'est pas significativement différente de zéro¹¹.

Cela peut s'expliquer par le fait que les modifications du taux directeur sont plus largement anticipées depuis l'instauration du régime des dates d'annonce préétablies et cela, pour deux raisons. Premièrement, l'introduction de ce régime a éliminé une bonne partie de l'incertitude liée au calendrier des modifications du taux. Deuxièmement, les résultats de recherches menées à la Banque (Gravelle et Moessner, 2002; Muller et Zelmer, 1999) donnent à penser qu'avant l'entrée en vigueur du nouveau régime, les objectifs de la politique monétaire n'étaient peut-être pas très bien compris. Par exemple, bien que la Banque poursuivait une cible d'inflation depuis 1991, parfois entre le milieu et la fin de cette décennie elle a semblé accroître le taux directeur pour soutenir la monnaie canadienne lorsque celle-ci chutait par rapport au dollar américain. Ainsi, au cours de la période antérieure aux dates d'annonce préétablies, il se pourrait que les acteurs du marché aient considéré que les modifications du taux directeur les renseigneraient tant sur le calendrier que sur les objectifs de la politique monétaire canadienne (puisque les taux courts et longs y ont réagi de façon sensible).

Les résultats révèlent que la politique monétaire aurait été mieux anticipée au cours de la période ayant suivi l'introduction du régime des dates d'annonce préétablies. L'ampleur des variations observées par suite d'une modification du taux y est moindre que durant l'ensemble de la période à l'étude de même que pendant celle ayant précédé l'instauration de ce régime. De plus, le coefficient de la réponse à la modification du taux du financement à un jour n'est pas statistiquement significatif pour les échéances de deux ans ou plus. Ces résultats vont dans le sens de ceux obtenus par Parent, Munro et Parker (2003) concernant l'accroissement de la transparence des décisions de la Banque

à l'égard du taux directeur. Interprétés selon le cadre établi par Kohn et Sack (2003), ils pourraient vouloir dire que, depuis l'introduction du régime des dates d'annonce préétablies, les marchés financiers considèrent les décisions touchant le taux directeur comme étant porteuses uniquement de renseignements sur le calendrier des mesures de politique monétaire, et non comme un indicateur de changements aux objectifs poursuivis.

Ces constatations rejoignent celles de Kuttner (2000) et de Roley et Sellon (1995), qui concluent que l'ampleur de la réaction des taux du marché aux modifications du taux directeur a diminué aux États-Unis par rapport à ce qu'elle était lors des études antérieures. Ces observations cadrent avec les changements mis en œuvre par la Réserve fédérale des États-Unis afin d'accroître la transparence de ses mesures de politique monétaire¹².

Part attendue et part inattendue des mesures de politique monétaire (échantillon complet)

En mesurant les attentes à l'aide du taux des AB à un mois et en nous servant du résultat ainsi obtenu pour départager la part attendue et la part inattendue des modifications du taux directeur, nous avons effectué un test afin de déterminer si la réaction des taux d'intérêt aux deux éléments est la même et de faire ressortir les différences entre les résultats de ce test et ceux obtenus initialement. En suivant la méthodologie de Cook et Hahn (1989), une régression de la variation d'un jour à l'autre des rendements a été effectuée en fonction des deux composantes (parts attendue et inattendue) de la modification du taux directeur :

$$\Delta R_t = \alpha^i + \beta_1^i \Delta \tilde{r}_t^e + \beta_2^i \Delta \tilde{r}_t^s + \varepsilon_t^i. \quad (3)$$

Les résultats pour le Canada sont présentés dans le Tableau 5a, alors que les résultats de Kuttner pour les États-Unis figurent au Tableau 5b¹³.

Les résultats varient grandement lorsqu'on isole l'élément attendu et l'élément inattendu. Comme on pourrait s'y attendre, sur le plan statistique, le coefficient

11. En dépit des différences apparentes observées lorsque l'échantillon est fractionné, un test de Chow pour repérer une rupture structurelle ne donne pas de résultats sensibles, quelle que soit l'échéance prise en compte. Ceux-ci sont les mêmes lorsqu'on effectue des régressions sur l'échantillon complet en utilisant une variable dichotomique pour représenter la période postérieure à l'instauration du régime des dates d'annonce préétablies.

12. Pour plus de renseignements sur les changements en question, voir Poole et Rasche (2003).

13. Mentionnons que l'équation (3) peut souffrir d'une erreur dans les variables, puisque la distinction entre les parts est déduite plutôt que mesurée. Un examen des résidus de cette équation indique que le problème est mineur et qu'il peut donc être ignoré.

