

Dangers et attraits du recours aux données de haute fréquence pour la conduite de la politique monétaire

*Pierre Siklos**

Introduction

L'évolution des marchés financiers depuis une dizaine d'années a considérablement accru l'intérêt porté aux propriétés des données de haute fréquence. Motivées par la recherche de nouvelles possibilités d'arbitrage créées à la faveur des progrès de l'informatique ou facilitées par ceux-ci, les banques centrales ont maintenant la capacité de suivre les facteurs qui influent sur les marchés financiers et d'y réagir au jour le jour si elles le désirent.

Les banques centrales de divers pays industrialisés sont chargées de maintenir une certaine stabilité des prix. Les décideurs se fondent généralement, à cette fin, sur des données publiées à intervalles relativement espacés (p. ex. les statistiques relatives à la hausse de l'IPC ou à la croissance du PIB). En outre, la politique monétaire met beaucoup de temps à faire sentir ses effets, alors que les autres formes d'intervention des banques centrales sur les marchés financiers (p. ex. la modification de la fourchette opérationnelle pour le taux des fonds à un jour) ont des répercussions presque immédiates. Une importance exagérée accordée à l'évolution quotidienne des marchés financiers peut donc entrer en conflit

* *Nous savons gré à Richard Burdekin, Kevin Clinton, Tom Willett et Mark Wohar de leurs commentaires sur une première version de cette étude. Les observations des participants au colloque et de mes deux commentateurs, Lloyd Atkinson et John Murray, se sont aussi révélées extrêmement utiles. Une version antérieure du présent document a été présentée à l'Université Claremont Graduate. Les annexes peuvent être fournies sur demande aux intéressés.*

avec la réalisation d'un objectif précis de la politique monétaire. C'est un problème auquel a fait allusion Zelmer (1996) dans ses études de cas. Il en résulte que les autorités monétaires risquent de faire preuve de « myopie » ou de manquer de recul, et de réagir de manière excessive à des événements qui paraissent aléatoires ou inexplicables du point de vue des objectifs globaux de la politique monétaire.

L'histoire regorge d'exemples de décideurs qui, parce qu'ils ont mal interprété les renseignements dont ils disposaient ou n'en ont pas tenu compte, ont fait montre d'un comportement à courte vue. Friedman (1992), par exemple, souligne que des mesures apparemment anodines et dont on n'a pas envisagé toutes les conséquences peuvent se révéler désastreuses pour l'économie. Taylor (1998) est d'avis que les changements fréquents de régime de politique monétaire aux États-Unis depuis environ un siècle témoignent d'une incompréhension de ce qui constitue un ensemble de règles compatibles avec la conduite d'une « bonne » politique monétaire. Parmi d'autres exemples récents figurent le manque de coordination entre les banques centrales et les gouvernements dans les pays industrialisés tout au long des années 1970 (Volcker et Gyohten, 1992) et, sans doute, le fait que l'ampleur des crises financières au Mexique et en Asie, au cours des années 1990, n'a pas été bien appréciée (General Accounting Office, 1996; Fischer, 1998). Il convient cependant de rappeler que, lorsque les autorités s'attachent à un événement particulier, ce n'est pas toujours un signe de mauvaise politique ou de myopie. Par exemple, la réaction du Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale des États-Unis à l'effondrement boursier de 1987 a généralement été jugée appropriée aux circonstances, même s'il s'agissait d'un événement bien particulier dont on ne pouvait discerner les conséquences à long terme pour la politique monétaire. Ainsi, une réaction qui passe pour une manifestation de myopie aux yeux de certains pourrait ne pas apparaître sous le même jour lorsqu'on l'envisage d'un point de vue macroéconomique. Nous examinerons ici si les autorités monétaires ont avantage à suivre de près l'évolution quotidienne des marchés financiers et à y réagir lorsqu'elles disposent de données de haute fréquence ou s'il vaut mieux qu'elles s'en abstiennent.

La question suscite assurément un grand intérêt, ce qui justifie l'étude de l'information véhiculée par les données de haute fréquence. Selon des recherches récentes, comme celle de Granger, Ding et Spear (1997), ces données présentent une grande persistance¹ ainsi que d'autres propriétés curieuses. Toutefois, on ne sait pas dans quelle mesure ces résultats sont

1. Autrement dit, les chocs imprimés à une variable ont des effets durables ou permanents sur cette variable même à un horizon lointain. Voir aussi Granger et Teräsvirta (1993).

imputables à la méthode choisie pour effectuer les tests : les échantillons disponibles sont-ils trop courts, les statistiques servant à évaluer les propriétés des données conviennent-elles ou la fréquence d'échantillonnage joue-t-elle un rôle quelconque? Il est possible également que les mesures habituelles de la volatilité ou du risque, telles que la variance ou l'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée (GARCH), saisissent en fait certaines des caractéristiques latentes, peut-être de nature structurelle, des données (p. ex. l'absence de non-linéarité) plutôt que les risques sous-jacents sur les marchés des actifs.

Les décideurs qui cherchent à comprendre la signification des données de haute fréquence pour la conduite de la politique monétaire se demandent si la fréquence accrue à laquelle le marché semble en mesure de fournir de l'information devrait les amener à intervenir plus souvent. Pour quelle raison les banques centrales devraient-elles se soucier des fluctuations journalières du taux de change, des taux d'intérêt ou des cours boursiers, entre autres choses, si ces fluctuations ne risquent guère d'exercer d'effets permanents sur l'économie ou d'aller à l'encontre de la politique monétaire?

À notre avis, deux ou trois raisons expliquent l'opposition qui existe entre une approche à long terme de la politique monétaire et la nécessité, pour les autorités, d'être perçues comme prêtes à réagir à des chocs fréquents, qui peuvent ou non avoir des effets durables sur l'économie. En premier lieu, les banques centrales sont considérées comme garantes de la stabilité du système financier; de ce fait, on s'attend généralement à ce qu'elles réagissent aux nouvelles susceptibles d'influer sur les marchés financiers. On s'attendrait par conséquent à ce que les annonces et les interventions de la banque centrale soient plus précises et donc moins fréquentes pour faire contrepoids, peut-être, au « bruit » que contiennent les données de haute fréquence. En second lieu, si les banques centrales s'intéressent à ces données, c'est peut-être par crainte qu'un événement a priori d'envergure limitée, qu'il soit « rationnel » ou non, ne déclenche à lui seul une crise financière et ne menace la stabilité du système financier (signalons à ce propos la déclaration faite par Alan Greenspan en décembre 1996 concernant l'« exubérance irrationnelle » des marchés). Les autorités craignent qu'une telle éventualité ne suffise à justifier le suivi des données de haute fréquence et une réaction à leur évolution. Il est difficile d'obtenir des résultats empiriques à ce sujet, mais nous en présenterons quelques-uns qui sont intéressants.

Nous faisons ici le tour des arguments qui militent pour ou contre un suivi attentif de l'évolution au jour le jour des marchés financiers par les banques centrales. Le plan de l'étude est le suivant. Nous définissons à la section 1 les différents types de myopie et autres comportements à courte vue des banques centrales. À la section 2, nous nous penchons sur le

problème de savoir si les banques centrales devraient faire connaître leurs intentions, et à quelle fréquence, de même que sur les conséquences de leurs interventions. La section 3 présente un éventail de résultats évocateurs au sujet de l'information véhiculée par les données de haute fréquence et permet de voir si le fait de mettre de côté ces données pour se concentrer sur une information économique produite à intervalles plus espacés risque d'avoir des conséquences mesurables.

1 Formes de comportement à courte vue des autorités monétaires

Les banques centrales font preuve de myopie lorsqu'elles sont obnubilées par les données de haute fréquence au point de négliger les conséquences à plus long terme de leur action. On peut aussi dire qu'elles ont des œillères ou manquent de recul quand elles se concentrent exclusivement sur un problème, sans tenir compte des répercussions possibles de leurs décisions. Il s'agit de deux formes de comportement à courte vue qui se manifestent de bien des façons différentes, pas toujours liées à l'existence de données de fréquence élevée.

La banque centrale qui souffre de myopie accorde trop d'importance à des évolutions journalières qui peuvent ne pas avoir d'effet durable sur la réalisation des objectifs généraux de la politique monétaire. Ces objectifs pourraient par exemple être définis par une cible de maîtrise de l'inflation. Si l'on suppose que la conjoncture à très court terme exerce au plus un effet temporaire sur les variations du niveau des prix, une banque centrale trop prompte et trop interventionniste pourrait être perçue comme myope. En revanche, si la banque centrale n'a pas un, mais plusieurs objectifs explicites, il est possible qu'*aucune* réaction en particulier ne puisse être qualifiée de myope.

Il ressort clairement de nombreux documents publiés par les banques centrales que la vision qu'ont les décideurs publics — au nombre desquels nous comptons les autorités budgétaires — de ce qu'est une bonne politique monétaire s'est considérablement rétrécie au cours des dernières années. La maîtrise de l'inflation est considérée comme le but ultime des autorités monétaires. Certains (p. ex. Fortin, 1996) sont tentés d'y voir une forme de politique à courte vue, car la mission statutaire de la banque centrale dépasse de beaucoup, à leurs yeux, la simple maîtrise de l'inflation. Ils considèrent les cibles de maîtrise de l'inflation, par exemple, comme une preuve de l'intérêt insuffisant porté par les autorités au volet réel de l'économie. Cela présuppose toutefois l'existence d'un arbitrage bien défini entre les deux. Inutile de préciser qu'il s'agit là d'une question controversée.

Si les données de haute fréquence renferment une information plus à jour sur la conjoncture économique actuelle et prévue (comme le prétendent par exemple Söderlind et Svensson, 1997), les banques centrales ne tenant pas compte de cette information feraient preuve d'une myopie excessive. De même, lorsque des institutions telles que le Fonds monétaire international ou la Banque des Règlements Internationaux — en partie en raison du rôle qu'elles ont joué dans le passé ou de la manière dont ce rôle est perçu — incitent ou obligent les décideurs publics à accorder une attention exagérée à un aspect particulier du tableau de bord économique, par exemple le solde de la balance courante, le déficit budgétaire ou le niveau des fonds propres des banques, cela équivaut à pratiquer une politique à courte vue. D'autres clignotants que peuvent receler les données de fréquence élevée (p. ex. le taux de change) sont faciles à négliger ou à sous-estimer. On peut dire aussi que la banque centrale a des œillères lorsqu'elle ne tient pas compte de l'effet que ses changements de politique peuvent avoir sur les entreprises selon la taille de celles-ci. Les nombreuses études consacrées aux canaux de transmission de la politique monétaire méritent d'être citées à cet égard. On a observé un regain d'intérêt dans ce domaine, du fait de l'expérience acquise dans l'application de différents types de régime monétaire (Mishkin, 1995)².

Une banque centrale peut faire preuve de myopie en réagissant trop vite à certains événements qui font la manchette, plutôt que trop souvent, sans attendre qu'une analyse économique « à froid » vienne confirmer si l'événement en cause est suffisamment important pour compromettre la réalisation d'un objectif officiel des autorités, en matière d'inflation par exemple³. Les banques centrales ont toutefois une vision plus prospective que ne veulent bien souvent le reconnaître les auteurs d'études empiriques sur les fonctions de réaction des banques centrales. Et comme elles sont conscientes de l'inexactitude et des biais de mesure inhérents à plusieurs agrégats macroéconomiques, elles n'appliquent pas de manière mécanique des règles simples à la conduite de la politique monétaire. Elles font appel à de nombreuses variables approchées ou à des indicateurs économiques

2. On trouve dans Lucas (1989) un bon exemple d'analyse qui soulève cette question, dans le cadre d'un examen des conséquences au niveau provincial de la politique de désinflation suivie au Canada durant les années 1980.

3. À cet égard, l'analyse d'Orphanides (1997) est intéressante, cet auteur soutenant que des hypothèses plus raisonnables au sujet de la disponibilité des données conduisent à des recommandations de politique monétaire bien différentes de celles auxquelles on aboutit quand on se fie aux estimations définitives. Bien entendu, il reste à démontrer dans un cadre international que la règle dite « de Taylor », sur laquelle repose l'analyse d'Orphanides, décrit convenablement le processus de formulation de la politique monétaire. D'après cette règle, la banque centrale fixe un taux d'intérêt de référence en fonction de l'écart de production et des variations du taux d'inflation.

avancés, de même qu'à des sources d'information non officielles. Lorsqu'elles veulent produire des prévisions de l'inflation, elles mettent en œuvre toute une batterie de modèles (on en trouve une illustration pour le Canada dans Longworth et Freedman, 1995). La raison en est qu'un comportement myope n'aura pas un effet stabilisateur aussi grand qu'une politique de pure clairvoyance. Pour le comprendre, faisons l'hypothèse, comme dans Johnson et Siklos (1996), entre autres études, que la politique monétaire suit une règle prospective du genre suivant :

$$R_t = \theta (E_t \pi_{t+k} - \pi^+), \quad (1)$$

où R est l'instrument d'intervention, censé être ici un taux d'intérêt à court terme, π désigne le taux d'inflation et π^+ la prévision ou la cible en matière d'inflation. Incorporons l'équation (1) à un modèle macroéconomique simple de la forme

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \Phi y_{t-1} + v_t, \quad (2)$$

$$y_t = -\delta(R_t - E_t \pi_{t+1}), \quad (3)$$

où y peut représenter soit les écarts par rapport au taux naturel de production (comme dans une règle à la Taylor; voir Clarida, Gali et Gertler, 1997), soit le chômage (comme dans Johnson et Siklos, 1996). L'équation (2) décrit une courbe de Phillips dotée d'attentes, de type classique. Conjugée à l'équation (3), elle forme un modèle traditionnel décrivant l'offre et la demande dans l'ensemble de l'économie. Considérons une règle de politique ou une fonction de réaction selon laquelle les autorités monétaires ont un comportement prospectif⁴ de sorte que

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \delta \pi^* - \delta(\phi - 1)E_{t-1} \pi_t + v_t. \quad (4)$$

À condition que $\theta > 1$, cette équation permet de trouver une solution stable. Le raisonnement de base est le suivant : en cas de choc positif (c.-à-d. $v_t > 0$), la hausse du taux d'intérêt nominal est *supérieure* à celle de l'inflation, de sorte que le taux d'intérêt *réel* augmente lui aussi. Cela entraîne évidemment une baisse de l'inflation future ou *attendue*, ce qui compense le choc positif initial. Considérons maintenant le cas d'un décideur *myope* qui réagit à *n'importe quel* écart par rapport à l'objectif

4. Dans un souci de concision, nous omettons le cas où les décideurs maintiennent un taux d'intérêt constant. À très court terme, il s'agit là d'une réelle éventualité, mais elle n'est pas très intéressante.

déclaré ou explicite en matière d'inflation. La règle de comportement est la suivante :

$$R_t = \chi(\pi_t - \pi^+), \quad (5)$$

d'où la fonction de réaction suivante, une fois l'équation (5) mise sous forme réduite :

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} - \delta \chi \pi_{t-1} + \delta E_{t-1} \pi_t + \delta \chi \pi^+ + \epsilon_t. \quad (6)$$

On peut démontrer⁵ qu'il existe deux solutions dans ce cas. Il y a d'abord la solution explosive, celle de la « bulle »; il y a ensuite la solution stable, mais elle introduit un comportement oscillatoire dans le processus d'inflation. Il est clair qu'il faut éviter la myopie dans ce cas. Rien dans l'exemple précédent n'indique bien entendu que la myopie est due à l'existence de données de haute fréquence. Il reste qu'une banque centrale qui réagit comme en (4) en modifiant fréquemment le niveau cible du taux des fonds à un jour, par exemple, pourrait souffrir de myopie⁶.

