

Quelle est la fiabilité des prévisions du PIB?

Etude empirique pour la Suisse

Eveline Ruoss, Direction de la conjoncture,
et Marcel Savioz, Direction de la recherche, Banque nationale suisse, Zurich

Les auteurs remercient Reto Vögeli pour l'aide fournie lors de la collecte des données et les instituts de recherche pour avoir complété les données manquantes. Ils expriment aussi leur reconnaissance à Marlene Amstad, Franziska Bignasca, Aline Chabloz, Enzo Rossi et Mathias Zurlinden pour leurs commentaires et suggestions.

Malgré leur importance, les prévisions conjoncturelles ne bénéficient pas de la meilleure des réputations. Les médias rappellent souvent les prévisions qui se sont révélées complètement fausses. Comme dans le cas des prévisions météorologiques, on ne devrait cependant pas condamner toutes les prévisions conjoncturelles sur la base d'erreurs individuelles. Il convient plutôt d'examiner leur précision sur une longue période et de se faire ainsi une opinion.

Pour la Suisse, Wasserfallen (1992) s'y est employé pour la première fois au début des années nonante. Son enquête a montré, à propos des prévisions du produit intérieur brut réel (PIB) de huit instituts choisis, que la croissance réelle de 1974 à 1991 avait été légèrement sous-estimée en règle générale. Il est apparu en outre que les prévisions avaient bien prédit la direction des variations du PIB, mais qu'elles avaient eu tendance à en surestimer l'ampleur. Enfin, les résultats n'ont guère reflété d'écarts dans la précision des instituts. Toutefois, Wasserfallen a renoncé à faire des tests statistiques, le nombre d'observations étant faible.

Depuis cette étude, dix ans se sont écoulés. Le nombre d'instituts qui font régulièrement des prévisions conjoncturelles a augmenté tout comme la fréquence de ces prévisions. Il nous semble donc indiqué de soumettre à un nouvel examen les données se rapportant aux prévisions suisses. Notre objectif est d'indiquer ce que l'on peut attendre de bonne foi de prévisions conjoncturelles et non pas d'organiser un concours entre les instituts. C'est pourquoi nous publions les résultats sous une forme anonyme.

Notre enquête se concentre sur des prévisions de croissance annuelle du PIB réel de la Suisse. Elle tient compte des prévisions que 14 instituts ont établies entre 1981 et 2000. Contrairement à Wasserfallen (1982) ainsi qu'à de nombreuses enquêtes menées au sujet d'autres pays (notamment par Öller et Barot, 2000), nous n'analysons pas seulement les prévisions publiées en automne concernant l'année de calendrier ultérieure. Dans la mesure du possible, nous prenons en considération toutes les prévisions que les instituts diffusent au fil de l'année pour l'année en cours, l'année prochaine et l'année suivante.

Passons à la structure de l'exposé. Au premier chapitre figure la présentation des données. Sur la base de graphiques et de statistiques descriptives, nous montrerons au deuxième chapitre quelle est l'ampleur des erreurs de prévision et analyserons si les prévisions sont exemptes de biais et efficaces. Les troisième et quatrième chapitres indiquent si les

impressions données par les graphiques et les statistiques descriptives sont corroborées par un examen économétrique et si les prévisions des instituts l'emportent sur celles établies à l'aide de procédés simples, dit naïfs. Au cinquième chapitre, nous examinerons si les erreurs de prévision sont inférieures lorsque l'on recourt comme valeur réalisée de la croissance annuelle du PIB, à une moyenne des valeurs trimestrielles publiées par le Secrétariat d'Etat à l'économie (seco), plutôt qu'à la valeur publiée ultérieurement par l'Office fédéral de la statistique (OFS). Le sixième chapitre comprend un résumé des résultats ainsi que les conclusions.¹

1 Voir, chez Hendry et Ericsson (2001), une introduction à l'interprétation et à l'évaluation des prévisions.

1 Données

1.1 Prévisions

Nous examinons les prévisions du taux de croissance annuel en pour-cent du PIB réel établies par 14 organisations, appelées ci-dessous instituts. Parmi celles-ci figurent, outre la Commission pour les questions conjoncturelles (CQC) et la Banque nationale suisse (BNS), quelques banques commerciales (CS, UBS, SBS, ZKB) et organisations internationales (FMI, OCDE), ainsi que divers instituts de recherche rattachés à des universités sur le plan de l'organisation ou du personnel (BAK, CREA, CRC, MAT, SGZZ). Ainsi, nous avons pris en considération tous les instituts qui, à notre connaissance, ont publié régulièrement ces dernières années des prévisions conjoncturelles pour la Suisse.

Les noms et abréviations des 14 instituts figurent au tableau 1. De plus, le début des séries de prévisions disponibles est indiqué pour chaque institut. La série la plus longue, celle de la CQC, remonte à 1971. En ce qui concerne l'évaluation des prévisions, nous nous limitons à la période 1981–2000. Deux raisons sont décisives à cet égard. Premièrement, les données d'avant 1981 sont relativement restreintes, car peu d'instituts faisaient des prévisions et celles-ci se rapportaient souvent au produit national brut et non au PIB. Deuxièmement, la Confédération a commencé en 1981 à publier des estimations trimes-

trielles du produit intérieur brut, améliorant ainsi fortement l'information sur l'évolution du PIB réel en cours d'année. La qualité des prévisions devrait donc s'en être améliorée. Ainsi, les prévisions d'après 1981 devraient avoir d'autres propriétés statistiques que celles des prévisions antérieures.

On peut structurer les prévisions de nos données d'après le mois durant lequel elles ont été établies et la période à laquelle elles se rapportent. En ce qui concerne les périodes de prévisions, nous distinguons (i) l'année en cours, (ii) l'année prochaine et (iii) la deuxième année qui suit. A propos des dates de prévision, il faut distinguer les prévisions établies aux mois de (i) novembre, décembre et janvier, (ii) août, septembre et octobre, (iii) mai, juin et juillet, ainsi que (iv) février, mars et avril. Le fait d'agréger trois mois réduit les problèmes liés à l'incertitude de la date des prévisions pour certains instituts.

Douze horizons de prévision différents résultent de la structure des données. Par l'horizon de prévision h , nous désignerons ci-après le nombre de mois compris entre le milieu de la période trimestrielle pendant laquelle la prévision est établie et la fin de l'année de calendrier pour laquelle la prévision est faite. Les horizons de prévision $h = 0$ à $h = 9$ se rapportent donc aux prévisions pour l'année de calendrier en cours. $h = 0$ comprend les prévisions publiées aux mois de novembre, décembre et (dans quelques rares cas) janvier pour l'année qui va se terminer ou

Instituts de prévision

Tableau 1

Abréviation	Nom des instituts de prévision	Début de la série de prévisions du PIB réel
BAK	Konjunkturforschung Basel AG	1983
CREA	Centre de recherches économiques appliquées, Ecole des HEC, Lausanne	1977
CS ¹	Credit Suisse	1994
FMI	Fonds monétaire international, Washington	1995
CQC	Commission pour les questions conjoncturelles, Berne	1971 ²
CRC	Centre de recherches conjoncturelles de l'EPF, Zurich	1976
MAT	Aurelio Mattei, Ecole des HEC, Université de Lausanne	1977
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Economiques, Paris	1981
UBS ³	Union de Banques Suisses, Zurich	1982
SBS ³	Société de Banque Suisse, Bâle	1981
SGZZ	Centre d'études prospectives de Saint-Gall	1976
BNS	Banque nationale suisse	1977
UBS	UBS ³	1998
ZKB	Banque Cantonale de Zurich	1994

1 Avant 1996: Crédit Suisse.

2 Prévisions avant 1980: Groupe de travail des prévisions économiques; à partir de 1981: Sous-Commission des prévisions économiques de la CQC.

3 L'UBS et la SBS ont fusionné en décembre 1997 sous le nom d'UBS.

qui vient de se terminer. Les horizons de prévision $h = 12$ à $h = 21$ se rapportent aux prévisions pour l'année prochaine alors que les horizons de prévision $h = 24$ à $h = 33$ se réfèrent aux prévisions de la deuxième année qui suit. Dans le cas de $h = 33$, il s'agit donc de prévisions établies deux ans à l'avance durant les mois de février, mars ou avril soit, par exemple, de la prévision relative à l'an 2000 établie en mars 1998.

Le tableau 2 indique le nombre d'observations pour chaque horizon de prévision et chaque institut. La base de données comprend 766 observations au total. Comme il en ressort du tableau, peu d'instituts ont établi – au cours des vingt ans allant de 1981 à 2000 – 20 prévisions avec le même horizon de prévision; il s'agit du CRC, du CQC, de l'OCDE et de la SBS (d'UBS à partir de 1998). En règle générale, cela s'explique par le fait que quelques instituts ont modifié la date de prévision au fil du temps ou n'ont pas établi du tout de prévision pour une période déterminée.

Presque toutes les 766 prévisions ont été publiées. Leurs sources figurent en annexe. Font exception certaines prévisions de la BNS provenant de

documents internes, à savoir les rapports publiés en automne 1974–1999 sur la politique monétaire de l'année suivante. Contrairement aux communiqués de presse correspondants de la BNS, la plupart de ces documents contiennent des prévisions précises. Lorsqu'un chiffre a été pourvu de l'adjonction «près de» ou «plus de», nous en avons déduit 0,25 point de pourcentage dans le premier cas et y avons ajouté 0,25 point dans le second. Dans quatre cas, n'ayant trouvé que des indications qualitatives sur le cours futur de la conjoncture, une prévision de la BNS fait donc défaut pour ces années.

Nous pouvons nous faire une idée de la précision des prévisions grâce à l'analyse graphique et au calcul des coefficients statistiques malgré les lacunes de notre base de données. En revanche, ces lacunes réduiraient la valeur des tests économétriques du chapitre 3. Par conséquent, nous nous limiterons aux instituts pour lesquels nous disposons de séries complètes de données, afin d'appliquer les méthodes économétriques utilisées habituellement dans l'évaluation de la qualité des prévisions.

