

Quelques constats sur les prévisions conjoncturelles de la croissance française*

Thomas Jobert**

Lionel Persyn***

Revue d'économie politique, vol. 122, 2012/6

Nous étudions la qualité des prévisions de croissance pour la France réalisées durant la première décennie de ce siècle. Un biais d'optimisme des prévisions du Consensus de la croissance trimestrielle apparaît dès l'examen graphique, et son existence est confirmée par le calcul des moyennes des erreurs de prévisions qui sont systématiquement négatives. L'indicateur de Theil montre que les prévisions de l'Insee dominent celles du Consensus qui obtiennent de meilleurs résultats qu'une prévision naïve (donnée par le dernier taux de croissance connu). Les tests semblent confirmer la présence d'un biais d'optimisme dans les prévisions trimestrielles, biais qui peut provenir dans le cas des prévisions du Consensus de l'agrégation des prévisions collectées par le *Consensus Economics*.

L'étude des prévisions de croissance pour l'année à venir faites par chaque organisme interrogé mensuellement par le *Consensus Economics* nécessite un traitement préalable à cause des données manquantes. Au final nous ne retenons que les prévisions de neuf institutions que nous comparons avec celles du gouvernement, du FMI, de l'OCDE, et de la Commission Européenne. Il apparaît d'une part que les prévisions sont très proches de la prévision du Consensus, et d'autre part que le biais d'optimisme reste présent. Enfin, le désaccord entre les institutions s'accroît à l'approche d'une phase de contraction et décroît après.

Prévisions macroéconomiques - Evaluation des prévisions - Rationalité - Prévisions roulantes - Prévisions sur événement fixé - France

Some evidences about French growth forecasts

We study the quality of the French growth forecasts from the first decade of the century. An optimism bias of the quarterly Consensus growth forecasts can be asserted right from a graphic analysis and its existence is confirmed by the calculation of the mean errors which are systematically negative. The Theil index reveals that Insee forecasts are superior to the Consensus ones. In addition, the Consensus forecasts are

* Nous remercions les deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives qui ont permis l'amélioration de ce texte.

** Auteur correspondant, GREDEG, UMR de l'Université de Nice Sophia Antipolis et du CNRS (UMR 6227).

Université Nice Sophia Antipolis, 24 Avenue des Diables Bleus, 06357 Nice Cedex 4. e-mail : thomas.jobert@unice.fr

*** Université de Nice Sophia Antipolis, 24 Avenue des Diables Bleus, 06357 Nice Cedex 4. e-mail : lionel.persyn@unice.fr

superior to a naïve forecast. Proper tests seem to confirm that an optimism bias exists; this bias could arise from the combination of several forecasts.

The study of the *Consensus Economics* fixed event forecasts regarding the next coming year requires a preliminary analysis due to missing data. We thus only retain the forecasts of nine institutions that we compare to those of the Government, the IMF, the OECD, and the European Commission. It appears that the forecasts are fairly close to the Consensus forecast and that the optimism bias is still observable. Finally, the disagreement between the forecasters increases towards a recession and, then, decreases.

Macroeconomic Forecasting - Evaluating Forecast - Rationality - Rolling Event Forecasts - Fixed Event Forecast - France

Classification JEL: E 37, C 52, C 53

Introduction

La crise de 2008 a mis en lumière une accélération du temps économique. Dorénavant les décisions doivent être prises très rapidement alors que la globalisation financière, la spéculation généralisée, l'intégration régionale, la fragmentation des processus de production, et toutes les autres conséquences de la mondialisation ont énormément complexifié la compréhension du fonctionnement de l'économie d'un pays.

C'est dans ce contexte qu'il est demandé aux économistes de fournir des prévisions chiffrées portant sur l'évolution future des grands agrégats macroéconomiques¹. La plus attendue est celle de la croissance du PIB (qui influencera de nombreux ratios rapportés à la richesse produite dans le pays dont les critères de convergence de Maastricht sur les finances publiques). Depuis 2006 la LOLF oblige le gouvernement de présenter avec le projet de loi de finances un rapport précisant notamment les prévisions de croissance pour les quatre années à venir (perspectives à court terme pour les deux premières années, puis perspectives à moyen terme s'appuyant sur la croissance potentielle pour les deux années suivantes).

La demande pour une prévision de la croissance qui soit la plus fiable possible est très forte. D'un côté les outils utilisés sont beaucoup plus sophistiqués mais, comme la compréhension de l'environnement économique est beaucoup plus complexe, la prévision est rendue plus délicate. L'erreur de prévision est inhérente à tout exercice de prospective et la littérature regorge de travaux sur la qualité des prévisions². Une grande partie de ces travaux se concentre sur la prévision moyenne (appelée aussi prévi-

1. Cet exercice périlleux ne consiste pas seulement à déterminer quelques chiffres clefs, il faut aussi qu'ils s'inscrivent dans un scénario, une argumentation qui soutient une logique et une histoire.