Un comportement à courte vue pourrait aussi résulter d'une mauvaise analyse des causes, par exemple, des variations de prix dans une économie de marché. Certains, dont Johnson et Keleher (1996), ont soutenu que les banques centrales devraient s'intéresser presque exclusivement à l'évolution des prix des produits de base pour avoir une idée juste des tensions inflationnistes. La fréquence d'observation de ces prix est supérieure à celle de l'IPC, ce qui donne à entendre, là encore, que les décideurs négligent de suivre de près toutes les données de haute fréquence à leur disposition. Si les banques centrales ne font pas totalement abstraction des variations des prix des produits de base, il est peu probable qu'elles se fondent uniquement sur celles-ci. La relation entre ces prix et les objectifs généraux de la politique monétaire n'est toujours pas bien comprise, étant donné qu'il existe un grand nombre d'autres indicateurs tout aussi utiles de l'évolution future de l'inflation⁷. Par conséquent, on peut dire que la banque centrale souffre de

5. À l'aide de la méthode des coefficients indéterminés (McCallum, 1989).

6. Il est possible à une banque centrale d'afficher le comportement décrit en (5) sans pour autant paraître myope, puisque les arguments adoptés ici supposent une forme quelconque d'intervention officielle lorsque $\pi \neq \pi^+$. Faisons l'hypothèse que χ soit fonction des annonces de la banque centrale. Dans ce cas, les écarts par rapport aux cibles adoptées en matière d'inflation n'obligent pas la banque centrale à intervenir par le truchement du taux d'intérêt. Un mécanisme de ce genre est envisagé par Guthrie et Wright (1998), bien que leur approche ne s'inscrive pas dans un modèle macroéconomique déterminé.

7. En ce sens que l'on tolère les chocs émanant de ces marchés sauf lorsqu'on considère qu'ils ont des effets inflationnistes permanents. Dans les pays ayant adopté une cible en matière d'inflation, les autorités se fondent sur la tenue de l'inflation corrigée de l'évolution de certaines composantes pour juger de l'efficacité de la politique monétaire. Parmi ces composantes figurent les impôts indirects, les prix des aliments et les prix de l'énergie. Au Canada, cependant, il est arrivé que l'on suive de près l'évolution des prix des matières premières étant donné leur importance dans les variations du taux de change. Voir par exemple Banque du Canada (1998a).

myopie lorsqu'elle se fonde sur un ensemble d'informations délibérément restreint.

Le caractère restrictif de l'ensemble d'informations retenu peut donner lieu à une autre sorte de myopie. Étant donné que les objectifs, officiels ou non, des autorités sont exprimés en *niveau* pour un agrégat déterminé, il se peut que la *volatilité* de la variable considérée, que font davantage ressortir des données de haute fréquence, ne soit pas entièrement prise en considération par les autorités⁸. Cela pourrait tenir en partie à la difficulté de distinguer les « pluies de météorites » des « vagues de chaleur » (Engle, Ito et Lin, 1995). Les vagues de chaleur sont dues à l'effet de la volatilité observée hors du marché intérieur, tandis que les pluies de météorites sont propres à un pays ou à un marché déterminé. Une autre explication serait que l'on comprend mal les répercussions de la volatilité⁹.

2 Moment et intensité des signaux

2.1 Les « déclarations gratuites » et leurs correctifs institutionnels

Les chercheurs s'intéressent depuis longtemps à la question de savoir si les banques centrales devraient faire connaître leurs intentions, et comment. Le flot incessant et de plus en plus abondant de données, présentant de dangereux courants, donne aux banques centrales la possibilité de faire des déclarations plus souvent ou de communiquer moins fréquemment avec le public mais en lui fournissant des renseignements plus précis.

La question s'est posée de savoir comment les marchés et le public devaient interpréter les signaux émanant des banques centrales et de leurs dirigeants. Par exemple, Cukierman et Meltzer (1986) ont formulé une théorie de l'ambiguïté qui explique la manière dont les banques centrales peuvent exploiter l'arbitrage production-inflation. Crawford et Sobel (1982) ont forgé la notion de « bonnes paroles » ou « déclarations gratuites »

8. L'hypothèse adoptée implicitement ici est que la volatilité, d'une façon ou d'une autre, est mauvaise pour l'économie. De nombreux auteurs ont étudié le rapport entre le niveau de l'inflation et sa volatilité, mais l'importance économique de cette relation est discutable dans le cas des pays industriels. De la même manière, les conséquences de la volatilité du taux de change ne sont pas clairement établies. Les banques centrales ont attiré l'attention, à diverses occasions, sur la nécessité d'atténuer la volatilité des marchés financiers même si les recherches n'ont toujours pas démontré de façon concluante l'existence d'une relation négative entre la volatilité et les résultats économiques réels.

9. D'après Christoffersen et Diebold (1997), cependant, la volatilité ne peut être prévue au delà du très court terme, de sorte qu'elle n'a peut-être pas l'importance qu'on lui a accordée jusqu'ici dans la gestion des risques.

(*cheap talk*) pour illustrer la manière dont les signaux peuvent être utilisés — parfois à mauvais escient — pour atteindre un objectif déterminé en présence d'une information asymétrique¹⁰. Cette notion a servi à expliquer le comportement des banques centrales et a été proposée pour justifier le secret dont s'entourent les banques centrales (Stein, 1989). Garfinkel et Oh (1995) sont d'avis que les déclarations de la banque centrale présentent une forme différente d'ambiguïté : les autorités monétaires peuvent transmettre des signaux comportant beaucoup de « bruit », mais susceptibles de révéler de l'information confidentielle qui est en leur possession, parfois dans le but de pallier un problème de crédibilité. Le raisonnement de Garfinkel et Oh suppose que les banques centrales qui s'expriment avec le plus de précision sont celles qui sont les moins susceptibles de faire des déclarations. La « gratuité » des communications de la banque centrale est donc fonction de leur précision. Les auteurs ne fournissent cependant aucune définition de ce qu'ils entendent par précision dans ce cas ni d'exemples à ce sujet. Ils laissent néanmoins entendre qu'il existe un arbitrage entre la crédibilité de la banque centrale et la marge de manœuvre dont elle dispose pour mettre en œuvre la politique monétaire.

Un arbitrage se présente également lorsque la stratégie de la banque centrale dépend de l'état. Dans cette optique pragmatique, la banque centrale est prête à s'écarter au besoin de l'objectif qu'elle s'est fixé. Si, toutefois, on ne permet pas aux autorités monétaires d'expliquer les raisons pour lesquelles elles tolèrent cet écart (par exemple un important changement de l'état fondamental de l'économie), ce pragmatisme peut entraîner une perte de crédibilité.

Plus d'une banque centrale, dans les pays industrialisés, a essayé de renforcer sa crédibilité en adoptant des mesures visant à persuader les marchés financiers et le public qu'elle était plus autonome du pouvoir politique dans ses activités et plus transparente et qu'elle rendait compte davantage de ses actes. L'établissement de cibles en matière d'inflation constitue un excellent exemple de ce genre d'initiative. D'autres banques centrales qui semblent avoir obtenu d'aussi bons résultats sur le plan de l'inflation n'ont pas choisi cette voie, peut-être parce qu'elles s'étaient déjà taillé une assez bonne réputation par la qualité de leur politique monétaire et ne ressentaient pas le besoin de renforcer leur crédibilité. On pourrait aussi considérer que ces banques centrales s'adressent peu fréquemment au public sans qu'il faille en tirer de conclusion au sujet du degré de précision avec lequel elles font connaître leurs intentions en matière de politique monétaire.

10. Farrell et Rubin (1996, p. 103) définissent cette expression de la façon suivante : propos ne se traduisant par aucun coût, n'engageant à rien et non vérifiables, qui peuvent influencer sur les croyances de l'auditoire.

En fait, certaines banques centrales n'ont guère ou pas du tout besoin de recourir aux « déclarations gratuites » parce que les agents économiques ne sont pas prédisposés à mettre en doute les motifs ou le bien-fondé de la conduite des autorités monétaires. Étant donné des cibles crédibles en matière d'inflation et un degré raisonnable de transparence et de responsabilisation, les « déclarations gratuites » ont-elles un rôle à jouer dans l'élaboration de la politique monétaire? La réponse est affirmative si les déclarations de la banque centrale visent à communiquer au public fréquemment — plutôt que de façon plus précise — la cohérence des interventions qu'elle décide pour atteindre ses objectifs de politique monétaire.

Par ailleurs, les « déclarations gratuites », peu importe la forme qu'elles prennent, ont-elles un effet positif ou négatif sur la perception que le public a de la stabilité du système financier? Les arguments exposés ci-après donnent à penser que les « correctifs » institutionnels, comme la fixation de cibles en matière d'inflation, la publication de rapports sur la politique monétaire ou sur l'inflation et autres signaux de ce genre, ne sont pas suffisants pour résoudre le problème de crédibilité de la banque centrale. Cette dernière doit plutôt convaincre le public que l'adoption de ces « règles » va de pair avec une connaissance plus sûre de l'état véritable de l'économie.

2.2 Conséquences pour la politique monétaire

Même lorsque leur objectif est énoncé de manière très claire (sous la forme par exemple d'une cible précise en matière d'inflation), les banques centrales craignent que les marchés financiers en viennent à mettre en doute leur capacité à mener une bonne politique monétaire si elles ne réagissent pas assez fréquemment aux événements. Cette crainte s'explique probablement par la disponibilité supérieure des données de haute fréquence, leur utilisation plus marquée par les marchés financiers et le public et, peut-être, l'importance plus grande qu'on leur accorde. En revanche, si les marchés financiers sont liés par des règles de décision déterminées¹¹, ils attendront de la banque centrale soit qu'elle confirme le maintien des règles en vigueur jusque-là, soit qu'elle signale qu'une révision de leur interprétation de la politique monétaire s'impose. Si les actes pèsent plus lourd que les paroles, il y aura tout compte fait plus de dangers que d'avantages à réagir fréquemment pour une banque centrale, à moins qu'elle ne cherche à réduire l'incertitude entourant l'état de l'économie.

11. De nombreux indices portent à croire que cela vaut pour la plupart des marchés financiers. Voir Neely et Weller (1997), Neely (1997) et les études qui y sont mentionnées.

La fixation d'objectifs plus précis de politique monétaire pose une autre difficulté. La banque centrale doit suivre des variables macroéconomiques qui évoluent à un rythme relativement lent ou à propos desquelles les marchés et le public reçoivent des renseignements à intervalles relativement espacés. Ainsi que le fait remarquer Rich (1997), il existe un canal de transmission « rapide » par lequel la politique monétaire influe sur l'inflation intérieure (par l'intermédiaire du taux de change) et un canal « lent » (faisant intervenir les décalages longs et variables qui caractérisent la transmission de la politique monétaire et que Milton Friedman a mis en relief). Le premier canal peut nécessiter des réactions plus fréquentes de la banque centrale, et le second des réactions prudentes et mesurées¹².

Ces considérations pourraient nous amener à remettre en question les avantages que présente l'établissement d'objectifs précis lorsque des données publiées fréquemment et comportant beaucoup de « bruit » incitent constamment la banque centrale à se comporter d'une manière qui compromet la réalisation de ses objectifs ou risque de nuire à sa crédibilité. La banque centrale doit donc mettre en balance, d'une part, les conséquences d'un comportement qui vise à convaincre qu'elle agit ou réagit plus souvent à la lumière des données de haute fréquence et, d'autre part, le coût d'une méprise des marchés financiers et du public au sujet de ses intentions. Ce dilemme pourrait avoir des conséquences négatives pour la conduite efficace de la politique monétaire — comme si les arbitrages n'étaient pas déjà suffisamment nombreux dans ce domaine. Il importe de comprendre que, même si les signaux émanant de la banque centrale sont « précis », il peut y avoir des conséquences négatives si les données de fréquence élevée dont la banque centrale dispose l'amènent à accroître la fréquence de ses analyses ou de ses interventions. L'une des raisons en est l'hypothèse que les données de haute fréquence renferment de l'information « utile » dont il convient de tenir compte dans la conduite de la politique monétaire. Or, si le contenu de ces données suscite des incertitudes considérables sur le marché, la banque centrale aura beau s'appliquer à faire des annonces précises, celles-ci ne convaincront personne¹³.

12. Rich (1997) décrit l'instauration par la Banque nationale suisse d'une stratégie à « moyen terme » de croissance de la base monétaire; il mentionne que cette stratégie a été mal comprise au départ, mais qu'elle est ensuite devenue crédible. Il n'explique cependant pas pourquoi la crédibilité a diminué, ni comment elle a été rétablie par la suite. La stratégie adoptée a-t-elle permis de réduire les erreurs de prévision de l'inflation? A-t-elle diminué la variabilité du taux de change?

13. On évalue habituellement l'« information » renfermée par les données au moyen d'une analyse de séries chronologiques. Granger (1997) affirme qu'une certaine « confusion » caractérise ce genre d'analyse à cause du grand nombre de modèles différents qui prétendent représenter la moyenne ou la variance conditionnelles des séries chronologiques.

Par conséquent, si la fréquence accrue des réactions de la banque centrale est considérée comme le signe d'une plus grande incertitude de la part de celle-ci au sujet de l'état véritable de l'économie, l'incertitude s'accroîtra probablement sur les marchés financiers et dans le public. Il est donc indispensable que, dans un monde caractérisé par l'existence de données de haute fréquence, les banques centrales communiquent la certitude accrue de leur propre connaissance de la situation économique, tout particulièrement du fait que la réalisation de leurs objectifs est mesurée peu fréquemment. Nous verrons maintenant si l'évolution récente de la conduite de la politique monétaire a répondu à cet impératif¹⁴.