Tableau 5a

Variation d'un jour à l'autre des rendements des obligations et des bons du Trésor du Canada due aux parts attendue et inattendue des mesures de politique monétaire*

Échéance	Ordonnée initiale	Part attendue	Part inattendue	R ²
3 mois	-0,2 (-0,25)	3,7 (0,96)	92,1 (24,81)	0,92
6 mois	0,1 (0,10)	1,7 (0,57)	77,3 (18,86)	0,89
1 an	0,1 (0,14)	2,7 (0,69)	66,8 (12,23)	0,78
2 ans	0,2 (0,21)	-1,0 (-0,25)	59,0 (10,13)	0,70
5 ans	0,1 (0,11)	-2,2 (-0,49)	31,7 (9,53)	0,33
10 ans	-0,6 (-0,66)	0,9 (0,25)	14,3 (2,78)	0,16
30 ans	-0,4 (-0,55)	1,8 (0,58)	3,4 (0,78)	0,03

* Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses.

Tableau 5b

Variation d'un jour à l'autre des rendements des obligations et des bons du Trésor des États-Unis due aux parts attendue et inattendue des modifications du taux cible des fonds fédéraux*

Échéance	Ordonnée initiale	Part attendue	Part inattendue	R ²
3 mois	-1,5 (1,2)	12,3 (2,5)	50,4 (5,7)	0,60
6 mois	-2,9 (2,2)	2,1 (0,4)	56,3 (5,7)	0,51
1 an	-2,6 (2,0)	-0,3 (0,1)	72,7 (7,6)	0,63
2 ans	-2,8 (2,0)	-0,4 (0,1)	61,4 (6,0)	0,52
5 ans	-2,4 (1,6)	-5,8 (0,9)	48,1 (4,3)	0,33
10 ans	-2,4 (1,8)	-7,4 (1,3)	31,5 (3,1)	0,19
30 ans	-2,5 (2,2)	-8,2 (1,7)	19,4 (2,3)	0,13

* Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses.
Source : Kuttner (2000)

de la part attendue de la modification du taux directeur n'est pas significativement différent de zéro, quelle que soit l'échéance des actifs pris en compte pour le Canada. En revanche, celui de l'élément inattendu est significatif pour toutes les échéances, à l'exception de celle de 30 ans. Cela conforte l'idée selon laquelle les taux du marché réagissent seulement aux nouveaux renseignements qui sont transmis le jour d'un événement.

Un autre résultat clé est que, pour chacune des échéances, le coefficient de l'élément inattendu est supérieur à celui de la variation effective (voir Tableau 1), ce qui n'est pas surprenant, étant donné que les résultats de la régression initiale sont pollués par l'inclusion de l'élément attendu, dont le coefficient n'est pas significativement différent de zéro. Par ailleurs, les variations des taux du marché sont plus importantes que celles calculées par Kuttner pour les États-Unis¹⁴.

La différence entre la réaction estimée par Kuttner et les résultats de nos propres travaux est claire. Pour l'échéance la plus courte, les résultats indiquent qu'une hausse inattendue de 100 points de base du taux du financement à un jour entraîne une augmentation de 92 points de base du rendement des bons du Trésor à trois mois du Canada. À titre de comparaison, un relèvement de 100 points de base du taux cible des fonds fédéraux n'entraînerait qu'une augmentation de 50 points de base du rendement des bons du Trésor à trois mois des États-Unis. En outre, au Canada, 92 % de la variation du taux des bons du Trésor à trois mois observée les jours où une modification du taux directeur a lieu est expliquée par les parts attendue et inattendue de cette modification, ce qui est considérablement plus élevé qu'aux États-Unis.

Ces résultats appuient l'idée que les participants au marché ont une bonne compréhension des objectifs de la politique monétaire de la Banque du Canada, la part inattendue des modifications du taux directeur n'ayant pas une forte incidence sur les rendements des actifs à long terme.