Ventilation des observations selon les horizons de prévision et les instituts 1981–2000 Tableau 2

Date de la prévision	Horizon de prévision	BAK	CREA	CS	FMI	CQC ¹	CRC	MAT	OCDE	UBS ²	SBS ²	SGZZ	BNS	UBS après fusion	ZKB	Total
Prévisions pour l'année en cours																
De novembre à janvier	h=0	6	5			20			20	16	17			3	2	89
D'août à octobre	h=3	17	13	7	6		20					19		3	7	92
De mai à juillet	h=6	4	1			1			20		9	1		2	6	44
De février à avril	h=9	13	13	6	6	8	19			10	17			3	6	101
Prévisions pour la prochaine année																
De novembre à janvier	h=12	5	7			20		20	19	16	16		14	3	6	126
D'août à octobre	h=15	16	12	6	5		20					16		2	6	83
De mai à juillet	h=18	3	1						19		5			2	5	35
De février à avril	h=21	13	12	4	5	8	18			10	5			2	4	81
Prévisions pour la deuxième année qui suit																
De novembre à janvier	h=24	4	8						12	11	5			2	4	46
D'août à octobre	h=27	15	11				14							1	1	42
De mai à juillet	h=30	2	1								1					4
De février à avril	h=33	13	10													23
Total		111	94	23	22	57	91	20	90	63	75	36	14	23	47	766

1 A partir de 1993; y compris les prévisions de printemps du groupe d'experts de prévisions conjoncturelles de la Confédération.

2 L'UBS et la SBS ont fusionné en décembre 1997 sous le nom d'UBS.

1.2 Réalisations

Pour juger de la qualité des prévisions, les valeurs prévues sont comparées aux valeurs réalisées. Le PIB étant révisé plusieurs fois en règle générale, il faut décider à quelle valeur on doit recourir pour juger de la qualité des prévisions. En conformité avec la littérature, nous considérons la première estimation annuelle disponible comme la croissance réalisée du PIB réel. Dans notre cas, il s'agit de la moyenne annuelle calculée actuellement par le seco sur la base d'estimations trimestrielles et publiée en mars de chaque année pour l'année de calendrier précédente.²

La période 1981–2000 s'étend sur deux cycles conjoncturels. Ainsi, elle comprend aussi bien des phases d'expansion économique que de récession et se prête donc à une évaluation de prévisions conjoncturelles. Pour cette période, la croissance annuelle moyenne du PIB réel calculée sur la base des estimations du seco se chiffre à 1,4%. Durant six ans, le PIB réel a diminué, le fléchissement le plus important atteignant 1,3% en 1982. La valeur maximale de 3,4% a été observée en 2000. La médiane s'inscrit à 1,95% et dépasse donc sensiblement la moyenne. Il en résulte que la distribution des taux de croissance du PIB durant la période 1981–2000 n'est pas symétrique et que les faibles taux d'accroissement ainsi que les taux de diminution l'emportent sur les valeurs élevées. L'écart type, c'est-à-dire la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne, s'inscrit à 1,548. Nous l'utiliserons comme valeur de référence ci-après.

2 Quelle est la qualité des prévisions du PIB?

2.1 Analyse graphique

Les graphiques 1 et 2 donnent une première impression de la qualité des prévisions. Le graphique 1 comprend les résultats pour les prévisions qui vont de $h = 0$ à $h = 9$, alors que les valeurs pour les horizons qui vont de $h = 12$ à $h = 21$ figurent sur le graphique 2. Dans sa colonne de gauche, chaque graphique comprend quatre diagrammes de dispersion et quatre diagrammes d'évolution. Ces derniers reflètent l'évolution des taux de croissance du PIB prévus par les divers instituts ainsi que celle des valeurs réalisées (ligne bleue). Les écarts entre les taux de croissance du PIB prévus et réalisés montrent les erreurs de prévision.

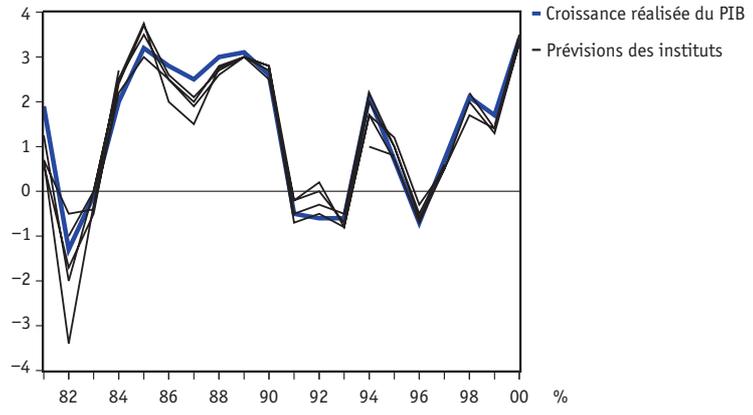
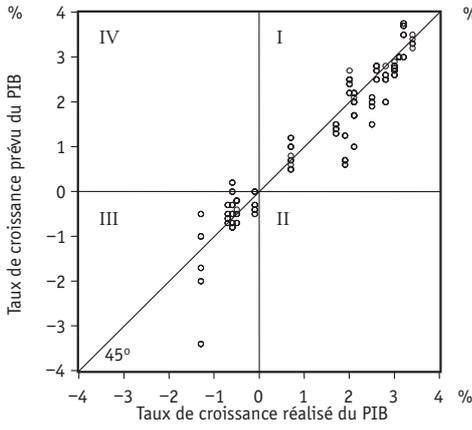
Dans les diagrammes de dispersion, les taux de croissance réalisés du PIB réel figurent en abscisse et les taux prévus en ordonnée. Définie comme la différence entre la valeur réalisée et la valeur prévue, l'erreur de prévision correspond ainsi à la distance horizontale d'un point par rapport à la droite de 45° . Plus les valeurs prévues sont proches de cette droite, plus grande est la précision des prévisions. Les quatre quadrants numérotés en chiffres romains indiquent en outre si la direction de l'évolution du PIB a été prévue. Si les points se trouvent dans les quadrants I ou III, une progression ou un fléchissement du PIB réel a été prédit correctement. En revanche, s'ils figurent dans les quadrants II ou IV, les instituts ont prévu la mauvaise direction, à savoir une augmentation (quadrant IV) à la place d'une diminution ou une réduction (quadrant II) au lieu d'un accroissement.

Quelle est la précision des prévisions? Un coup d'œil sur le graphique 1 montre que la précision des 89 prévisions pour lesquelles $h = 0$ est bonne. Les prévisions établies de novembre à janvier pour l'année de calendrier en cours ou qui vient de se terminer sont proches de la pente de 45° . Dans un seul cas, le signe de direction est faux, une progression du PIB étant prévue au lieu d'un fléchissement. Les prévisions pour lesquelles $h = 3$, c'est-à-dire faites entre août et octobre, sont également proches de la pente de 45° . En revanche, les prévisions pour lesquelles $h = 9$ (de février à avril) sont nettement plus mauvaises. Outre une plus grande dispersion, on constate qu'une augmentation du PIB réel a été prévue à la place d'une diminution dans près d'un cinquième des cas.

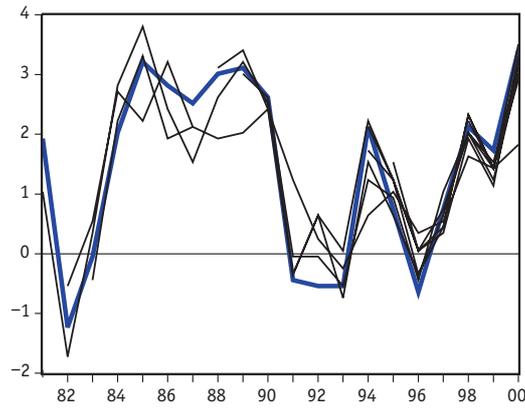
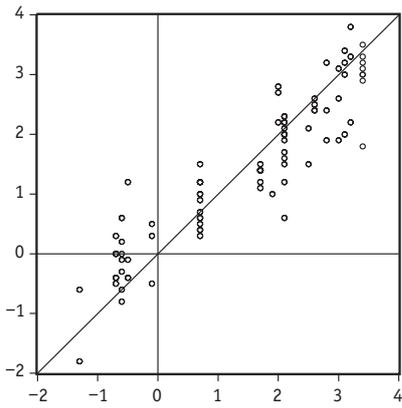
² Les estimations trimestrielles du PIB ont été établies de 1981 à 1986 par l'Office fédéral de la statistique (OFS), qui fait partie du Département fédéral de l'intérieur. En 1987, cette tâche a été confiée à l'Office fédéral des questions conjoncturelles qui faisait alors partie du Départe-

ment fédéral de l'économie. Enfin, depuis 1999, c'est le Secrétariat d'Etat à l'économie (seco) qui en est responsable.