2.3 Conséquences en matière de signaux

Si les données de haute fréquence présentent relativement peu de régularités empiriques ou de faits stylisés, l'accroissement de la fréquence des signaux émanant de la banque centrale peut nuire à la crédibilité de la politique monétaire, à cause non seulement du bruit ou de l'ambiguïté qui peuvent caractériser les signaux, mais aussi du fait qu'on ne sait pas si les chocs actuels sont considérés comme permanents ou temporaires. La banque centrale pourrait, en raison de l'importance plus grande que l'on attache maintenant à la transparence de la politique monétaire et à l'obligation de rendre compte, émettre des signaux trop fréquents ou prématurés, plutôt que plus précis. Dans un monde où l'on dispose de données de fréquence élevée, la crédibilité n'est pas fonction uniquement de la précision avec laquelle sont exprimés les objectifs de la politique monétaire; elle dépend aussi de l'information que véhiculent les instruments utilisés par la banque centrale pour signaler ses intentions. Ce qu'il faut retenir, c'est que l'observation de données de fréquence supérieure ne permet pas nécessairement de saisir plus d'information au sujet des conditions monétaires¹⁵. La crise asiatique

14. Caplin et Leahy (1996) partent également de la notion d'incertitude de la politique monétaire. Ils soutiennent que les interventions doivent être « énergiques » si l'on veut qu'elles engendrent la réaction voulue de la part du public. Il conviendrait donc d'éviter le gradualisme dans la mise en œuvre de la politique monétaire. Balvers et Cosimano (1994) font toutefois ressortir que la volatilité des résultats économiques s'accompagne de certains coûts. Le gradualisme est préférable à leurs yeux parce qu'il aide le public à prendre connaissance du processus d'élaboration de la politique monétaire. Caplin et Leahy ne s'intéressent cependant pas à l'apparence de myopie que peuvent donner les banques centrales. L'incertitude dont ils traitent est d'un genre différent : elle concerne plutôt l'information que les nouvelles ou événements fréquents fournissent sur l'état véritable de l'économie lorsqu'ils se produisent à des intervalles beaucoup plus rapprochés que ceux qui servent à évaluer la réussite ou l'échec de la politique monétaire à la lumière d'agrégats monétaires de type classique.

15. Söderlind et Svensson (1997, p. 383) font l'hypothèse que les données de haute fréquence contiennent une information macroéconomique plus précise et plus à jour que celle à laquelle ont directement accès les décideurs. Ils ne fournissent cependant aucun résultat empirique à l'appui de cette affirmation.

de 1997, la crise du peso mexicain de 1994-1995 ou la débâcle boursière de 1987 sont des événements isolés; le degré de myopie des banques centrales n'est pas vraiment important sauf si toutes ces crises présentent des caractéristiques communes¹⁶. Malheureusement, malgré des tentatives louables visant à déceler des caractéristiques communes, la littérature consacrée aux crises sur les marchés des changes ne débouche sur aucun consensus (voir Kaminsky, Lizondo et Reinhart, 1997; Kamin et Wood, 1997; Sachs, Tornell et Velasco, 1996)¹⁷.

Même si la banque centrale dispose d'un ensemble de signaux clairs pour renforcer sa crédibilité, il se peut que les marchés, le public ou plutôt les médias gonflent l'importance d'un événement particulier à un point qu'il était impossible de prévoir¹⁸. Dans ce cas, il vaut probablement mieux que la banque centrale pêche par excès de prudence dans ses interventions¹⁹.

2.4 Déclarations des dirigeants de banque centrale

Ainsi que nous l'avons indiqué, l'un des signaux dont disposent les banques centrales est la déclaration gratuite ou la « persuasion morale ». La crise asiatique de 1997 illustre à la fois les attrait et les dangers que

16. Nous en savons encore moins au sujet de la capacité de prévoir la propagation des crises d'un pays à l'autre (Eichengreen, Rose et Wyplosz, 1996).

17. Dans une annexe non publiée, nous montrons comment les hypothèses relatives aux coûts des signaux et à la crédibilité peuvent expliquer le fait que des instruments institutionnels, par exemple l'octroi d'une plus grande autonomie à la banque centrale, ne se traduisent pas toujours par une réduction de l'inflation. La crédibilité est définie comme la combinaison de quatre facteurs : l'autonomie, la transparence, l'obligation de rendre compte et les réussites passées en matière de politique monétaire. Ces signaux ne transmettent pas forcément une information significative au sujet de la connaissance que la banque centrale a de l'état véritable de l'économie.

18. Alan Greenspan aurait apparemment confié à Louis Rukeyser qu'il ne cessait d'être surpris par la façon dont les médias rendaient compte de la politique de la Réserve fédérale — il ne savait jamais quand un journaliste réagirait de façon exagérée à une déclaration, même des plus anodines (*Louis Rukeyser's Wall Street*, janvier 1998). Cela tient peut-être au fait que les médias sont toujours friands de ce qui peut ressembler à un « tournant » pour les marchés. Voir « From O.J. to Diana's Death, Impact is Often Exaggerated », *Wall Street Journal Interactive*, 19 septembre 1997. Ou encore, la fréquence des événements qui « font la manchette » est influencée par le désir des médias de faire sentir au public qu'on se trouve à la veille d'un « changement majeur », que cela soit vrai ou non. Voir Clyde Haberman, « The Brink Isn't What It Once Was », *New York Times Week in Review*, 19 avril 1998, p. 5.

19. Se remémorant les années passées au service du gouvernement des États-Unis et à la Réserve fédérale, Alan Blinder exprime l'opinion que les banques centrales doivent adopter une vision à long terme pour compenser la tendance des politiciens à naviguer à courte vue. « Une bonne politique nécessite de la patience et un horizon éloigné. » (Blinder, 1998, traduction, p. 118)

présente la myopie des banques centrales. Considérons les déclarations suivantes du gouverneur de la Banque du Canada et du président du Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale américaine :

Permettez-moi [...] de vous rappeler qu'il est difficile à l'heure actuelle, compte tenu de l'incertitude qui règne, d'évaluer avec précision les répercussions possibles de la crise asiatique sur l'économie canadienne. (Thiessen, 1998)

Je ne crois pas que nous connaissions encore suffisamment bien toutes les facettes de la dynamique complexe de notre système financier très évolué, qui ne cesse de se développer. (Greenspan, traduction, 1998)

Malgré ces déclarations, les mêmes responsables prenaient bien soin de préciser qu'ils étaient conscients de la « masse critique de vulnérabilités » à laquelle les pays asiatiques, en particulier, étaient confrontés, mais que la « combinaison n'était généralement pas considérée comme critique », pas plus qu'on en saisissait bien les conséquences pour les pays industriels. Ces commentaires²⁰ portent à croire que certains dirigeants de banques centrales, à tout le moins, estiment que la myopie peut en soi provoquer une crise justement parce qu'il y a trop de variables susceptibles d'expliquer rétrospectivement ces événements ponctuels. Certains responsables craignent qu'une fonction de signalisation, sous la forme de discours ou d'autres instruments (voir la sous-section 3.4), qui peut sembler affligée de myopie produise des résultats non souhaités (Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande, 1997)²¹. Par exemple, la fréquence des « articles et discours importants de dirigeants de banques centrales » a diminué depuis quelques années, si l'on en croit la Banque des Règlements Internationaux (voir la réserve importante signalée à la section 3). Les banques centrales recourent notamment aux modifications de leur fourchette cible pour le taux du financement à un jour pour faire clairement connaître leurs intentions et se servent de l'indice des conditions monétaires (ICM) pour signaler l'orientation actuelle de la politique monétaire.

Une seule personne a émis l'opinion que la crise la plus récente était due au fait que les banques centrales ne disposaient pas de suffisamment de données de haute fréquence. Le président de la Bundesbank a en effet

20. Cette opinion est confirmée par les déclarations de personnalités aussi diverses que le directeur général de l'Institut monétaire de Hong Kong (Yam, 1997) et le gouverneur de la Banque de réserve de l'Australie (MacFarlane, 1997).

21. Il est à noter que ce commentaire a été formulé lorsqu'il a été proposé de prendre pour cible le taux d'intérêt interbancaire à un jour. La Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande a plutôt choisi de garder pour cible les encaisses de règlement.

déclaré qu'il serait utile de disposer de données mensuelles sur le montant et l'échéance des emprunts en devises (Chote et Münchau, 1998)²².

2.5 Signaux relatifs aux conditions monétaires

Plusieurs banques centrales ont commencé à publier des données relatives à l'évolution d'un indice des conditions monétaires (ICM). On voit même certains organismes privés de recherche économique élaborer des indices de ce genre et faire état de leur évolution (voir par exemple le bulletin intitulé *World Financial Markets* de J. P. Morgan). L'avènement de l'ICM illustre aussi le potentiel et les dangers d'indices qui peuvent être calculés à une fréquence très élevée et reposer sur des hypothèses différentes. Le danger tient au fait qu'un instrument de signalisation de ce genre peut engendrer un comportement à courte vue à la banque centrale, tout particulièrement lorsqu'on ne sait pas trop si les fluctuations journalières signalent des changements temporaires ou des modifications durables des conditions monétaires. Les banques centrales prennent parfois soin de préciser (voir les rapports sur la politique monétaire de la Banque du Canada) qu'il faut manier l'ICM avec précaution ou le compléter par d'autres informations lorsqu'on veut déterminer si une intervention est nécessaire. Il se peut toutefois que les marchés et le public présument que les banques centrales disposent maintenant d'un nouvel outil leur permettant d'extraire à une fréquence élevée une information économique utile. Il reste que, s'il est mal utilisé ou interprété, le même signal peut facilement accroître les incertitudes au sujet des circonstances dans lesquelles la banque centrale choisira ou non de réagir à une variation de l'ICM.

Des exemples fournis par la Nouvelle-Zélande et le Canada serviront à illustrer le point qui précède. En 1995, la Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande a commencé à accorder plus d'importance, dans ses déclarations publiques, aux conditions monétaires globales — c'est-à-dire les variations du taux de change et des taux d'intérêt. En une occasion au moins, la même année, les marchés financiers n'ont toutefois pas pu déterminer si la Banque de réserve était satisfaite des conditions monétaires, compte tenu d'une dépréciation notable du dollar néo-zélandais²³. Pendant un moment, les marchés ont cru que la banque centrale signalait une réduction de l'inflation future, ce qui les a amenés à anticiper une détente des conditions monétaires. Or, ce n'était pas l'intention de la Banque de

22. La Banque des Règlements Internationaux (BRI) fournit ces renseignements chaque semestre dans une publication intitulée *Ventilation par échéance, secteur et nationalité des prêts bancaires internationaux*.

23. Le problème tient en partie au fait que la Banque de réserve annonce le niveau souhaité de l'ICM tous les trois mois, alors que l'ICM peut se modifier sensiblement dans l'intervalle. La Banque du Canada n'annonce pas le niveau souhaité de l'ICM.

réserve. La tentative faite par cette dernière pour ne pas paraître myope a semé la confusion dans le secteur privé, où l'on ne s'intéressait qu'aux variations du taux de change (Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande, 1995). Au Canada, la dépréciation récente du dollar canadien a engendré une confusion analogue et des accusations de myopie à l'endroit de la banque centrale (Robson, 1998). La Banque du Canada, de son côté, a fait valoir que l'évolution des conditions monétaires justifiait les hausses récentes des taux d'intérêt (Banque du Canada, 1998b). Même si la Banque a bien précisé, par exemple, qu'elle « ne s'efforce pas, au jour le jour, de maintenir l'ICM à un niveau précis en ajustant les taux d'intérêt chaque fois que le taux de change bouge » (Banque du Canada, 1995, p. 15), c'est l'impression qu'elle a donnée à certains analystes (voir par exemple Little, 1998; Robson, 1998). Le sens dans lequel doivent s'orienter les mesures de politique monétaire étant donné une évolution déterminée de l'ICM n'est pas clair non plus, ainsi que le souligne l'un de nos commentateurs, Lloyd Atkinson (voir aussi Stinson, 1998)²⁴.

Une autre forme de signal à haute fréquence à laquelle les autorités ont recours au Canada et dans d'autres pays est la modification du taux visé sur le marché des fonds à un jour (voir p. ex. Lundrigan et Toll, 1997-1998). Il est indéniable que les signaux fournis par l'entremise de cet instrument sont utiles pour indiquer les intentions de la banque centrale en matière de taux d'intérêt. Cependant, le fait que ces signaux puissent être transmis fréquemment entraîne aussi la possibilité de créer des écarts réguliers non intentionnels entre le taux à un jour et les autres taux, alors qu'il n'en existait pas auparavant. Si tel est le cas, les signaux relatifs aux conditions monétaires, loin d'être plus clairs et plus transparents, risquent en fait de devenir plus opaques²⁵. Nous en fournirons des exemples empiriques dans la section qui suit.

24. Les chiffres figurant dans une annexe non publiée montrent que le gros des variations de l'ICM depuis 1994 tenait au taux de change et non aux taux d'intérêt mais que, sur une période d'une certaine durée, par exemple trois mois, on peut détecter une relation claire entre les deux variables qui composent l'indice.

25. Balduzzi, Bertola, Foresi et Kapper (1998) présentent, dans le cas des États-Unis, des résultats empiriques selon lesquels la volatilité et la persistance de l'écart entre le taux des fonds fédéraux et le niveau visé pour celui-ci sont une fonction croissante de la durée à courir jusqu'à l'échéance. Ainsi, par exemple, l'écart de taux à un jour n'est pas autocorrélé, mais on observe une autocorrélation significative quand l'échéance s'éloigne. De plus, si la persistance de l'écart entre le taux des fonds fédéraux à un jour et le niveau visé a été réduite depuis l'adoption d'une cible, il n'est pas du tout certain que cela se soit traduit par une meilleure communication des intentions de la Réserve fédérale, à en juger par les écarts observés pour les échéances plus éloignées.

3 Régularité empirique des données de haute fréquence

3.1 Enseignement à tirer des données quotidiennes

Le Tableau 1 montre de façon sommaire les signaux de danger véhiculés par cinq variables de haute fréquence relatives aux pays du Groupe des Sept (G7)²⁶. Les variations quotidiennes de plus de trois écarts-types enregistrées depuis 1979 par le taux de change, l'ICM, les taux de rendement du marché boursier et deux variables représentant l'évolution des taux d'intérêt à long et à court terme sont considérées comme des valeurs extrêmes, qui peuvent servir d'indicateurs de crise²⁷. Le nombre de valeurs extrêmes est similaire dans les différents pays du G7 en ce qui concerne le taux de change. Ce sont habituellement les taux d'intérêt à court terme qui présentent le plus de valeurs extrêmes et les rendements boursiers qui en présentent le moins. On note cependant que le nombre de signaux de danger est très différent selon les pays dans le cas de l'ICM et des taux d'intérêt à long terme. En fait, si l'on fait exception de la France, les valeurs extrêmes sont en général nettement moins nombreuses dans le cas de l'ICM que pour ses éléments constitutifs. On risque donc de faire preuve de myopie si l'on s'intéresse uniquement à la tenue de l'ICM, dans la mesure où cela risque de masquer un signal de danger. Inversement, on peut considérer que l'ICM est un moyen utile de prévenir un comportement à courte vue si, de par sa construction, il ne signale que les principales sources de danger.