Les résultats indiquent également que les rendements à long terme sont moins sensibles à la part inattendue

14. Avant de comparer les résultats du Canada à ceux des États-Unis, il faut savoir que les deux études ne reposent pas sur la même mesure des attentes. Cela dit, les tendances observées sont tout de même semblables à celles présentées dans la section précédente. Les données indiquent que l'ampleur de la réponse des taux courts est plus grande au Canada, mais que l'écart s'amoindrit rapidement au fur et à mesure que s'accroît l'échéance des instruments du marché. Encore une fois, une anomalie ressort des données pour les États-Unis : le coefficient de l'élément inattendu est croissant jusqu'à l'échéance d'un an.

des modifications au Canada qu'ils ne le sont aux États-Unis. Cette constatation appuie l'idée que les participants au marché ont une bonne compréhension des objectifs de la politique monétaire de la Banque du Canada, la part inattendue des modifications du taux directeur n'ayant pas une forte incidence sur les rendements des actifs à long terme.

Part attendue et part inattendue des mesures de politique monétaire (échantillon fractionné)

Nous examinons à nouveau l'incidence du régime des dates d'annonce préétablies en décomposant l'échantillon entre la période ayant précédé l'introduction de ce régime et celle qui l'a suivie. Les résultats sont présentés aux Tableaux 6 et 7. L'amplitude des coefficients n'est pas sensiblement différente de celle observée pour l'échantillon complet, et le profil des réactions est similaire à celui que nous avons obtenu lorsque nous avons scindé la régression initiale sur deux échantillons distincts. En ce qui concerne la période ayant précédé l'instauration des dates d'annonce préétablies, le coefficient de l'élément inattendu est significatif pour toutes les échéances, à l'exception de celle de 30 ans. Pour ce qui est de la période postérieure à l'adoption du régime, ce coefficient n'est significatif que pour les titres dont l'échéance est de cinq ans ou moins. Les conclusions tirées pour l'échantillon fractionné sont semblables à celles notées pour l'échantillon complet¹⁵. Le fait que l'élément inattendu au cours de la première période demeure significatif, même pour les échéances plus longues, pourrait signifier que la réaction des acteurs du marché aux modifications du taux directeur concernait tant le calendrier que les objectifs de la politique monétaire de la Banque. Les résultats de la période ayant suivi l'introduction des dates d'annonce préétablies indiquent que les acteurs du marché ont alors réagi uniquement aux changements perçus au calendrier, de sorte que la part inattendue des décisions de politique monétaire est liée davantage au moment choisi par la Banque pour mettre en œuvre une décision qu'à l'orientation de sa politique. Encore une fois, il convient de noter qu'au cours de la période qui a suivi l'instauration du régime, les mesures de politique monétaire se sont traduites en majorité par une diminution du taux directeur, de sorte que cette période a été marquée par l'assouplissement de la politique monétaire.

15. Comme cela a également été le cas pour l'échantillon complet, un test de Chow visant à repérer une rupture structurelle entre les deux périodes s'avère non significatif à un seuil de 5 %, quelle que soit l'échéance prise en compte.

Par conséquent, l'orientation de la politique monétaire aurait peut-être été plus claire au cours de cette période pour les participants du marché, même si le régime des dates d'annonce préétablies n'avait pas été adopté.

Tableau 6

Variation d'un jour à l'autre des rendements des obligations et des bons du Trésor du Canada due aux parts attendue et inattendue des modifications du taux du financement à un jour, avant l'adoption du régime des dates d'annonce préétablies (21 observations)*

Échéance	Ordonnée initiale	Part attendue	Part inattendue	R ²
3 mois	-1,0 (-0,69)	-0,8 (-0,12)	94,8 (14,12)	0,92
6 mois	-0,3 (-0,28)	-4,9 (-0,95)	78,0 (14,56)	0,93
1 an	0,1 (0,10)	-0,5 (-0,10)	63,7 (11,02)	0,88
2 ans	0,2 (0,17)	-6,1 (-1,03)	59,6 (9,71)	0,85
5 ans	-1,4 (-1,05)	-2,7 (-0,46)	35,8 (5,88)	0,67
10 ans	-2,2 (-1,54)	0,2 (0,03)	20,3 (3,08)	0,37
30 ans	-2,2 (-1,60)	3,5 (0,57)	8,2 (1,30)	0,13

* Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses.

Tableau 7

Variation d'un jour à l'autre des rendements des obligations et des bons du Trésor du Canada due aux parts attendue et inattendue des mesures de politique monétaire, après l'adoption du régime des dates d'annonce préétablies (28 observations)*

Échéance	Ordonnée initiale	Part attendue	Part inattendue	R ²
3 mois	0,6 (0,94)	7,4 (2,81)	91,6 (14,88)	0,90
6 mois	1,0 (1,15)	6,9 (2,03)	85,3 (10,62)	0,82
1 an	0,9 (0,69)	6,0 (1,09)	84,5 (6,51)	0,64
2 ans	0,6 (0,43)	2,5 (0,42)	62,8 (14,68)	0,43
5 ans	1,0 (0,76)	-1,1 (-0,16)	24,6 (4,34)	0,07
10 ans	0,2 (0,17)	1,9 (0,43)	0,2 (0,02)	0,01
30 ans	0,5 (0,62)	1,5 (0,51)	-7,3 (-1,03)	0,05

* Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses.

