

La crédibilité de la politique monétaire : analyse des résultats d'enquêtes menées sur l'inflation attendue dans divers pays

David Johnson*

Introduction

La crédibilité de la politique monétaire est une question cruciale dans nombre de modèles. En un mot, si l'inflation effective et l'inflation attendue sont identiques, la situation économique globale est, par hypothèse, meilleure. Les contrats de travail et de crédit couvrant plusieurs périodes ou même une seule sont fonction de l'inflation anticipée. Quand les attentes en matière d'inflation se trouvent réalisées, les parties aux contrats exécutent ces derniers de la manière prévue au moment de leur conclusion. Si la banque centrale modifie le taux d'inflation qu'elle vise et que les agents économiques prennent rapidement conscience de ce changement, les périodes au cours desquelles l'inflation effective et l'inflation anticipée coïncident sont plus nombreuses. Si la banque centrale est en mesure d'atteindre sa cible en matière d'inflation et que celle-ci est l'inflation attendue, le nombre des périodes pendant lesquelles l'inflation effective est identique à l'inflation anticipée augmente, et les résultats obtenus sur le plan économique sont alors meilleurs.

* *Nous avons bénéficié pour la présente étude d'une aide financière du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada. Nous ont aidé dans les recherches Greg Downall, Catherine Timko, Grant Kelly, Vlasios Melessanakis et Amit Kapur. Marie Racine, Pierre Siklos, Victoria Miller et Graydon Paulin nous ont fait des remarques utiles. Enfin, David Matthews, du Service de consultation statistique de l'Université de Waterloo, nous a prodigué des conseils fort judicieux.*

Ainsi que l'a déclaré le gouverneur Gordon Thiessen, notre hôte à ce colloque, lors d'une allocution prononcée devant la Chambre de commerce de London en 1996 :

La tâche de la Banque [du Canada] consiste à rendre la politique monétaire prévisible et à fournir aux Canadiens une plus grande certitude à propos de l'évolution future du niveau des prix. Pour que l'économie puisse tirer pleinement parti des avantages d'une politique de faible inflation, nous devons faire tout en notre pouvoir pour que les attentes des Canadiens en regard de leurs projets économiques s'accordent avec nos cibles. À l'heure actuelle, cela veut dire maintenir l'inflation à l'intérieur d'une fourchette cible de 1 à 3 %, pas au-dessus de 3 % ni au-dessous de 1 %. (Thiessen, 1996, p. 64)

Selon les études consacrées à la courbe de Phillips depuis quarante ans, les périodes de désinflation, c'est-à-dire de réduction du taux moyen d'inflation, s'accompagnent d'une hausse soutenue du chômage. Une plus grande crédibilité, prenant la forme d'une perception plus rapide d'un changement de régime monétaire en faveur d'une réduction de l'inflation, permettrait d'atténuer la récession selon un grand nombre des modèles formalisant le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Dans la présente étude, nous recourons à des données d'enquête pour essayer d'évaluer la crédibilité et l'efficacité de la politique monétaire dans 18 pays au cours de la période allant de 1984 à 1995. Notre recherche a ceci de particulier que nous examinons les prévisions d'inflation faites par des prévisionnistes de métier au cours de chacune des années en question et dans chacun des pays de l'échantillon. Deux méthodes président à l'analyse et à la description des données. Lorsque le pays considéré a adopté une cible officielle en matière d'inflation, la prévision recueillie dans l'enquête est comparée à la cible annoncée. Il s'agit là d'une mesure directe de la crédibilité. Les pays et les années entrant dans cette catégorie sont relativement peu nombreux. C'est pourquoi une deuxième méthode est appliquée à tous les pays de l'échantillon : la prévision d'inflation relevée dans l'enquête est comparée à l'inflation effective dans le cadre d'une analyse des erreurs de prévision. Ces erreurs sont liées tant à la crédibilité de la politique monétaire — c'est-à-dire à l'opinion des agents économiques sur le réalisme de la cible adoptée par la banque centrale — qu'à la capacité des autorités monétaires de maintenir effectivement l'inflation au voisinage du taux visé. Il s'agit, dans les deux cas, d'une mesure intéressante de l'efficacité de la politique monétaire. Nous procédons à deux comparaisons : une comparaison des erreurs de prévision entre les pays ayant adopté des cibles officielles en matière d'inflation et les autres pays, d'une part, et une comparaison des erreurs de prévision, au sein d'un même pays, entre les

périodes caractérisées par une cible à l'égard de l'inflation et les autres périodes, d'autre part.

Selon les résultats obtenus, il est difficile d'établir des cibles crédibles en matière d'inflation. Ce sont le Canada et la Nouvelle-Zélande qui y sont les mieux parvenus. Les résultats montrent que, en Australie, en Finlande, au Royaume-Uni et en Suède, les cibles adoptées n'étaient pas crédibles, en ce sens que la distribution dont est tirée la différence entre la prévision et le point médian de la fourchette cible a une moyenne positive significativement différente de zéro pour les années où une cible était en vigueur. Toutefois, la grande majorité des prévisions d'inflation dans ces six pays se situent dans la fourchette cible annoncée par les autorités.

La comparaison des erreurs de prévision avant et après l'établissement par un pays donné d'une cible à l'égard de l'inflation permet quelques observations intéressantes. Dans les pays ayant adopté une cible en la matière, le train de mesures mis en œuvre à cette occasion a manifestement réduit de manière sensible la variance des erreurs de prévision. Plus particulièrement, les réformes liées à la fixation de cibles ont entraîné une baisse de la variance de la composante « collective » des erreurs de prévision, c'est-à-dire la partie de ces dernières qui peut être directement imputée à l'« inefficacité » de la politique monétaire. Cela prouve dans une certaine mesure que la définition de cibles a donné des résultats dans les pays en question. Cependant, comme les pays n'ayant pas adopté de cibles en matière d'inflation ont eux aussi réduit leur taux d'inflation, il convient de déterminer si la diminution de la variance des erreurs de prévision est commune à tous les pays ou propre aux pays qui se sont fixé des cibles. Cette comparaison révèle que, durant les années 90, la variance des prévisions d'inflation a diminué dans tous les pays, qu'ils aient ou non adopté des cibles à l'égard de l'inflation. Par conséquent, il est difficile de définir l'apport réel des cibles. Dans les deux catégories de pays, la désinflation qui a caractérisé les années 90 n'était pas anticipée. L'établissement de cibles n'a pas permis d'éviter une désinflation imprévue. Cela ne signifie toutefois pas qu'il s'agissait d'une mauvaise stratégie. Il ressort clairement des données étudiées ici ainsi que d'autres études (voir Freedman, 1995, et Bowen, 1995) que la décision des six pays en question d'adopter des cibles en matière d'inflation était endogène, c'est-à-dire qu'elle découlait de l'échec de la politique monétaire suivie jusque-là. Les pays ayant défini des cibles de ce genre sont en effet ceux dans lesquels les prévisionnistes du secteur privé ont les moins bien réussi à prévoir l'inflation, c'est-à-dire ceux où l'écart-type des erreurs de prévision est le plus élevé par rapport aux autres pays. Par conséquent, l'adoption de cibles a peut-être évité une désinflation imprévue encore plus importante que celle qui aurait été observée en l'absence de cibles. La politique économique se

prête mal à la réalisation d'expériences répétées dans des conditions contrôlées, de sorte qu'il est difficile de se prononcer de façon catégorique sur l'apport des cibles en matière d'inflation à l'efficacité de la politique monétaire.

La première section de l'étude décrit la nature des données d'enquête utilisées de même que les cibles adoptées à l'égard de l'inflation. La deuxième expose le cadre statistique d'analyse des données. Nous présentons nos résultats dans la troisième section, avant de formuler nos conclusions et de proposer quelques axes de recherche pour l'avenir.

1 Les données d'enquête et les cibles officielles en matière d'inflation

1.1 Les données d'enquête

Un relevé mensuel des prévisions économiques a commencé à paraître en 1984 dans *Economic Forecasts : A Monthly Worldwide Survey*. Les données qu'il renferme constituent la matière première de notre analyse du comportement des prévisions d'inflation dans 18 pays, énumérés au Tableau 1. Les pays retenus sont ceux pour lesquels *Economic Forecasts* fournit les pronostics d'un nombre appréciable de prévisionnistes¹. Le Tableau 1 présente d'abord le nombre total des prévisions faisant partie de l'échantillon pour chaque pays étudié. Comme l'échantillon s'étend sur douze années, une division de ce chiffre par 12 donne le nombre moyen de prévisions par année. (Celui-ci n'est pas indiqué au Tableau, car il est facile à calculer. En Autriche par exemple, il n'y a que deux prévisions par année, alors qu'aux États-Unis, il y en a environ 25.) Six pays (indiqués dans les zones ombrées), en l'occurrence l'Australie, le Canada, la Finlande, la Nouvelle-Zélande, le Royaume-Uni et la Suède, visaient des cibles explicites en matière d'inflation pendant une partie de la période étudiée. Le nombre de prévisions distinctes faites après l'annonce des cibles est également fourni pour ces pays. En Australie par exemple, 12 des 49 prévisions sont postérieures à cette annonce.

Dans le cas de certains pays, une analyse est publiée chaque mois. Il s'agit généralement des économies de grande taille, soit l'Allemagne, les États-Unis, le Japon et le Royaume-Uni. Dans d'autres cas, on ne dispose d'ordinaire que de deux ou trois analyses par année civile. La date de chaque prévision et le nom de son auteur sont indiqués. Les troisième et

1. Bien qu'on trouve dans *Economic Forecasts* des analyses d'autres pays, on n'y présente non pas des prévisions distinctes, mais une évaluation globale des perspectives nationales.

Tableau 1

Description des prévisions étudiées : 1984-1995

Pays	Nombre de prévisions			Nombre et nature des prévisionnistes de l'échantillon			Mois « moyen » de la prévision dans l'échantillon				Nombre de prévisions tombant au cours de chaque trimestre				Indice des prix faisant le plus souvent l'objet de la prévision
	Au total	Durant la période d'application des cibles	Total	Organismes officiels		Total	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4	
				1	2										
Allemagne	80		8	—	—	8	6,7	10	29	24	17	IPC			
Australie	49	12	8	—	—	8	8,6	0	20	1	28	IPC			
Autriche	24		2	—	—	2	4,1	12	12	0	0	IPC			
Belgique	58		9	1	—	9	6,1	4	38	5	11	IPC			
Canada	73	31	9	—	—	9	5,8	23	11	34	5	IIPB			
Danemark	39		5	1	—	5	5,3	7	27	2	3	IPC/IICON			
États-Unis	291		25	a	—	25	2,9	269	22	0	0	IIPB			
Finlande	37	11	4	1	—	4	6,7	7	11	11	8	IPC			
France	68		9	1	—	9	4,4	38	20	9	1	IICON/IPC			
Irlande	19		2	1	—	2	9,4	0	3	7	9	IPC			
Italie	57		5	—	—	5	4,6	21	27	9	0	IPC			
Japon	86		12	—	—	12	6,7	15	24	32	15	IPC			
Norvège	42		7	4	—	7	7,3	7	10	11	14	IPC			
Nouvelle-Zélande	36	18	4	2	—	4	7,1	4	20	3	9	IPC			
Pays-Bas	32		6	1	—	6	5,9	6	13	11	2	IPC			
Royaume-Uni	182	46	28	1	—	28	2,8	143	24	10	5	IPC			
Suède	74	17	11	1	—	11	4,3	41	17	4	12	IPC			
Suisse	65		10	1	—	10	5,7	21	21	6	17	IIPB			

Nota : Les pays indiqués dans les zones ombrées sont ceux qui ont adopté des cibles à l'égard de l'inflation. IPC : indice des prix à la consommation;

IIPB : indice implicite du produit intérieur brut; IICON : indice implicite des dépenses de consommation.

a. Dans le cas des États-Unis, la nature et le nom des prévisionnistes n'ont pas été établis.

Source : voir l'annexe relative aux données.

quatrième colonnes du Tableau 1 présentent le nombre approximatif de prévisionnistes dans chaque pays (en Autriche, seulement deux prévisionnistes différents ont fourni des données au cours des douze années de l'échantillon) et le nombre de prévisionnistes que nous avons pu rattacher à des organismes officiels, c'est-à-dire soit au ministère des Finances, soit à la banque centrale. La majorité des prévisionnistes appartiennent au secteur privé. Ce n'est qu'en Norvège que la plupart des prévisionnistes recensés dans l'enquête sont clairement rattachés à des organismes officiels; c'est le cas pour deux prévisionnistes sur quatre en Nouvelle-Zélande et pour un sur deux en Irlande².