Le Tableau 2 montre dans quelle mesure les signaux de danger véhiculés par les variations du taux de change ou du taux d'intérêt à court terme sont communs pour des valeurs s'écartant de deux écarts-types ou plus de la moyenne de la série²⁸. Figurent entre parenthèses les dates auxquelles les diverses valeurs extrêmes ont été observées simultanément.

26. Une annexe consacrée aux données fournit plus de détails à ce sujet et sur les transformations utilisées pour interpréter les résultats. On trouvera aussi des renseignements pertinents dans les notes des tableaux.

27. Balke et Fomby (1994) recourent à une méthode analogue pour discerner les chocs « importants » et « faibles »; ils concluent que les chocs importants sont caractéristiques des séries macroéconomiques aux États-Unis. Ils font cependant appel à des données recueillies à une fréquence plus faible (mensuelle et trimestrielle). Tsay (1988) est d'avis qu'il faut estimer un modèle ARMA (p, d, q) avant d'appliquer la règle des trois écarts-types, sous peine de détecter des changements trompeurs. Les variables présentées au Tableau 1 suivent toutes un processus ARMA (0, 1, 0). Les estimations de divers modèles ARMA (p, q) appliqués aux séries ne modifient cependant pas de manière sensible nos conclusions.

28. Un problème se pose lorsque la moyenne de la variable étudiée subit une modification importante. On ne peut exclure entièrement ces changements, mais le choix des sous-échantillons appropriés n'est pas une mince affaire.

Tableau 1**Analyse des valeurs extrêmes de variables financières clés, 1979-1997**

Échantillon : 1979-1997	Variable et fréquence des journées où celle-ci s'écarte de plus de trois écarts-types de la moyenne (en pourcentage de l'échantillon)				
	Taux de change	Indice des conditions monétaires	Taux d'intérêt à long terme	Taux d'intérêt à court terme	Rendements boursiers
Canada	61 (1,24)	0	8 (0,16)	69 (1,40)	24 (1,16)
Allemagne	57 (1,16)	6 (0,12)	47 (0,95)	63 (1,28)	21 (1,02)
France	57 (1,16)	80 (1,62)	20 (0,40)	0	s.o.
Italie	55 (1,11)	6 (0,12)	27 (0,55)	84 (1,70)	s.o.
Japon	63 (1,28)	28 (0,57)	32 (0,65)	87 (1,76)	22 (1,07)
Royaume-Uni	53 (1,08)	0	90 (1,83)	105 (2,13)	22 (1,07)
États-Unis	s.o.	16 (0,32)	23 (0,47)	104 (2,12)	27 (1,31)

Nota : Les données sont recueillies chaque jour. Une annexe non jointe à la présente étude donne plus de détails sur l'élaboration de certaines séries. Toutes les séries sont exprimées en différences premières du logarithme du niveau des variables, sauf les taux d'intérêt, exprimés en différences de niveau.

Dans le cas du Canada, par exemple, l'incidence du référendum de 1980 au Québec ressort clairement, comme on pouvait s'y attendre. En fait, dans plus d'un pays du G7, nombre des valeurs extrêmes sont enregistrées au début de la période considérée²⁹. Les résultats donnent à penser que les événements qui se produisent très rarement ou qui sont groupés dans le temps se prêtent mal à la prévision, ce qui devrait dissuader les autorités monétaires d'y réagir.

Le Tableau 2 permet aussi de voir dans quelle mesure les valeurs extrêmes des variations de l'ICM sont communes aux différents pays du G7, ce qui donne une idée approximative du phénomène de contagion. Ces chocs communs sont relativement rares, surtout si l'on définit les signaux de danger par la règle des trois écarts-types. Comme on pouvait s'y attendre, ces chocs sont beaucoup plus souvent communs aux paires d'importants pays européens comme la France et l'Allemagne, mais ce, uniquement lorsqu'on ramène le seuil à deux écarts-types.

29. Cela pourrait être dû en partie au fait qu'une modification de la moyenne n'a pas été prise en compte, bien que ce problème ne soit pas nécessairement présent dans toutes les séries étudiées. Le problème est également atténué lorsqu'on adopte d'autres définitions des valeurs extrêmes.

Tableau 2**Mesure dans laquelle les « signaux de danger » véhiculés par les prix des actifs financiers sont communs aux divers pays (1979-1997)**

Pays	Fréquence et date des écarts communs du taux de change et du taux d'intérêt à court terme par rapport à la moyenne (données quotidiennes)		
	Plus de 4 ET	Plus de 3 ET mais moins de 4 ET	Plus de 2 ET mais moins de 3 ET
Canada	1 (21-05-80)	1 (27-10-92)	5 (16-12-80, 19-12-80, 03-08-81, 09-08-82, 22-04-87)
Allemagne	3 (09-04-80, 20-02-81, 14-09-92)	2 (05-10-81, 28-12-81)	8 (17-03-80, 28-01-81, 17-02-81, 04-03-81, 19-04-81, 24-06-88, 18-01-89, 22-10-93)
France	0	0	0
Italie	1 (14-09-92)	0	3 (25-08-81, 25-01-83, 20-07-92)
Japon	0	1 (30-12-80)	5 (13-07-79, 18-07-79, 29-02-80, 02-04-80, 23-07-80)
Nouvelle-Zélande	0	0	0
Royaume-Uni	4 (31-07-79, 21-03-85, 16-09-92, 16-10-92)	2 (15-09-81, 27-10-89)	4 (15-11-79, 11-03-85, 11-04-88, 03-01-92)
Paires de pays			
Écarts de l'indice des conditions monétaires communs à deux pays			
États-Unis-Canada	0	0	30 (du 07 au 09-81)
États-Unis-Australie	0	0	0
États-Unis-Nouvelle-Zélande	0	0	0
Allemagne-France	0	0	62
Allemagne-Italie	0	6 (du 25 au 27-02-81, du 03 au 06-03-81)	151
Allemagne-Royaume-Uni	0	0	0

(à suivre)

Tableau 2 (suite)

Mesure dans laquelle les « signaux de danger » véhiculés par les prix des actifs financiers sont communs aux divers pays (1979-1997)

Pays	Fréquence et date des écarts communs du taux de change et du taux d'intérêt à court terme par rapport à la moyenne (données quotidiennes)		
	Plus de 4 ET	Plus de 3 ET mais moins de 4 ET	Plus de 2 ET mais moins de 3 ET
Paires de pays	Écarts du taux d'intérêt à court terme communs à deux pays		
États-Unis-Canada	8 (07-05-80, 21-05-80, 22-12-80, 08-01-81, 22-01-81, 14-12-81, 15-12-81, 18-08-82)	4 (17-03-80, 04-12-80, 06-01-81, 21-01-81)	11
États-Unis-Australie	0	0	0
États-Unis-Nouvelle-Zélande	0	0	0
Allemagne-France	0	0	0
Allemagne-Italie	3 (24-07-80, 06-10-81, 14-09-92)	0	13
Allemagne-Royaume-Uni	0	0	14

Nota : Toutes les variables sont exprimées en différences premières du logarithme sauf le taux d'intérêt, exprimé en différences premières. L'annexe consacrée aux données donne plus de détails sur l'élaboration de l'ICM. Lorsque les dates sont trop nombreuses, seul le nombre de dates communes est indiqué. L'échantillon est le même qu'au Tableau 1. Les dates sont fournies entre parenthèses sous la forme j-m-a.

ET = écart-type.

Le Tableau permet enfin de voir dans quelle mesure les variations importantes du taux d'intérêt à court terme sont communes aux différents pays. Comme dans le cas du taux de change, on observe un regroupement des valeurs extrêmes au début de l'échantillon tandis que, pour certains pays européens, les chocs importants se sont produits lors de la dernière crise du Système monétaire européen (SME), en septembre 1992³⁰.

30. On peut obtenir un aperçu différent de la question en examinant divers coefficients de corrélation simple entre les valeurs extrêmes, définies là encore comme des variations de trois écarts-types ou plus du taux de change (données non présentées). Chose peu étonnante, les corrélations les plus marquées sont observées entre les pays dont les monnaies sont rattachées l'une à l'autre (p. ex. les pays membres du SME) ou qui sont proches géographiquement. Cet examen ne démontre toutefois guère que l'analyse de données de haute fréquence permet de saisir plus facilement les effets de « contagion » que celle des données de fréquence inférieure.

Pour avoir une idée du degré potentiel de myopie des banques centrales, nous pouvons aussi examiner l'autocorrélation des écarts des taux court et long par rapport au taux cible à un jour, dans les données quotidiennes allant du 12 avril 1994 au 14 novembre 1997 (données non présentées). On observe une persistance significative à court terme des écarts par rapport au taux cible du financement à un jour, ceux-ci se maintenant jusqu'à trois jours, ainsi que, peut-être, une persistance à plus long terme (par exemple, dans le cas des retards de 20, 25, 30 et 35 jours). Il n'existe cependant à peu près aucune corrélation entre les écarts du taux court et du taux long par rapport au taux cible à un jour. Comme dans le cas des États-Unis, cela amène à s'interroger sur la capacité de l'évolution du marché à un jour à signaler l'orientation générale de la politique monétaire³¹.

Nous essayons au Tableau 3 de cerner plus systématiquement les « sources » des crises, à l'aide de données de haute fréquence, en estimant la « probabilité » d'une crise. La variable dépendante est la série de valeurs extrêmes présentées au Tableau 1³². Elle est considérée comme « censurée », puisque nous n'observons que les « crises » qui se sont effectivement produites. En outre, l'indicateur de crise choisi est nécessairement imparfait. Le vecteur des variables explicatives comprend les éléments suivants : les événements faisant la manchette, les rendements boursiers, le taux de variation du taux de change, la pente de la courbe de rendement et, lorsqu'il y a lieu, une variable muette représentant la période où les autorités visaient des cibles officielles en matière d'inflation. Nous ne présentons des chiffres que pour le Canada, l'Allemagne et le Royaume-Uni, les estimations paraissant représentatives de la situation observée dans le G7. Des estimations distinctes sont présentées en fonction de l'horizon auquel on évalue certaines des variables indépendantes (comme les rendements boursiers, les fluctuations du taux de change et la courbe de rendement). Par conséquent, ce qui nous intéresse est de savoir si la probabilité d'une crise subit l'influence, par exemple, des rendements boursiers quand ces derniers sont estimés sur un intervalle d'un jour, de trois mois ou d'un an. Les événements faisant la manchette sont classés selon qu'il s'agit d'une « bonne » ou d'une « mauvaise » nouvelle. On s'attend à ce que les bonnes nouvelles réduisent la probabilité d'une crise et à ce que les mauvaises l'accroissent. Les variables relatives aux nouvelles prennent les valeurs + 1 ou - 1 selon la nature de l'événement en cause. Selon notre définition, un événement qui « fait la manchette » est un événement jugé

31. Il faut se méfier des déductions basées sur des corrélations simples parce que les propriétés temporelles des divers écarts, bien que stationnaires dans l'ensemble, font apparaître des « changements » persistants sur la durée de l'échantillon.

32. À la différence du Tableau 1, notre seuil est ici de deux écarts-types.

Tableau 3

Déterminants des « crises » financières, 1979-1997

Variables indépendantes	Variable dépendante : « signal de danger » transmis par le taux d'intérêt à court terme								
	Canada			Allemagne			Royaume-Uni		
	Horizon			Horizon			Horizon		
	Un jour	Trois mois	Un an	Un jour	Trois mois	Un an	Un jour	Trois mois	Un an
« Mauvaises » nouvelles intérieures	0,36 (0,54)	0,12 (0,53)	0,22 (0,53)	- 0,62 (0,49)	0,68 (0,49)	- 0,58 (0,49)	- 2,66 (0,75) ⁺	- 2,23 (0,77) ⁺	- 1,90 (0,74) ⁺
« Bonnes » nouvelles intérieures	0,50 (0,29) [@]	0,41 (0,30)	0,32 (0,29)	0,60 (0,40)	0,69 (0,39) [@]	0,62 (0,39)	1,34 (0,55) [*]	1,15 (0,55) [*]	1,48 (0,53) ⁺
Rendement boursier	0,07 (0,16)	- 0,07 (0,02) ⁺	- 0,04 (0,01) ⁺	0,20 (0,12)	0,22 (0,12) [@]	0,19 (0,12)	- 0,03 (0,19)	0,02 (0,03)	- 0,06 (0,02) ⁺
Taux de change	0,45 (0,33)	0,21 (0,05) ⁺	0,20 (0,03)	- 0,40 (0,39)	0,08 (0,16)	0,18 (0,09) [*]	- 0,03 (0,05)	- 0,02 (0,05)	- 0,001 (0,04)
Variable muette <i>CI</i>	- 0,08 (0,53)	- 1,08 (0,56) ⁺	- 1,24 (0,57) [*]	s.o.	s.o.	s.o.	3,33 (0,88) ⁺	3,14 (0,89) ⁺	3,21 (0,89) ⁺
Écart de taux d'intérêt avec l'étranger	0,40 (0,06) ⁺	0,21 (0,06) ⁺	0,05 (0,08)	0,22 (0,05) ⁺	0,25 (0,05) ⁺	0,21 (0,05) ⁺	1,12 (0,22) ⁺	1,09 (0,22) ⁺	0,98 (0,22) ⁺
Constante	- 3,23 (0,59) ⁺	- 2,00 (0,60)	- 1,75 (0,54)	50,43 (54,08)	- 15,64 (22,59)	- 28,21 (11,8) [*]	- 15,04 (5,13) ⁺	- 13,42 (4,60) ⁺	- 10,33 (3,97) ⁺
Nombre non censuré	1 539	1 440	1 439	1 554	1 545	1 538	1 596	1 488	1 488
Nombre censuré	199	184	185	96	97	100	60	60	62

Nota : L'échantillon est le même qu'au Tableau 1. On entend par horizon la période sur laquelle les taux de variation sont calculés. Par exemple, à l'horizon d'un jour, le taux quotidien de variation des cours des actions est une variable indépendante; à l'horizon d'un an, c'est leur taux annuel de variation qui est utilisé. La même méthode sert à évaluer le taux de variation du taux de change. La variable dépendante est égale à un si la variation du taux d'intérêt à court terme (à trois mois) dépasse trois écarts-types par rapport à la moyenne. Autrement, la variable dépendante est égale à zéro. Nous avons fait appel à la méthode d'estimation Tobit pour obtenir les valeurs des coefficients. Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.