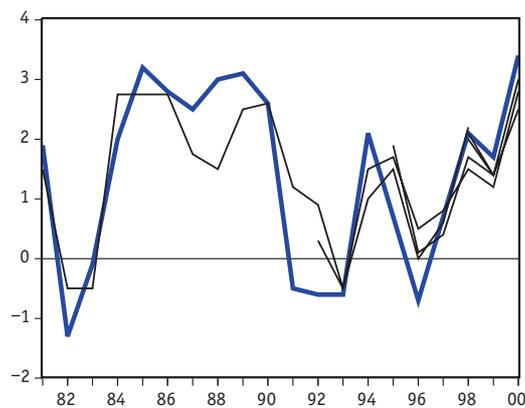
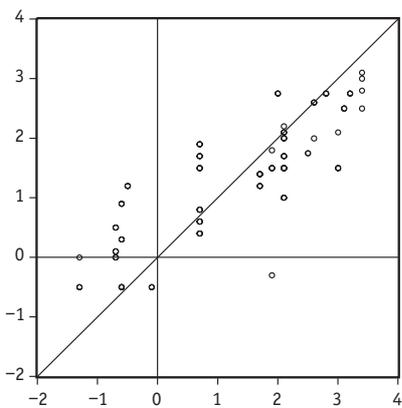
De novembre à janvier (h=0)



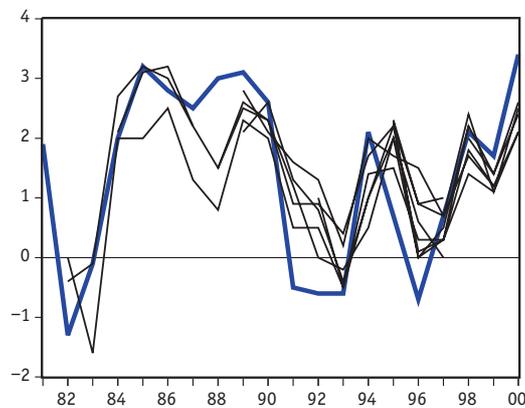
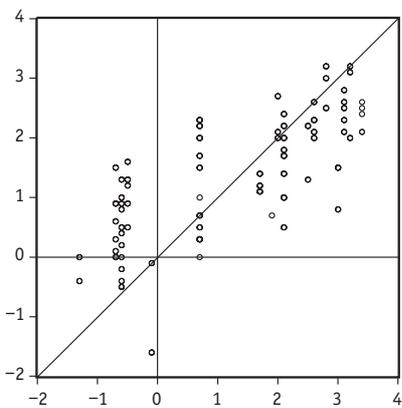
D'août à octobre (h=3)



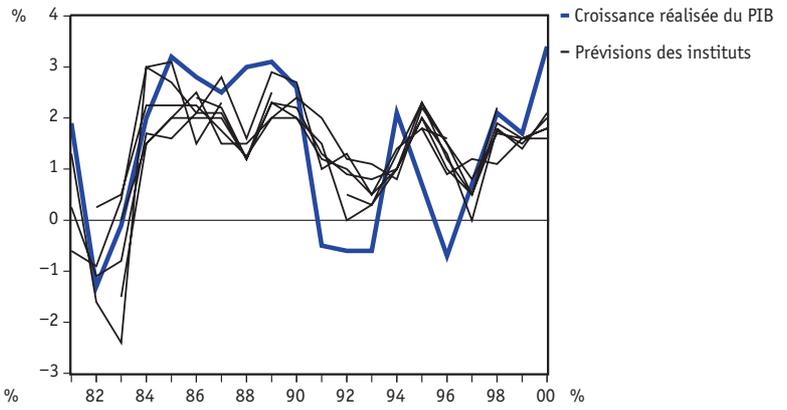
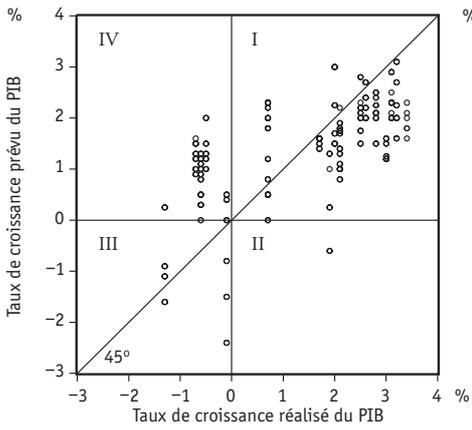
De mai à juillet (h=6)



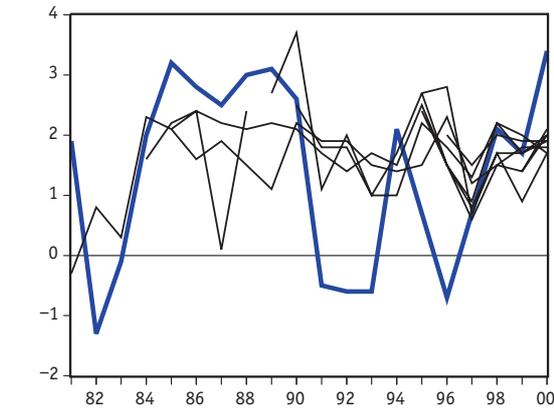
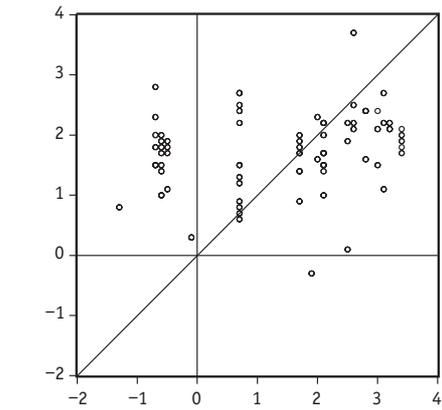
De février à avril (h=9)



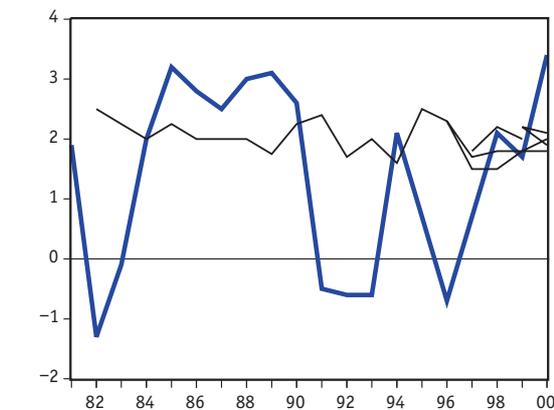
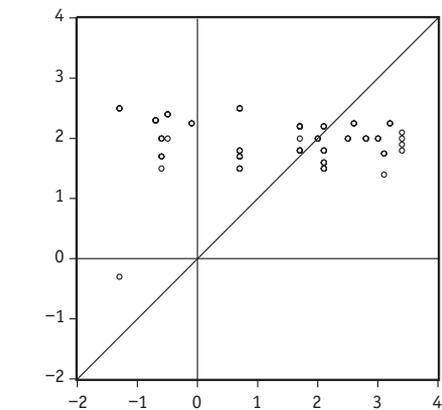
De novembre à janvier (h=12)



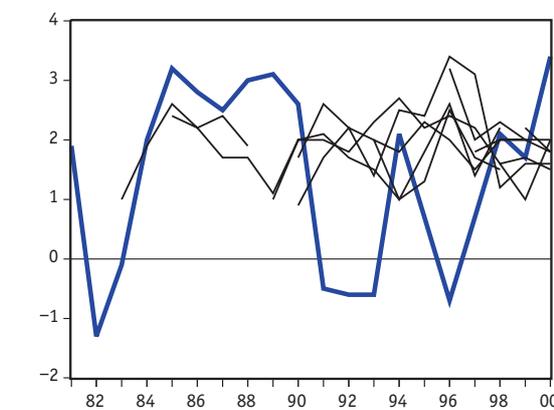
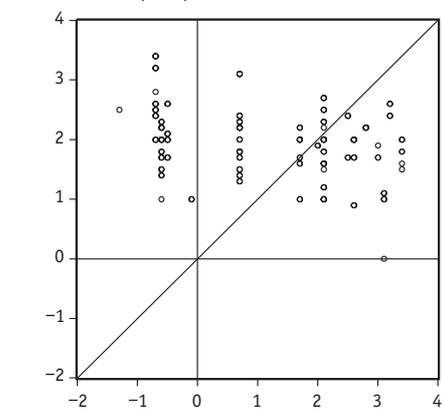
D'août à octobre (h=15)



De mai à juillet (h=18)



De février à avril (h=21)



Sur la base des diagrammes de dispersion du graphique 1, on peut faire deux autres remarques. Premièrement, rien n'indique que les prévisions se trouvent systématiquement à droite ou à gauche de la pente de 45° . En moyenne, les prévisions ne sont donc ni trop élevées ni trop basses. En d'autres termes, il n'y a pas de biais. Deuxièmement, le nuage de points donne l'impression, à partir de l'horizon de prévision $h = 9$, de ne plus être réparti le long de la droite de 45° , mais d'être plus plat. Les prévisions sous-estiment donc l'évolution du PIB en phase de croissance économique et la surestiment en phase de récession. Il en résulte que l'erreur de prévision – c'est-à-dire l'écart avec la pente de 45° – est d'autant plus grande que la valeur absolue du taux de croissance prévu est élevée. En d'autres termes, elle semble corrélée avec la valeur de la prévision. Cela indique que certaines informations dont disposaient les instituts, telle que la corrélation entre la prévision et l'ampleur de l'erreur de prévision, n'ont pas été utilisées lors de l'établissement de la prévision. Dans ces cas, on parle de prévisions inefficaces quant à l'utilisation de l'information. Il y a lieu de soupçonner une telle inefficacité dans les horizons de prévision qui vont de $h = 9$ à $h = 12$ pour lesquels la droite traversant le nuage de points semble plus plate que celle de 45° .

Dans le graphique 2, les prévisions basées sur $h = 12$ se fondent sur 126 observations et, partant, sur le plus grand nombre d'observations de tous les horizons de prévision. Il s'agit des prévisions publiées entre novembre et janvier pour l'année prochaine. Bien que la dispersion soit considérable, il y a encore une relation positive entre les valeurs prévues et les valeurs réalisées. Celle-ci s'estompe dans les diagrammes suivants. Dans les prévisions $h = 15$, $h = 18$ et $h = 21$, on ne discerne plus aucune relation claire entre les valeurs du PIB prévues et réalisées. Il en va de même des prévisions qui vont de $h = 24$ à $h = 33$, à propos desquelles nous avons renoncé à un graphique. Les prévisions forment une bande horizontale dans les deux quadrants supérieurs. En d'autres termes, elles ne changent guère. Si elles peuvent donc donner des informations sur la croissance tendancielle, elles ne renseignent plus sur le cours conjoncturel futur.

2.2 Statistiques descriptives: ME, MAE, RMSE et coefficient U de Theil

Les erreurs de prévision peuvent se quantifier de différentes manières. Dans le tableau 3 figurent six statistiques usuelles se rapportant aux erreurs de prévision pour les horizons allant de $h = 0$ à $h = 33$. Il faut considérer à cet égard que le nombre d'observations est faible pour certains horizons de prévision (voir tableau 2).