Les prévisionnistes ne restent pas les mêmes tout au long de la période étudiée. Le Tableau 1 montre que, dans la plupart des pays, le nombre des prévisionnistes est supérieur au nombre moyen de prévisions par année. Lorsqu'une nouvelle analyse paraît pour un pays et un mois particuliers, les prévisions qu'elle renferme ne sont pas forcément toutes nouvelles; elles peuvent reprendre en partie celles publiées la fois précédente. Seules les prévisions qui diffèrent tant par leur date que par leur auteur, pour une année civile, sont prises en compte ici. L'échantillon se compose de prévisions différentes les unes des autres pour chaque année et chaque pays. Cela signifie que, si un prévisionniste particulier, par exemple le Conference Board du Canada, publie quatre prévisions l'an, seule la première sera prise en compte. Cela réduit considérablement le nombre des observations : pour les douze années considérées, on dispose d'environ 3 000 prévisions au total, mais 1 300 d'entre elles seulement diffèrent tant pour ce qui est du prévisionniste que pour ce qui est de l'année. Il faut aussi établir le mois au cours duquel la prévision a été faite afin d'avoir une idée de l'information dont disposait le prévisionniste à ce moment-là. Le Tableau 1 présente pour chaque pays le mois où la prévision est effectuée en moyenne. On observe d'importantes variations selon les pays : la prévision tombe en moyenne en mars aux États-Unis et au Royaume-Uni, mais en septembre en Irlande. Dans la majorité des pays, la prévision coïncide en moyenne avec le deuxième trimestre. Le Tableau 1 fournit également le nombre de prévisions faites au cours de chaque trimestre dans les différents pays. Le moment auquel les prévisions sont effectuées importe en raison de la nature de la question posée dans l'enquête.

2. Nous n'avons pas noté le nom des différents prévisionnistes aux États-Unis. Cette partie de l'échantillon a été ajoutée sur le tard aux données. Nous croyons cependant qu'ils faisaient tous partie du secteur privé. L'enquête dont les données sont tirées et qui a été lancée par Victor Zarnowitz, puis reprise par Phillip Braun, est menée par l'American Statistical Association de concert avec le National Bureau of Economic Research. Les données que nous utilisons ont été publiées dans les livraisons de mars de *Economic Forecasts: A Monthly Worldwide Survey*.

Dans chaque cas, le prévisionniste est appelé à fournir une prévision de l'inflation pour l'année civile en cours et pour l'année suivante. Les deux prévisions sont analysées ci-après. Nous faisons l'hypothèse que les prévisionnistes projettent le taux d'augmentation du niveau moyen des prix en glissement annuel³. En raison des délais de diffusion des données, il n'est pas impossible — aussi étrange que cela puisse paraître — qu'une prévision publiée au début d'une année civile concerne en fait l'année précédente. Les prévisions de ce genre ont été exclues de notre échantillon. Comme le montre la dernière colonne du Tableau 1, le taux d'inflation prévu dans 14 pays est le taux d'accroissement de l'indice des prix à la consommation (IPC) ou d'une variante de l'IPC, tandis qu'au Canada, aux États-Unis et en Suisse, il s'agit du taux d'augmentation de l'indice implicite des prix du produit intérieur brut (PIB)⁴. En France, l'indice faisant l'objet de la prévision est le plus souvent l'indice implicite des dépenses de consommation; il en est également ainsi pour certaines années dans le cas du Danemark.

1.2 Pays de l'échantillon ayant adopté des cibles en matière d'inflation

Six pays de l'échantillon se sont fixé des cibles à l'égard de l'inflation pendant au moins une partie de la période considérée. Les cibles sont décrites au Tableau 2. Les pays en question, selon Bernanke et Mishkin (1997), appliquent deux critères dans la conduite de leur politique monétaire : 1) l'inflation mesurée d'une façon déterminée doit être conforme à des cibles explicites qui sont chiffrées; 2) les autorités monétaires ne visent aucune autre cible intermédiaire. Ce dernier critère exclut l'Allemagne et la Suisse (voir à ce propos l'exposé de von Hagen, 1995). Toutes les banques centrales se déclarent en permanence en faveur d'une inflation faible ou d'une réduction de l'inflation, mais seules les six banques centrales figurant au Tableau 2 se fixent des objectifs chiffrés en la matière⁵.

3. C'est certainement le cas des prévisionnistes canadiens. Nous postulons qu'il en va de même de ceux des autres pays.

4. Dans la plupart des pays, les statistiques relatives à l'IPC subissent un moins grand nombre de révisions que celles se rapportant à l'indice implicite des prix du PIB. Nous n'établissons pas de distinction entre la prévision de la valeur de l'indice implicite du PIB publiée initialement et celle de sa valeur révisée. Keane et Runkle (1990) étudient à fond cette question dans le cas des États-Unis.

5. L'Espagne a également adopté des cibles à l'égard de l'inflation dans le sens défini ci-dessus. Une analyse est fournie pour ce pays dans *Economic Forecasts* pendant certaines des années de l'échantillon, mais elle ne fait pas état des prévisions émanant de prévisionnistes précis. Elle constitue plutôt une synthèse de diverses prévisions. C'est pourquoi l'Espagne n'est pas comprise dans notre échantillon.

Tableau 2**Cibles adoptées à l'égard de l'inflation dans divers pays**

Pays (rajustements apportés à l'IPC aux fins du calcul du taux d'inflation pris pour cible)	Année de la prévision	Cible pour l'année civile en cours (%)	Cible pour l'année civile suivante (%)	Amplitude de la fourchette (points de pourcentage)	Nombre de prévisions
Australie (intérêts hypothécaires, prix de l'énergie, prix réglementés par l'État)	1993	2,5	3	1	4
	1994	2,5	3	1	4
	1995	2,5	3	1	4
Canada (impôts indirects, prix des aliments et de l'énergie)	1991	3	3	2	6
	1992	3	2,5	2	6
	1993	2,5	2,25	2	6
	1994	2	2	2	6
	1995	2	2	2	7
Finlande (aucun rajustement)	1994	s.o.	2	s.o.	4
	1995	2	2	s.o.	4
Nouvelle-Zélande (prix des produits de base, prix réglementés par l'État, frais d'intérêt et de crédit)	1990	4	4	2	3
	1991	3,5	3	2	3
	1992	2,5	1	2	3
	1993	1	1	2	3
	1994	1	1	2	3
	1995	1	1	2	3
Royaume-Uni (intérêts hypothécaires)	1993	2,5	2,5	3	15
	1994	2,5	2,5	3	15
	1995	2,5	1,75	1,5	15
Suède (impôts indirects et subventions, bien qu'en principe, il n'y ait aucun rajustement)	1994	s.o.	2	2	8
	1995	2	2	2	2

Nota : Les valeurs des cibles comparées aux prévisions portant sur les années en question sont les points médians des fourchettes annoncées. La correspondance exacte entre les années civiles faisant l'objet des prévisions et les cibles et trajectoires de réduction annoncées est en partie question d'appréciation. Les rajustements apportés à l'IPC sont ceux que mentionne Siklos (1997) au Tableau 1.

Source : voir l'annexe relative aux données.

On ne saurait trop insister sur le fait, souligné par Bernanke et Mishkin (1997), par Siklos (1997) ainsi que par d'autres auteurs, que l'adoption de cibles en matière d'inflation s'inscrit dans une réforme plus large de la politique monétaire. Parmi les mesures adoptées figure toujours un renforcement de la volonté de communiquer les objectifs de la politique monétaire. Cette volonté a donné naissance, au Canada, à la publication semestrielle par la banque centrale du *Rapport sur la politique monétaire* et, en Grande-Bretagne, à la publication trimestrielle par la Banque d'Angleterre d'un rapport sur l'inflation. Siklos (1997) et Fischer (1993) font ressortir que, en Nouvelle-Zélande, la fixation de cibles à l'égard de l'inflation s'est accompagnée d'importantes réformes budgétaires et électorales. Aucun des autres pays ayant adopté de telles cibles n'a entrepris de réformes aussi profondes. Dans notre analyse de chacun de ces pays, nous n'essayons pas de distinguer les effets produits par l'adoption de cibles et les conséquences du train de mesures adopté.

Il importe également de signaler que le taux d'inflation pris pour cible ne correspond pas exactement au taux d'inflation prévu. Almeida et Goodhart (1996) ainsi que Siklos (1997) font bien la distinction entre le taux d'inflation qui sert de cible aux autorités et le taux d'inflation cité dans les manchettes qui fait l'objet des prévisions. Ce n'est qu'en Finlande que la cible annoncée en matière d'inflation est purement et simplement le taux d'augmentation de l'IPC, sans correction d'aucune sorte. Dans tous les autres pays, l'IPC est rajusté d'une manière ou d'une autre pour mesurer l'inflation « sous-jacente », qui est la cible visée par les autorités. Une correction importante, qui est effectuée en Australie, au Canada, en Nouvelle-Zélande et en Suède, consiste à tenir compte de l'effet des impôts indirects. En Australie, au Canada et en Nouvelle-Zélande, une autre correction vise à éliminer les composantes instables de l'indice, qui sont liées aux prix des produits de base. Bernanke et Mishkin (1997) de même que Fischer (1993) voient dans ces rajustements d'importantes dérogations à un régime strict de cibles en matière d'inflation. Ces rajustements peuvent en effet permettre à des cibles définies par rapport à l'inflation de jouer le même rôle que des cibles définies en fonction du PIB nominal et aider ainsi à absorber en partie les effets d'un choc d'offre. Il est à noter que, dans le cas du Canada, les prévisions que nous étudions ici portent sur l'indice implicite des prix du PIB alors que la cible visée par les autorités est la hausse fondamentale de l'IPC après un certain nombre de corrections. L'évolution de l'indice implicite du PIB pourrait en fait constituer une bonne approximation de l'évolution sous-jacente de l'IPC puisque les impôts

indirects y jouent un rôle réduit⁶. Cependant, au lieu d'essayer de préciser tous les détails de ce genre dans chacun des 18 pays étudiés, nous laissons les chocs touchant les prix des produits de base pour une année particulière ou les impôts indirects se refléter dans la composante propre à l'année de chaque erreur de prévision ou dans l'écart de l'inflation prévue par rapport à la cible si les chocs ont été anticipés par les prévisionnistes.

Dans tous les pays ayant adopté des cibles à l'égard de l'inflation sauf la Finlande, l'objectif chiffré que visent les autorités est exprimé sous la forme d'une fourchette dont les limites sont situées de part et d'autre d'un taux médian. L'amplitude de cette fourchette est de 2 points de pourcentage au Canada, en Nouvelle-Zélande et en Suède, de 1 point en Australie et de jusqu'à 3 points (pendant au moins la première partie de la période d'application des cibles) au Royaume-Uni. La manière dont ces fourchettes doivent être interprétées n'est pas parfaitement claire. Siklos (1997) souligne que les banques centrales ne sont probablement pas indifférentes au niveau auquel s'établit l'inflation à l'intérieur de la fourchette visée : il y a une grande différence entre cinq années d'inflation à 1,05 % et cinq années d'inflation à 2,95 %, même si les deux chiffres se situent à l'intérieur de la fourchette cible. Le Tableau 2 présente le point médian de la fourchette que nous avons retenu comme élément de comparaison dans le cas des prévisions portant soit sur l'année civile considérée, soit sur l'année civile suivante. Ces choix sont le fruit de notre appréciation et d'une lecture des études consacrées à la question. Au Canada, par exemple, il avait été précisé en 1991 que les limites de la fourchette cible seraient de 1,5 et 3,5 % au milieu de 1994. Nous avons choisi arbitrairement le chiffre de 2,5 % dans le cas des prévisions faites en 1993 pour l'année en cours et l'année suivante. En Grande-Bretagne, la période d'application des cibles annoncées était exprimée par rapport non pas à l'année civile, mais à la durée du mandat du Parlement. Les autorités faisaient la distinction entre une date « voisine » de l'expiration du mandat des députés et la date de l'annonce. La fourchette allait de 1 à 3 %, la partie inférieure de cette plage devant être atteinte au plus tard à la fin du mandat du Parlement en 1997. Certains auteurs (Almeida et Goodhart, 1996; Bernanke et Mishkin, 1997) situent la cible à la limite inférieure de la fourchette tandis que d'autres (comme Bowen,

6. Une enquête faite par le Conference Board auprès des prévisionnistes canadiens permet de recueillir des prévisions concernant tant l'évolution de l'IPC que celle de l'indice implicite du PIB pour la période envisagée ici. Ces données sont étudiées dans Johnson (1997) et ont aussi été utilisées par Laidler et Robson (1993). Les dates de ces prévisions ne sont pas aussi précises que celles qui figurent dans *Economic Forecasts*. Afin que les sources de données restent comparables entre pays, nous avons retenu l'échantillon plus restreint que donne la publication *Economic Forecasts* dans le cas du Canada. On nous a également fait remarquer qu'au cours de la période 1984-1995, l'inflation mesurée par l'indice implicite du PIB a été inférieure à celle mesurée par l'IPC dans le cas du Canada.