L'arobas (@) représente une signification statistique au seuil de 10 %, l'astérisque au seuil de 5 % et le signe + au seuil de 1 %.

La variable muette *CI* est égale à un quand une cible a été fixée en matière d'inflation dans le pays considéré et à zéro autrement.

L'écart de taux d'intérêt entre le pays et l'étranger est calculé pour les taux d'intérêt à court terme. Les variables muettes représentant les événements qui font la manchette sont égales à un le jour de l'événement et les cinq jours suivants.

s.o. = sans objet

susceptible d'influer sur les taux d'intérêt ou le taux de change (pour plus de détails, voir Robinson et Siklos, 1998).

Passons maintenant aux résultats : à l'exception de la courbe de rendement, rares sont les variables qui peuvent expliquer de manière significative la probabilité d'une crise. Dans tous les cas, une augmentation de l'écart entre les taux long et court rend une crise plus probable³³. L'écart de taux d'intérêt entre le pays considéré et l'étranger semble fournir de l'information utile mais ce n'est pas le cas pour les variations enregistrées sur les autres marchés financiers³⁴. Lorsqu'on choisit un horizon plus lointain, toutefois, la hausse des rendements boursiers réduit sensiblement la probabilité d'une crise, sauf en Allemagne. Une variation du rythme de dépréciation du taux de change accroît la probabilité d'une importante modification du taux d'intérêt à court terme.

Les événements qui font la manchette influent également sur la probabilité d'une crise. Au Royaume-Uni, les « mauvaises » nouvelles accroissent la probabilité d'une crise à tous les horizons. Au Canada et en Allemagne, seules les « bonnes » nouvelles ont un effet significatif, encore que le signe de ce dernier soit contraire à l'intuition, ce qui indique peut-être la difficulté de distinguer les bonnes et les mauvaises nouvelles ou d'interpréter l'influence que l'évolution quotidienne peut avoir sur le déclenchement d'une crise³⁵. Il paraît donc malaisé de dégager un ensemble de faits « stylisés » de l'examen des données de haute fréquence³⁶.

On peut obtenir un aperçu différent de l'information véhiculée par les données de haute fréquence ou de la possibilité que la banque centrale soit affligée de myopie en examinant les déterminants des variations du taux d'intérêt à court terme. On peut supposer que le sens de la variation subit l'influence des mesures prises par la banque centrale. Le Tableau 4 présente

33. Les coefficients n'ont pas le même sens que dans une régression habituelle, c'est-à-dire qu'ils ne représentent pas l'effet marginal d'une variation de la variable indépendante sur la variable dépendante.

34. La situation est un peu différente si nous tronquons l'échantillon de manière que, par exemple, la variable dépendante soit observée uniquement lorsqu'elle dépasse un seuil déterminé. La courbe de rendement n'est alors presque jamais une variable statistiquement significative dans la régression. En fait, quel que soit l'horizon considéré pour calculer les variations des prix des actifs, les variables explicatives qui contribuent à la probabilité d'une crise sont très peu nombreuses.

35. Lorsqu'on combine les bonnes et les mauvaises nouvelles, on constate généralement qu'elles ont un effet non significatif. De même, lorsque l'échantillon est tronqué de la façon décrite dans la note précédente, les événements qui font la manchette ont eux aussi un effet généralement non significatif.

36. On aboutit à peu près à la même conclusion lorsqu'on utilise les valeurs extrêmes des fluctuations du taux de change pour représenter la probabilité d'une crise.

Tableau 4**Nouvelles et volatilité des variations de taux d'intérêt à court terme, 1979-1997**

Variables indépendantes	Variable dépendante : variation du taux d'intérêt à court terme (données quotidiennes)					
	Canada	France	Allemagne	Italie	Royaume-Uni	États-Unis
Équation de moyenne						
Variable muette <i>CI</i>	0,07 (0,03)	s.o.	s.o.	s.o.	0,015 (0,008) [@]	s.o.
Écart de taux d'intérêt avec l'étranger	0,0002 (0,001)	- 0,0007 (0,0007)	- 0,0007 (0,0004) [@]	0,002 (0,001)	- 0,0009 (0,001)	s.o.
Taux de change	0,08 (0,02)	0,006 (0,003) [@]	0,007 (0,002) ⁺	- 0,0004 (0,005)	0,01 (0,003) [*]	s.o.
Constante	- 0,08 (0,03)	- 0,0003 (0,001)	- 0,003 (0,001) [*]	- 0,015 (0,005) ⁺	- 0,013 (0,009)	- 0,001 (0,0006) [*]
Équation de variance						
Constante	0,0003 (0,0001)	0,003 (0,004) ⁺	0,003 (0,00001) ⁺	0,0006 (0,0003) [*]	0,00001 (0,00004)	0,0001 (0,00004) ⁺
ϵ_{t-1}^2	0,35 (0,09) ⁺	0,167 (0,05) ⁺	0,095 (0,02) ⁺	0,128 (0,03) ⁺	0,218 (0,059) [*]	0,134 (0,02) ⁺
ϵ_{t-2}^2	- 0,26 (0,08) ⁺	0,156 (0,045) ⁺	-	-	0,213 (0,059) [*]	-
σ_{t-1}^2	0,89 (0,03) ⁺	- 0,149 (0,023) ⁺	0,807 (0,031) ⁺	0,195 (0,139)	0,028 (0,343)	0,816 (0,029) [*]
σ_{t-2}^2	-	0,696 (0,041) ⁺	-	0,653 (0,141) ⁺	0,594 (0,279) [*]	-

(à suivre)

Tableau 4 (suite)

Nouvelles et volatilité des variations de taux d'intérêt à court terme, 1979-1997

Variables indépendantes	Variable dépendante : variation du taux d'intérêt à court terme (données quotidiennes)					
	Canada	France	Allemagne	Italie	Royaume-Uni	États-Unis
« Mauvaises » nouvelles intérieures	-0,0002 (0,0005)	-0,017 (0,004) ⁺	0,0002 (0,00001) ⁺	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,001)	-0,0002 (0,00001) ⁺
« Bonnes » nouvelles intérieures	-0,0001 (0,0003)	0,001 (0,0007) [*]	0,0005 (0,0003) [@]	0,0008 (0,001)	0,0005 (0,0006)	-0,0002 (0,00004) ⁺
« Mauvaises » nouvelles en provenance des États-Unis	-0,0005 (0,0003) [@]	0,002 (0,0008) [*]	-0,0001 (0,00001) ⁺	-0,00001 (0,00007)	-0,0006 (0,0003) [*]	-0,00006 (0,00008)
« Bonnes » nouvelles en provenance des États-Unis	-0,0004 (0,0002) [@]	0,002 (0,0007) [*]	-0,0003 (0,00001) ⁺	-0,0007 (0,0008)	-0,00003 (0,0001)	-0,00003 (0,00006)

Nota : L'échantillon est le même qu'au Tableau 1. Les définitions des variables sont fournies au Tableau 6.

Les équations ont été estimées par la méthode du maximum de vraisemblance. Les erreurs-types robustes selon Bollerslev-Wooldridge figurent entre parenthèses.

Les termes ϵ et σ sont définis dans le corps du texte (équation (7) et (8)).

Les seuils de signification (@, *, +) sont les mêmes qu'au Tableau 3.

s.o. = sans objet

des résultats fondés sur un modèle simple de détermination du taux d'intérêt ayant la forme

$$\Delta R_t = X_t \beta + \eta CI_t + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\sigma_t^2 = \kappa + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \zeta \sigma_{t-j}^2 + Z_t \Pi. \quad (8)$$

Les équations (7) et (8) représentent un modèle GARCH (p, q) dans lequel la variance conditionnelle d'une série est représentée explicitement³⁷. Le vecteur X_t se compose de l'écart de taux d'intérêt à court terme par rapport aux États-Unis et du taux de variation du taux de change, tandis que CI est une variable muette, servant au besoin à indiquer la période où les autorités appliquent des cibles officielles en matière d'inflation. L'équation de variance (8) repose sur l'hypothèse que la volatilité retardée, estimée à partir de l'équation (7), les variances des prévisions retardées et les variables exogènes (Z_t)³⁸ expliquent la variance conditionnelle σ^2 . Pour saisir l'effet des « pluies de météorites », nous avons ajouté des variables muettes distinctes pour les bonnes et les mauvaises nouvelles d'origine intérieure. Les « vagues de chaleur » éventuelles sont représentées par des variables muettes relatives aux bonnes et aux mauvaises nouvelles en provenance des États-Unis³⁹. Nous avons estimé des modèles GARCH d'ordre allant jusqu'à 3 avant d'aboutir à la forme la plus parcimonieuse présentée au Tableau 4. Nous avons utilisé des données quotidiennes à partir de 1979 pour les pays du G7 sauf le Japon⁴⁰, estimés les équations par la méthode du

37. Balke et Fomby (1994) font remarquer que les effets GARCH sont moins présents lorsqu'on omet les « valeurs extrêmes ». Nous avons constaté la même chose dans l'ensemble de données utilisé ici. Cela suppose toutefois que ces valeurs extrêmes constituent une « nuisance », ce qui n'est bien entendu pas nécessairement le cas; les banques centrales aimeraient bien savoir ce qu'il en est dans la réalité.

38. Dans le cas des États-Unis, $Z_t = 0$ et une variable représentant les nouvelles « internationales » est utilisée à la place des nouvelles américaines.

39. Sur le plan technique, les expressions « pluie de météorites » et « vague de chaleur » désignent des effets observés *durant* une journée, mais les limites relatives aux données nous ont empêché de procéder aux estimations voulues. Nous avons envisagé en outre une spécification dans laquelle les variables relatives aux nouvelles étaient incorporées (équation (9)), mais les coefficients n'étaient absolument pas significatifs, dans tous les cas étudiés. Ces résultats sont conformes à ceux de Hogan et Melvin (1994), qui se sont livrés à un test analogue mais en examinant le comportement des taux de change et en considérant uniquement les effets d'annonce des statistiques du commerce extérieur des États-Unis, plutôt que ceux des « nouvelles » de façon plus générale.

40. Nous n'avons pu inclure de série relative aux nouvelles dans le cas du Japon.

maximum de vraisemblance et évalué le caractère significatif des coefficients en nous fondant sur l'estimation des erreurs-types robustes⁴¹.

Les résultats montrent que les « vagues de chaleur » exercent une influence prépondérante sur la variance conditionnelle des taux d'intérêt à court terme au Canada et au Royaume-Uni, tandis que les pluies de météorites peuvent servir à expliquer les données aux États-Unis. Dans le cas de la France et de l'Allemagne, les deux types de phénomènes ont de l'influence, tandis qu'en Italie les nouvelles n'ont pas d'effet significatif sur la variance conditionnelle des taux d'intérêt à court terme. Si nous examinons les estimations de la moyenne conditionnelle, nous constatons que les variations de taux d'intérêt ont été en moyenne plus marquées dans les pays ayant adopté des cibles en matière d'inflation — soit, parmi les pays de notre échantillon, le Canada, la Suède, la Nouvelle-Zélande, le Royaume-Uni et l'Australie. Il se peut que ces résultats soient propres à l'échantillon choisi ou encore qu'ils reflètent la phase de transition par laquelle passent les pays en question. De façon générale, une dépréciation du taux de change fait monter les taux d'intérêt dans tous les pays sauf en Italie. On constate toutefois qu'une pente plus forte de la courbe de rendement n'entraîne pas de variation positive des taux d'intérêt à court terme, sauf en Allemagne et, peut-être, en Italie. Si les événements qui font la manchette augmentent la volatilité conditionnelle des variations de taux d'intérêt de la manière décrite, un phénomène de contagion est de toute évidence possible. Cependant, les effets de contagion mesurables prennent leur source aux États-Unis, et non dans le reste du monde. Une formulation dans laquelle entraînent également les « nouvelles internationales », dans le but de saisir les événements susceptibles d'avoir un effet simultané sur tous les pays, a également été envisagée, puis rejetée, les variables s'étant révélées très peu significatives. Il est donc probable que les effets de contagion, à part ceux qui ont déjà été mentionnés, sont difficiles à chiffrer⁴². Au Canada et en France, l'influence des pluies de météorites et celle des vagues de chaleur semblent se compenser mutuellement tandis que

41. Des variables muettes ont également été ajoutées pour saisir les effets des jours fériés et des fins de semaine, mais elles non plus ne se sont pas avérées significatives et elles ont été abandonnées. Andersen et Bollerslev (1998) soutiennent que, si l'on fait abstraction des effets d'annonce ou des nouvelles, l'explication de l'excès de volatilité sur les marchés des actifs, comme le marché des changes, comporte un plus fort biais.

42. Là encore, l'absence d'effets de contagion comme dans, par exemple, la crise du peso mexicain ou la crise asiatique pourrait traduire en fait la myopie des décideurs, qui auraient réussi à neutraliser le risque de crise mondiale malgré les nouvelles. Même si nous tenons compte du biais de sélection de l'échantillon auquel nous avons déjà fait allusion, les déductions découlant des modèles estimés ne se trouvent pas modifiées. Il convient d'ajouter que les déductions relatives aux variances conditionnelles pourraient aussi être touchées par la qualité de la spécification de l'équation de moyenne conditionnelle. Watt (1997) examine divers modèles de taux d'intérêt, pour conclure que le niveau des taux d'intérêt a un effet significatif sur la volatilité. Il est difficile, signale-t-il également, de trouver un modèle empirique satisfaisant de la dynamique des taux d'intérêt à court terme à l'aide de données canadiennes.

dans d'autres pays, par exemple au Royaume-Uni, seules les « mauvaises » nouvelles en provenance des États-Unis paraissent contribuer à la variance conditionnelle. De nombreux indices donnent à penser qu'un comportement à courte vue qui ne tient pas compte de la « virulence » des effets de contagion peut influencer sensiblement sur la politique monétaire intérieure. La contribution la plus importante, peut-être, des données de haute fréquence est l'information utile qu'elles véhiculent au sujet de la volatilité des marchés financiers, un aspect de la politique monétaire auquel on porte peu d'attention dans un monde où la crédibilité des banques centrales est habituellement évaluée à l'aune du comportement de mesures telles que le taux d'augmentation de l'IPC.