2. L'idée fondamentale sur laquelle se fondent ces travaux est que l'erreur de prévision doit être un bruit blanc.

sion consensus) émanant d'un ensemble d'experts travaillant sur l'économie américaine. Les exceptions portent sur des études menées soit à partir de données désagrégées (institution par institution), soit sur des pays autres que les Etats-Unis. Ces dernières sont beaucoup plus rares notamment car les prévisions collectées par le *Consensus Economics*³ ont été relativement peu utilisées bien que cela tende à s'inverser depuis les dix dernières années. Nous n'avons recensé que six études récentes comprenant, entre autres, des données concernant la croissance française. Timmermann [2007] s'intéresse surtout aux prévisions du FMI pour un grand ensemble de pays. Isiklar, Lahiri et Loungani [2006], Ager, Kappler et Osterloh [2009] et Dovern et Weisser [2011] utilisent une approche par données de panel et l'appliquent aux prévisions du *Consensus Economics* relatives à divers pays développés. Loungani, Steckler et Tamirisa [2009] et Dovern, Fritsche et Slacalek [2009] étudient l'information apportée par le désaccord entre les analystes sur un grand nombre de pays.

Les travaux que nous venons de citer se focalisent souvent sur l'utilisation de techniques statistiques permettant d'étudier la qualité des prévisions sans toujours s'interroger sur la nature de l'objet analysé. Une série chronologique de prévisions provient d'un exercice de prospective mobilisant d'abord un espace d'informations le plus précoce et le plus précis possible. Or, cet espace n'est pas invariant dans le temps et s'enrichit constamment soit grâce à l'apport de nouvelles enquêtes ou de nouveaux indices quantitatifs, soit grâce à l'apparition de nouveaux indicateurs synthétiques (climat des affaires, retournement, etc.). Ensuite, les outils utilisés pour mener la prévision peuvent évoluer même si une prévision est le plus souvent élaborée par une combinaison de méthodes très différentes qui vont de la simple intuition (les dires d'experts) aux modèles macroéconométriques, en passant par les équations d'étalonnages et les modèles en boîte noire. Ces derniers modèles qualifiés aussi de modèles a-théoriques (modèles VAR, modèles à facteurs⁴) prolongent la tendance tout en utilisant au mieux toute l'information conjoncturelle disponible. Enfin, l'erreur de prévision est calculée en référence à une « réalité » dont la mesure évolue au gré des modifications de la comptabilité nationale, et dont l'évaluation de la « réalisation » varie au gré des révisions effectuées entre les comptes provisoires et les comptes définitifs⁵. Piriou [2010] rappelle qu'en France la première estimation du PIB d'un trimestre est donnée 42 jours après la fin du dit trimestre, qu'il faut attendre février de l'année N+1 pour avoir une première estimation du PIB de l'année N, que les comptes provisoires annuels de

3. *Consensus Economics* existe depuis 1989. Sa publication « Consensus Forecasts » recense chaque mois les prévisions de diverses institutions (une vingtaine pour la France) pour de nombreux pays.

4. F. Charpin [2011] compare les performances de ces modèles alors que Bessec [2010] propose un travail original sur la construction d'équations d'étalonnage du PIB français.

5. J.-M. Charpin, directeur général de l'Insee entre 2003 et 2007, reconnaît que la qualité de l'information délivrée par les comptes nationaux provisoires fait débat. « *Chaque publication peut relancer les critiques sur la volatilité des estimations et l'ampleur des révisions, qui sont d'ailleurs compréhensibles compte tenu de l'importance de ces statistiques pour le diagnostic économique* » [Charpin (2010), p 378].

l'année N ne sont connus qu'en mai de l'année N+1, et les comptes définitifs en mai de l'année N+3. Ainsi, la complexité de la notion d'erreur de prévision nécessite de faire un arbitrage dans la construction de la base entre la profondeur des données et l'homogénéité de l'objet étudié, choix sur lesquels nous reviendrons.

Les prévisions de l'évolution du PIB français rendues publiques émanent aussi bien d'organismes internationaux ou nationaux, que d'institutions privées. Le FMI (World Economic Outlook), l'OCDE (Perspectives économiques de l'OCDE), et la Commission Européenne (European Economic Forecast) publient deux fois par an des prévisions de croissance pour l'année en cours et pour l'année à venir. L'Insee (notes et points de conjoncture) diffuse chaque trimestre depuis mars 1997 sa prévision de croissance pour le trimestre en cours et le trimestre à venir. La seule prévision du gouvernement à s'inscrire dans un calendrier régulier est celle donnée chaque mois de septembre dans le projet de loi de finance. Dans le domaine de la collecte et de la diffusion de prévisions issues des institutions autres que les grands organismes nationaux ou internationaux *Consensus Economics* est le leader mondial. Sa publication mensuelle « Consensus Forecasts » propose deux types de prévisions de croissance : d'une part une prévision de chaque institution interrogée pour l'année en cours et pour l'année à venir, d'autre part la prévision trimestrielle moyenne (Quarterly Consensus Forecasts) pour le trimestre courant et pour les six trimestres à venir.

Nous disposons donc de deux sortes de prévisions de la croissance conjoncturelle, une qui porte sur les évolutions trimestrielles du PIB, l'autre sur les prévisions annuelles. Les données les plus récentes sont celles de l'Insee qui n'existent dans une fréquence trimestrielle que depuis mars 1997. Cependant, pour des raisons que nous discuterons dans la section 2, nous n'étudierons que les prévisions émises à partir de 1999. Nous mesurons l'erreur de prévision à l'aune des premiers résultats connus du PIB (l'estimation « Premiers Résultats » pour le PIB trimestriel et l'estimation provisoire pour le PIB annuel), ce qui nous permet d'aller jusqu'en 2010. Enfin, dans toute la suite de l'article, les variables sont exprimées en pourcentage.