1995) la situent à la limite supérieure. Les points médians des fourchettes annoncées, combinées aux prévisions, servent à évaluer la crédibilité et l'efficacité de la politique monétaire dans les différents pays étudiés.

2 Cadre statistique retenu pour les prévisions et l'étude de la crédibilité

2.1 Introduction

Nous avons recours à deux méthodes pour évaluer la crédibilité de la politique monétaire à l'aide des données d'enquête. Nous procédons d'abord à une comparaison des prévisions de taux d'inflation et des points médians des fourchettes cibles. Il s'agit là d'une mesure directe de la crédibilité. Étant donné que l'établissement de cibles à l'égard de l'inflation constitue un phénomène nouveau, les années comprises dans l'échantillon sont relativement peu nombreuses. En outre, pour certains des pays ayant adopté des cibles en matière d'inflation, le nombre des prévisionnistes ayant participé à l'enquête est très faible. À cela s'ajoutent les difficultés, déjà mentionnées, que pose l'interprétation littérale des points médians à titre d'estimations ponctuelles.

Toutes ces raisons nous ont incité à faire appel à une seconde méthode, qui consiste à calculer les erreurs de prévision pour chacun des pays, chacun des prévisionnistes et chacune des années, ainsi que pour le régime en vigueur — présence ou absence de cibles en matière d'inflation. Cela accroît considérablement le nombre des observations. La comparaison des prévisions à l'inflation observée renseigne sur l'efficacité et, peut-être aussi, sur la crédibilité de la politique monétaire.

2.2 Taux d'inflation prévus et visés

Dans chaque pays ayant adopté des cibles à l'égard de l'inflation, désigné par l'exposant C , un prévisionniste I effectue une prévision de l'inflation au cours de l'année t . La prévision est notée $F_t^{i,C}$. Comme nous l'indiquons dans la première section, la prévision faite au cours de l'année civile peut porter soit sur l'année en cours, soit sur l'année suivante. Nous ne faisons aucune distinction entre les deux sur le plan de la notation. Des résultats distincts sont présentés au besoin pour les prévisions relatives à l'année en cours et à l'année suivante. Il est évident que, étant donné la question posée dans l'enquête et la date des prévisions, celles qui portent sur l'année civile suivante revêtent un plus grand intérêt. Pour chaque période visée par les prévisions, le taux d'inflation pris pour cible par les autorités du

pays C est T_t^C . Le modèle qui sert à analyser la crédibilité des cibles annoncées est de la forme

$$F_t^{i,C} = C^C + g_t^C + T_t^C + e_t^{i,C}, \quad (1)$$

où C^C est un indice global de crédibilité dans le pays C pour la période d'application des cibles. Cette période dure n^C années dans le pays C , l'indice t prend une valeur située entre 1 et n^C , et g_t^C est une variable aléatoire de moyenne zéro dans chaque pays, qui prend une valeur unique au cours de chaque année de la période d'application des cibles. Le terme $e_t^{i,C}$ a également une moyenne de zéro. Pour une année de prévision déterminée, la différence entre la cible annoncée en matière d'inflation et la prévision collective du taux d'inflation anticipé au cours de l'année t est la somme de C^C , soit l'incrédulité « habituelle » par rapport à la cible annoncée pour l'ensemble de la période d'application des cibles, et de la valeur particulière de g_t^C , tirée de la distribution des g^C pour l'année t . Si C^C est nul, les cibles sont crédibles pour la période d'application considérée dans son ensemble. Une cible peut ne pas être crédible au cours d'une année particulière, auquel cas la valeur de g_t^C pour l'année en question serait différente de zéro. Si aucun des tirages de g_t^C propres à une année déterminée n'est différent de zéro, la variance de g^C et toutes ses valeurs sont égales à zéro et les cibles sont uniformément crédibles (ou non crédibles) tout au long de la période d'application des cibles. Deux mesures de la crédibilité nous intéressent : la valeur estimée de C^C et la variance de g^C . Si la valeur estimée de C^C est négative, la cible est « prudente », c'est-à-dire que, de l'avis des prévisionnistes, le point médian de la fourchette cible sera facilement atteint. Si la valeur estimée de C^C est positive, la cible n'est pas jugée crédible pour la période considérée. La variance de g^C constitue également une mesure importante de la crédibilité des cibles. Il ne suffit pas que la valeur de C^C dans un pays soit égale à zéro pour que la stratégie de celui-ci en matière d'inflation soit efficace; il faut aussi que la variance de g^C soit faible. Une politique crédible en moyenne n'est pas d'une grande utilité si la cible visée pour une année particulière a peu de chances d'être crédible. Les valeurs de g_t^C au cours d'une année déterminée sont également intéressantes, mais nous en réservons l'analyse pour l'avenir. La valeur de g_t^C qui est propre à une année déterminée reflète la mesure dans laquelle le groupe de prévisionnistes juge non crédible — au delà de leur incrédulité habituelle — la cible annoncée pour l'année en question.

Enfin, $e_t^{i,C}$ représente l'écart de chacune des prévisions par rapport à la prévision moyenne du groupe. Cette variable a une espérance mathématique de zéro. (Sa variance peut offrir elle aussi des aperçus intéressants sur la crédibilité des cibles annoncées, mais nous ne l'étudierons pas non plus ici.) La variabilité des prévisions peut être

interprétée de plusieurs manières. Si les divers prévisionnistes estiment que la banque centrale parvient habituellement à atteindre sa cible, cette variabilité reflète des opinions diverses au sujet de la cible elle-même. S'ils croient que la capacité de la banque centrale d'atteindre sa cible varie selon les circonstances, ils peuvent, à partir d'une information identique ou différente, en arriver à des estimations différentes de cette capacité. Dans les deux cas, la variance de $e^{i,C}$ fournit des renseignements utiles sur les opinions des prévisionnistes. Si la politique monétaire est très crédible ou très efficace, les prévisions pourraient être groupées dans le voisinage immédiat de la cible officielle ou, à tout le moins, de la cible qui est jugée crédible.

Dans chaque pays, la totalité de la période d'application des cibles sert d'échantillon pour estimer les paramètres suivants : la valeur de C^C , la variance de g^C et la variance de $e^{i,C}$. Ces paramètres sont estimés à l'aide d'un modèle d'analyse de variance à facteur unique. Bien qu'il ne soit pas fréquemment utilisé par les économistes, ce modèle est d'usage courant dans les autres sciences sociales. Dans le cadre de ce modèle, l'équation (1) peut être réexprimée ainsi :

$$F_t^{i,C} - T_t^C = C^C + g_t^C + e_t^{i,C}. \quad (2)$$

Lorsque les valeurs de g_t^C et de $e_t^{i,C}$ sont censées être tirées d'une distribution aléatoire des valeurs possibles, on parle aussi de modèle d'analyse de variance à effets aléatoires. La différence entre une prévision particulière et la cible au cours d'une année déterminée est la somme de trois variables. Il existe ou non un manque général de crédibilité des cibles pour l'ensemble de leur période d'application, mesuré par la valeur de C^C . Le manque de crédibilité qui se rapporte à une année déterminée est représenté par g_t^C . Enfin, $e_t^{i,C}$ est l'écart entre chacune des prévisions et la prévision collective du taux d'inflation anticipé. Dans la présente étude, le cadre statistique repose sur l'hypothèse que les termes d'erreur $e_t^{i,C}$ et g_t^C sont des variables normales indépendantes. Nous faisons aussi l'hypothèse que les tirages de g_t^C pour chacune des années sont des variables indépendantes dans le temps⁷. Dans ce cas-ci, la variance de la prévision moins la variable cible est $\text{Var}(g^C) + \text{Var}(e^{i,C})$. C'est pourquoi on parle aussi dans ce cas de modèle de décomposition de la variance.

Searle, Casella et McCulloch (1992) fournissent les estimateurs du maximum de vraisemblance de $\text{Var}(g^C)$ et $\text{Var}(e^{i,C})$ et calculent de manière

7. Il s'agit d'une hypothèse qui pourrait être relâchée dans des travaux futurs. Il serait peut-être possible de tenir compte des processus d'apprentissage dans le cadre statistique retenu.

approximative leurs intervalles de confiance⁸. L'hypothèse nulle que la variance de g^C est égale à zéro — l'hypothèse alternative étant qu'elle est supérieure à zéro — fait l'objet d'un test de Fisher dans le modèle d'analyse de variance. Cette hypothèse présente un intérêt considérable : si l'hypothèse nulle ne peut être rejetée, aucun effet de crédibilité n'est lié à une année particulière. Quand la variance de g^C n'est pas égale à zéro, les estimations des composantes de la variance obtenues par la méthode du maximum de vraisemblance sont combinées à l'écart annuel moyen des prévisions par rapport à la cible pour estimer C^C (voir Searle et coll., 1992). Suivant un raisonnement intuitif, les années reçoivent différentes pondérations selon la taille de l'échantillon et les composantes de la variance. L'estimation de C^C est donc un peu plus compliquée qu'un simple calcul de moyenne sur l'ensemble des observations. Nous testons ensuite l'hypothèse nulle d'une valeur de C^C égale à zéro. À la limite, si la valeur estimée de C^C est égale à zéro et que l'hypothèse nulle selon laquelle la variance de g^C est égale à zéro ne puisse être rejetée, la cible est entièrement crédible si chacun des termes d'erreur est interprété comme la variation des opinions des différents prévisionnistes au sujet de la capacité de la banque centrale d'atteindre sa cible. Si le terme d'erreur est plutôt considéré comme représentant les différences d'opinions au sujet de la cible effective, le groupe des prévisionnistes juge, à tout le moins en moyenne, la cible crédible, même si certains de ses membres ne sont pas de cet avis. Les résultats de ces tests d'hypothèses sont présentés à la sous-section 3.2. Ces hypothèses ne peuvent être testées que pour les quelques pays de l'échantillon qui ont adopté des cibles officielles en matière d'inflation. Le nombre d'années assorties de cibles est très limité. Aussi étendrons-nous le cadre statistique ci-après, afin d'être à même d'analyser les propriétés des erreurs de prévision du point de vue de la crédibilité et de l'efficacité de la politique monétaire.

2.3 Taux d'inflation prévus et effectifs

Pour élargir le modèle, nous commençons par spécifier que l'inflation effective dans le pays C durant l'année t , notée π_t^C , s'écarte de la cible $B^C + b_t^C$ selon la formule

$$\pi_t^C = B^C + b_t^C + T_t^C. \quad (3)$$

Dans les pays qui n'ont pas de cible officielle à l'égard de l'inflation, T_t^C est un renseignement qui n'est pas accessible au public. Les prévisionnistes et les autres intéressés doivent consacrer temps et efforts à essayer d'établir par

8. La procédure VARCOMP du logiciel SAS a servi à estimer les composantes de la variance par la méthode du maximum de vraisemblance.

déduction la cible que visent les autorités. Le terme B^C dans l'équation (3) est l'incapacité moyenne de la banque centrale du pays C à atteindre le taux d'inflation visé durant la totalité des années comprises dans l'échantillon. Si la banque centrale parvient à atteindre le taux d'inflation visé sur l'ensemble de cette période, B^C est égal à zéro. Bien qu'il semble raisonnable d'affirmer que B^C est égal à zéro sur un échantillon de longue durée, il peut y avoir, certaines années, des facteurs qui empêchent la banque centrale d'atteindre sa cible. À ces années correspondent des valeurs non nulles de b_t^C , tirées d'une distribution b^C de moyenne zéro et de variance non nulle. Nous proposons la variance de b^C à titre de mesure d'une politique monétaire « efficace » : la politique monétaire est jugée efficace si les autorités sont à même d'atteindre la plupart du temps le taux d'inflation qu'elles souhaitent. Autrement dit, si B^C est égal à zéro, les autorités ont leur idée sur le taux d'inflation cible et maîtrisent suffisamment bien le taux d'inflation à l'échelle nationale pour atteindre leur cible à long terme; à court terme, la banque centrale est confrontée à des chocs, b_t^C , qui l'empêchent d'atteindre exactement sa cible au cours d'une année déterminée. Voilà une description de la politique monétaire qui nous paraît utile.