L'erreur de prévision moyenne ME (Mean Error) indique si les prévisions sont trop élevées ou trop basses en moyenne et, partant, s'il y a un biais. Dans les prévisions pour l'année en cours ($h = 0,3,6,9$), cette erreur est presque nulle. Il en va de même pour l'horizon de prévision $h = 12$, pour lequel Wasserfallen (1992) décèle une légère erreur positive de prévision. A mesure que l'horizon de prévision s'étend, l'erreur de prévision moyenne augmente sensiblement. Dans les prévisions à l'horizon le plus long ($h = 33$), elle s'inscrit à 1,3 point de pourcentage et n'est ainsi que légèrement inférieure à la croissance moyenne du PIB réalisée. A partir de l'horizon de prévision $h = 15$, l'erreur moyenne de prévision est constamment négative, de sorte que la croissance est toujours surestimée. Pour l'essentiel, il faut l'attribuer au fait que les extrêmes des erreurs de prévision négatives dépassent, à partir de cet horizon de prévision, les extrêmes des erreurs de prévision positives (voir MIN et MAX).

L'erreur absolue moyenne de prévision MAE (Mean Absolute Error), c'est-à-dire la différence absolue moyenne entre valeurs réalisées et prévues, est une mesure de précision de la prévision. La MAE augmente sensiblement avec l'horizon de prévision.

Il en va de même de l'erreur quadratique moyenne, RMSE (Root Mean Squared Error), qui est la racine carrée de la moyenne des erreurs de prévision au carré. Cette statistique utilisée fréquemment donne davantage d'importance aux grosses erreurs de prévision qu'aux petites. Ainsi, on tient compte du fait qu'il s'agit surtout d'éviter des erreurs grossières lors de prévisions. La RMSE s'accroît également avec l'horizon de prévision. Alors qu'elle est encore inférieure à 1 point de pourcentage dans les prévisions pour l'année en cours ($h = 0,3,6,9$), elle dépasse l'écart-type du PIB réalisé (1,55) à partir de $h = 18$.

La dernière statistique du tableau 3 est le coefficient de déséquilibre U de Theil que nous définissons, en nous inspirant de Winker (2002, p. 257), comme la RMSE divisée par l'écart-type du PIB réel. Si U est inférieur à 1, les erreurs de prévision sont inférieures à l'écart-type, soit à la variation moyenne des valeurs réalisées. Dans ce cas, les prévisions des instituts sont meilleures que celles d'un institut hypothétique qui utiliserait la moyenne des taux de croissance réalisés du PIB comme prévision. Les résultats démontrent que la valeur de U lors de prévisions pour l'année en cours ($h = 0,3,6,9$) est nettement inférieure à 1. Les prévisions établies entre août et janvier pour l'année prochaine ($h = 12,15$) sont encore meilleures que la moyenne de la croissance constatée du PIB. Cela change à partir de l'horizon de prévision $h = 18$, où U dépasse 1. Comme les graphiques l'ont montré, les prévisions à long terme ne sont plus guère instructives quant à la conjoncture future.³

Erreurs de prévision 1981–2000

Tableau 3

	ME	MIN	MAX	MAE	RMSE	U de Theil
Prévisions pour l'année en cours						
h=0	0,110	-0,8	2,1	0,340	0,480	0,31
h=3	0,020	-1,7	1,6	0,446	0,575	0,37
h=6	0,039	-1,7	2,2	0,632	0,803	0,52
h=9	-0,112	-2,2	2,2	0,805	0,989	0,64
Prévisions pour la prochaine année						
h=12	0,034	-2,5	2,5	0,988	1,175	0,76
h=15	-0,286	-3,5	2,4	1,175	1,462	0,94
h=18	-0,514	-3,8	1,7	1,306	1,635	1,06
h=21	-0,583	-4,1	3,1	1,439	1,790	1,16
Prévisions pour la deuxième année qui suit						
h=24	-0,572	-4,0	2,1	1,393	1,730	1,12
h=27	-0,721	-4,1	2,0	1,607	1,919	1,24
h=30	-0,250	-4,3	1,6	1,900	2,393	1,55
h=33	-1,322	-3,7	1,5	1,670	2,069	1,34

Erreur de prévision: valeur réalisée - valeur prévue. Un signe préalable positif signifie donc une sous-estimation, un signe négatif une surestimation de la valeur réalisée.

Valeur moyenne (ME), minimum (MIN) et maximum (MAX) de l'erreur de prévision.

RMSE: racine carrée de l'erreur de prévision quadratique moyenne

U de Theil: RMSE divisée par l'écart-type (SD) des valeurs réalisées

³ La comparaison avec les prévisions de l'institut hypothétique est biaisée en faveur de ce dernier puisque celle-ci implique la connaissance du taux de croissance moyen du PIB durant la

période 1981-2000, qui est inconnu au moment où les prévisions sont faites. Nous recourons ultérieurement à des prévisions comparatives n'intégrant que des informations effectivement à disposition des instituts lors de l'établissement de la prévision.

3 Propriétés des prévisions

Autant l'analyse des graphiques que celle des statistiques descriptives comportent le risque qu'une constellation accidentelle soit prise à tort pour une régularité statistique. Pour réduire ce risque, on recourt à des tests économétriques.

Nous examinerons ci-après trois propriétés nécessaires pour des prévisions optimales. Premièrement, les prévisions doivent être sans biais (section 3.1). Deuxièmement, les erreurs de prévision ne doivent pas être corrélées avec elles-mêmes (section 3.2). Enfin, les prévisions doivent être efficaces, les erreurs de prévision ne devant pas être corrélées avec des informations généralement accessibles au moment de l'établissement de la prévision (section 3.3).⁴

Les tests ne sont appliqués qu'aux instituts ayant établi au moins 18 prévisions pour un certain horizon de prévision. Nous calculons les résultats séparément pour chaque institut, afin d'éviter les problèmes statistiques qui pourraient résulter d'une hétérogénéité de leurs prévisions.⁵ En raison du manque de données, seules les prévisions pour l'année de calendrier en cours ($h = 0,3,6,9$) et l'année prochaine ($h = 12,15,18,21$) seront examinées.

Généralement, les tests économétriques ont des résultats probants même pour des échantillons limités pour autant que les erreurs de prévision soient réparties selon la loi de distribution normale. Nous avons donc fait des tests pour examiner si une distribution normale s'applique. Ils ont montré que l'hypothèse d'une distribution normale ne pouvait pas être rejetée.⁶ Ce résultat permet aussi de calculer des intervalles de confiance pour divers horizons de prévision. L'encadré de la page 62 explique comment procéder.

4 A cet égard, nous suivons la recommandation de Granger et Newbold (1973) d'examiner ces propriétés en analysant les erreurs de prévision et non en partant de régressions de la valeur réalisée sur la valeur prévue. Voir Clements et Hendry (1998, p. 56).

5 Nous utiliserons la structure de panel des données dans une prochaine étude.

3.1 Existe-t-il des biais dans la prévision?

Nous examinerons tout d'abord si les prévisions sont sans biais, c'est-à-dire si les prévisions sont systématiquement trop hautes ou trop basses. Une prévision biaisée n'est pas optimale puisqu'elle peut être améliorée en corrigeant le biais connu par l'observation des erreurs de prévisions passées.

L'absence de biais est souvent examinée à l'aide de l'équation de Theil-Mincer-Zarnowitz, les valeurs réalisées représentant la variable expliquée, la constante et les valeurs prévues représentant les variables explicatives de la régression. On examine alors si la constante est égale à zéro et si la pente est égale à un. Holden et Peel (1990) ont souligné que cette hypothèse nulle est suffisante, mais non nécessaire à l'absence de biais. Suivant leur proposition, nous régressons l'erreur de prévision e_t^h sur la constante seulement (voir Clements et Hendry (1998), p. 57.):

$$(1) \quad e_t^h = \alpha + \varepsilon_t$$

Si la constante α s'écarte de manière statistiquement significative de zéro, l'hypothèse selon laquelle la prévision est sans biais est rejetée. Lors de l'estimation, il faut observer que, si la méthode des moindres carrés donne des résultats convergents, l'erreur type subit une distorsion si les résidus sont sujets à autocorrélation. Pour des raisons qu'expliquera la prochaine section, il faut compter sur une autocorrélation d'ordre un lors de prévisions qui se rapportent à la prochaine année de calendrier. Dans ce cas, les erreurs types ont été corrigées d'après la méthode de Brown et Maital (1981).

Le tableau 4a résume les résultats de 15 régressions au total. Les estimations de la constante α se trouvent dans la colonne 2, les erreurs types figurant entre parenthèses. Dans un seul cas, l'hypothèse nulle est rejetée aux seuils de signification usuels. Dans les autres cas, il n'y a aucune raison de supposer que la constante n'est pas égale à zéro. Les résultats suggèrent ainsi que les erreurs de prévision peuvent être considérées comme exemptes de biais et que la condition première d'une prévision optimale est donc remplie.

6 La distribution normale des erreurs de prévision a été examinée au moyen du test de Jarque-Bera. Les résultats du test montrent que les erreurs de prévision sont distribuées normalement pour la plupart des horizons de prévision. D'autre part les résultats de tests appropriés montrent que les erreurs de prévision sont stationnaires.

1	Biais	Valeur p	Autocorrélation	Valeur p
	α		LM(3), LM(2)	
	2	3	4	5
h=0 (3 instituts)	0,180 (0,082)	0,040**	3,888	0,274
	0,103 (0,118 ^c)	0,397	8,554	0,036**
	0,045 (0,097)	0,649	1,450	0,694
h=3 (2 instituts)	0,080 (0,124)	0,527	6,018	0,111
	0,074 ^d (0,209)	0,728	3,250	0,355
h=6 (1 institut)	-0,035 (0,191)	0,856	4,591	0,204
h=9 (2 instituts)	-0,179 ^d (0,194)	0,370	2,163	0,539
	0,242 ^d (0,230)	0,306	0,603	0,896
h=12 (4 instituts)	0,160 (0,327 ^a)	0,625	0,450 ^b	0,778
	0,025 (0,289 ^a)	0,931	0,369 ^b	0,831
	-0,184 ^d (0,388 ^a)	0,635	0,598 ^b	0,741
	0,083 ^e (0,337 ^a)	0,805	0,014 ^b	0,993
h=15 (1 institut)	-0,265 (0,343 ^a)	0,439	0,156 ^b	0,925
h=18 (1 institut)	-0,658 ^d (0,522 ^a)	0,207	0,754 ^b	0,686
h=21 (1 institut)	-0,400 ^e (0,540 ^a)	0,459	1,664 ^b	0,435

Le paramètre α a été estimé par la méthode des moindres carrés, les erreurs types étant calculées selon la méthode de Brown et Maital (1981). Le test LM d'auto-corrélation est le test de Breusch-Godfrey. En l'espèce, les valeurs initiales de l'équation du test, à savoir celles des régresseurs décalés à l'extérieur de l'échantillon, ont été posées comme égales à zéro.

a) Erreurs types estimées selon la méthode de Brown et Maital (1981) avec un décalage d'ordre un
b) Les résidus décalés d'une période sont exclus de l'équation du test de Breusch-Godfrey.

c) Erreurs types de Newey-West HAC avec une coupure après le deuxième décalage
d) L'observation pour 1981 fait défaut.
e) Les observations pour 1981 et 1982 font défaut.