Notre objectif est de proposer un panorama le plus complet possible des prévisions conjoncturelles de la croissance française sur la décennie 2000-2010 et d'en analyser les propriétés. Une question centrale sera de voir si la multiplication des outils permettant de mener des prévisions et l'abondance des institutions proposant des prévisions permettent d'améliorer la qualité de l'information ou au contraire si elles créent un brouillard. La première section sera consacrée à l'analyse des prévisions trimestrielles soit au moyen d'indicateurs de qualité, soit à partir de tests. Après avoir discuté de la possibilité d'un biais d'agrégation, nous étudions dans la seconde section les prévisions individuelles des organismes interrogés par le *Consensus Economics*. Après avoir comparé ces prévisions à celles issues d'organisations internationales ou nationales, nous en testerons les propriétés.

I. Les prévisions roulantes (rolling event forecasts)⁶

Ces prévisions sont publiées à un rythme trimestriel (mars, juin, octobre, et décembre) par l'Insee et par le *Consensus Economics*. Les plus précoces de quelques jours sont les prévisions agrégées (par une simple moyenne) de la vingtaine d'organismes interrogés par le *Consensus Economics* du taux de croissance du trimestre courant et des six trimestres à venir. De son côté l'Insee propose dans sa note de conjoncture des prévisions portant sur le trimestre courant et sur le trimestre à venir. En juin et décembre, ces prévisions sont étendues à deux trimestres.

I.1. Un premier regard sur les données

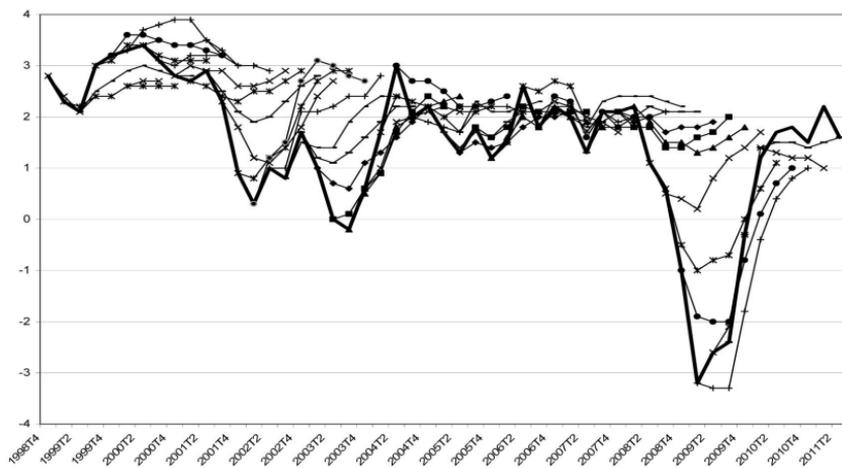
La période retenue porte sur des prévisions émises entre 1999 et 2009. La cible prévue est le taux de croissance trimestriel à des horizons allant du trimestre courant à six trimestres.

Pour un problème de lisibilité nous ne pouvons reporter sur le graphique 1 les prévisions de l'Insee à côté de celles du Consensus. De plus les taux de croissance sont exprimés en glissement annuel plutôt qu'en rythme trimestriel.

Un premier examen rapide du graphique 1 révèle que les prévisions (les courbes en trait fin) sont très majoritairement au dessus de la réalisation (la courbe en trait gras), ce qui est caractéristique d'un biais d'optimisme, et que les erreurs de prévision les plus importantes surviennent durant les crises. Un examen plus approfondi se focalisant sur les deux crises montre que le ralentissement de 2001 (suite l'éclatement de la bulle Internet) et la reprise de l'été 2002 sont assez bien anticipés, tant dans leur ampleur que dans leur durée. En revanche comme les conjoncturistes s'attendaient à une crise en U (et non à une crise en W) les prévisions pour 2002-2003 sont très mauvaises (le point de conjoncture de l'Insee d'octobre 2002 parle de « reprise différée » et l'OFCE intitulera ses perceptions économiques de mars 2003 « France : les illusions perdues »). Pour 2008 le ralentissement est bien anticipé mais son ampleur est très largement sous-estimée. Quant à la reprise de 2009, les prévisions du premier trimestre font état d'une stabilisation de la récession, l'opinion générale⁷ étant qu'il va falloir attendre 2010 pour voir la situation s'améliorer. Or, la reprise sera beaucoup plus précoce et plus dynamique.

6. L'écart entre la date d'émission de la prévision et la cible prévue ne dépend que de l'horizon considéré.

7. Jobert et Timbeau [2011] analysent les prévisions émises par différents organismes durant cette période.



Graphique 1. La croissance et les prévisions du Consensus en glissement annuel

Source : *Consensus Economics*.

La courbe en gras représente la cible à prévoir, le taux de croissance du PIB calculé ici en glissement annuel. De celle-ci partent des courbes en trait fin qui représentent les prévisions du Consensus à un horizon de sept pas (pour le trimestre courant et les six trimestres à venir). L'erreur de prévision est donnée par la distance entre la courbe en gras et les courbes en trait fin.