La combinaison des équations (1) et (3) donne

$$F_t^{i,c} - \pi_t^C = C^C - B^C + g_t^C - b_t^C + e_t^{i,c}, \quad (4)$$

le côté gauche de l'équation étant l'erreur de prévision du prévisionniste I pour l'année t et le pays C . En combinant les termes du côté droit de l'équation, nous obtenons

$$F_t^{i,c} - \pi_t^C = E^C + u_t^C + e_t^{i,c}, \quad (5)$$

où $E^C = C^C - B^C$ représente (de façon approximative) l'erreur moyenne de prévision dans le pays C pour l'ensemble des années englobées dans l'échantillon. Le terme $u_t^C = g_t^C - b_t^C$ est l'écart observé une année déterminée par rapport au niveau habituel de l'erreur de prévision pour le pays en question et l'échantillon considéré. La comparaison des équations (4) et (5) montre bien que les prévisions peuvent être exactes pour plus d'une raison. Les erreurs de prévision seront faibles si les prévisionnistes ont bien déterminé la cible (valeur peu élevée de g_t^C et de C^C) et si les autorités l'ont effectivement atteinte cette année-là (valeur peu élevée de b_t^C et de B^C). Une faible erreur de prévision est normalement interprétée comme un signe d'efficacité de la politique monétaire (rappelons-nous l'extrait de l'allocation du gouverneur Thiessen cité en introduction). Cependant, il y a dans les équations (4) et (5) beaucoup d'autres combinaisons qui peuvent également produire de faibles erreurs de

prévision. Ces dernières seront peu élevées si tous les prévisionnistes croient que le taux d'inflation visé est supérieur à la cible effectivement retenue et si la banque centrale ne parvient pas à l'atteindre. Ainsi, de faibles erreurs de prévision ne découlent pas forcément d'une politique monétaire efficace.

Si l'on fait l'hypothèse que la valeur de B^C est zéro, E^C dans l'équation (5) est alors égal à C^C , et les erreurs de prévision peuvent servir à générer l'une de nos mesures de la crédibilité. Nous laissons aux lecteurs le soin de décider si cette hypothèse est acceptable. De toute évidence, il est peu probable que la variance de g^C soit égale à zéro, pas plus que celle de b^C . Nous pouvons cependant interpréter la variance de u^C comme un indicateur des aspects de la politique monétaire qui relèvent de la banque centrale. Si celle-ci communique clairement, comme elle se doit, la cible qu'elle vise, la variance de g^C sera faible. Une fois sa cible établie, la banque centrale peut être tenue responsable de l'obtention de résultats aussi voisins que possible du niveau visé, ce qui se traduira par une faible variance de b^C . La variance de u^C peut être faible si ses deux composantes ont elles-mêmes une variance peu élevée⁹. La variance de u^C peut ainsi également servir à mesurer l'efficacité de la politique monétaire.

Les paramètres estimés de l'équation (5) sont analogues à ceux de l'équation (2). E^C peut être estimé et présente un intérêt crucial, puisqu'il s'agit du point central de la distribution dont toutes les erreurs de prévision sont tirées pour l'échantillon d'années en question. La variance de u^C , la composante des erreurs de prévision qui est propre à l'année, retient également notre attention. L'hypothèse nulle selon laquelle cette variance est égale à zéro revêt un grand intérêt car, si cette hypothèse se vérifie, les erreurs de prévision sont tirées d'une distribution présentant une moyenne identique pour toutes les années de l'échantillon. D'une certaine manière, lorsque la politique monétaire est plus efficace, les variations d'un prévisionniste à l'autre sont dues en totalité à l'interprétation que chacun fait des mêmes données. Ce sont ces variations que saisit la variance de e^C . Si la somme des deux composantes de la variance est faible, la banque centrale a fait ce que l'on attendait d'elle, et l'inflation est relativement prévisible. Les paramètres des distributions des erreurs de prévision sont estimés pour les périodes précédant et suivant l'adoption de cibles en matière d'inflation dans les pays concernés, de même que dans tous les pays avant et après 1991.

9. La variance de u^C est $\text{Var}(g^C) + \text{Var}(b^C) - 2 \text{Cov}(g^C, b^C)$. Les erreurs de prévision peuvent être faibles si, les années où la cible n'est pas jugée crédible, la banque centrale est également dans l'incapacité de l'atteindre. Cette question mérite un examen plus approfondi.

3 Les résultats

3.1 Les caractéristiques fondamentales des erreurs de prévision

Le Tableau 3 et la Figure 1 offrent un premier aperçu des erreurs de prévision. Ces dernières sont définies comme la différence en pourcentage entre l'inflation prévue et l'inflation effective. Une valeur positive indique une désinflation imprévue. L'inflation effective mesurée aussi bien par l'IPC que par l'indice implicite des prix du PIB est calculée à l'aide des chiffres révisés (une brève annexe fournit plus de détails à ce sujet); les erreurs de prévision sont donc elles aussi établies à partir des données révisées. Il est possible que les révisions statistiques jouent également un faible rôle¹⁰. Même au sein d'un pays déterminé, les prévisionnistes ne s'intéressent pas tous à une mesure identique de l'inflation. Les indices utilisés sont habituellement assez semblables — le plus souvent, l'indice implicite des dépenses de consommation est choisi à la place de l'IPC. (Comme il a déjà été mentionné, c'est l'indice implicite des dépenses de consommation que les prévisionnistes français cherchent le plus souvent à prévoir.) Cela signifie qu'une partie de l'erreur de prévision calculée tient à la différence entre la mesure de l'inflation retenue et la variable faisant l'objet de la prévision.

La Figure 1 fait bien ressortir la nature de l'information disponible : chaque année civile, dans chaque pays, un certain nombre de prévisionnistes font une prévision pour l'année en cours ou pour l'année suivante. La prévision pour l'année en cours est représentée dans le graphique du haut, et la prévision à l'horizon d'un an dans le graphique du bas (à noter que les erreurs de prévision relatives à une même année civile et à un même pays apparaissent l'une au-dessous de l'autre). La Figure 1 montre qu'il est beaucoup plus facile de faire des prévisions pour l'année en cours. On en trouve la confirmation au Tableau 3, où les écarts-types sont presque toujours beaucoup plus faibles pour l'année en cours qu'à l'horizon d'un an. Cela est tout à fait logique, puisqu'on dispose déjà de la majeure partie de l'information relative à l'inflation effective pour l'année civile en cours lorsqu'on procède à des prévisions concernant cette année.

10. Nous ne disposons pas des ressources nécessaires pour remonter jusqu'aux valeurs de l'indice implicite du PIB publiées initialement et les comparer aux valeurs révisées. L'indice des prix à la consommation subit rarement des révisions. Keane et Runkle (1990) étudient avec soin la question des révisions statistiques apportées à l'indice implicite du PIB américain parce qu'ils s'intéressent au premier chef à la mesure précise de la rationalité des anticipations ainsi qu'au rapport entre les erreurs de prévision et l'information disponible au moment de la prévision. Les révisions apportées à l'indice implicite du PIB sont plus importantes que celles apportées à l'IPC. D'après nos recherches (Johnson, 1997), les révisions subies par l'indice implicite du PIB sont faibles au Canada.

Tableau 3
Propriétés des erreurs de prévision : 1984-1995

Pays	Rang	Erreurs de prévision pour l'année civile en cours			Erreurs de prévision pour l'année civile suivante		
		Moyenne	Écart-type	Minimum Maximum	Moyenne	Écart-type	Minimum Maximum
Allemagne	13	0,08	0,27	-0,50 0,75	0,35	0,97	-2,97 2,75
Australie	4	0,40	0,32	-0,34 1,32	0,70	1,83	-1,98 4,11
Autriche	18	0,20	0,39	-0,30 0,96	0,46	0,36	-0,53 2,11
Belgique	12	0,15	0,26	-0,39 0,84	0,57	0,98	-1,75 2,71
Canada	8	0,25	0,88	-1,79 3,35	0,82	1,09	-1,59 3,35
Danemark	15	-0,10	0,53	-2,41 0,63	-0,18	0,91	-2,46 1,15
États-Unis	14	0,00	0,48	-1,37 1,41	0,70	0,96	-3,19 4,04
Finlande	5	0,21	0,51	-1,02 1,42	0,46	1,76	-3,03 3,91
France	10	0,03	0,38	-0,83 0,86	0,19	1,06	-2,23 3,59
Irlande	17	-0,02	0,33	-0,81 0,50	0,40	0,69	-1,25 1,60
Italie	11	0,05	0,90	-5,66 1,54	0,08	1,02	-2,64 2,14
Japon	9	0,00	0,57	-2,11 1,38	0,50	1,07	-1,81 3,02
Norvège	6	0,31	0,98	-1,02 5,94	0,59	1,68	-1,48 9,66
Nouvelle-Zélande	3	-0,01	1,61	-3,01 4,33	-0,70	1,98	-6,01 3,09
Pays-Bas	16	0,19	0,46	-0,69 0,92	0,25	0,77	-0,92 1,80
Royaume-Uni	2	-0,20	1,14	-4,75 2,84	-0,05	2,13	6,75 4,94
Suède	1	0,44	0,88	-2,25 3,82	0,02	2,18	-5,95 5,32
Suisse	7	-0,16	0,82	-1,42 1,78	-0,10	1,43	-3,42 2,80

Nota : L'échantillon est constitué des prévisions faites de 1984 à 1995 inclusivement. Les erreurs de prévision sont les différences entre l'inflation prévue et l'inflation effective. Rang : le premier rang correspond au plus fort écart-type des erreurs de prévision à l'horizon d'un an. Les pays indiqués dans les zones ombrées ont adopté des cibles à l'égard de l'inflation entre 1990 et 1995.

Source : voir l'annexe relative aux données.