***, **, *: seuils respectifs de signification de 1%, 5% et 10%

3.2 Les erreurs de prévisions sont-elles corrélées entre elles?

La deuxième propriété de prévisions optimales exclut que les erreurs de prévision, lorsqu'il s'agit de prévisions se rapportant à l'année en cours, soient sujettes à autocorrélation. Il y aurait autocorrélation si, par exemple, une sous-estimation (erreur de prévision positive) suivait toujours une surestimation (erreur de prévision négative), et inversement. Une telle prévision n'est pas optimale, car elle peut être améliorée. La prévision peut en effet être corrigée en utilisant, i) la corrélation entre les erreurs de prévisions connue du passé, et ii) la dernière erreur de prévision qui soit observable.

Il faut considérer différemment les erreurs de prévision si les horizons de prévision se recouvrent. Prenons pour exemple les prévisions établies entre mai et juillet pour l'année prochaine ($h=18$): aussi bien les erreurs d'une prévision faite en juin 2000 pour l'année de calendrier 2001 que celles d'une prévision faite en juin 2001 pour l'année de calendrier 2002 pourraient refléter les effets des attaques terroristes du 11 septembre 2001 aux Etats-Unis; en raison de cet événement, les deux prévisions surestiment probablement la croissance du PIB. Ce que nous avons illustré par l'exemple du 11 septembre se répète naturellement chaque année. En d'autres termes, il faut compter sur une autocorrélation dans toutes les prévisions dont l'horizon de prévision est égal ou supérieur à un an ($h=12,15,18,21$). En effet, toutes ces prévisions sont marquées par des événements communs (innovations) en raison du chevauchement des horizons de prévision. Dans ces cas, l'autocorrélation d'une erreur de prévision avec celle de l'année précédente ne signifie pas que la prévision ne soit pas optimale. Mais une corrélation avec l'erreur de prévision faite deux ans auparavant ou davantage aurait cette signification.

Pour examiner s'il y a autocorrélation entre les erreurs de prévision, nous pouvons recourir aux résultats du tableau 4a. Comme les résidus de l'équation (1) sont les erreurs de prévision déduction faite de la valeur moyenne, les tests faits quant à l'autocorrélation des résidus sont simultanément des tests quant à l'autocorrélation des erreurs de prévision. Dans la colonne 4 figurent les résultats du test de multiplicateur de Lagrange (LM) d'après la méthode de Breusch-Godfrey. La valeur p de la colonne 5 indique la probabilité de la statistique LM à condition que les résidus ne soient pas autocorrélés ($h=0,3,6,9$) ou que leur autocorrélation ne soit que d'ordre un ($h=12,15,18,21$).⁷ Les résultats montrent que les valeurs p dépassent toujours 5%, à une exception près.

7 Dans les cas ($h=12,15,18,21$), le test Breusch-Godfrey est modifié: les résidus décalés d'une période sont éliminés de la régression du test. Les résultats du test Q (ne figurant pas dans le tableau) coïncident avec ceux du test de Breusch-Godfrey.

On peut en conclure que les erreurs de prévision ne sont pas sujettes à autocorrélation et satisfont donc à cette propriété des prévisions optimales.

3.3 Les informations sont-elles utilisées de manière efficiente pour établir les prévisions?

La troisième propriété de prévisions optimales est l'efficacité de l'utilisation de l'information. Une prévision est efficiente si elle recourt à toutes les informations disponibles au moment de son établissement. Par conséquent, les tests d'efficacité quant à l'utilisation de l'information examinent si l'erreur de prévision est corrélée aux informations connues lorsque la prévision a été établie (test d'orthogonalité). A cette fin, l'erreur de prévision est régressée sur des variables observées au moment de la prévision:

$$(2) \quad e_t^h = \alpha + \beta x_{t-i} + \varepsilon_t \begin{cases} i=1 & h=0,3,6,9 \\ i=2 & h=12,15,18,21 \end{cases}$$

Dans ce contexte, e_t^h indique l'erreur de prévision durant l'année de calendrier t et x_{t-i} une variable d'information (ou un vecteur de variables d'information). La variable d'information est différée d'une période si l'on considère les erreurs de prévision pour l'année en cours ($h=0,3,6,9$) et de deux périodes pour la prochaine année ($h=12,15,18,21$). On s'assure ainsi que seules des informations connues lors de l'établissement de la prévision servent de variables explicatives. Le coefficient (ou un vecteur de coefficients) β est égal à zéro si l'erreur de prévision n'est pas corrélée avec la variable x_{t-i} . En revanche, si β n'est pas nul, x_{t-i} est corrélée avec l'erreur de prévision et la prévision n'est pas efficiente par rapport à l'ensemble d'informations dont la variable x_{t-i} fait partie. Ici aussi le terme d'erreur de la régression est sujet à une autocorrélation de premier ordre lorsque celle-ci concerne des prévisions pour l'année prochaine ($h=12,15,18,21$).

Les informations utilisées dans la prévision l'ont-elles été de manière efficiente?

Dans le test d'efficacité le plus simple, on choisit comme variable d'information x_{t-i} les valeurs réalisées de la série prévue. La variable x_{t-i} est, dans ce cas, le dernier taux de croissance réalisé du PIB réel. Lorsque les erreurs de prévision ne sont pas autocorrélées et ne sont pas corrélées avec le taux de croissance du PIB, les prévisions sont considérées comme de faible efficacité quant à l'utilisation de l'information («weak informational efficiency»)⁸.

8 Voir Steckler (2002).

Nous renonçons à donner les résultats détaillés de ce test d'orthogonalité. Dans aucune équation l'hypothèse $\beta = 0$ ne peut être rejetée. Les erreurs de prévision ne sont donc pas corrélées avec le taux de croissance du PIB. Compte tenu des résultats de la section 3.2 (pas d'autocorrélation), on peut partir du fait que les prévisions sont *faiblement efficaces* quant à l'utilisation de l'information.

L'élargissement de l'ensemble d'informations permet d'obtenir des tests d'efficacité plus puissants. Si la prévision elle-même est prise comme variable x_{t-i} , on peut examiner si l'institut de prévision a utilisé efficacement les informations aux-

quelles il a recouru pour établir la prévision. Si $\beta \neq 0$, tel n'est pas le cas. Si $\beta > 0$, le taux de croissance du PIB a été sous-estimé systématiquement; si β se situe entre -1 et 0 , il a été surestimé.⁹

Le test s'explique par les graphiques. Si $\beta \neq 0$, les points ne se trouvent pas, dans les diagrammes de dispersion des graphiques 1 et 2, le long de la pente de 45° . Si $\beta > 0$ ($-1 < \beta < 0$), la droite qui passe par le nuage de points est plus plate (plus raide) que la pente de 45° . En revanche, si $\beta < -1$, la droite traversant le nuage de points comporte une pente négative. Par conséquent, les instituts ne sont pas parvenus à prévoir si le PIB augmenterait ou fléchirait durant

Tests d'optimalité 2 – efficacité par rapport à l'information contenue dans les propres prévisions

Tableau 4b

1	Test d'orthogonalité	Valeur p	Autocorrélation	Valeur p
	β		LM(3), LM(2)	
	2	3	4	5
h=0 (3 instituts)	-0,070 (0,051)	0,181	3,095	0,377
	-0,018 (0,073 ^c)	0,810	8,645	0,034**
	-0,072 (0,072)	0,331	2,694	0,441
h=3 (2 instituts)	-0,036 (0,087 ^c)	0,681	6,104	0,107
	-0,271 ^d (0,201)	0,195	3,293	0,349
h=6 (1 institut)	0,201 (0,178)	0,274	4,793	0,188
h=9 (2 instituts)	0,228 ^d (0,177)	0,214	0,963	0,810
	0,075 ^d (0,211)	0,725	0,512	0,916
h=12 (4 instituts)	0,029 (0,165 ^a)	0,860	0,486 ^b	0,784
	-0,218 (0,170 ^a)	0,200	0,635 ^b	0,728
	0,375 ^d (0,353 ^a)	0,288	0,553 ^b	0,758
	0,575 ^e (0,279 ^a)	0,039**	0,453 ^b	0,798
h=15 (1 institut)	-0,090 (0,370 ^a)	0,807	0,154 ^b	0,926
h=18 (1 institut)	-3,217 ^d (0,792 ^a)	0,000***	0,912 ^b	0,634
h=21 (1 institut)	-1,430 ^e (0,850 ^a)	0,092*	0,184 ^b	0,912

Le paramètre β a été estimé par la méthode des moindres carrés, les erreurs types étant calculées selon la méthode de Brown et Maital (1981). Le test LM d'autocorrélation est le test de Breusch-Godfrey. En l'espèce, les valeurs initiales de l'équation du test, à savoir celles des régresseurs décalés en dehors de

l'échantillon, ont été posées comme égales à zéro.

a) Erreurs types estimées selon la méthode de Brown et Maital (1981) avec un décalage d'ordre un.
b) Les résidus décalés d'une période sont exclus de l'équation du test de Breusch-Godfrey.

c) Erreurs types de Newey-West HAC avec une coupure après le deuxième décalage

d) L'observation pour 1981 fait défaut.

e) Les observations pour 1981 et 1982 font défaut.