Tableau 1. Quelques statistiques sur les erreurs de prévision (mesurées en %)

		Horizon en trimestre							
		0	1	2*	2	3	4	5	6
Insee	Moyenne	-0.044	-0.072	-0.128		-	-	-	-
	RMSE	0.289	0.379	0.511		-	-	-	-
Consensus	Moyenne	-0.098	-0.149	-0.180	-0.179	-0.190	-0.261	-0.246	-0.230
	RMSE	0.342	0.464	0.551	0.493	0.524	0.576	0.553	0.545

* Prévisions émises uniquement en juin et décembre.

Le tableau 1 propose plusieurs statistiques sur les erreurs de prévision. L'erreur moyenne ($\left(\frac{1}{N} \sum (R_i - P_i)\right)$ où N est le nombre total de prévisions au même horizon, R_i la réalisation et P_i la prévision) mesure tout simplement le biais moyen des prévisions. Un indicateur de la précision absolue de la prévision est obtenu en mesurant la variance des points autour de la ligne de parfaite prévision. C'est la $RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum (R_i - P_i)^2}$. Pour compléter ces

statistiques signalons que, sur la période 2000-2010, la moyenne du taux de croissance trimestriel est de 0.36 % pour un écart type de 0.45. Il a pris sa valeur maximum (1.15 %) au second trimestre 2006, et sa valeur minimum (-1.2 %) au premier trimestre 2009.

Les enseignements du tableau 1 sont triples. Premièrement les moyennes des erreurs de prévision sont systématiquement négatives, ce qui confirme la thèse d'un biais d'optimisme. Deuxièmement les prévisions de l'Insee sont systématiquement meilleures (aussi bien en moyenne qu'en précision) que celles du Consensus. Ce constat n'est pas étonnant pour deux raisons : les prévisions du *Consensus Economics* sont plus précoces que celles de l'Insee, et l'institut national statistique étant le principal producteur des enquêtes de conjoncture on peut penser qu'il dispose à court terme d'un espace d'information bien meilleur que les autres organismes (les tests de Diebold et Mariano confirment⁸ que les prévisions de l'Insee sont plus précises que celles du Consensus). Troisièmement nous trouvons pour les prévisions jusqu'à quatre trimestres un résultat attendu : la valeur absolue de l'erreur de prévision croît avec l'horizon et que sa précision décroît. Pour les prévisions aux horizons cinq et six, le résultat s'inverse sans que l'on soit capable d'expliquer ce paradoxe. Isiklar et Lahiri [2007] avait déjà été mis en exergue ce constat (qu'ils trouvent spécifique au PIB français) sur la période 1991-2002.

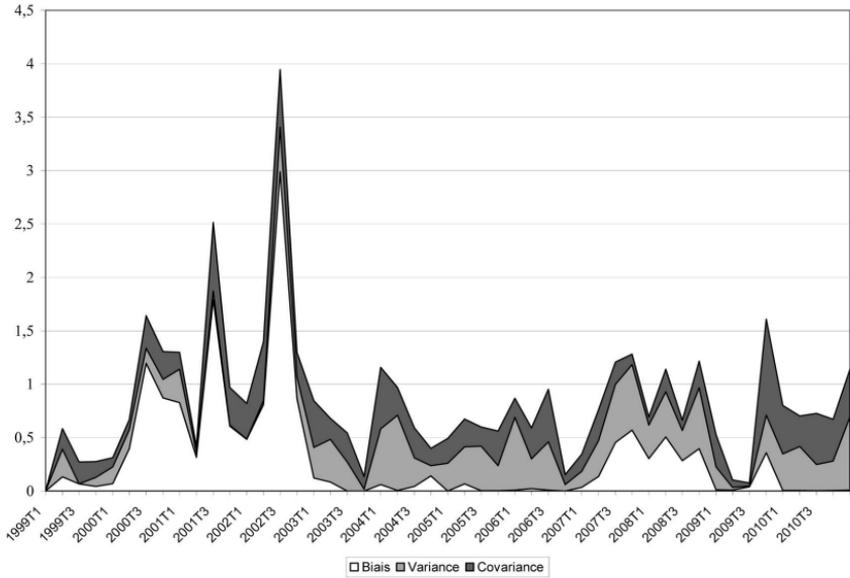
1.2. Propriétés des prévisions

Un moyen simple de comparer des prévisions obtenues par deux méthodes différentes est donné par l'indicateur de Theil ($\frac{RMSE}{RMSE \text{ Méthode alternative}}$). Si le ratio est inférieur à l'unité la méthode alternative donne des prévisions moins précises. Les résultats de la comparaison des prévisions Consensus à celles de l'Insee pour le trimestre courant et le trimestre à venir indiquent que les prévisions de l'Insee dominent celles du consensus, mais que l'écart tend à disparaître en fin de période.