Figure 1
Erreurs de prévision selon le pays
Allemagne, Australie et Autriche

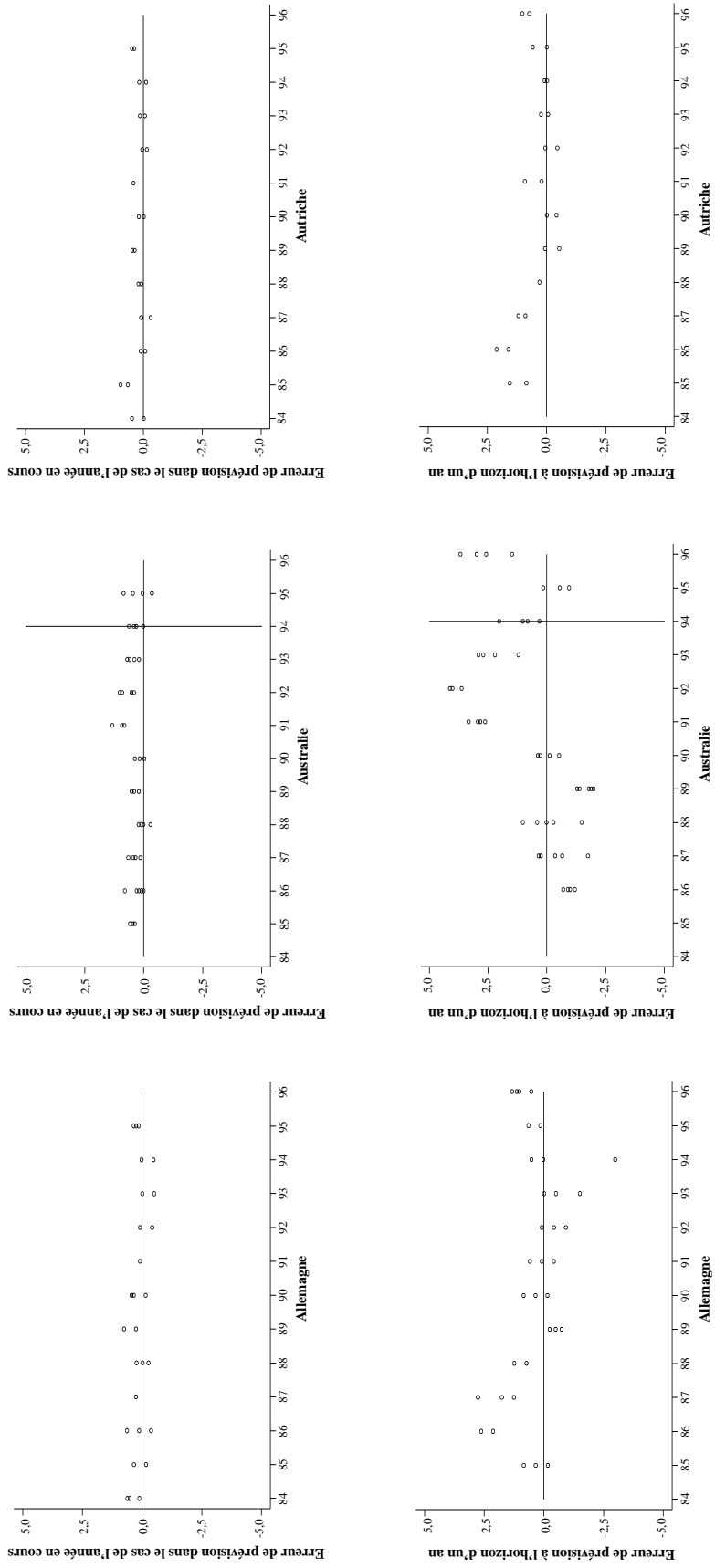


Figure 1 (suite)
Erreurs de prévision selon le pays
Belgique, Canada et Danemark

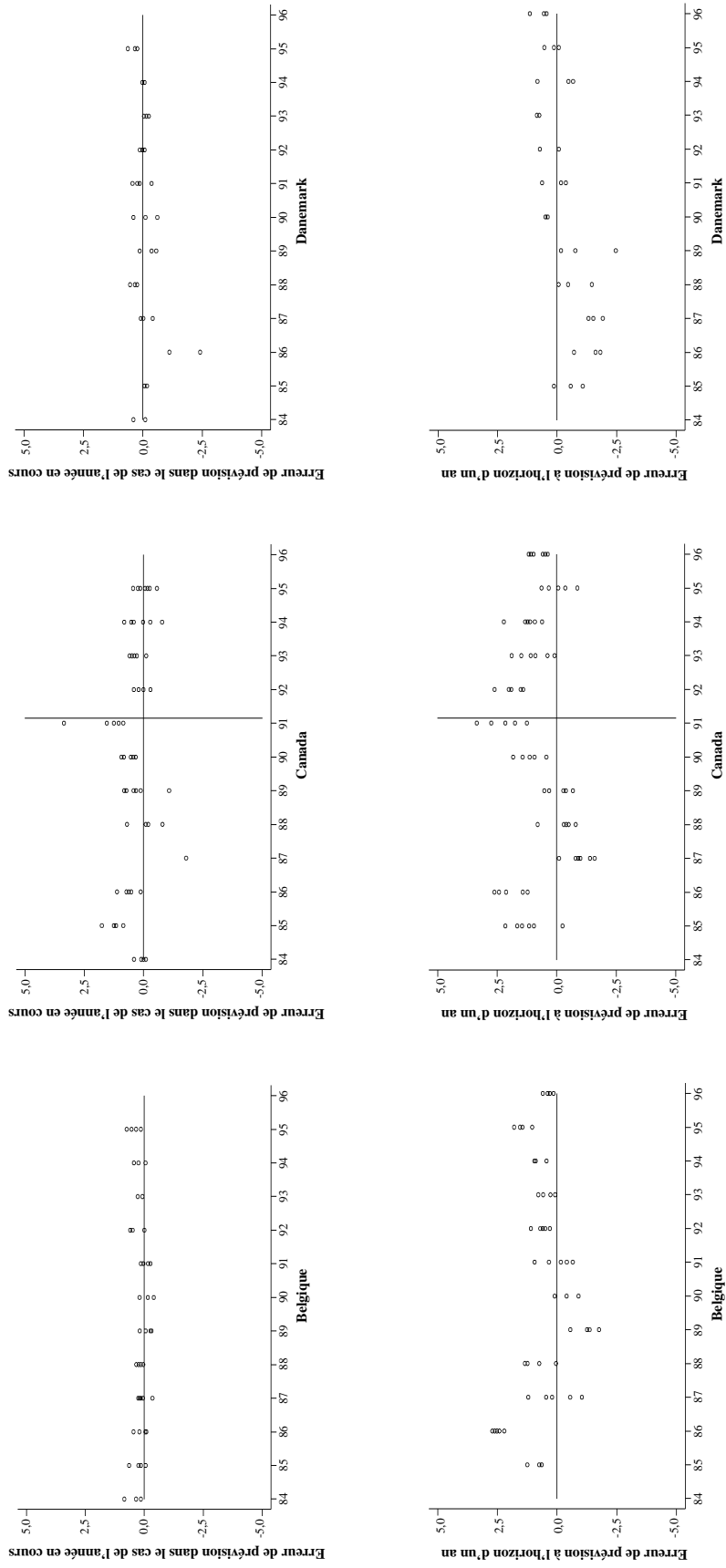


Figure 1 (suite)
Erreurs de prévision selon le pays
États-Unis, Finlande et France

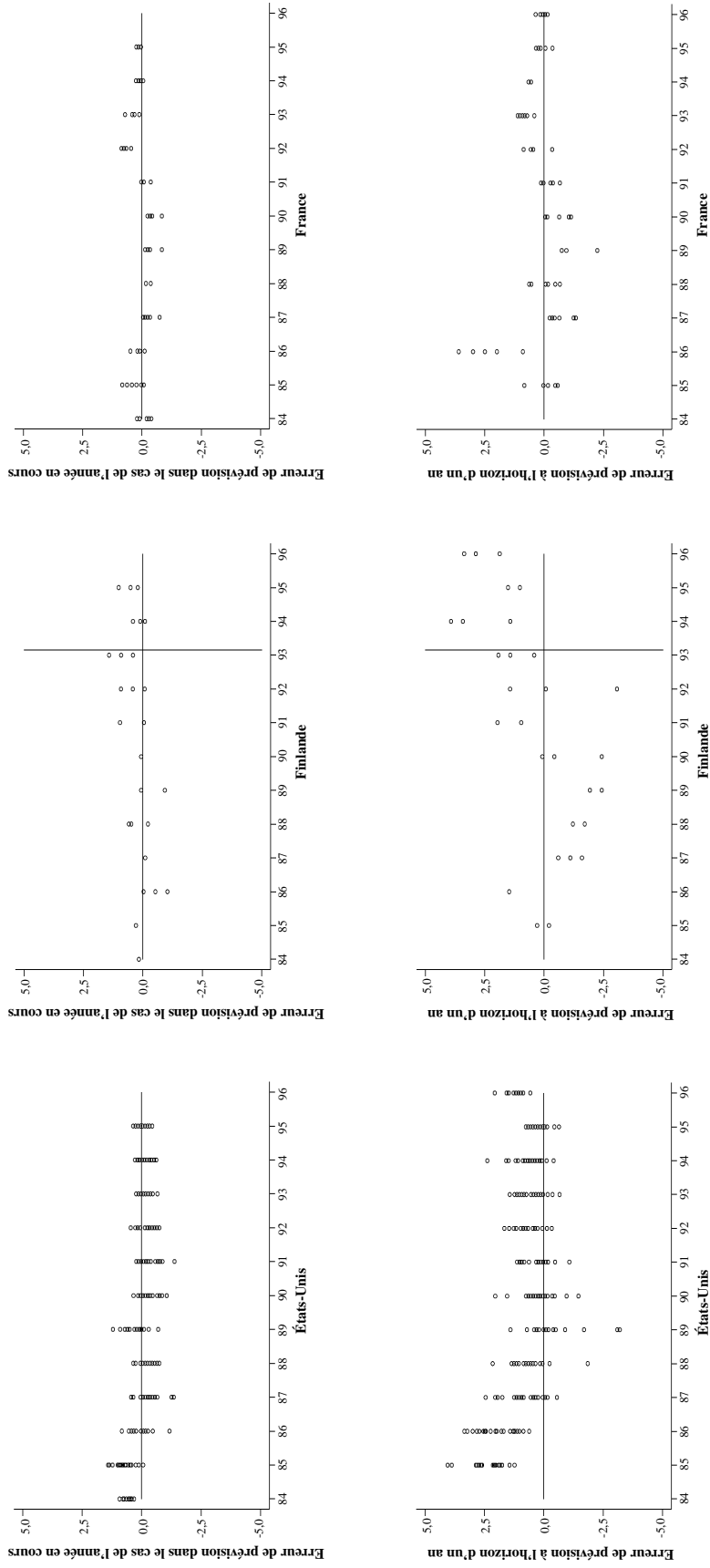


Figure 1 (suite)

Erreurs de prévision selon le pays
Irlande, Italie et Japon

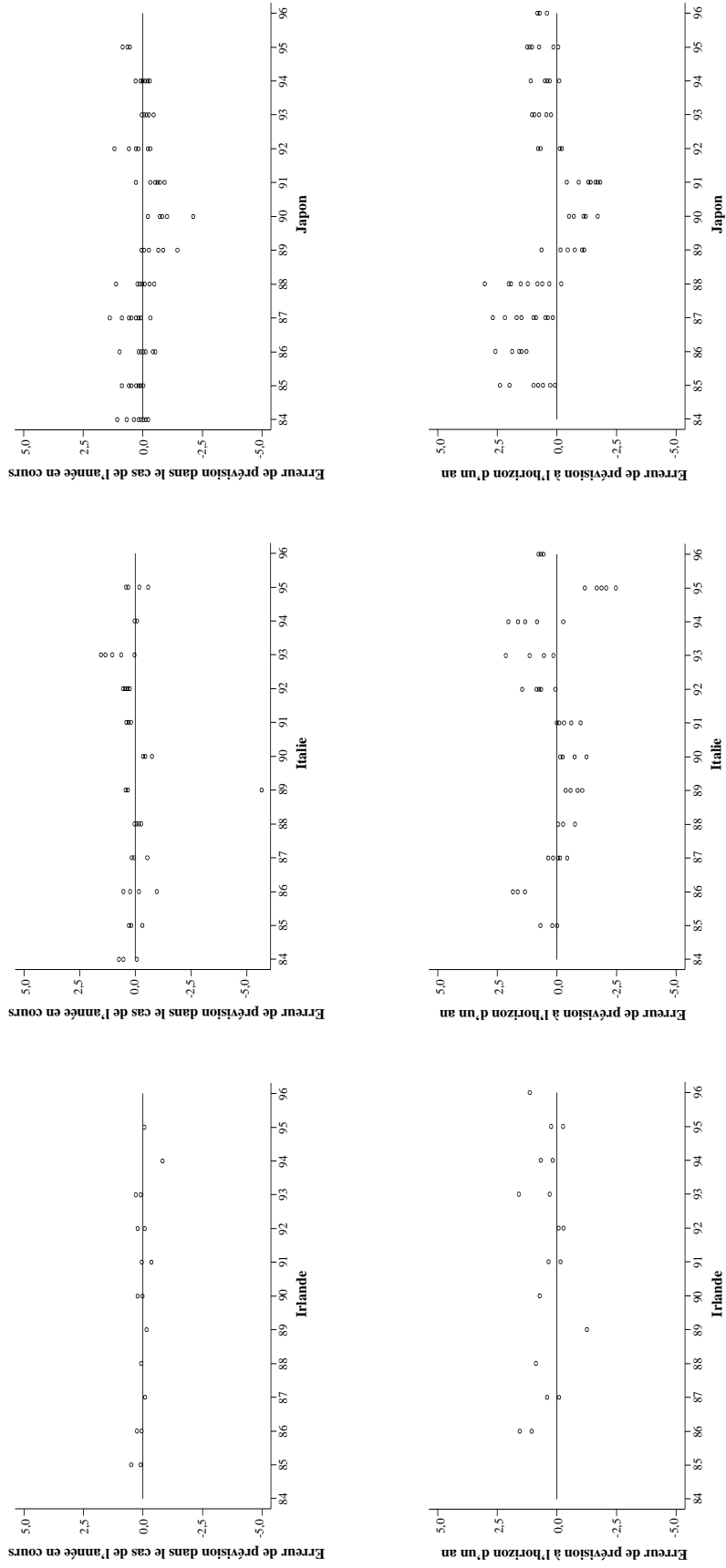


Figure 1 (suite)