3.2 La « vision à long terme »

On peut opposer l'argument suivant à ceux qui se préoccupent outre-mesure des données de haute fréquence : si l'inflation comporte une importante composante persistante, la politique monétaire reflète des attentes selon lesquelles la banque centrale ne tolère pas — ou du moins pas longtemps — une hausse de l'inflation. En termes statistiques, cela revient à dire que les séries chronologiques auxquelles s'intéresse la banque centrale contiennent une composante persistante. Même si, à en juger par les résultats cités précédemment, un grand nombre de variables financières présentent bel et bien cette propriété, l'examen des données journalières relatives aux taux de change, aux taux d'intérêt et aux cours boursiers dans les pays du G7 ne confirme pas de façon incontestable cette hypothèse (ces résultats ne sont pas présentés ici)⁴³. On peut certainement imaginer que, si les banques centrales interviennent dans le but d'atténuer les fluctuations quotidiennes de variables financières clés (p. ex. le taux d'intérêt à un jour ou le taux de change), la composante stochastique devrait prédominer, et il serait difficile de saisir un élément persistant dans les données. Une question plus intéressante, peut-être, est de savoir si l'inflation présente une certaine persistance. Bien que certains résultats empiriques obtenus à l'aide de

43. Les écarts absolus par rapport à la moyenne des rendements des actifs en question ne semblent pas autocorrélés, sauf pour le retard d'une période. Les autocorrélations des rendements absolus par rapport à la moyenne sont plus fortes que celles des rendements au carré, mais la distribution marginale des rendements absolus, moyenne déduite, n'est pas exponentielle. Si nous mesurons le rendement d'un actif à la période t par $r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$ et le rendement moyen par m , le rendement par rapport à la moyenne est $r_t - m = \text{signe}(r_t - m) |r_t - m|$, lorsque $\text{signe } r_t$ est égal à 1 si $r > 0$, est égal à 0 si $r = 0$ et est égal à -1 si $r < 0$. Par exemple, dans le cas des taux de change, la distribution des taux de variation a tendance à présenter une asymétrie négative excessive (c.-à-d. inférieure à la valeur théoriquement attendue de 2) et l'aplatissement est insuffisant (c.-à-d. inférieur à la valeur théoriquement attendue de 9) par rapport aux propriétés d'un processus persistant.

régressions sur de longs échantillons militent en faveur d'une telle hypothèse (voir Hassler et Wolters, 1995; Gagnon, 1996), une autre méthode consiste à étudier la persistance de l'inflation en examinant la fonction d'autocorrélation. Granger et Marmol (1997) montrent que les processus persistants présentent une autocorrélation qui décroît à un rythme proportionnel à $k^{-\alpha}$ lorsque k représente le retard dans la fonction d'autocorrélation. Ils soulignent qu'une méthode utile pour détecter la persistance d'une série chronologique consiste à examiner le corrélogramme log-log, comme on l'appelle, qui illustre la relation entre $\log(\rho(k))$ et $\log(k)$. Les auteurs utilisent une régression de la forme

$$\log(\rho(k)) = \mu + \alpha \log(k) + \tau_k, \quad (9)$$

où $\rho(k)$ est l'autocorrélation d'une série chronologique pour le retard k . Le coefficient α est normalement négatif. Plus α est faible en valeur absolue, plus la composante persistante est importante dans la série chronologique. Le Tableau 5 présente des estimations de α pour la totalité de l'échantillon considéré de même que pour la période écoulée depuis 1991, durant laquelle les banques centrales des pays du G7 s'attachaient davantage, de manière explicite ou non, à maîtriser l'inflation. Malgré la taille relativement faible de l'échantillon utilisé pour détecter la persistance, les résultats sont intéressants. Par exemple, le taux d'inflation en Allemagne présente les indications les plus prononcées de persistance, mais la valeur estimée de α augmente sensiblement après 1991, certainement à cause, en bonne partie, des conséquences de l'union monétaire allemande. C'est le taux d'inflation en Italie qui présente la plus faible persistance, mais cette dernière s'accroît notablement au cours des années 1990. Dans le cas du Canada, les estimations ne changent à peu près pas, mais la composante se classe au second rang pendant les années 1990, plutôt qu'au cinquième pour la période débutant en 1960. De façon générale, l'inflation est moins persistante dans la plupart des pays du G7 depuis le début des années 1990. Dans la mesure où ce changement correspond à l'adoption d'une nouvelle politique monétaire, ces résultats portent à croire que l'inflation est maintenant plus sensible aux chocs temporaires, ce qui cadre assez bien avec un régime de politique monétaire axé, de manière implicite ou explicite, sur une fourchette cible de maîtrise de l'inflation. Dans ces conditions, il est plus difficile d'élaborer la politique monétaire, de sorte qu'on peut comprendre pourquoi les marchés financiers cherchent des indices dans les données de haute fréquence. Il convient cependant de souligner que les économistes n'ont toujours pas expliqué de manière satisfaisante l'existence d'une composante persistante, en particulier dans les variables financières, et qu'ils ignorent encore comment distinguer la persistance de courte durée et celle de longue durée dans une variable telle que l'inflation.

Tableau 5**Persistance de longue durée de l'inflation, 1960-1996**

Pays	Échantillon complet	Après 1991
	Données mensuelles	
Allemagne	- 0,02 (0,19)	- 0,19 (0,29)
Canada	- 0,31 (0,21)	- 0,29 (0,19)
France	- 0,34 (0,20)	- 0,91 (0,41)
Italie	- 0,76 (0,31)	- 0,45 (0,29)
Japon	- 0,23 (0,14)	0,06 (0,24)
Royaume-Uni	- 0,24 (0,14)	- 0,38 (0,18)
États-Unis	- 0,24 (0,14)	- 0,42 (0,23)

Nota : Les estimations de α ont été obtenues de la même manière que dans l'équation (10) (les erreurs-types sont présentées entre parenthèses). Les données mensuelles concernent le taux d'augmentation annuel de l'IPC pour la période allant de janvier 1960 à décembre 1996, avant différenciation. Le taux d'inflation annuel est la variation en logarithme de l'IPC (c.-à-d. $\log P_t - \log P_{t-12}$).

3.3 Myopie et prévisions d'inflation du secteur privé

La banque centrale est affligée d'une forme de myopie quand elle ne comprend pas la façon dont le secteur privé prévoit l'évolution de variables clés comme l'inflation. Croushore (1996) signale que les prévisions du secteur privé se sont améliorées depuis quelques années aux États-Unis, mais que les prévisionnistes ne semblent pas tenir suffisamment compte des modifications de la politique monétaire. En outre, jusqu'au début des années 1990, les prévisionnistes ont sous-estimé l'inflation future. La situation s'est nettement améliorée depuis, certainement du fait que l'inflation est à la fois plus faible et moins variable que durant les années 1980⁴⁴. Après avoir écarté des arguments tels qu'une faible capacité de prévision, une complexité de l'économie trop grande pour qu'on puisse la représenter dans un modèle et l'impossibilité de saisir l'information disponible, Croushore propose d'expliquer essentiellement les résultats obtenus par le secteur privé en matière de prévision par le manque de « crédibilité » de la politique monétaire. Si les prévisionnistes du secteur privé sont myopes, le problème réside peut-être moins dans le danger, pour la banque centrale, de devenir

44. Dans une étude antérieure (Siklos, 1997a), nous montrons que les prévisionnistes des pays ayant adopté une cible en matière d'inflation *surévaluent* l'inflation après l'entrée en vigueur d'un objectif chiffré, mais que, par la suite, ils se mettent à la sous-évaluer. Voir également à ce propos Johnson (1998).

myope que dans la manière dont elle communique sa connaissance de la conjoncture économique. Il importe donc de déterminer les genres de signaux, qu'ils émanent des marchés ou de la banque centrale, sur lesquels se fondent les prévisionnistes du secteur privé pour réviser leurs attentes ou expliquer les erreurs de prévision.

Le Tableau 6 présente plusieurs résultats de régressions qui permettent de voir comment les prévisions du secteur privé en matière d'inflation se modifient en réaction à divers indicateurs macroéconomiques et de déterminer si les erreurs de prévision réagissent essentiellement au même ensemble d'indicateurs. Les données sont celles recueillies lors du sondage effectué auprès des prévisionnistes (*Monthly Poll of Forecasters*) que publie mensuellement *The Economist* depuis 1991. Les résultats ont été regroupés par période et par bloc de pays; par exemple, les prévisions pour le Canada ont été regroupées avec celles qui se rapportent aux États-Unis. De plus, en raison du petit nombre d'observations au cours de chaque année, les prévisions ont été « cumulées » de manière que les variations des prévisions de l'inflation sur l'ensemble de la période 1991-1996 soient rattachées à la série chronologique étudiée. La régression estimée est de la forme

$$\Delta\pi_{it}^f \Big|_{m-1,t} = \mu_{it} + \zeta[X_{it}|I_{m-1}] + \lambda_{it} \quad (10)$$

$$[\pi_{it}^f - \pi_{it}] \Big|_{m-1,t} = \mu_{it}^* + \zeta[X_{it}|I_{m-1}] + \lambda_{it}^*, \quad (11)$$

où π_{it}^f représente la prévision de l'inflation relative au pays i pour l'année t et $[\pi_{it}^f - \pi_{it}]$ constitue l'erreur de prévision pour le même pays et la même période. Nous faisons l'hypothèse que chaque prévision est conditionnée par l'information du mois précédent (c.-à-d. $m-1$). X est un vecteur des variables censées influencer sur la prévision effective ou sur l'erreur de prévision, tandis que μ peut représenter soit une ordonnée commune soit des effets fixes — c'est-à-dire des effets distincts pour l'année de prévision et le pays dans l'ordonnée — et λ est le résidu. Le vecteur des variables explicatives se compose des éléments suivants : la prévision ou l'erreur de prévision de la dernière période, afin de saisir la persistance éventuelle des prévisions; la pente de la courbe de rendement; le nombre de discours prononcés par des dirigeants de la banque centrale (voir le Tableau 7); la variation de l'ICM; les rendements boursiers.

Tableau 6

Déterminants des prévisions et des erreurs de prévision du secteur privé en matière d'inflation, 1991-1996

Variables indépendantes	Variables dépendantes											
	Colonnes <i>impaires</i> : variation mensuelle des prévisions de l'inflation											
	Colonnes <i>paires</i> : erreurs de prévision de l'inflation (données mensuelles)											
	Blocs de pays											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Canada- États-Unis	Canada- États-Unis	Japon- États-Unis	Japon- États-Unis	Allemagne- États-Unis	Allemagne- États-Unis	Europe	Europe	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation
Constante	- 0,03 (0,02)	- 0,008 (0,059) ⁺	- 0,01 (0,02)	- 0,06 (0,06)	0,025 (0,02)	- 0,064 (0,051)	- 0,029 (0,014)*	0,013 (0,019)	NZ : 0,10, 0,10, - 0,02, - 0,08, - 0,16, - 0,08	UK : - 0,32, 0,34, - 0,10, - 0,23	0,011 (0,023)	- 0,20 (- 0,08)*
									UK : - 0,07, - 0,14, - 0,15, - 0,07, - 0,10	CAN : 0,94, - 0,48, - 0,31, - 0,23, - 0,42		
									CAN : - 0,17, - 0,03, - 0,005, 0,02, - 0,09			
									AUS : - 0,09, - 0,09, - 0,12, - 0,18, - 0,17			

(à suivre)

Tableau 6 (suite)

Déterminants des prévisions et des erreurs de prévision du secteur privé en matière d'inflation, 1991-1996

Variables indépendantes	Variables dépendantes											
	Colonnes <i>impaires</i> : variation mensuelle des prévisions de l'inflation						Colonnes <i>paires</i> : erreurs de prévision de l'inflation (données mensuelles)					
	Blocs de pays						(9)	(10)	(11)	(12)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation
	Canada- États-Unis	Canada- États-Unis	Japon- États-Unis	Japon- États-Unis	Allemagne- États-Unis	Allemagne- États-Unis	Europe	Europe				
$\Delta\pi_{t-1}^f$ ou $(\pi-\pi^f)_{t-1}$	-0,007 (0,09)	-0,007 (0,059)	0,018 (0,09)	0,72 (0,06)*	-0,078 (0,09)	0,91 (0,05)*	0,123 (0,059)*	0,98 (0,009)*	-0,06 (0,06)	0,66 (0,07)*	0,013 (0,047)	0,93 (0,03)*
Courbe de rendement	-0,006 (0,01)	0,013 (0,010)	0,0003 (0,008)	0,01 (0,03)	-0,012 (0,005)*	0,018 (0,013)	-0,0001 (0,005)	0,018 (0,007)*	0,01 (0,02)	0,07 (0,05)	-0,012 (0,011)	0,043 (0,027)
Discours	0,002 (0,003)	0,006 (0,019)	-0,003 (0,003)	0,02 (0,01)	-0,003 (0,0008)	0,003 (0,007)	0,003 (0,004)	-0,011 (0,004)*	0,003 (0,009)	-0,009 (0,012)	-0,008 (0,007)	0,009 (0,013)
« Mauvaises » nouvelles	0,006 (0,005)	0,004 (0,004)	0,0009 (0,0006)@	s.o.	0,001 (0,004)	-0,011 (0,011)	-0,002 (0,004)	-0,0009 (0,006)	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
« Bonnes » nouvelles	0,007 (0,005)	0,002 (0,015)	s.o.	s.o.	0,0006 (0,004)	-0,002 (0,011)	0,0004 (0,004)	-0,01 (0,005)	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Rendement boursier	-0,004 (0,001)	0,004 (0,004)	s.o.	0,003 (0,002)@	-0,0008 (0,0008)	-0,0004 (0,002)	s.o.	s.o.	-0,00001 (0,0006)	-0,0004 (0,004)	-0,0003 (0,005)	0,005 (0,003)*
Indice des conditions monétaires	-	-	-	-	-	-	-	-	0,021 (0,030)	-0,171 (0,065)+	-0,014 (0,024)	-0,143 (0,056)+
Écart de l'inflation par rapport à la cible	-	-	-	-	-	-	-	-	0,007 (0,026)+	-0,298 (0,085)+	0,003 (0,011)	0,093 (0,033)+

(à suivre)

Tableau 6 (suite)

Déterminants des prévisions et des erreurs de prévision du secteur privé en matière d'inflation, 1991-1996

Variables indépendantes	Variables dépendantes											
	Colonnes <i>impaires</i> : variation mensuelle des prévisions de l'inflation						Colonnes <i>paires</i> : erreurs de prévision de l'inflation (données mensuelles)					
	Blocs de pays											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Canada- États-Unis	Canada- États-Unis	Japon- États-Unis	Japon- États-Unis	Allemagne- États-Unis	Allemagne- États-Unis	Europe	Europe	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation	Pays ciblant l'inflation
Φ'_m	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–0,36 (0,154)	0,745 (0,438) [@]
R ²	0,03	0,70	0,033	0,59	0,062	0,80	0,02	0,97	0,19	0,88	0,04	0,83
Statistique F	0,56 (0,76)	40,2 (0,00)	0,98 (0,42)	42,1 (0,00)	1,17 (0,33)	70,7 (0,00)	1,10 (0,36)	–	5,28 (0,00)	42,5 (0,00)	1,70 (0,12)	–

Nota : L'échantillon va de janvier 1991 à décembre 1996 (données mensuelles).