Un autre exercice consiste à se focaliser sur les prévisions Consensus et à les comparer avec celles issues d'une prédiction naïve (le taux de croissance prévu est égal au dernier taux de croissance observé). Nous avons de plus décomposé la RMSE du consensus en trois composantes⁹ : l'erreur de tendance centrale (le biais dû à la mauvaise estimation de la moyenne de la variable à prévoir), la valeur de la variation (la variance), et la covariance (qui n'existe qu'en cas d'imparfaite corrélation entre les prévisions et les réalisations). Les résultats présentés sur le graphique 2 permettent de tirer trois constats : les prévisions Consensus dominent globalement les prédictions naïves, sauf durant la crise de 2001-2003. La composante de l'erreur de tendance centrale biais est en moyenne majoritaire mais elle tend à dimi-

8. Nous ne pouvons pas reporter l'ensemble des résultats qui sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

9. Voir, par exemple, De Bondt [2008].



Graphique 2. Décomposition de l'indicateur de Theil pour les prévisions Consensus (en comparaison avec une prédiction naïve)

nuer en fin de période. La crise de 2008 a été globalement mieux prévue qu'elle ne l'aurait été par une prédiction naïve.

La littérature foisonne d'articles sur les notions de rationalité et d'efficacité des prévisions, ainsi que sur les méthodes les plus adéquates pour les tester¹⁰. Dans le cas de prévisions roulantes, la démarche de Mincer et Zarnowitz [1969] demeure la plus populaire pour vérifier la rationalité et a fait l'objet de nombreuses améliorations¹¹. Elle repose sur l'équation $R_i = a + bP_i + u_i$, où R_i est la réalisation et P_i la prévision. Les tests de rationalité des prévisions reposent sur le test de l'hypothèse : $(a = 0, b = 1)$. Cependant comme les résidus peuvent être autocorrélés et que le taux de croissance est inconnu en temps réel, un test de Fisher à partir des estimateurs des MCO peut être erroné et il convient d'utiliser la Méthode des Moments Généralisés (GMM). Au préalable, la stationnarité des séries a été testée, aussi bien sous l'hypothèse nulle (KPSS) que sous l'hypothèse alternative (ADF).

10. Se référer à Pesaran et Weale [2006] pour une large revue de la littérature.

11. Dans l'article de Doz [1993] entièrement consacré au test de rationalité des prévisions, l'auteur précise notamment qu'il s'agit d'un test asymptotique et qu'il peut arriver que la matrice de variance covariance estimée ne soit pas positive, ce qui rend la statique de test négative. Un tel problème se produit soit quand le nombre d'observations est insuffisamment grand pour appliquer les résultats asymptotiques, soit parce que les séries sont non stationnaires.

Tableau 2. P. Value associé aux tests

		Horizon (en trimestre) des erreurs de prévisions						
		Courant	1	2	3	4	5	6
Test de rationalité*	Insee	0.056	0.11	-	-	-	-	-
	Consensus	0.057	0.018	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Test de biais**	Insee	0.33	0.12	-	-	-	-	-
	Consensus	0.07	0.04	0.02	0.02	0.003	0.004	0.007

* L'hypothèse nulle est la rationalité. ** L'hypothèse nulle est l'absence de biais.

Le tableau 2 donne la P. Value (la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle) du test de rationalité et du test de biais appliqué par Timmerman [2007]. Si la P. Value est supérieure à un certain seuil (par exemple 5 %) l'hypothèse nulle (rationalité ou sans-biais) n'est pas rejetée. Ce tableau montre qu'on ne peut rejeter au seuil de 5 % les hypothèses nulles de rationalité ou d'absence de biais pour les prévisions de l'Insee. Il en va de même pour les prévisions du Consensus à l'horizon courant. Au delà, l'hypothèse de rationalité, comme celle d'absence de biais sont systématiquement rejetées pour les prévisions du Consensus.

Les conclusions auxquelles nous arrivons sont à considérer avec prudence car la faible taille de notre échantillon (une quarantaine d'observations) remet en cause la robustesse de nos résultats. De plus l'utilisation de prévisions Consensus pose de nombreux problèmes. On peut discuter du choix des organismes retenus (étendre le choix du panel d'instituts interrogés n'améliorera la précision finale qu'à la condition que l'espace d'information mobilisé soit partiellement nouveau) ainsi que des pondérations à leur donner dans le calcul d'une prévision moyenne. D'autre part, le biais d'agrégation reste une des questions les plus discutées. Ainsi, il a été montré (Bonham et Cohen [2001] proposent un bon résumé technique de cette littérature théorique) que l'hypothèse de rationalité peut être retenue alors que les prévisions individuelles ne sont pas rationnelles (et inversement). Par ailleurs, ces affirmations théoriques ont été mises en exercice de manière empirique encore récemment par Dovern et Weisser [2011].

La suite de notre analyse se focalise donc sur des prévisions individuelles afin de s'affranchir de la possibilité d'un biais d'agrégation. Cependant, les données désagrégées publiées par le *Consensus Economics* ne portent que sur des prévisions de croissance dont la cible est soit la croissance de l'année en cours, soit la croissance de l'année à venir.

II. Prévoir le taux de croissance pour l'année à venir (fixed-event forecasts)

Nous travaillons maintenant avec des prévisions dont la cible, l'événement à prévoir, est fixé puisqu'il s'agit du taux de croissance pour l'année à venir. Mais les prévisions peuvent être émises à différentes périodes de l'année et peuvent être révisées. Nous éliminons de notre étude les prévisions pour l'année en cours car la rapidité avec laquelle sont exploitées les informations conjoncturelles (particulièrement les acquis de croissance) devient un élément fondamental de la précision de ces prévisions. En revanche les prévisions pour l'année à venir s'appuient sur très peu d'information conjoncturelle.