**Erreurs de prévision selon le pays
Norvège, Nouvelle-Zélande et Pays-Bas**

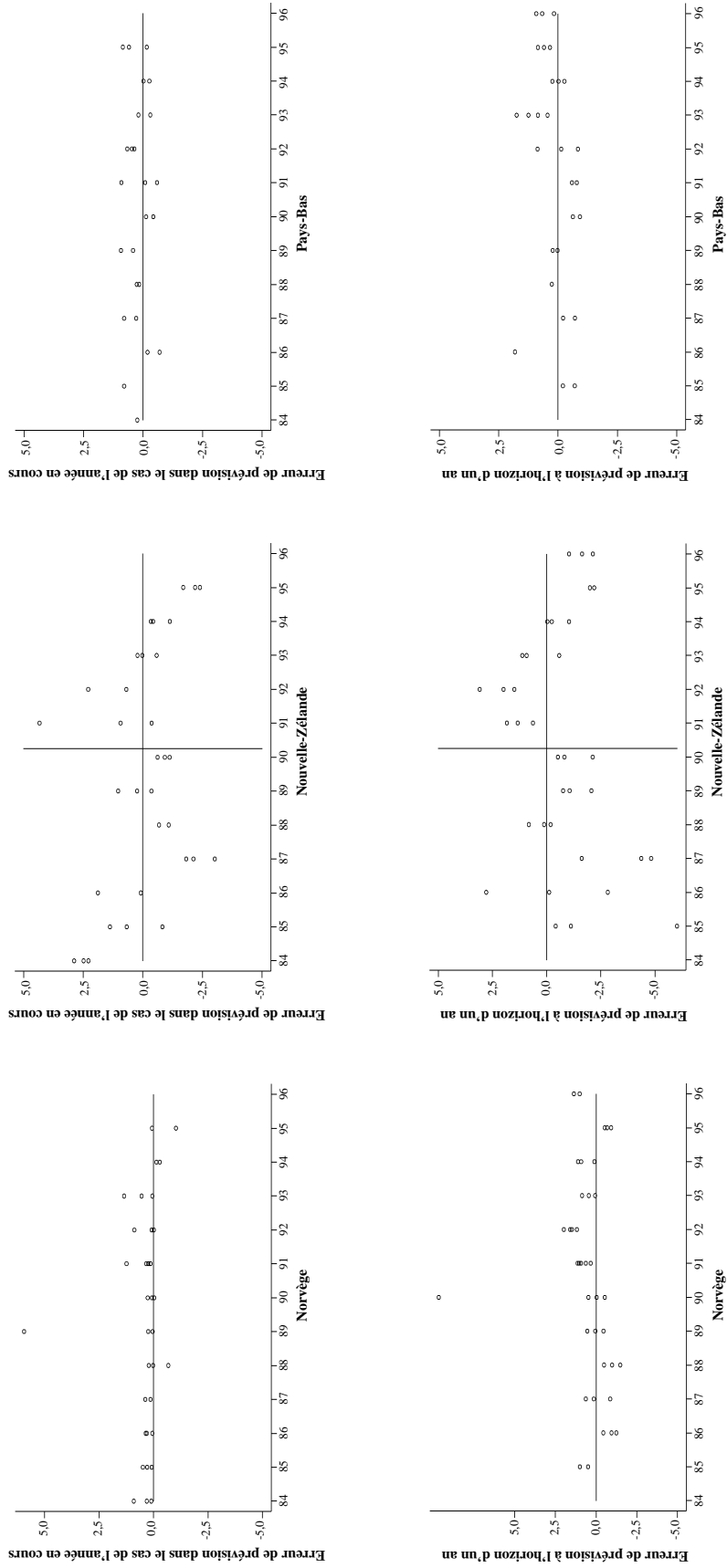
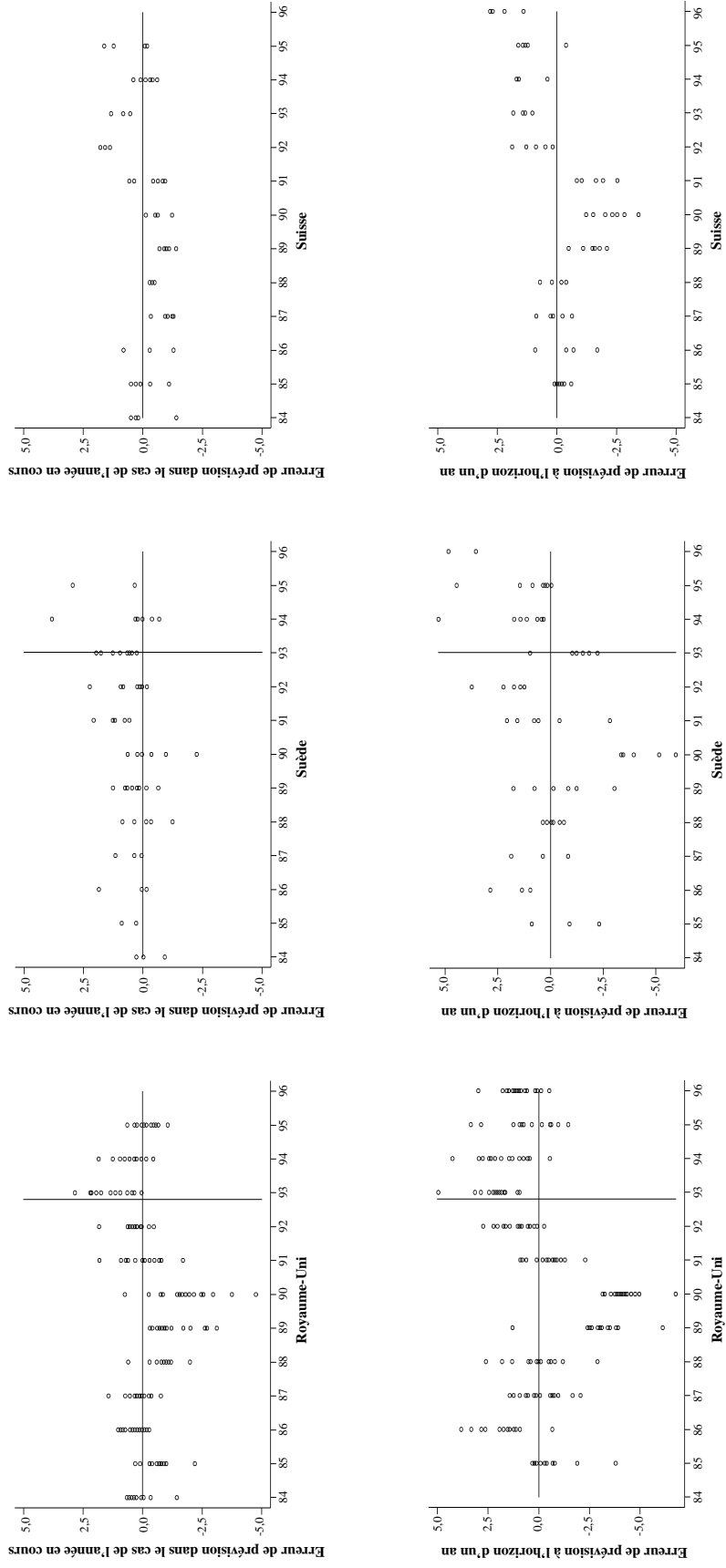


Figure 1 (suite et fin)
Erreurs de prévision selon le pays
Royaume-Uni, Suède et Suisse



Le Tableau 3 et la Figure 1 fournissent des renseignements importants sur la nature des erreurs de prévision. L'échantillon d'années et de pays considéré se caractérise par une désinflation qui n'a pas été prévue. Quatorze des dix-huit pays étudiés ont des erreurs de prévision moyennes (à l'horizon d'un an) positives. Lorsqu'on utilise un test de Student ordinaire, l'hypothèse nulle voulant que les erreurs de prévision de 1984 à 1996 proviennent d'une distribution de moyenne zéro est rejetée pour tous les pays sauf le Danemark, la Finlande, la France, l'Italie, les Pays-Bas, le Royaume-Uni, la Suède et la Suisse. Il reste donc huit pays où la désinflation n'avait pas été prévue sur 13 ans. Chose plus importante encore, la Figure 1 montre clairement que l'on ne peut considérer les observations relatives aux différentes années comme des renseignements équivalents. Dans presque tous les pays, il y a des années où l'erreur de prévision moyenne est différente de zéro — autrement dit, il y a des valeurs non nulles de u_t^C . Cela ressort tout particulièrement d'une analyse des erreurs de prévision à l'horizon d'un an. Dans chaque pays, il y a au moins une année où toutes les erreurs de prévision à cet horizon se situent d'un côté ou de l'autre de la valeur zéro. Il existe d'importantes erreurs propres à une année particulière dont il convient de tenir compte dans l'analyse. De là découle la nécessité de procéder à une analyse de variance à effets aléatoires pour comprendre vraiment ce que signifient les données.

Le Tableau 3 présente un classement des pays selon l'écart-type des erreurs de prévision à l'horizon d'un an calculées sur la totalité de l'échantillon, y compris les périodes d'application de cibles en matière d'inflation. Les pays ayant adopté des cibles sont indiqués dans les zones ombrées. On remarque immédiatement qu'ils occupent six des huit premières places. (La Norvège vient au sixième rang, mais son écart-type élevé s'explique par une très forte erreur de prévision à l'horizon d'un an — 9,66 % au Tableau 3. Cette observation aberrante figure bel et bien dans les données fournies par *Economic Forecasts*, mais nous soupçonnons une erreur de transcription.) La décision d'adopter des cibles à l'égard de l'inflation était très probablement endogène : les pays affichant des résultats peu reluisants en matière de politique monétaire ont décidé de se doter de cibles. Il n'est pas étonnant dès lors que les cibles annoncées n'aient pas été instantanément crédibles.

3.2 Comparaison directe des taux d'inflation prévus et visés

Le Tableau 4 présente les estimations obtenues à l'aide du modèle relatif aux différences entre les prévisions et les points médians des fourchettes visées pour la période d'application des cibles, c'est-à-dire les valeurs estimatives des paramètres de l'équation (2). Nous comparons dans chaque pays les cibles et les prévisions d'inflation tant pour l'année en cours

Tableau 4
Différence entre le taux d'inflation visé et le taux prévu

Pays	Année	Nombre de prévisions	Différence moyenne (<i>écart-type</i>)	C^e (<i>statistique t</i>)	Pourcentage des prévisions situées dans la fourchette cible		Risque de 1 ^{re} espèce $\text{Var}(g^C) = 0$	$\text{Var}(g^C)$ (<i>intervalle de confiance</i>)	$\text{Var}(e^{i,c})$ (<i>intervalle de confiance</i>)
Australie									
	En cours	12	0,60 (1,29)	0,60 (0,86)	66	0,000	1,41 (1,17)	0,12 (0,059)	
	Suivante	12	1,53 (1,17)	1,53 (2,83)	25	0,005	0,72 (0,70)	0,54 (0,25)	
Canada									
	En cours	31	-0,60 (1,05)	-0,60 (1,46)	93	0,000	0,80 (0,53)	0,29 (0,28)	
	Suivante	31	-0,19 (0,55)	-0,19 (1,57)	100	0,093	0,033 (0,048)	0,26 (0,07)	
Finlande									
	En cours	4	-0,32 (0,39)	-0,32 (1,64)	s.o.	s.o. ^a	b	s.o.	
	Suivante	8	0,75 (0,65)	0,75 (2,82)	s.o.	0,106	0,062 (0,147)	0,31 (0,18)	
Nouvelle-Zélande									
	En cours	18	0,38 (1,02)	0,38 (1,58)	94	0,734	b	—	
	Suivante	18	0,39 (0,66)	0,39 (2,52)	100	0,337	0,008 (0,10)	0,41 (0,16)	

(suite)

Tableau 4 (suite)
Différence entre le taux d'inflation visé et le taux prévu

Pays	Année	Nombre de prévisions	Différence moyenne (<i>écart-type</i>)	C^c (<i>statistique t</i>)	Pourcentage des prévisions situées dans la fourchette cible		Risque de 1 ^{re} espèce $\text{Var}(g^c) = 0$	$\text{Var}(g^c)$ (<i>intervalle de confiance</i>)	$\text{Var}(e^{i,c})$ (<i>intervalle de confiance</i>)
Royaume-Uni	En cours	46	0,47 (0,63)	0,47 (4,59)	97 ^c	0,160	0,007 (0,026)	0,385 (0,08)	
	Suivante	46	1,51 (1,14)	1,51 (9,43)	91	0,659	b	—	
Suède	En cours	2	2,20 (1,83)	s.o. ^a	50	s.o. ^a	s.o.	s.o.	
	Suivante	10	1,67 (1,40)	1,67 (3,89)	80	0,475	b	—	

Nota : La présence d'un trait (—) signifie que, si la valeur estimative de $\text{Var}(g^c)$ est égale à zéro, celle de $\text{Var}(e_t^{i,c})$ équivaut simplement au carré de l'écart-type indiqué à la troisième colonne.

a. Nombre d'observations insuffisant pour l'estimation d'une valeur

b. La valeur de $\text{Var}(g^c)$ obtenue par la méthode du maximum de vraisemblance est égale à zéro. La moyenne estimée de la distribution de $F_t^{i,c} - T_t^c$ est la différence moyenne divisée par l'écart-type corrigé en fonction de la taille de l'échantillon.

c. En utilisant une fourchette d'une amplitude de 3 points de pourcentage pour toutes les années.
 Source : voir l'annexe relative aux données.

qu'à l'horizon d'un an. La deuxième colonne présente la différence moyenne, pour toutes les années et prévisions, entre la valeur prévue et le point médian de la fourchette cible applicable. L'écart-type de la différence figure entre parenthèses. Une observation rassurante pour la crédibilité des cibles est que la valeur zéro se situe à moins d'un écart-type de la différence moyenne. Il est également rassurant de constater que, dans tous les pays sauf l'Australie, la majorité des prévisions se situent dans la fourchette visée. Il faut se rappeler qu'au Royaume-Uni, l'amplitude de la fourchette était de 3 points de pourcentage. Si elle avait été de 2 points de pourcentage, 13 des 41 prévisions à l'horizon d'un an auraient été à l'extérieur de la fourchette — donc, la crédibilité aurait été moins bonne. Cependant, les valeurs estimées de C^C et la variabilité de g^C n'indiquent pas que les cibles aient été immédiatement crédibles.