Conclusion

L'objet du présent article comportait trois volets : estimer l'incidence des décisions brutes de politique monétaire sur le marché des titres à revenu fixe; évaluer les effets des modifications inattendues du taux directeur sur ce marché et déterminer si l'introduction du régime des dates d'annonce préétablies a eu une influence sur ces résultats, y compris sur les perceptions du marché. La principale constatation est que les modifications inattendues qu'apporte la Banque du Canada au taux directeur ont une incidence significative sur la portion à court terme de la courbe de rendement, mais cette incidence décroît au fur et à mesure que l'échéance augmente. On peut en déduire que les modifications de taux sont porteuses de renseignements uniquement sur le calendrier de la politique monétaire (moment

choisi pour faire la modification) nécessaire à l'atteinte de la cible d'inflation de la Banque et ne fournissent pas d'indications sur les objectifs à long terme de la politique monétaire. Deuxième constatation : l'incidence d'une décision inattendue de la Banque sur les taux d'intérêt à long terme est moindre depuis l'adoption du régime des dates d'annonce préétablies. Cela donne à penser que les objectifs à long terme de la politique monétaire menée par la Banque sont bien compris et qu'ils sont crédibles : en effet, l'absence de variations des taux à long terme indique que les acteurs du marché ne considèrent pas les décisions inattendues de la Banque comme étant incompatibles avec la cible d'inflation que cette dernière poursuit.

Ouvrages et articles cités

- Bauer, G., et C. Vega (2004). « The Monetary Origins of Asymmetric Information in International Equity Markets », document de travail n° 2004-47, Banque du Canada.
- Bernanke, B., et K. Kuttner (2003). *What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?*, Federal Reserve Bank of New York, coll. « Staff Reports », n° 174.
- Cook, T., et T. Hahn (1989). « The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s », *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, n° 3, p. 331-351.
- Gravelle, T., et R. Moessner (2002). « Reactions of Canadian Interest Rates to Macroeconomic Announcements: Implications for Monetary Policy Transparency », *Journal of Bond Trading & Management*, vol. 1, n° 1, p. 27-43.
- Johnson, G. (2003). « Measuring Interest Rate Expectations in Canada », document de travail n° 2003-26, Banque du Canada.
- Kohn, D., et B. Sack (2003). *Central Bank Talk: Does It Matter and Why?*, Board of Governors of the Federal Reserve System, coll. « Finance and Economics Discussion Series », n° 2003-55.
- Kuttner, K. (2000). *Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Markets*, Federal Reserve Bank of New York, coll. « Staff Reports », n° 99.
- Muller, P., et M. Zelmer (1999). *Greater Transparency in Monetary Policy: Impact on Financial Markets*, Rapport technique n° 86, Banque du Canada.
- Parent, N., P. Munro et R. Parker (2003). « Une évaluation du régime des dates d'annonce préétablies », *Revue de la Banque du Canada* (automne), p. 3-12.
- Poole, W., R. Rasche et D. Thornton (2002). « Market Anticipations of Monetary Policy Actions », *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, vol. 84, n° 4, p. 65-94.
- Poole, W., et R. Rasche (2003). « The Impact of Changes in FOMC Disclosure Practices on the Transparency of Monetary Policy: Are Markets and the FOMC Better "Synched?" », *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, vol. 85, n° 1, p. 1-10.
- Rigobon, R., et B. Sack (2002). *The Impact of Monetary Policy on Asset Prices*, Board of Governors of the Federal Reserve System, coll. « Finance and Economics Discussion Series », n° 2002-4.
- Roley, V., et G. Sellon (1995). « Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates », *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, vol. 80, n° 4, p. 77-89.
- Romer, C., et D. Romer (2000). « Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates », *American Economic Review*, vol. 90, n° 3, p. 429-457.
- Swanson, E. (2004). *Federal Reserve Transparency and Financial Market Forecasts of Short-Term Interest Rates*, Board of Governors of the Federal Reserve System, coll. « Finance and Economics Discussion Series », n° 2004-6.