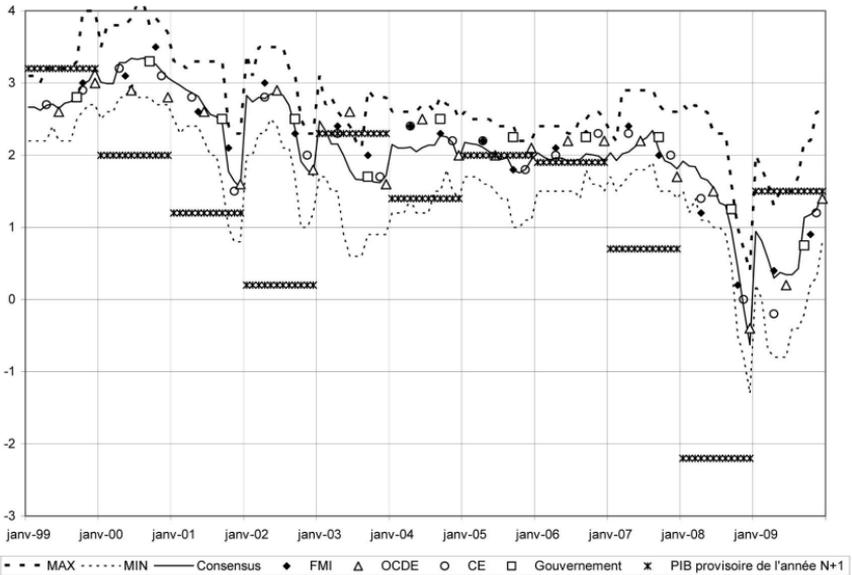
1. Les données

Pour la période retenue (1999-2009) nous disposons de cinq sources d'information sur les prévisions de croissance pour l'année à venir : le *Consensus Economics*, le FMI, l'OCDE, la Commission Européenne et les prévisions du gouvernement issues du projet de loi de finance.

Le graphique 3 propose un résumé des données comprenant les prévisions ponctuelles du FMI, de l'OCDE, de la Commission Européenne, du gouvernement, la prévision du Consensus (prévision moyenne des organismes interrogées par le *Consensus Economics*), la prévision maximum du panel, la prévision minimum, et le taux de croissance annuel réalisé issu des comptes provisoires. Un premier fait saillant est la convergence des prévisions qui fluctuent dans une bande d'une épaisseur moyenne de 1.2 point de croissance. Ensuite la proximité de la prévision du Consensus avec les prévisions des organismes officiels est marquante. Enfin, les années de crise (2001, 2002, 2003, 2008, et 2009) sont particulièrement mal prévues. Il est frappant que la prévision du Consensus n'envisage la possibilité d'une récession (pour l'année à venir) qu'à la fin de 2008, quand l'économie vient de plonger dans l'une des plus grandes crises modernes (les taux de croissance trimestriel ont été de -0.6 % au second trimestre 2008, -0.3 % au troisième, et -1.7 % au quatrième).

2. Les données individuelles du *Consensus Economics*

Un des éléments cruciaux dans la constitution d'une base de données concerne le choix de la période étudiée. Pour ce qui concerne les données



Graphique 3. Prévisions du taux de croissance annuel faites au mois de l'année N pour l'année N+1

Source : Consensus Economics, Insee, FMI, OCDE, Commission Européenne, projet de lois de finance du gouvernement.

recueillies mensuellement par *Consensus Economics*, il faut avoir à l'esprit que les institutions interrogées en 1989 ne sont plus les mêmes que celles de 2010. Certaines ont disparu du sondage avec le siècle (Banque d'Orsay, Banque Paribas, Deutsche Bank, etc.), d'autres se sont transformées (Elf Aquitaine deviendra Total fina ELF, alors que Natexis sera racheté par la Banque Populaire qui fusionnera avec Ixis CIB pour devenir Natixis), et de nouvelles sont apparues durant les années 2000 (UniCredit, Oddo Securities, Citigroup, etc.). Il faut donc faire un arbitrage entre la profondeur de la base et les données disponibles pour chacun des individus. En retenant comme période d'étude les prévisions émises entre 1999 et 2009 (soit potentiellement 132 observations), nous pouvons identifier neuf institutions homogènes¹² dans l'échantillon pour lesquelles nous disposons de suffisamment de données : BIPE conseil, BNP, COE-CCIP, Crédit Agricole, Elf-Total, GAMA, Natixis, OFCE, Société Générale. En éliminant du panel la moitié des organismes interrogés nous ne modifions qu'à la marge les moments d'ordre un et deux. Le coefficient de corrélation entre la prévision moyenne calculée avec tous les individus du panel et celle obtenue uniquement avec les neuf

12. Chaque mois le *Consensus Economics* interroge environ 18 institutions. Sur la période 1999-2010, 37 organismes différents ont été sollicités. Nous considérons qu'une institution est homogène quand il nous est possible d'identifier une filiation (changement de nom, fusion, rachat, etc.) entre une institution sortante et une institution entrante. Dans ce cas nous supposons que les prévisions émanent du même individu, sinon il s'agit de deux individus différents.

institutions sélectionnées est de 0.99. Celui comparant les variances est de 0.73 (c'est sur la prévision de 2003 que des différences significatives apparaissent).