***, **, *: seuils respectifs de signification de 1%, 5% et 10%

9 Cette interprétation ne s'applique qu'aux prévisions sans biais.

l'année de calendrier pour laquelle la prévision a été faite. Dans ce cas, la prévision d'un taux de croissance positif (négatif) du PIB correspond à un taux de croissance négatif (positif) du PIB réalisé.

On trouvera dans le tableau 4b les résultats de ce test d'orthogonalité. Le tableau est structuré comme le tableau 4a. A l'instar de celui-ci, l'erreur type indiquée entre parenthèses est calculée d'après la méthode de Brown et Maital (1981) à partir de l'horizon de prévision $h=12$. Dans la troisième colonne, la valeur p est indiquée. Les résultats d'un test d'autocorrélation des résidus par lequel on peut vérifier si les erreurs types ont été calculées de manière adéquate sont indiqués dans les quatrième et cinquième colonnes.

Jusqu'à l'horizon de prévision $h=18$, β s'écarte à peine de zéro la plupart du temps. A partir de l'horizon de prévision $h=6$, on peut discerner une tendance à des coefficients β positifs, ce qui traduit une certaine «inertie» des prévisions. Comme, toutefois, la précision des estimations diminue (erreurs types supérieures), l'hypothèse $\beta=0$ ne peut pas être rejetée, à une exception près.¹⁰ En résumé, les prévisions jusqu'à l'horizon de prévision $h=15$ y compris sont *faiblement efficaces*. De plus, elles sont efficaces dans un sens plus fort dans la mesure où l'information utilisée pour établir la prévision l'a été de manière optimale. Ce n'est plus le cas pour $h=18$ ni pour $h=21$. De plus, lorsque $h=18$, β est plus petit que -1 de manière statistiquement significative. Ainsi, les instituts ne sont pas parvenus, pour cet horizon de prévision, à prévoir les récessions.

Les prévisions sont-elles fortement efficaces quant à l'utilisation de l'information?

La meilleure efficacité de l'utilisation de l'information est obtenue lorsque toutes les informations à la disposition du public ont été utilisées efficacement lors de l'établissement des prévisions. Pour démontrer que des prévisions ne sont pas efficaces dans le sens fort du terme, il suffit de déceler des informations qui étaient généralement à la disposition des instituts et qui sont corrélées avec l'erreur de prévision. Un tel résultat est intéressant puisqu'il indique une voie d'amélioration des prévisions. En revanche, le résultat selon lequel aucune variable n'est corrélée avec l'erreur de prévision n'a pas grand intérêt. On peut uniquement conclure que les prévisions sont *fortement efficaces* sur le plan de l'utilisation de l'information lorsque toutes les variables disponibles sont prises en considération – ce qui est impossible.¹¹

10 Ce résultat contredit Wasserfallen (1992, p. 300) qui suppose une surestimation des variations effectives du PIB dans le cas de $h=12$.

11 La plupart du temps, la littérature nomme une forte efficacité une utilisation de l'information simplement efficace.

Dans cette section, nous démontrerons que certaines informations pourraient être utilisées pour améliorer les prévisions. Il s'agit des prévisions d'autres instituts. Si les prévisions sont efficaces quant à l'utilisation de l'information, les erreurs de prévision d'un institut ne devraient pas être corrélées avec les prévisions d'un autre. En cas de corrélation, un institut n'a pas analysé suffisamment les prévisions d'un autre. Soit il y a retard dans la «technologie de prévision», soit l'institut n'a tenu compte d'informations dont l'autre disposait.

Pour en faire le test, les prévisions des autres instituts sont insérées dans l'équation 2 comme variables x_{t-i} . Afin d'être sûrs que les informations étaient disponibles lors de l'établissement de la prévision, nous introduisons uniquement des prévisions établies le trimestre précédent dans la régression. Ainsi, pour vérifier l'efficacité à l'horizon $h=0$, on utilisera les prévisions à l'horizon $h=3$ des autres instituts comme variable explicative.

Le tableau 4c résume les résultats. En tête des colonnes 2 à 7 figurent les noms des six instituts dont la prévision sert de variable explicative. Les résultats montrent que les erreurs de prévision sont corrélées trois fois avec les prévisions d'un institut déterminé et une fois avec un autre. Dans le cas du premier institut, il s'agit de l'OCDE, qui possède probablement de meilleures informations sur l'environnement conjoncturel international que les autres instituts. Les résultats de ce tableau démontrent que les prévisions ne sont pas fortement efficaces quant à l'utilisation de l'information.

La littérature parle de rationnelles au sens fort du terme les prévisions qui sont aussi bien sans biais que fortement efficaces. Dans la présente section, on a montré que certaines informations n'ont pas été prises en considération par les instituts, si bien que les prévisions ne sont pas rationnelles au sens fort du terme. Comme indiqué à la section 3.1, les prévisions de l'année en cours et de l'année prochaine sont exemptes de biais et donc rationnelles au sens faible du terme.¹²

12 Une autre terminologie désigne l'absence de biais et la faible efficacité quant à l'utilisation de l'information comme rationalité au sens faible du terme (voir par exemple Kirchgässner, 1993). Dans ce sens également, les prévisions sont faiblement rationnelles.

**Tests d'optimalité 3 –
efficience par rapport à l'information contenue dans les prévisions de tiers**

Tableau 4c

Horizon de prévision	I1	I2	I3	I4	I5	I6	LM(3), LM(2)	Valeur p	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	
h=0 (3 instituts)		-0,089 ^d (0,089 ^c) -0,147 ^d (0,171 ^c) 0,051 ^d (0,095)					0,020 ^d (0,102 ^c) 0,240 ^d (0,244 ^c) 0,086 ^d (0,140)	7,267 8,943 3,478	0,064* 0,030** 0,324
h=3 (2 instituts)				-0,003 (0,120) 0,370 ^{d**} (0,175)			6,032 4,600	0,110 0,204	
h=6 (1 institut)		0,610 ^d (0,416)				-0,354 ^d (0,403)	5,768	0,123	
h=9 (2 instituts)	0,563 ^d (0,600) 0,215 ^d (0,758)		0,228 ^d (0,309) 0,308 ^d (0,390)	-1,181 ^{d*} (0,663) -0,829 ^d (0,837)			4,041 2,161	0,257 0,540	
h=12 (4 instituts)		-0,173 (0,274 ^a) -0,320 (0,344 ^a) 0,734 ^{d**} (0,336 ^a) 0,429 ^e (0,347 ^a)					0,326 ^b 0,183 ^b 0,028 ^b 0,179 ^b	0,850 0,912 0,986 0,914	
h=15 (1 institut)				-2,094 ^{d***} (0,531 ^a)			0,837 ^b	0,658	
h=18 (1 institut)		-0,515 ^e (0,920 ^a)					1,082 ^b	0,582	

Le paramètre β a été estimé par la méthode des moindres carrés, les erreurs types étant calculées selon la méthode de Brown et Maital (1981). Le test LM d'auto-corrélation est le test de Breusch-Godfrey. En l'espèce, les valeurs initiales de l'équation du test, à savoir celles des régresseurs décalés en dehors de l'échantillon, ont été posées comme égales à zéro.

a) Erreurs types estimées selon la méthode de Brown et Maital (1981) avec un décalage d'ordre un
b) Les résidus décalés d'une période sont exclus de l'équation du test de Breusch-Godfrey.

c) Erreurs types de Newey-West HAC avec une coupure après le deuxième décalage
d) L'observation pour 1981 fait défaut.
e) Les observations pour 1981 et 1982 font défaut.

***, **, *: seuils respectifs de signification de 1%, 5% et 10%

4 Comparaison avec des prévisions dites naïves

Nous avons vu dans les dernières sections que les prévisions jusqu'à $h=18$ satisfont à plusieurs propriétés qui sont propres aux prévisions optimales. Il est cependant possible que des prévisions d'une qualité comparable à celle des instituts puissent être produites à moindre frais. C'est pour cela que nous nous demandons maintenant si les prévisions des instituts l'emportent sur des prévisions naïves. Par prévisions naïves, nous entendons des prévisions qui peuvent être produites à l'aide de procédés simples et pratiquement sans dépenses.

Un premier procédé naïf, que nous nommerons prévision naïve 1, consiste à utiliser la croissance tendancielle comme prévision. Celle-ci est calculée comme la croissance moyenne du PIB des 20 dernières années. Ainsi pour 2000, cette prévision correspond à la croissance moyenne du PIB des années 1980 à 1999.¹³

Un second procédé naïf, désigné comme prévision naïve 2, utilise le dernier taux de croissance du PIB constaté en tant que prévision. Ainsi la prévision naïve 2 pour l'an 2000 correspond au taux de croissance réalisé en 1999.

Dans le tableau 5a, on oppose la RMSE des deux procédés de prévision naïfs aux RMSE des prévisions des instituts. La comparaison est effectuée pour quatre horizons de prévision. Nous partons de l'idée que chacune des deux prévisions naïves est publiée immédiatement après que la valeur moyenne constatée de la croissance du PIB pour l'année précédente a été communiquée en mars. Les prévisions $h=9$ et $h=21$ établies par les instituts de février à avril sont ainsi communiquées partiellement avant la publication de la première estimation du PIB et ne reposent donc pas sur le même état d'information que les prévisions naïves. Dans le cas des prévisions d'instituts $h=6$ et $h=18$, la première estimation du PIB est certes déjà disponible, mais les prévisions sont diffusées jusqu'à trois mois après les prévisions naïves.

Les résultats montrent que les prévisions d'instituts ($h=6$ et $h=9$) pour l'année en cours comportent des erreurs de prévision nettement inférieures aux deux prévisions naïves. Dans les prévisions pour la prochaine année, les prévisions d'instituts dans le cas de $h=18$ sont à peu près de la même qualité que la prévision naïve 1, alors que dans le cas de $h=21$, elles sont inférieures à la prévision naïve 1. Cependant, les deux prévisions d'instituts pour l'année prochaine $h=18$ et $h=21$ sont nettement supérieures à la prévision naïve 2.