La troisième colonne fait état des estimations de C^C et de la statistique t obtenue pour l'hypothèse nulle selon laquelle la moyenne de la distribution des différences entre la prévision et le point médian de la fourchette visée sur l'ensemble de la période d'application des cibles est égale à zéro. Cette hypothèse est clairement rejetée pour les prévisions à l'horizon d'un an dans le cas de l'Australie, de la Finlande, de la Nouvelle-Zélande, du Royaume-Uni et de la Suède. Ce n'est qu'au Canada que les cibles fixées à cet horizon satisfont à ce test de crédibilité. Pour les cinq pays dépourvus de crédibilité, les prévisions sont supérieures d'environ 1 % au point médian de la fourchette visée sur l'ensemble de la période d'application des cibles. Aucun des pays en question n'a réussi à établir une trajectoire crédible d'évolution de l'inflation qui soit liée à ses cibles.

Il faut noter que les estimations ponctuelles de la différence moyenne et de C^C sont souvent identiques. Cela se produit quand les échantillons sont équilibrés, c'est-à-dire que les prévisionnistes sont en nombre égal au cours de chacune des années. Néanmoins, si l'hypothèse voulant que la variante de g^C soit égale à zéro est rejetée, l'estimation de l'écart-type de C^C doit tenir compte de la structure d'erreurs commune aux différentes années dans les tests d'hypothèse portant sur la valeur de C^C .

Si l'hypothèse selon laquelle la variance de g^C est égale à zéro n'est pas rejetée, les intervalles de confiance et les statistiques de test sont calculés en faisant abstraction de la composante commune des erreurs propres à une année déterminée. Toutes les observations contribuent à parts égales à l'information dont nous disposons en matière de crédibilité. Par conséquent, en ce qui concerne les estimations pour l'année suivante au Royaume-Uni et en Suède et les estimations pour l'année en cours en Finlande et en Nouvelle-Zélande, la statistique t pour C^C est celle de l'hypothèse nulle voulant que la valeur moyenne des différences entre la valeur prévue et la cible soit égale à zéro. Dans ce cas, les valeurs de la

variance de g^C estimées par la méthode du maximum de vraisemblance sont égales à zéro (ce qui est indiqué par l'appel de note b au Tableau 4). Il y a également plusieurs cas où les observations ne sont pas assez nombreuses pour permettre l'estimation des paramètres.

L'analyse des différences entre les prévisions et les cibles pour l'année en cours révèle que, dans tous les pays sauf au Royaume-Uni, les cibles étaient crédibles pour l'année en cours. Aucune des différences n'était tirée d'une distribution ayant une moyenne significativement différente de zéro. Les estimations ponctuelles de C^C dans le cas du Canada, tant pour l'année en cours que pour l'année suivante, soulèvent une question intéressante : il semble en effet possible à la banque centrale de choisir des cibles tellement faciles à atteindre que les prévisionnistes estiment dès le départ que les autorités feront mieux que prévu et que l'inflation diminuera plus vite que ne l'indique la trajectoire annoncée. Des recherches futures pourraient porter sur l'évolution de la crédibilité au cours d'une période déterminée.

3.3 Comparaison des erreurs de prévision avant et après l'adoption de cibles en matière d'inflation

Qu'est-ce que l'évolution des erreurs de prévision nous apprend au sujet de la crédibilité? Le Tableau 5 permet de comparer les propriétés des erreurs de prévision — les valeurs prévues de l'inflation diminuées des valeurs observées — pour les six pays ayant adopté des cibles en matière d'inflation avant et après l'entrée en vigueur de ces dernières. Les résultats indiquent que, dans tous ces pays sauf en Nouvelle-Zélande, la désinflation n'était pas prévue pendant la période d'application des cibles. Autrement dit, l'établissement de ces dernières n'a pas permis d'éviter une désinflation non anticipée. Ce résultat ne nous dit pas si la désinflation imprévue aurait été encore plus importante en l'absence de cibles et sans les réformes qui ont accompagné leur adoption¹¹. Le principal enseignement à tirer du Tableau 5 est qu'il faut absolument tenir compte des effets propres à chacune des années considérées dans l'analyse des erreurs de prévision. L'hypothèse nulle d'une variance de u^C égale à zéro est nettement rejetée dans la plupart des cas. En Finlande et en Suède, cette hypothèse ne peut être testée, car on ne dispose de données que pour une année.

Au Canada et au Royaume-Uni, l'estimation ponctuelle de E^C est de 1 % lorsque les prévisions portent sur l'année suivante : en Finlande et en

11. Dans une autre étude (Johnson, 1997) où nous avons étudié cette question dans le cas du Canada, nous n'avons pas constaté de diminution de l'inflation anticipée en réaction à l'annonce des cibles de réduction de l'inflation en 1991, une fois neutralisé l'effet de l'information qui était connue des prévisionnistes.

Tableau 5
Incidence de l'adoption de cibles à l'égard de l'inflation sur les erreurs de prévision

Pays	Année	E^C (statistique t)	Risque de 1 ^{re} espèce $\text{Var}(u^C) = 0$	$\text{Var}(u^C)$ (intervalle de confiance)	$\text{Var}(e^{i,c})$ (intervalle de confiance)
Australie	En cours	Absence de cibles	0,43 (4,43)	0,067 (0,038)	0,043 (0,011)
		Cibles	0,36 (3,77)	^a —	—
	Suivante	Absence de cibles	0,76 (1,15)	3,47 (1,73)	0,33 (0,08)
		Cibles	1,05 (1,37)	1,62 (1,43)	0,54 (0,25)
Canada	En cours	Absence de cibles	0,14 (0,44)	0,77 (0,42)	0,14 (0,035)
		Cibles	0,41 (1,71)	0,25 (0,18)	0,29 (0,08)
	Suivante	Absence de cibles	0,74 (1,73)	1,21 (0,68)	0,37 (0,09)
		Cibles	0,93 (3,44)	1,33 (0,23)	0,26 (0,073)
Finlande	En cours	Absence de cibles	0,069 (0,54)	0,09 (0,06)	0,14 (0,044)
		Cibles	0,69 (3,53)	—	—
	Suivante	Absence de cibles	-0,42 (0,84)	0,91 (1,04)	1,08 (0,34)
		Cibles	2,25 (7,05)	0,22 (0,30)	0,31 (0,18)

(suite)

Tableau 5 (suite)
Incidence de l'adoption de cibles à l'égard de l'inflation sur les erreurs de prévision

Pays	Année		E^C (statistique t)	Risque de 1 ^{re} espèce $\text{Var}(u^C) = 0$	$\text{Var}(u^C)$ (intervalle de confiance)	$\text{Var}(e^{i,c})$ (intervalle de confiance)
Nouvelle-Zélande	En cours	Absence de cibles	0,11 (0,18)	0,000	2,05 (1,29)	0,56 (0,22)
		Cibles	-0,14 (0,28)	0,012	1,19 (0,94)	1,21 (0,49)
	Suivante	Absence de cibles	-1,39 (2,53)	0,189	0,58 (1,14)	3,60 (1,46)
		Cibles	-0,023 (0,37)	0,000	2,13 (1,31)	0,41 (0,66)
Royaume-Uni	En cours	Absence de cibles	-0,41 (1,51)	0,000	0,63 (0,31)	0,60 (0,075)
		Cibles	0,51 (1,60)	0,000	0,29 (0,25)	0,38 (0,083)
	Suivante	Absence de cibles	-0,38 (0,58)	0,000	3,86 (1,85)	1,15 (0,14)
		Cibles	1,01 (3,41)	0,013	0,184 (0,22)	1,27 (0,274)
Suède	En cours	Absence de cibles	0,38 (3,98)	0,047 ^b	0,083 (0,075)	0,62 (0,11)
		Cibles	1,65 (1,27)	—	—	—
	Suivante	Absence de cibles	-0,04 (0,07)	0,000	2,70 (1,306)	1,43 (0,276)
		Cibles	2,32 (2,08)	0,021	1,91 (2,55)	2,07 (1,03)

Nota : La présence d'un trait (—) signifie que, si la valeur estimative de $\text{Var}(g^C)$ est égale à zéro, celle de $\text{Var}(e_t^{i,c})$ équivaut simplement au carré de l'écart-type indiqué à la troisième colonne.

a. La valeur obtenue par la méthode du maximum de vraisemblance est zéro.

b. Hypothèse impossible à vérifier car il n'existe qu'une année de données.

Source : voir l'annexe relative aux données.

Suède, elle dépasse 2 % (l'échantillon pour ces pays est beaucoup plus limité). En Australie, l'estimation ponctuelle est d'environ 1 %, mais elle n'est pas statistiquement significative. L'adoption de cibles à l'égard de l'inflation ne semble guère avoir été une réussite, du moins si l'on considère ces périodes assez courtes. D'après les résultats statistiques, la Nouvelle-Zélande est le seul pays où la définition de cibles a permis d'éviter une désinflation imprévue sur l'ensemble de la période d'application. C'est toutefois aussi le pays où les cibles se sont appliquées le plus longtemps, et il ressort de la Figure 1 que la première partie de cette période en Nouvelle-Zélande ressemble beaucoup à ce que l'on peut observer dans les autres pays : la désinflation est inattendue. Par la suite, c'est la reprise de l'inflation qui est imprévue.

Sur un autre plan important, l'adoption de cibles semble avoir donné d'assez bons résultats. Comparons les estimations de la variance de u^C avant et après l'établissement de cibles. Cette variance est fonction des facteurs propres à chacune des années que l'on peut considérer comme relevant de l'action des autorités monétaires, de la variance de la crédibilité que les prévisionnistes accordent collectivement à la cible, d'une année à l'autre, et de la variance de la capacité de la banque centrale d'atteindre sa cible, d'une année à l'autre. La diminution de cette composante de la variance des erreurs de prévision est frappante en Australie et au Royaume-Uni dans le cas des prévisions à l'horizon d'un an. Les valeurs estimées de cette variance accusent aussi une forte baisse en Finlande et en Suède, mais l'échantillon est de courte durée. En Nouvelle-Zélande, la variance de u^C augmente. Il est à noter que la diminution de la variance de u^C ne s'accompagne généralement pas d'une augmentation de la variance de e^C . Il appert que la variance globale des erreurs de prévision diminue bel et bien si l'on compare les périodes d'application des cibles aux autres périodes. Le problème suivant, sur lequel nous ne nous pencherons que brièvement, consiste à déterminer si la diminution de la variance des erreurs de prévision que l'on observe dans les pays ayant adopté des cibles à l'égard de l'inflation s'est également produite ailleurs¹².

3.4 Comparaison des erreurs de prévision avant et après 1991 dans l'ensemble des pays

Le Tableau 6 vise à montrer de façon générale si les pays qui ont adopté des cibles à l'égard de l'inflation sont parvenus à réduire les erreurs de prévision de l'inflation nettement mieux que les autres pays.

12. Il serait intéressant d'étudier si des facteurs autres qu'une simple division de l'échantillon peuvent expliquer la baisse des composantes de la variance. Cette question pourrait être analysée dans des recherches futures.

L'échantillon a été divisé de manière arbitraire à la même date pour tous les pays. Nous nous penchons sur les quatre années de prévision allant de 1992 à 1995, d'une part, et sur les huit années allant de 1984 à 1991, d'autre part, l'année 1992 étant considérée comme la date moyenne d'entrée en vigueur des cibles. Par souci de concision, nous ne présentons dans le Tableau que les erreurs de prévision à l'horizon d'un an.