Le tableau 3 propose quelques statistiques sur les prévisions de chaque institution. Les prévisions disponibles sont les prévisions qui ont été renseignées alors que les prévisions effectives sont les prévisions qui diffèrent de celles du mois précédent. Les organismes proposent chaque mois dans plus de 80 % des cas des prévisions de croissance pour l'année à venir. Cependant pour des institutions comme BIPE, COE, Elf ou encore l'OFCE ces prévisions sont dans plus de la moitié des cas les mêmes que celles proposées le mois précédent sans que l'on sache s'il s'agit d'un simple report ou s'il n'est apparu aucune information nouvelle nécessitant une modification de la prévision.

Tableau 3. Quelques statistiques sur les prévisions individuelles

	BIPE	BNP	COE	Crédit Agricole.	Elf	Gama	Natixis	OFCE	Société Générale
Part des prévisions disponibles	86 %	93 %	79 %	87 %	85 %	87 %	95 %	86 %	90 %
Part des prévisions effectives	36 %	53 %	29 %	41 %	36 %	66 %	51 %	27 %	51 %
Ecart moyen de la prévision par rapport au consensus	0.06	-0.21	0.11	-0.02	0.13	-0.06	-0.03	0.19	-0.14
Part des prévisions supérieures à celles du consensus	53 %	21 %	55 %	49 %	75 %	37 %	47 %	75 %	18 %
Erreur de prévision moyenne	-.91	-.68	-.98	-.97	-.93	-.79	-.79	-1.0	-.72
Part des erreurs de prévisions négatives	64 %	63 %	65 %	72 %	75 %	73 %	62 %	75 %	60 %

La BNP a les prévisions qui s'écartent le plus en moyenne de la prévision du Consensus, alors que celles du Crédit Agricole en sont les plus proches. L'OFCE produit les prévisions les plus optimistes en moyenne alors que la BNP est la plus pessimiste. L'examen de l'erreur moyenne de prévision fait apparaître un biais d'optimisme pour tous les organismes. Dans plus des deux tiers des cas, les erreurs de prévision sont négatives.

3. Propriétés statistiques des prévisions publiées par le Consensus Economics

Il existe une littérature spécifique pour l'analyse des propriétés des prévisions portant sur des événements à horizons fixés (fixed-event forecasts). Nordhaus [1987] en donne les bases pour des prévisions émises par un organisme unique, tandis que Davies et Lahiri [1995] étendent la méthode à plusieurs organismes (pooling) en utilisant les panels à trois dimensions : l'organisme qui établit les prévisions (noté i), la date de l'événement à prévoir (notée t), et l'écart entre la date de l'événement à prévoir et la date d'émission de la prévision (noté h). Le point de départ de toute analyse est la décomposition de l'erreur de prévision en trois composantes indépendantes :

$$e_{i,t,h} \equiv R_t - P_{i,t,h} = \phi_i + \lambda_{t,h} + \varepsilon_{i,t,h} \quad [1]$$

La première composante de l'erreur, ϕ_i , est le biais individuel de l'institut i . La seconde composante, $\lambda_{t,h}$ est commune à tous les prévisionnistes et reflète l'occurrence de chocs macroéconomiques. La troisième composante $\varepsilon_{i,t,h}$ est l'erreur inhérente à tout exercice de prospective. Ces trois composantes sont alors estimées de la façon suivante :

$$\hat{\phi}_i = \frac{1}{TH} \sum_{t=1}^T \sum_{h=13}^{H=24} (R_t - P_{i,t,h}); \quad \hat{\lambda}_{t,h} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N=9} (R_t - P_{i,t,h} - \hat{\phi}_i); \quad \hat{\varepsilon}_{i,t,h} = R_t - P_{i,t,h} - \hat{\phi}_i - \hat{\lambda}_{t,h}$$

Un traitement préalable des données manquantes est nécessaire avant de décomposer les erreurs de prévisions. Nous suivons Davies et Lahiri [1995] qui proposent que chaque case individuelle manquante entourée de deux cases renseignées dont la valeur est identique reçoive la même valeur que ces deux cases. Dans le cas où les valeurs sont différentes, nous attribuons à la valeur manquante la dernière prévision émise. Ceci revient à supposer que le conjoncturiste n'a pas renseigné cette période car il n'avait pas de nouvelles prévisions à proposer. Enfin, si l'organisme n'a pas encore établi de prévision pour l'événement, aucune valeur n'est attribuée.

Tableau 4. Biais des prévisions individuelles

	BIPE	BNP	COE	Crédit Agricole	Elf	Gama	Natixis	OFCE	Société Générale
Estimation du biais individuel (en pourcentage)	-0.94	-0.69	-0.98	-0.87	-1.01	-0.76	-0.84	-1.02	-0.73
P. Value du test de biais	.006	.027	.004	.010	.003	.016	.015	.008	.024

Le tableau 4 propose des statistiques relatives au test de biais des prévisions mené suivant la méthode de Davies et Lahiri [1995]. Les écarts constatés sur les valeurs du biais individuel entre les tableaux 3 et 4 s'expliquent par le traitement des valeurs manquantes. Quelle que soit l'institution considérée, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'un biais au seuil de 5 %. Le constat établi dans la section 1 d'un biais d'optimisme des prévisions des organismes interrogés par le Consensus est donc confirmé.