On suppose que l'ordonnée à l'origine est commune, sauf aux colonnes (9) et (10).

Estimations par les moindres carrés sauf à la colonne (8), estimée par la technique des régressions apparemment indépendantes.

Les symboles @, * et + désignent des coefficients statistiquement significatifs aux seuils de 10, de 5 et de 1 % respectivement.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

La ligne « Discours » présente le nombre de discours prononcés chaque mois par des dirigeants de la banque centrale, comme en fait état le bulletin *BIS Review* et selon la définition du Tableau 7.

R² désigne le coefficient simple de détermination dans le cas des colonnes impaires et le R² corrigé dans le cas des colonnes paires; le risque de première espèce applicable à la statistique F est fourni entre parenthèses. Toutes les autres variables sont définies dans les tableaux précédents.

s.o. = sans objet

Les écarts de l'inflation par rapport à la cible correspondent à l'inflation observée diminuée du point médian de la fourchette cible fixée.

– : Aucun coefficient n'a été estimé pour ces variables.

Le problème consiste alors à incorporer les indicateurs d'information manquants, c'est-à-dire l'information que renferment les données quotidiennes, à un modèle de périodicité mensuelle⁴⁵. Deux variables sont envisagées. Tout d'abord, nous avons regroupé les divers événements faisant la manchette, qui ont été décrits dans les régressions précédentes, en effectuant la somme des événements survenus chaque mois. L'hypothèse de base est que plus ces événements sont fréquents, plus il y a de chances que les prévisions d'inflation s'en ressentent; en d'autres termes, les données de haute fréquence influent sur les attentes du secteur privé. Si les effets sont significatifs uniquement dans la régression qui explique les erreurs de prévision, on considère que, dans le mois qui suit, les événements faisant la manchette sont laissés de côté par le secteur privé. Comme précédemment, nous distinguerons les « bonnes » et les « mauvaises » nouvelles.

Un deuxième ensemble d'indicateurs manquants a également été incorporé dans le but de saisir l'information que pourraient renfermer les données quotidiennes relatives aux taux d'intérêt à court terme. Deux mesures du « risque » entourant l'inflation future du fait des variations journalières de taux d'intérêt — à savoir les écarts absolus par rapport aux taux d'intérêt moyens et la variance conditionnelle des taux d'intérêt à court terme — ont été sommées sur le mois⁴⁶.

Le Tableau 6 présente les résultats des régressions regroupés par bloc de pays. Pour le bloc Canada-États-Unis, aucune des variables ne permet d'expliquer statistiquement les variations des prévisions de l'inflation (l'ICM a été inclus, mais il s'est avéré non significatif), alors que, comme le montre la colonne (2), les erreurs de prévision semblent présenter une

45. Curieusement, si l'utilisation d'informations recueillies à une fréquence relativement basse (p. ex. le PIB) pour créer des données de fréquence supérieure a suscité de l'intérêt récemment, les chercheurs ne se sont guère penchés sur la manière d'utiliser l'information recueillie à une fréquence élevée dans les modèles où les données sont de périodicité inférieure.

46. Les équations suivantes résument les indicateurs d'information manquants :

$$\begin{aligned}\Phi_m &= \sum_{j=1}^l |r_{3m} - \mu|_j \\ (\Phi_m^1 &= \sum_{j=1}^l \sigma_j^2) \\ (\Phi_m^* &= \sum_{j=1}^l NOUV_j^+) \\ (\Phi_m^{**} &= \sum_{j=1}^l NOUV_j^-).\end{aligned}$$

Les variables Φ sont définies par rapport aux variables de nouvelles ($NOUV^+$ désignant les « bonnes » nouvelles et $NOUV^-$ les « mauvaises »), au taux d'intérêt à court terme diminué de la moyenne ($r_{3m} - \mu$, en valeur absolue) ou à la variance conditionnelle des taux d'intérêt à court terme (σ^2). Toutes les variables sont additionnées sur les journées (j) que comprend le mois.

certaine persistance. Les colonnes (3) et (4) correspondent au bloc Japon-États-Unis. Là encore, aucune des variables retenues ne permet, au seuil de 5 %, de rendre compte des modifications des prévisions d'inflation; les erreurs de prévision semblent toutefois afficher une persistance significative. L'ICM ne permet pas non plus d'expliquer sur le plan statistique les variations des prévisions d'inflation ni les erreurs de prévision (ces résultats ne sont pas présentés). Dans le cas du bloc Allemagne-États-Unis (colonnes (5) et (6)), seule la courbe de rendement explique statistiquement les variations des prévisions, en ce sens qu'un resserrement de la politique monétaire — prenant la forme d'une réduction de l'écart entre les taux long et court — entraîne une révision à la baisse de l'inflation future. Si les variations de la courbe de rendement représentent de manière approximative la crédibilité de la politique monétaire, le bloc Allemagne-États-Unis se démarque des autres blocs de pays examinés. On observe, comme précédemment, une persistance notable en ce qui concerne les erreurs de prévision (colonne (6)), mais aucune des autres variables ne permet de rendre compte des erreurs que présentent les attentes du secteur privé. Les colonnes (7) et (8) portent sur l'ensemble des pays européens étudiés, c'est-à-dire l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni et l'Italie. Globalement, on constate une persistance dans les variations des prévisions d'inflation, mais aucune autre variable monétaire ni variable de nouvelles ne semble expliquer de façon statistiquement significative les modifications des attentes en matière d'inflation.

Les erreurs de prévision affichent une persistance analogue à celle relevée pour les autres blocs de pays examinés jusqu'ici. Cependant, elles sont également influencées par la structure des taux d'intérêt et le nombre de discours prononcés par les dirigeants de la banque centrale. Un resserrement de la politique monétaire, par exemple, accroît les erreurs de prévision de l'inflation. Cela est peut-être dû à la croyance du secteur privé selon laquelle une hausse des taux d'intérêt à court terme annonce une accélération à court terme de l'inflation à l'horizon de prévision considéré — lorsque l'objectif officiel consiste, bien entendu, à réduire l'inflation et à atténuer les attentes en la matière. Il se pourrait aussi que les erreurs de prévision plus élevées soient dues à une source de persistance autre que leurs valeurs retardées. Si nous faisons l'hypothèse que, au cours de la période considérée, le message que livrent essentiellement les discours des dirigeants de banques centrales concerne la maîtrise de l'inflation, la fréquence de ces discours pourrait refléter une tentative de recourir à la persuasion morale ou aux « déclarations gratuites » pour atténuer les attentes en matière d'inflation. Les colonnes (9) et (10) présentent les estimations relatives au bloc de pays ayant adopté des cibles en matière d'inflation. À signaler que, parmi toutes les covariables, seule la taille des écarts par rapport au taux d'inflation visé

explique de manière significative les modifications des prévisions d'inflation. La persistance reste notable dans les erreurs de prévision.

Cependant, les variations de l'ICM exercent un effet significatif sur les prévisions d'inflation. Bien qu'elles soient sans doute supérieures aux écarts anticipés par rapport à la cible visée en matière d'inflation, elles contribuent aussi à réduire les erreurs de prévision. Par ailleurs, en règle générale, les indicateurs d'information manquants ne sont pas significatifs, ou alors leur caractère significatif dépend fortement du choix de la technique d'estimation ou de l'estimation des effets fixes. Une exception notable aux colonnes (11) et (12) révèle que, dans les pays ayant adopté une cible, la variance cumulative des taux d'intérêt à court terme observés quotidiennement dans l'intervalle de prévision a pour effet de réduire l'inflation prévue, tandis que le même indicateur manquant fait augmenter les erreurs de prévision. S'il existe des données de haute fréquence qui pourraient être utiles pour la prévision de l'inflation, elles rendent une prévision précise plus difficile. Il importe donc que la banque centrale transmette les bons signaux, au moins à l'intention de ceux qui tentent de prévoir l'inflation.

3.4 Déclarations gratuites

Le Tableau 7 présente des données sur le nombre moyen des articles et discours importants de dirigeants de banques centrales depuis 1980⁴⁷. Des données distinctes relatives à la période écoulée depuis 1990, ou depuis la date à laquelle divers pays ont opté pour des cibles de maîtrise de l'inflation, sont également fournies. Le nombre moyen de discours a diminué dans chacun des pays indiqués au Tableau, bien que les différences ne soient pas toujours statistiquement significatives. C'est dans les pays ayant adopté des cibles que les « déclarations gratuites » ont généralement le plus diminué. Cela pourrait s'expliquer du fait que les déclarations gratuites sont relativement moins efficaces dans ces pays. Il importe aussi de noter que les responsables de la Bundesbank et de la Réserve fédérale prononcent beaucoup plus de discours que leurs homologues des autres pays mentionnés dans le tableau en question, peut-être parce que les autorités monétaires allemandes et américaines sont plus portées à faire des

47. Les notes du Tableau 7 font état des importantes réserves dont sont assorties les données. Plus particulièrement, la BRI recueille des renseignements choisis de façon sélective par les banques centrales. En outre, elle ne précise pas ce qu'elle entend par l'« importance » des déclarations des dirigeants de banques centrales. Par conséquent, les données ne tiennent pas compte du nombre *total* de discours et déclarations, qui a sensiblement augmenté depuis quelques années selon ce que nous assurent les représentants de banques centrales ayant assisté au colloque auquel cette étude-ci a été présentée.

Tableau 7**Nombre des déclarations gratuites**

Pays	Nombre de « discours et articles importants » 1980–1996	Nombre de « discours et articles importants » 1991–1996
	Moyennes annuelles (arrondies au chiffre entier)	
Canada	10	6
Allemagne	67	51
Nouvelle-Zélande	3	2
Royaume-Uni	32	24
Australie	17	15
États-Unis	74	57
France	25	18

Nota : Les données sont tirées du bulletin *BIS Review*, qui recense les « discours et articles importants de dirigeants de banques centrales ». L'information est fournie à la BRI par les banques centrales. On entend par « dirigeants » le président, le gouverneur ou un sous-gouverneur de la banque centrale. Dans le cas des États-Unis et de l'Allemagne, cependant, les discours prononcés par certains membres du Conseil des gouverneurs du Système fédéral de réserve et du Conseil de la Bundesbank sont également recensés. On ne sait pas trop si la définition d'un « discours important » est restée la même depuis 1980. De plus, les obligations de déclaration des banques centrales peuvent différer à cet égard et elles ont évolué au fil des années (comparution, en vertu de la loi Humphrey-Hawkins, du président de la Réserve fédérale devant le congrès américain, publication de rapports sur l'inflation au Royaume-Uni, en Nouvelle-Zélande et au Canada, etc.), ce qui a pu influencer sur le nombre de discours prononcés. Les données ne représentent pas le nombre *total* de discours prononcés par les dirigeants de banques centrales.

« déclarations gratuites ». Il sera intéressant de voir si les discours plus fréquents qui sont prononcés par les représentants des banques centrales d'Allemagne et des États-Unis portent plus précisément sur les questions de politique monétaire, par opposition à d'autres sujets, et si cela est lié à leur bonne réputation. Des recherches sont en cours dans ce domaine.

Conclusions

Les banques centrales risquent de faire preuve de myopie si elles accordent trop d'importance aux données de haute fréquence. L'idée voulant que les marchés fournissent chaque jour des renseignements pertinents sur la situation fondamentale de l'économie n'est pas étayée par les résultats empiriques présentés ici. Les données de fréquence élevée renferment certes de l'information utile, mais à peu près rien n'indique que les événements qui font la manchette aient une influence prévisible sur les prix des actifs financiers clés. Si l'objectif visé est d'atténuer le risque d'une crise

financière, il faut démontrer que des données plus fréquentes ou plus à jour aident à prévoir le déclenchement d'une crise. (Elles peuvent être utiles pour réagir aux crises.) De plus, il n'est pas facile, tout particulièrement à une fréquence élevée, de cerner les éléments fondamentaux susceptibles de fournir des indices à la banque centrale et au secteur privé au sujet de la conduite actuelle de la politique monétaire et de l'évolution future de l'économie. Certains des signaux émanant des banques centrales, par exemple l'ICM, semblent lisser certaines des informations présentes dans les séries de haute fréquence qui composent l'indice. Les prévisions d'inflation du secteur privé ont déjà intégré cette information ou en font totalement abstraction, puisqu'il paraît difficile de déterminer précisément la manière dont les prévisions du secteur privé se modifient ou de cerner les variables économiques qui peuvent expliquer les erreurs de prévision. Les résultats montrent cependant que les erreurs de prévision de l'inflation contiennent une composante persistante. Il semble aussi que les banques centrales ayant adopté une cible en matière d'inflation se basent sur les données de haute fréquence pour réviser leurs prévisions de l'inflation, mais que cette information accroît aussi les erreurs de prévision. Étant donné l'état de nos connaissances au sujet des propriétés de ces données, les mesures de politique monétaire et le comportement des dirigeants de banques centrales devraient plutôt s'inspirer d'une vision à long terme des enjeux.

Annexe relative aux données

Les données quotidiennes proviennent de la Banque du Canada et de la Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande.

Les taux d'intérêt à court terme sont les taux des emprunts en eurodevises à trois mois (séries R3). Les taux d'intérêt à long terme sont les taux de rendement des obligations d'État à dix ans (séries R10). La pente de la courbe de rendement est donnée par la différence entre les taux long et court ($R10 - R3$). Les taux de change (séries FX) sont établis en cents canadiens par unité de la devise considérée. Les données ont ensuite été converties en unités de la devise considérée par rapport au dollar américain.

Voici les indices boursiers utilisés :

Canada	TSE 300
États-Unis	Dow Jones
Royaume-Uni	FT100
Allemagne	DAX (Francfort)
Japon	Nikkei
Australie	Ensemble des actions ordinaires à Sydney
Nouvelle-Zélande	ASECT

Les valeurs nominales quotidiennes de l'ICM ont été fournies, pour le Canada, par la banque centrale de ce pays. De manière à obtenir des données comparables, nous avons établi un ICM nominal quotidien pour tous les pays en suivant la méthode utilisée pour élaborer l'indice fourni dans *World Financial Markets* de J. P. Morgan. La pondération du taux de change est déterminée par l'importance du secteur extérieur du pays par rapport au reste de l'économie (plus grande est la place du commerce extérieur dans l'économie, plus la pondération du taux de change est élevée). Au départ, nous avons imposé des pondérations constantes sur cinq ans en nous servant de la proportion que représentent les exportations et les importations dans le PIB. Les variations annuelles s'étant révélées généralement assez faibles pour que l'on puisse ne pas en tenir compte, les valeurs finales de l'ICM ont été calculées d'après les statistiques du commerce extérieur de 1979, 1989 et 1996. Dans tous les cas, nous avons utilisé le taux de change bilatéral entre le dollar américain et la devise considérée plutôt qu'un taux de change effectif nominal. Dans le cas du Canada, les estimations ainsi obtenues étaient comparables à l'ICM nominal officiel fourni par la Banque du Canada. L'ICM a été fixé à zéro au 2 janvier 1979.