Le Tableau 6 confirme l'importance des chocs propres à l'année, c'est-à-dire les valeurs prises par u_t^C . L'hypothèse nulle selon laquelle la variance de u^C est égale à zéro est rejetée dans presque tous les pays au cours des deux périodes examinées. Il est également frappant de constater que plusieurs pays ne s'étant pas fixé de cibles en matière d'inflation enregistrent une désinflation statistiquement significative après 1991, soit la Belgique, le Danemark, les États-Unis, la France, l'Irlande, le Japon, les Pays-Bas et la Suisse. Les estimations ponctuelles de E^C varient quelque peu d'un pays à l'autre, mais leur valeur positive indique dans tous les cas qu'il est peu probable que les erreurs de prévision proviennent d'une distribution à moyenne zéro pendant cette période de désinflation. Au vu du Tableau 6, il est difficile de soutenir que les pays ayant adopté des cibles (indiqués dans les zones ombrées) ont connu une désinflation sensiblement différente de celle des autres pays. De toute évidence, des recherches plus approfondies s'imposent à ce sujet.

La seconde méthode que nous appliquons pour évaluer l'efficacité de la politique monétaire débouche sur une conclusion similaire. Nous avons certes constaté que la variance de u^C avait sensiblement diminué après l'entrée en vigueur de cibles à l'égard de l'inflation dans les pays concernés, mais le Tableau 6 indique que ce phénomène a été observé à l'échelle mondiale. Presque tous les pays figurant dans ce tableau affichent une diminution marquée de la variance de u^C après 1991. On se gardera donc de conclure hâtivement que l'adoption de cibles a été la clé de la réussite des autorités monétaires.

Conclusions

Notre étude est une première tentative en vue d'établir de quelle façon l'information que recèlent les prévisions de l'inflation peut servir à évaluer l'efficacité de la politique monétaire et, de façon plus précise, la réussite des initiatives récentes fondées sur l'établissement de cibles à l'égard de l'inflation. Elle offre un cadre d'analyse de cette information, dans lequel la variabilité liée à l'année de même que celle liée au prévisionniste jouent un certain rôle. Il ressort clairement des données que ces deux sources de variabilité des prévisions revêtent de l'importance. Une politique monétaire efficace peut s'accompagner d'une réduction des chocs propres à une année déterminée. Par conséquent, notre cadre d'analyse offre

Tableau 6
Erreurs de prévision à l'horizon d'un an avant et après 1991

Pays	Nombre de prévisions	E^C (statistique t)	Risque de 1 ^{re} espèce $\text{Var}(u^C) = 0$	$\text{Var}(u^C)$ (intervalle de confiance)	$\text{Var}(e^{i,C})$ (intervalle de confiance)
Allemagne					
Avant 1991	52	0,62 (2,10)	0,000	0,690 (0,35)	0,113 (0,024)
Après 1991	28	0,20 (0,78)	0,251	0,251 (0,18)	0,109 (0,031)
Australie					
Avant 1991	33	0,55 (0,76)	0,000	3,62 (1,47)	0,306 (0,08)
Après 1991	16	1,35 (2,14)	0,002	1,45 (1,12)	0,550 (0,22)
Autriche					
Avant 1991	16	0,54 (2,12)	0,002	0,461 (0,26)	0,130 (0,20)
Après 1991	8	0,32 (2,08)	0,094	0,078 (0,08)	0,068 (0,04)
Belgique					
Avant 1991	16	0,44 (1,21)	0,000	1,01 (0,53)	0,280 (0,07)
Après 1991	8	0,73 (3,25)	0,000	0,191 (0,14)	0,071 (0,02)
Canada					
Avant 1991	48	1,87 (2,22)	0,000	1,18 (0,62)	0,359 (0,08)
Après 1991	25	0,72 (3,94)	0,002	0,181 (0,16)	0,274 (0,08)
Danemark					
Avant 1991	27	-0,66 (2,32)	0,000	0,464 (0,28)	0,370 (0,12)
Après 1991	12	0,39 (2,18)	0,060	0,060 (0,10)	0,225 (0,11)

(suite)

Tableau 6 (suite)

Erreurs de prévision à l'horizon d'un an avant et après 1991

Pays	Nombre de prévisions	E^C (statistique t)	Risque de 1 ^{re} espèce $\text{Var}(u^C) = 0$	$\text{Var}(u^C)$ (intervalle de confiance)	$\text{Var}(e^{i,C})$ (intervalle de confiance)
États-Unis					
Avant 1991	197	0,78 (2,60)	0,000	0,170 (0,36)	0,54 (0,05)
Après 1991	94	0,60 (3,48)	0,000	0,112 (0,08)	0,219 (0,03)
Finlande					
Avant 1991	22	-0,65 (1,79)	0,038	0,674 (0,68)	1,199 (0,47)
Après 1991	15	2,02 (6,24)	0,058	0,258 (0,31)	0,629 (0,26)
France					
Avant 1991	47	0,089 (0,09)	0,000	1,05 (0,55)	0,334 (0,075)
Après 1991	21	0,39 (2,38)	0,000	0,103 (0,079)	0,045 (0,015)
Irlande					
Avant 1991	12	0,26 (0,91)	0,000	0,521 (0,31)	0,081 (0,05)
Après 1991	7	0,55 (2,30)	0,444	^a	—
Italie					
Avant 1991	37	0,06 (0,24)	0,000	0,506 (0,26)	0,145 (0,03)
Après 1991	20	0,19 (0,33)	0,000	1,33 (1,00)	0,434 (0,15)
Japon					
Avant 1991	64	0,33 (0,82)	0,000	1,09 (0,54)	0,460 (0,08)
Après 1991	22	0,61 (7,15)	0,520	^a	—
Norvège					
Avant 1991	31	0,56 (1,50)	0,206	0,256 (0,63)	3,28 (0,94)
Après 1991	11	0,39 (1,14)	0,003	0,430 (0,34)	0,146 (0,07)

(suite)

Tableau 6 (suite)

Erreurs de prévision à l'horizon d'un an avant et après 1991

Pays	Nombre de prévisions	E^C (statistique t)	Risque de 1 ^{re} espèce $\text{Var}(u^C) = 0$	$\text{Var}(u^C)$ (intervalle de confiance)	$\text{Var}(e^{i,C})$ (intervalle de confiance)
Nouvelle-Zélande					
Avant 1991	24	-0,61 (0,91)	0,011	2,27 (0,16)	2,82 (1,00)
Après 1991	12	-0,89 (1,80)	0,003	0,872 (0,70)	0,365 (0,18)
Pays-Bas					
Avant 1991	17	-0,02 (0,09)	0,004	0,500 (0,30)	0,200 (0,09)
Après 1991	15	0,56 (2,70)	0,009	0,136 (0,12)	0,144 (0,06)
Royaume-Uni					
Avant 1991	121	-0,70 (1,06)	0,002	3,42 (1,71)	1,18 (0,15)
Avant 1991	61	1,31 (3,88)	0,000	0,378 (1,32)	1,18 (0,22)
Suède					
Avant 1991	47	-0,16 (0,26)	0,000	2,91 (1,56)	1,35 (0,30)
Avant 1991	27	1,23 (1,34)	0,000	3,02 (2,51)	1,81 (0,53)
Suisse					
Avant 1991	47	-0,64 (5,08)	0,000	0,842 (0,45)	0,404 (0,09)
Avant 1991	18	1,49 (5,66)	0,056	0,120 (0,14)	0,379 (0,14)

Nota : La présence d'un trait (—) signifie que, si la valeur estimative de $\text{Var}(g^C)$ est égale à zéro, celle de $\text{Var}(e_t^{i,C})$ est calculée à partir de l'écart-type qui implique la statistique t indiquée à la troisième colonne. Les pays indiqués dans les zones ombrées ont adopté des cibles à l'égard de l'inflation entre 1990 et 1995.

a. La valeur de $\text{Var}(u^C)$ obtenue par la méthode du maximum de vraisemblance est zéro. La moyenne estimée de la distribution de la différence entre l'inflation prévue et l'inflation effective est la différence moyenne divisée par l'écart-type corrigé en fonction de la taille de l'échantillon.

Source : voir l'annexe relative aux données.

un critère d'évaluation de l'efficacité de cette politique. Il permet de mieux comprendre la nature des erreurs de prévision, d'établir un indice global de crédibilité et d'évaluer l'efficacité de la politique monétaire au cours des diverses périodes. Deux conclusions susceptibles d'intéresser les autorités ressortent directement des résultats.

Premièrement, notre étude confirme que la désinflation observée pendant les années 90 n'était pas prévue dans la plupart des pays, qu'ils aient ou non adopté des cibles en matière d'inflation. Les facteurs qui ont effectivement permis d'accroître la crédibilité de la politique de réduction de l'inflation méritent une analyse plus approfondie.

Deuxièmement, il appert que les cibles n'ont pas été immédiatement crédibles. Cela n'est sans doute pas étonnant. Il ressort à la fois des résultats présentés ici et des débats qui ont précédé l'adoption de cibles que celle-ci s'expliquait par l'échec des autres méthodes suivies jusque-là par les autorités monétaires. Par conséquent, des cibles ont été définies précisément dans les cas où la crédibilité devait être le plus difficile à établir. D'autres analyses doivent être consacrées à l'évolution passée et présente de la crédibilité et aux facteurs qui jouent un rôle dans son établissement. Bien que les résultats exposés ici ne permettent pas d'affirmer que l'adoption de cibles à l'égard de l'inflation soit une panacée, certains éléments donnent à penser que ces cibles ont joué un rôle utile.

Annexe concernant les données

Toutes les prévisions d'inflation sont tirées de *Economic Forecasts : A Monthly Worldwide Survey* pour la période allant de 1984 à 1995 inclusivement. Pour tous les pays sauf les États-Unis et le Canada, les taux d'inflation effectifs sont calculés sous la forme de taux de variation sur douze mois de l'indice des prix à la consommation (ligne 64 de *Statistiques financières internationales*, publié par le Fonds monétaire international; nous n'avons pas tenu compte des différences possibles entre l'IPC et l'indice implicite des dépenses de consommation). Dans le cas du Canada, l'inflation effective est mesurée par l'indice implicite des prix du PIB, la variable D20556 dans CANSIM. Les chiffres relatifs à l'indice implicite du PIB aux États-Unis sont tirés du rapport du président sur l'état de l'économie (*Economic Report to Congress*) de février 1997 et mis à jour à la lumière du *Survey of Current Business* du ministère américain du commerce. En Suisse, l'indice implicite du PIB a été calculé en divisant le PIB nominal (ligne 99b.c de *Statistiques financières internationales*) par le PIB réel (ligne 99b.r). Pour 1996, nous avons utilisé seulement les chiffres des trois premiers trimestres de l'année.

Bibliographie

- Almeida, A. et C. A. E. Goodhart (1996). « Does the Adoption of Inflation Targets Affect Central Bank Behaviour? », inédit, juillet, London School of Economics.
- Bernanke, B. S. et F. S. Mishkin (1997). « Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, printemps, p. 97-116.
- Bowen, A. (1995). « British Experience with Inflation Targeting ». In : *Inflation Targets*, publié sous la direction de L. Leiderman et L. E. O. Svensson, Londres, Centre for Economic Policy Research, p. 53-68.
- Fischer, A. M. (1993). « Inflation Targeting: The New Zealand and Canadian Cases », *Cato Journal*, vol. 13, printemps-été, p. 1-27.
- Freedman, C. (1995). « The Canadian Experience with Targets for Reducing and Controlling Inflation ». In : *Inflation Targets*, publié sous la direction de L. Leiderman et L. E. O. Svensson, Londres, Centre for Economic Policy Research, p. 19-31.
- Johnson, D. R. (1997). « Expected Inflation in Canada 1988-1995: An Evaluation of Bank of Canada Credibility and the Effect of Inflation Targets », *Analyse de Politiques*, vol. 23, septembre, p. 223-258.
- Keane, M. P. et D. E. Runkle (1990). « Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data », *American Economic Review*, vol. 80, septembre, p. 714-735.
- Laidler, D. E. W. et W. B. P. Robson (1993). *The Great Canadian Disinflation: The Economics and Politics of Monetary Policy in Canada, 1988-93*, Policy Study n° 19, Toronto, Institut C. D. Howe.
- Searle, S. R., G. Casella et C. E. McCulloch (1992). *Variance Components*, New York, Wiley.
- Siklos, P. L. (1997). « Charting a Future for the Bank of Canada: Inflation Targets and the Balance Between Autonomy and Accountability ». In : *Where We Go from Here: Inflation Targets in Canada's Monetary Policy Regime*, publié sous la direction de D. Laidler, Policy Study n° 29, Toronto, Institut C. D. Howe, p. 101-184.
- Thiessen, G. G. (1996). « Quelques grandes questions économiques de l'heure au Canada », allocution prononcée devant la *London Chamber of Commerce* à London (Ontario) le 27 juin 1996, *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 61-66.
- von Hagen, J. (1995). « Inflation and Monetary Targeting in Germany ». In : *Inflation Targets*, publié sous la direction de L. Leiderman et L. E. O. Svensson, Londres, Centre for Economic Policy Research, p. 107-120.