Comparaison avec des procédés dits naïfs

Tableau 5a

Horizon de prévision	RMSE 1981-2000		
	Tous les instituts	Prévision naïve 1: taux de croissance tendancielle	Prévision naïve 2: dernier taux de croissance réalisé
h=6	0,803 [0,519]	1,534 [0,991]	1,618 [1,045]
h=9	0,989 [0,639]	1,534 [0,991]	1,618 [1,045]
h=18	1,635 [1,056]	1,564 [1,011]	2,263 [1,527]
h=21	1,790 [1,156]	1,564 [1,011]	2,263 [1,527]

13 Pour les valeurs effectives d'avant 1981, nous devons recourir aux estimations de l'OFS.

Tous les instituts
Chiffres entre crochets:
RMSE/SD (U de Theil)

Nous examinerons maintenant, à l'aide du test de Diebold et Mariano (1995), si ces résultats descriptifs ont une signification statistique. Il s'agit de tester l'hypothèse selon laquelle les erreurs de prévision quadratiques moyennes (MSE) des procédés naïfs et des prévisions d'instituts sont égales. A cette fin, nous utilisons – comme implicitement auparavant – une fonction de perte de type quadratique dans laquelle les erreurs de prévision positives et négatives de même taille entraînent des pertes identiques et qui pondère fortement les grosses erreurs de prévision. Pour un horizon de prévision donné, on choisira un institut parmi ceux qui auront publié le plus de prévisions.

Les résultats figurent dans le tableau 5b. Celui-ci indique, de $h=0$ à $h=21$, la différence entre la MSE des prévisions naïves et celle des prévisions des instituts. Il en résulte que les prévisions des instituts sont plus performantes de manière statistiquement significative que les prévisions naïves pour les horizons de prévision entre $h=0$ et $h=12$. L'hypothèse nulle, selon laquelle il n'y a pas de différence, est toujours rejetée à un niveau de signification de 5% et, dans la plupart des cas, à un niveau de 1% également. De plus, les prévisions des instituts sont également meilleures que la prévision naïve 2 dans les cas de $h=15$ et de $h=18$. Dans tous les autres cas, la différence est dépourvue de signification statistique. En d'autres termes, les prévisions des instituts ne sont pas moins bonnes que les prévisions naïves d'une manière statistiquement significative.¹⁴

Différences de perte entre les prévisions naïves et les prévisions des instituts 1981–2000 Tableau 5b

	Prévision d'institut contre prévision naïve 1	Prévision d'institut contre prévision naïve 2
Prévisions pour l'année en cours		
h=0	2,192*** (0,299)	2,457*** (0,659)
h=3	2,053*** (0,263)	2,318*** (0,699)
h=6	1,660*** (0,272)	1,925** (0,740)
h=9^a	1,742*** (0,337)	1,713** (0,631)
Prévisions pour la prochaine année		
h=12	1,069** (0,411)	4,207** (1,734)
h=15	0,527 (0,518)	3,665** (1,536)
h=18^a	-0,701 (0,849)	2,590* (1,273)
h=21^b	-0,330 (0,767)	1,703 (1,179)

14 Dans quelques rares cas, il y avait autocorrélation, si bien que nous avons appliqué la méthode de correction de Newey-West. L'estimation sur la base de résidus ARMA conduit à des résultats semblables.

Pour chaque horizon, un institut a été choisi parmi ceux qui comportaient le plus d'observations.

Erreurs types selon Newey-West
***, **, *: seuils respectifs de signification de 1%, 5% et 10%
a) 1982–2000, 19 observations,
b) 1983–2000, 18 observations

5 Erreurs de prévision et révision des estimations du PIB

La dernière question à examiner ici est celle de l'effet des révisions sur les erreurs de prévision. Le PIB est révisé plusieurs fois, voire parfois revu complètement dans le cas de changements méthodologiques. Il faut alors se demander quelles valeurs réalisées du PIB il convient d'utiliser pour vérifier les prévisions conjoncturelles. Dans le présent exposé, nous avons toujours pris comme valeur réalisée la première estimation du seco, qui est disponible au mois de mars et se rapporte à l'année précédente.

Après l'estimation du mois de mars par le seco, l'OFS publie au troisième trimestre de chaque année, sur la base d'informations étendues, sa propre estimation annuelle du PIB réel et de ses composantes. Le seco adapte alors son estimation à cette valeur. Il y a lieu de se demander si les erreurs de prévision des instituts sont moindres en recourant, à titre de valeur réalisée, plutôt à l'estimation de l'OFS qu'à celle du seco.

Dans le tableau 6 figurent les erreurs de prévision des instituts qui se rapportent aux prévisions allant de $h=0$ à $h=21$ et qui sont calculées sous la forme de RMSE. Il en découle que, pour des horizons de prévision courts ($h=0,3,6,9,12$), la RMSE par rapport à l'estimation du seco est moindre que celle par rapport à l'estimation de l'OFS. Si la situation est inverse pour les horizons de prévision $h=15,18,21$, les RMSE sont de l'ordre de grandeur de l'écart-type de la croissance réelle du PIB (1,55) et les prévisions ne sont donc guère instructives, qu'elles soient calculées sur la base de l'estimation du seco ou sur celle de l'OFS.

Que faut-il penser de ces résultats? Klein (1981), déjà, avait indiqué que du fait de l'existence de révisions, il existe une «limite de la prévisibilité». Selon son raisonnement, l'erreur de prévision ne peut pas, par exemple, être inférieure à 10% lorsque les révisions sont de 10% en moyenne.¹⁵ La raison en est que les véritables erreurs de révision ne peuvent en fait pas être prévues.

Ecarts entre les prévisions des instituts et les estimations du seco et de l'OFS 1981–2000 Tableau 6

	RMSE comparée à la valeur du seco	RMSE comparée à la valeur de l'OFS
Prévisions pour l'année en cours		
h=0	0,480	0,642
h=3	0,575	0,662
h=6	0,803	0,843
h=9	0,989	1,051
Prévisions pour la prochaine année		
h=12	1,175	1,215
h=15	1,462	1,417
h=18	1,635	1,530
h=21	1,790	1,666

Tous les instituts
La seconde colonne comprend
les valeurs du tableau 3, reprises
ici à titre de comparaison.

¹⁵ Voir Granger (1996),
p. 463 et 464.

C'est pourquoi la connaissance de l'importance des révisions du PIB nous permet de juger de combien les prévisions des instituts sont éloignées de la «limite de la prévisibilité». Nous définissons ci-après l'erreur de révision comme l'écart entre la croissance annuelle du PIB publiée par l'OFS et celle publiée par le seco. Durant la période de 1981 à 2000, cette erreur s'est chiffrée en moyenne à 0,075 point de pourcentage et a donc été exempte de biais en moyenne. Toutefois, les corrections ont varié entre -0,9 et 1,0 point de pourcentage. L'erreur de révision moyenne absolue s'inscrit à 0,385, ce qui correspond à peu près à un quart du taux de croissance moyen du PIB réel. Le RMSE se chiffre à 0,489 et correspond donc à peu près à un tiers de l'écart-type du taux de croissance réelle du PIB.

Les erreurs de prévision des instituts figurant dans le tableau 6 sont donc proches de la «limite de prévisibilité» pour les horizons de prévision $h=0$ (0,480) et $h=3$ (0,575). Ce résultat prouve que les prévisions ne peuvent s'améliorer que si les offices compétents parviennent à réduire l'erreur de révision. Comme nous l'avons indiqué, les prévisions ne sont plus guère instructives quant à la conjoncture à partir d'un horizon de $h=18$. Si, toutefois, les erreurs de révision pouvaient être réduites de moitié par exemple, le moment pour lequel les prévisions cessent d'être instructives pourrait, selon notre règle approximative pour l'intervalle de confiance (voir p. 62), être reculé d'un trimestre pour atteindre $h=21$.

Finalement, il faut se demander si les estimations du seco remplissent les propriétés d'absence de biais et d'efficacité quant au traitement de l'information. Nous avons procédé, à cet égard, comme lors de l'examen des prévisions des instituts.

Le tableau 7 résume les résultats. Une régression de l'erreur de révision sur une constante prouve que la constante ne s'écarte pas de zéro d'une manière statistiquement significative (colonne 2). Les estimations de PIB du seco sont donc sans biais. En outre, un test LM démontre que les erreurs de révision ne sont pas sujettes à autocorrélation. La troisième colonne indique que la valeur calculée par le seco ne permet pas de prévoir l'erreur de révision. Comparée à l'estimation de l'OFS, la première estimation du PIB est donc *faiblement efficace* quant à l'utilisation de l'information. Un test plus puissant consiste à régresser l'erreur de révision sur des prévisions d'instituts connues au moment où la première estimation a été établie. Une relation entre la première estimation du PIB et la prévision automnale d'un institut ne peut être établie qu'à un degré de signification de 10%. Cela signifie que la première estimation du seco relative à la croissance du PIB néglige des informations contenues dans la prévision de cet institut. La première estimation du PIB n'est donc pas *fortement efficace* quant à l'utilisation de l'information.

Propriétés d'optimalité de la première estimation du PIB (seco) 1981–2000

Tableau 7

	Absence de biais; autocorrélation	Faible efficacité sur le plan de l'information	Efficacité sur le plan de l'information ^a
Constante	0,075 (0,111)	0,201 (0,149)	0,311 (0,266)
Croissance du PIB		-0,090 (0,072)	
h=0			0,108 (0,570)
h=0			-0,288 (0,448)
h=0			-0,686 (0,425)
h=3			0,749* (0,395)
h=3			-0,032 (0,210)
LM(3)	5,356	3,233	2,256
Valeur p	0,147	0,357	0,521

Pour chaque horizon, un institut a été choisi parmi ceux qui comportaient le plus d'observations.

a) L'observation pour 1981 fait défaut.

***, **, *: degrés respectifs de signification de 1%, 5% et 10%

6 Résumé et conclusions

Dans cette étude empirique, nous avons examiné la fiabilité des prévisions de la croissance du PIB de la Suisse. Pour ce faire, nous avons recouru à une base de données comportant 766 observations, qui contient des prévisions du PIB de 14 instituts.