Voici les dates d'entrée en vigueur de cibles officielles en matière d'inflation dans certains des pays considérés :

Australie	1 ^{er} janvier 1993
Canada	26 février 1991
Nouvelle-Zélande	2 mars 1990
Suède	15 janvier 1993
Royaume-Uni	8 octobre 1992

Les variables de nouvelles sont définies de la manière exposée dans Robinson et Siklos (1998). Plus précisément, les événements ont été recensés dans le *New York Times Index* à l'aide des mots-clés *banks and banking* (banques), *currency* (change), *world trade* (commerce international), *finance* (finance) ainsi que du nom de chaque pays.

Voici un exemple qui permet d'illustrer la distinction établie entre les bonnes et les mauvaises nouvelles :

Date	Événement	Valeur
13 septembre 1994	Élections provinciales remportées par le Parti québécois	- 1
10 juin 1995	Élection d'un gouvernement conservateur en Ontario	+ 1

En cas de mauvaises nouvelles, on s'attend à ce que les taux d'intérêt augmentent ou à ce que le taux de change se déprécie, ou les deux. Les bonnes nouvelles sont censées avoir l'effet contraire. Les variables muettes représentant les bonnes ou les mauvaises nouvelles s'appliquent pendant la durée indiquée dans les tableaux pertinents. Les exemples donnés ci-dessus correspondent à des événements d'origine strictement intérieure. Les nouvelles concernant les États-Unis ou d'autres pays étrangers sont définies de la même façon.

Les données relatives à l'inflation ont été établies à partir de la publication *Principaux indicateurs économiques de l'OCDE : données rétrospectives* et mises à jour à l'aide de numéros récents de *Principaux indicateurs économiques de l'OCDE* ou encore du cédérom du Fonds monétaire international intitulé *Statistiques financières internationales*.

Les prévisions d'inflation sont tirées du sondage que *The Economist* effectue auprès d'un certain nombre de prévisionnistes et dont les résultats sont publiés chaque mois depuis 1991. Les résultats du sondage, qui paraissent la deuxième ou la troisième semaine du mois, représentent la prévision moyenne d'inflation faite au cours du mois pour l'année civile en cours et l'année suivante. Les chiffres présentés au Tableau 6 ont été générés à l'aide des prévisions recueillies au cours de chacun des douze mois dans le cas de l'année civile en cours.

Bibliographie

- Andersen, P. (1997). « Forecast Errors and Financial Developments », document de travail n° 51, Banque des Règlements Internationaux, Bâle (Suisse), novembre.
- Andersen, T. et T. Bollerslev (1998). « Deutschemark–Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies », *Journal of Finance*, vol. 53, février, p. 219-265.

- Balduzzi, P., G. Bertola, S. Foresi et L. Kapper (1998). « Interest Rate Targeting and the Dynamics of Short-term Rates », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 30, février, p. 26-50.
- Balke, N. et T. Fomby (1994). « Large Shocks, Small Shocks and Economic Fluctuations: Outliers in Macroeconomic Time Series », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 9, avril-juin, p. 181-200.
- Balvers, R. et T. Cosimano (1994). « Inflation Variability and Gradualist Monetary Policy », *Review of Economic Studies*, vol. 61, octobre, p. 721-738.
- Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande (1995). *Monetary Policy Statements*.
- (1997). « Monetary Policy Implementation and Signalling: Review of Submissions and Decision », juin (www.rbnz.govt.nz/decision.html).
- Banque du Canada (1995). *Rapport sur la politique monétaire*, mai.
- (1998a). « Extraits du procès-verbal de la réunion du Conseil d'administration du 12 février ».
- (1998b). *Rapport sur la politique monétaire*, mai.
- Blinder, A. (1998). « Is Government Too Political? », *Foreign Affairs*, vol. 76, n° 6, p. 115-126.
- Caplin, A. et J. Leahy (1996). « Monetary Policy as a Process of Search », *American Economic Review*, vol. 86, septembre, p. 689-702.
- Chote, R. et W. Münchau (1998). « G-7 Ministers See Little Need to Sound Alarm Over Asia », *Financial Times*, 23 février.
- Christoffersen, P. et F. Diebold (1997). « How Relevant is Volatility Forecasting for Financial Risk Management? », document de travail n° 97-45, Université de la Pennsylvanie, octobre.
- Clarida, R., J. Gali et M. Gertler (1997). « Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence », rapport n° 97-32, C.V. Starr Center Economic Research, septembre.
- Crawford, V. et J. Sobel (1982). « Strategic Information Transmission », *Econometrica*, vol. 50, novembre, p. 1431-1451.
- Croushore, D. (1996). « Inflation Forecasts: How Good are They? », Federal Reserve Bank of Philadelphia (www.phil.frb.org/econ/br/brmj96dc.html). Également reproduit dans *Business Review*, mai-juin, p. 15-25.
- Cukierman, A. et A. Meltzer (1986). « A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information », *Econometrica*, vol. 54, septembre, p. 1099-1128.
- Ding, Z., C. Granger et R. Engle (1993). « A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model », *Journal of Empirical Finance*, vol. 1, p. 83-106.
- Eichengreen, B., A. Rose et C. Wyplosz (1996). « Contagious Currency Crises », document de travail n° 5681, National Bureau of Economic Research.
- Engle, R., T. Ito et W.-L. Lin (1995). « Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market », *Econometrica*, vol. 58, n° 3, p. 525-542.
- Farrell, J. et M. Rubín (1996). « Cheap Talk », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, été, p. 103-118.
- Fischer, S. (1998). « The IMF and the Asian Crisis », 20 mars (www.imf.org/external/np/speeches/1998/032098.htm).
- Fortin, P. (1996). « The Great Canadian Slump », *Revue canadienne d'Économie*, vol. 29, novembre, p. 761-787.
- Flood, R. et N. Marion (1997). « Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature », document de travail n° 6380, National Bureau of Economic Research, novembre.
- Friedman, M. (1992). *Money Mischief*, New York, Harcourt Brace Jovanovich.
- Fuhrer, J. (1997). « Central Bank Independence and Inflation Targeting: Monetary Policy Paradigms for the Next Millennium? », *New England Economic Review*, janvier-février, p. 19-36.
- Gagnon, J. (1996). « Long Memory in Inflation Expectations: Evidence from International Financial Markets », International Finance Discussion Paper n° 538, Federal Reserve Board, février.
- Garfinkel, M. et S. Oh (1995). « When and How Much to Talk: Credibility and Flexibility in Monetary Policy with Private Information », *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, avril, p. 341-357.

- General Accounting Office (1996). « Mexico's Financial Crisis: Origins, Awareness, Assistance and Initial Efforts to Recover », rapport au président du Comité des services bancaires et financiers de la Chambre des représentants, février.
- Granger, C. (1997). « Extracting Information from Mega-Panels and High-Frequency Data », Université de la Californie à San Diego, octobre.
- Granger, C. et T. Teräsvirta (1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford, Oxford University Press.
- Granger, C., Z. Ding et S. Spear (1997). « Stylized Facts on Temporal and Distributional Properties of Daily Data from Speculative Markets », inédit, Université de la Californie à San Diego, avril.
- Granger, C. et F. Marmol (1997). « The Correlogram of a Long Memory Process plus a Simple Noise », Discussion Paper n° 97-29, Université de la Californie à San Diego, novembre.
- Greenspan, A. (1996). Francis Boyer lecture to the American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington (D. C.), 5 décembre.
- (1998). « Roots of the Current Crisis in Asia », témoignage devant le Comité des services bancaires et financiers de la Chambre des représentants, Washington (D. C.), 30 janvier.
- Guthrie, G. et J. Wright (1998). « Market Implemented Policy with Open-Mouth Operations », document de travail, Université de Canterbury.
- Hassler, U. et J. Wolters (1995). « Long Memory in Inflation Rates: International Evidence », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, avril, p. 37-45.
- Havrilesky, T. (1991). « The Frequency of Monetary Policy Signaling from the Administration to the Federal Reserve », *Journal of Money, Credit, and Banking*, août, partie I, p. 423-430.
- (1995). *The Pressures on American Monetary Policy*, Boston, Kluwer Academic.
- Hogan, K. et M. Melvin (1994). « Sources of Meteor Showers and Heat Waves in the Foreign Exchange Market », *Journal of International Economics*, vol. 37, novembre, p. 239-247.
- Irvine, S. (1997). « Asian Research: Worth the Paper It's Printed On? », *Euromoney*, décembre, p. 48-50.
- Johnson, D. (1998). « La crédibilité de la politique monétaire : analyse des résultats d'enquêtes menées sur l'inflation attendue dans divers pays ». In : *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en mai 1997, p. 389-426.
- Johnson, D. et P. Siklos (1996). « Political and Economic Determinants of Interest Rate Behaviour: Are Central Banks Different? », *Economic Inquiry*, vol. 34, octobre, p. 708-729.
- Johnson, M. et R. Keleher (1996). *Monetary Policy, A Market Price Approach*, Westport (Connecticut), Quorum Books.
- Kamin, S. et P. Wood (1997). « Capital Flows, Financial Intervention, and Aggregate Demand: Empirical Evidence from Mexico and Other Pacific Basin Countries », International Finance Discussion Paper n° 583, juin.
- Kaminsky, G., S. Lizondo et C. Reinhart (1997). « Leading Indicators of Currency Crises », document de travail n° 97/79, Fonds monétaire international, juillet.
- Little, B. (1998). « Central Bank Abandons Monetary Conditions Target », *The Globe and Mail*, 26 mai, p. B7.
- Longworth, D. et C. Freedman (1995). « The Role of the Staff Economic Projection in Conducting Monetary Policy ». In : *Targeting Inflation*, publié sous la direction de Andrew G. Haldane, Londres, Banque d'Angleterre.
- Lucas, R. (1989). « The Bank of Canada and Zero Inflation: A New Cross of Gold? », *Analyse de Politiques*, vol. 15, mars, p. 84-93.
- Lundrigan, E. et S. Toll (1997-1998). « Le marché du financement à un jour au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, hiver, p. 27-42.
- MacFarlane, J. (1997). « The Changing Nature of Economic Crises », Address to 13th Annual Forecasting Conference Dinner of Australian Business Economists, Sydney, 12 avril.
- McCallum, B. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*, New York, MacMillan.
- Mishkin, F. (1995). « Symposium on the Monetary Transmission Mechanism », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, automne, p. 3-10.

- Neely, C. (1997). « Technical Analysis in the Foreign Exchange Market: A Layman's Guide », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 79, n° 5, p. 23-38.
- Neely, C. et P. Weller (1997). « Technical Analysis and Central Bank Intervention », document de travail n° 97-002A, Federal Reserve Bank of St. Louis, janvier.
- Orphanides, A. (1997). « Monetary Policy Rules Based on Real-time Data », Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D. C.), décembre.
- Peek, J. et E. Rosengren (1997). « The International Transmission of Financial Shocks: The Case of Japan », *American Economic Review*, vol. 87, septembre, p. 495-505.
- Rich, G. (1997). « Monetary Targets as a Policy Rule: Lessons from the Swiss Experience », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, p. 113-141.
- Robinson, P. et P. Siklos (1998). « The Impact of News on Exchange Rate and Interest Rate Levels and Volatility: A Study of Five Countries », inédit, Université Wilfrid Laurier.
- Robson, W. (1998). « How Not to Get Hit by a Falling Dollar: Why the Plunging Dollar Need Not Usher in a Slump », C.D. Howe Backgrounder, 26 janvier.
- Sachs, J., A. Tornell et A. Velasco (1996). « Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995 », document de travail n° 5576, National Bureau of Economic Research, mai.
- Siklos, P. (1997a). « Le lien entre les régimes de change et la crédibilité ». In : *Les taux de change et la politique monétaire*, Ottawa, Banque du Canada, p. 73-121.
- (1997b). « Charting a Future for the Bank of Canada: Inflation Targets and the Balance Between Autonomy and Accountability ». In : *Where Do We Go from Here: Inflation Targets in Canada's Monetary Policy Regime*, publié sous la direction de David Laidler, Policy Study n° 29, Institut C.D. Howe, Toronto.
- Smets, F. (1997). « Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence », document de travail n° 47, Banque des Règlements Internationaux, septembre.
- Söderlind, P. et L. Svensson (1997). « New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments », *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, octobre, p. 383-429.
- Spence, A. (1973). « Job Market Signalling », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, n° 3, p. 355-374.
- Stein, J. (1989). « Cheap Talk and the Fed: A Theory of Imprecise Policy Announcements », *American Economic Review*, vol. 79, n° 1, p. 32-42.
- Stinson, M. (1998). « Dollar Slides 0.26 cents to Lowest Value since January », *The Globe and Mail*, 27 mai, p. B3.
- Taylor, J. (1998). « A Historical Analysis of Monetary Policy Rules », document de travail, Université Stanford.
- Thiessen, G. (1998). « L'évolution internationale et les perspectives de l'économie canadienne », allocution prononcée à Saint John (Nouveau-Brunswick), le 5 février, *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 73-78.
- Thomas, D. (1998). « This Currency Needs Help », *Financial Post*, 11 février.
- Tsay, R. (1988). « Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series », *Journal of Forecasting*, vol. 7, p. 1-20.
- Végh, C. (1998). « Monetary Policy, Interest Rate Rules, and Inflation Targets: Some Basic Equivalences », document de travail, Université de la Californie à Los Angeles.
- Volcker, P. et T. Gyohten (1992). *Changing Fortunes: The World's Money and the Threat to American Leadership*, New York, Times Books.
- Watt, D. (1997). « Modelling Short-Term Interest Rates in Canada: An Empirical Analysis of One-Factor Models of the Term Structure of Interest Rates », Banque du Canada, 4 décembre.
- Yam, J. (1997). « Financial Turmoil in Asia », Hong Kong, Address at the Euromoney Asia-Pacific Issuers and Investors Forum, 2 décembre.
- Zelmer, M. (1996). « Stratégie et tactique dans la conduite de la politique monétaire ». In : *Les marchés monétaires et les opérations de la banque centrale*, Actes d'un colloque tenu par la Banque du Canada en novembre 1995, Ottawa, Banque du Canada, p. 243-297.