Les résultats prouvent que les prévisions faites durant l'année pour l'année en cours ou en automne pour l'année suivante sont instructives quant à l'évolution de la conjoncture et l'emportent nettement sur des procédés naïfs de prévision. A noter toutefois que même les prévisions faites à la fin de l'année pour l'année en cours sont entachées d'une erreur de prévision moyenne de 0,5 point de pourcentage, ce qui correspond à peu près à l'erreur de révision.

En outre, l'étude a démontré que les erreurs de prévision augmentent fortement avec l'horizon de prévision. Ainsi les prévisions faites entre mai et juillet pour l'année prochaine ($h=18$) comportent déjà une erreur de prévision de l'ordre de grandeur de l'écart-type des taux de croissance réalisés du PIB. Les prévisions portant sur des horizons de prévision plus longs donnent encore moins d'informations sur le cours futur de la conjoncture, et indiquent, dans le meilleur des cas, la croissance tendancielle de l'économie suisse. Rien d'essentiel ne modifie ce résultat si la valeur publiée par l'OFS est utilisée comme valeur réalisée à la place de celle communiquée par le seco.

Notre enquête n'est pas la seule à obtenir des résultats aussi peu encourageants. Des études qui ont examiné les prévisions correspondantes d'autres pays sont parvenues à des conclusions similaires. C'est ainsi qu'Öller et Barot (2000) ont trouvé des erreurs de prévision analogues lors d'une étude sur la précision des prévisions de la croissance du PIB pour l'année suivante de plusieurs pays européens. Au sujet des prévisions de croissance de trois principaux instituts britanniques de prévision, Mills et Pepper (1999) sont parvenus à la conclusion que les prévisions ne sont plus un instrument adéquat pour apprécier la conjoncture future à partir d'un horizon de prévision de $h=18$.¹⁶

Il est réjouissant de constater que les prévisions suisses pour le PIB remplissent les propriétés de prévisions optimales pour les horizons de prévision pour lesquels elles sont instructives quant à l'évolution conjoncturelle. Les prévisions d'instituts sont exemptes de biais et elles peuvent donc être considérées comme *rationnelles au sens faible du terme*. De plus, l'information contenue dans la série qui fait

l'objet de prévisions est utilisée de façon efficiente. Ainsi, les prévisions pour l'année en cours et l'année suivante peuvent être considérées comme *faiblement efficaces* quant à l'utilisation de l'information. De surcroît, elles sont efficaces quant à l'ensemble d'informations qui a été utilisé pour établir la prévision. Toutefois, les prévisions du PIB que nous avons analysées ne réussissent pas le test le plus difficile, celui de *l'efficience forte* quant à l'utilisation de l'information. En effet, les erreurs de prévision sont corrélées, dans certains cas, avec les prévisions d'autres instituts.

Dans l'ensemble, notre enquête a montré l'ampleur de l'incertitude qui règne à propos de l'évolution future du PIB réel. Pour les décideurs, cette connaissance est importante puisqu'elle empêche de se complaire dans une sûreté trompeuse.

Quant aux instituts de prévision, vu que les prévisions ne sont instructives que pour un horizon prévisionnel relativement court, ils devraient réexaminer constamment leurs prévisions et les adapter rapidement. Depuis quelques années se dégage une tendance à publier plusieurs prévisions en cours d'année, ce qui répond à un besoin des destinataires de prévisions. Les faiseurs de prévisions verraient leurs efforts soutenus si les statistiques relatives à l'évolution de l'économie suisse étaient publiées aussi rapidement que possible, et de préférence à un rythme mensuel.

¹⁶ Mills et Pepper (1999, p. 247):
«It is found that forecasts are not of much use at horizons greater than 18 months (that is, 6 months before the year being forecast).»

Règle approximative pour l'intervalle de confiance

Dans une distribution normale des erreurs de prévision, 50% de celles-ci se trouvent entre $\pm 0,675$ écart-type et 80% entre $\pm 1,28$. On peut mettre à profit cette propriété pour en déduire une règle approximative simple décrivant l'incertitude liée aux prévisions.

Le point de départ est une équation linéaire qui décrit approximativement l'erreur de prévision quadratique moyenne RMSE en fonction de l'horizon de prévision h . Procédant à une estimation sur la base des données du tableau 3, nous obtenons:

$$1) \quad \text{RMSE} = 0,45 + 0,06 * h,$$

h représentant le nombre de mois qui vont du moment de la prévision à la fin de l'année en faisant l'objet. L'équation montre que la RMSE augmente de quelque 0,18 point de pourcentage par trimestre conformément à l'expérience historique moyenne de tous les instituts durant les années 1981–2000. En cas de prévisions avec $h=6$, l'écart-type se chiffre à 0,81, en cas de prévisions avec $h=12$, à 1,17. Dans le cas de prévisions pour $h=18$, sa valeur de 1,5 est à peu près égale à l'écart-type du PIB réel.¹⁷

Une étape ultérieure permet de calculer des intervalles de confiance à l'aide des écarts-types des prévisions pour les divers horizons de prévision. Suivant la proposition de Granger (1996), nous indiquons, outre l'intervalle de confiance de 80%, celui de 50%. Une prévision d'un taux de croissance de 2% avec $h=6$ correspond, avec une probabilité de 50%, à une valeur entre 1,5 et 2,5% et, avec une probabilité de 80%, à une valeur entre 1 et 3%.

$$50\% \text{ VI: } 2 \pm 0,675 * 0,81 \approx 2 \pm 0,55$$

$$80\% \text{ VI: } 2 \pm 1,28 * 0,81 \approx 2 \pm 1$$

En revanche, une prévision de croissance de 2% avec $h=12$ implique, avec une probabilité de 50%, une valeur réalisée entre 1,2 et 2,8% et, avec une probabilité de 80%, une valeur entre 0,5 et 3,5%.

$$50\% \text{ VI: } 2 \pm 0,675 * 1,17 \approx 2 \pm 0,79$$

$$80\% \text{ VI: } 2 \pm 1,28 * 1,17 \approx 2 \pm 1,5$$

Grâce à cette règle approximative régissant l'évolution des erreurs de prévision, des graphiques représentant l'incertitude liée à la prévision par des zones de confiance («fan charts») peuvent être établis. Ceux-ci permettent de mieux interpréter la fiabilité d'une prévision en fonction de l'horizon de prévision et d'attirer l'attention sur les risques liés à celle-ci.

¹⁷ La RMSE correspond à l'écart-type en cas de prévisions sans biais.

Sources

Les *prévisions* des instituts sont tirées des publications suivantes:

BAK: CH-Plus, trimestriel; CREA: Analyses et Prévisions, automne et printemps; CS: 1987–1996: Bulletin du Crédit Suisse, mensuel, 1997–2000: Bulletin du CS, mensuel; FMI: Perspectives économiques mondiales, automne et printemps; CQC: Communications de la Commission pour les recherches conjoncturelles, supplément à «La Vie économique», édition de décembre, 1993–2000 (prévisions de printemps): groupe d'experts de prévisions conjoncturelles de la Confédération, seco; CRC: bulletins mensuels et semestriels, automne et printemps; MAT: Prévisions économétriques, annuel; OCDE: Perspectives économiques, juin et décembre; UBS: 1976–1986: Notices économiques, mensuel, 1987–1997: La conjoncture internationale, trimestriel; SBS: Le Mois; SGZZ: «Lagebeurteilung der Bauwirtschaft», annuel; BNS: propositions de politique monétaire en 19xx, annuel, document non publié; UBS: UBS Outlook, trimestriel; ZKB: «Konjunkturbarometer», mensuel.

Les *valeurs réalisées* de la croissance annuelle du PIB en volume sont tirées des publications suivantes:

Moyenne des valeurs trimestrielles: 1981–1989: Reflets de l'économie (troisième numéro, mois de mars), Office fédéral de la statistique, 1990–2000: Bulletin mensuel de statistiques économiques (troisième numéro, mois de mars), Banque Nationale Suisse.

Taux de croissance annuelle de l'Office fédéral de la statistique: Annuaire statistique de la suisse, volumes 1982 à 2001.

Références bibliographiques

Brown, W. B. et Maital, S. M. 1981. What Do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectations. *Econometrica* 49: 491–504.

Clements, M. P. et Hendry, D. F. 1998. *Forecasting economic time series*. Cambridge: Cambridge University Press.

Diebold, F. X. et Mariano, R. 1995. Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 253–265.

Granger, C. W. J. 1996. Can We Improve the Perceived Quality of Economic Forecasts? *Journal of Applied Econometrics* 11: 455–473.

Granger, C. W. J. et Newbold, P. 1973. Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts. *Applied Economics* 5: 35–47.

Hendry, D. F. et Ericsson, N. R., éd. 2001. *Understanding Economic Forecasts*. The MIT Press.

Holden, K. et Peel, D. A. 1990. On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts. *Manchester School* 58: 120–127.

Kirchgässner, G. 1993. Testing Weak Rationality of Forecasts with Different Time Horizons. *Journal of Forecasting* 12: 541–558.

Klein, L. R. 1981. *Econometric Models and Guides for Decision Making*. New York: Free Press.

Mills, T. C. et Pepper, G. T. 1999. Assessing the Forecasters: An Analysis of the Forecasting Records of the Treasury, the London Business School and the National Institute. *International Journal of Forecasting* 15: 247–257.

Newey, W. K. et West, K. D. 1987. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55: 703–708.

Öller, L.-E. et Barot, B. 2000. The Accuracy of European Growth and Inflation Forecasts. *International Journal of Forecasting* 16: 293–315.

Steckler, H. O. 2002. The Rationality and Efficiency of Individuals' Forecasts. *A Companion to Economic Forecasting*, éd. M. C. Clements et D. F. Hendry, 222–240. Oxford: Blackwell.

Wasserfallen, W. 1992. Konjunkturprognosen in der Schweiz. *Finanzmarkt und Portfolio Management* 3: 296–302.

Winker, P. 2002. Vektor Autoregressive Modelle. Dans *Finanzmarkt-Ökonometrie*, éd. M. Schröder, 213–262. Stuttgart: Schäffer-Poeschel Verlag.