Pour finir, nous proposons d'analyser l'information apportée par le désaccord des neuf organismes¹³. Pour cela, nous utilisons la régression de Döpke et Fritsche [2006] :

$$\ln(\sigma_t) = \beta_0 + \beta_1 D_{t-1}^{Contraction} + \beta_2 D_t^{Contraction} + \beta_3 D_{t+1}^{Contraction} + \beta_4 Trend + u_t \quad [2]$$

où $\ln(\sigma_t)$, le logarithme de l'écart type des prévisions des organismes, est considérée comme une proxy du désaccord, et la tendance déterministe (Trend) doit permettre de capturer une éventuelle augmentation de la volatilité du cycle. La variable dummy vaut 0 durant les phases d'expansion et 1 durant les phases de contraction, phases obtenues à partir des datations classique du cycle de la France calculé par l'institut ECRI (Economic Cycle Research Institut).

Tableau 5. Estimation de l'équation (2)

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
Valeur du coefficient	- 1.73	0.32	0.19	- 0.27	0.004
Valeur du rapport de Student	- 15.64	2.42	1.19	- 1.87	2.05

Le tableau 5 donne les valeurs des coefficients estimés qui sont du même ordre de grandeur que celles trouvées par Döpke et Fritsche [2006] dans le cas de l'Allemagne. Cependant dans notre cas la variable dummy n'est pas significative en t. L'interprétation des résultats suggère que le désaccord s'accroît avant la contraction du cycle et décroît après.

Conclusion

Notre étude a notamment montré que les prévisions de croissance sont assez précises sur le très court terme, mais que dès qu'il s'agit de prévoir au delà on constate d'une part l'apparition d'un biais d'optimisme, et d'autre part d'une homogénéité inter-organismes assez frappante. Ce biais n'est pas sans conséquences graves pour les finances publiques. Ainsi, la révision de la prévision de croissance pour 2012 (de 1.75 % à 1 %) pendant l'examen du

13. Voir Pesaran et Weale [2006 p. 749-750] pour une revue de la littérature concernant l'étude du désaccord entre un ensemble d'analystes.

projet de loi de finance a imposé environ 8 milliards d'euros d'efforts supplémentaires. L'ordre de grandeur de cette révision (0.75 point de croissance) n'est pas exceptionnelle. L'erreur de prévision moyenne (par rapport au PIB définitif) sur la période 1999-2008 est de 0.51 point si on considère les prévisions de la loi de finance, de 0.33 point avec les prévisions du Consensus de septembre, de 0.44 point avec les prévisions de l'OCDE et du FMI.

La spécificité de la période considérée, marquée par le ralentissement de 2001-2003, et la crise de 2008-2009, explique le biais d'optimisme. Mais nous pouvons identifier d'autres causes potentielles et faire quelques propositions pour essayer de le limiter.

Une première piste renvoie aux travaux sur la fonction de perte des experts. Ceux-ci ne cherchent pas nécessairement à minimiser leur erreur de prévision et peuvent, par exemple, minimiser leur erreur relative (par rapport à celle d'autres experts). Par ailleurs, Patton et Timmermann [2004] montrent de manière empirique que l'hypothèse de rationalité est moins souvent rejetée si l'on considère que les experts ont une fonction de perte non symétrique. Cela laisse entendre que certains analystes attribueraient un coût supérieur au fait de sous-évaluer la valeur d'une variable à prévoir. Des raisons politiques peuvent aussi être envisagées comme par exemple la volonté d'induire une certaine politique économique ou bien encore l'intention d'obtenir une certaine renommée en s'écartant volontairement de l'ensemble des autres analystes. Toutefois, comme l'expliquent Batchelor [2007] et Doern et Weisser [2011], ces raisons sont peu probables dans le cas de prévisions Consensus.

Une autre solution serait de ne plus se limiter à la seule information apportée par la prévision émise (la valeur centrale de la prévision) et de prendre aussi en compte les probabilités d'occurrence des événements¹⁴. C'est ainsi que l'Insee publie depuis 2008 dans sa note de conjoncture un graphique des risques (appelé aussi *fan chart*) associés à sa prévision du PIB. De son côté la BCE propose depuis 1999 dans son *Survey of Professional Forecasters* des prévisions ponctuelles et probabilistes (on assigne à la variable la probabilité qu'elle se trouve dans différents intervalles) pour la croissance européenne. Ces données proviennent d'enquêtes menées chaque trimestre auprès de plus de soixante-dix instituts européens. Garcia et Manzanares [2007] avec les données de la BCE, puis Clements [2010] sur données américaines, montrent que les prévisions ponctuelles des analystes sont systématiquement plus optimistes que ne le sont leurs prévisions probabilistes.

Reste le problème du calcul de la densité de probabilité de ces prévisions. Avec les techniques usuelles, quelle que soit la situation économique, l'ampleur de l'incertitude représentée est constante. Or la précision des prévisions dépend de la conjoncture, spécialement en période de crise. Pour pallier ce problème, Cornec [2010] propose pour les prévisions de la croissance française un *fan chart* conditionnel, semi-paramétrique et reproductible, qui permet de lier la précision de la prévision à la conjoncture économique.

14. Pour une revue de la littérature, voir Tay et Wallis [2000].

Références bibliographiques

- AGER P., KAPPLER M. et OSTERLOH S. [2009], "The accuracy and efficiency of the consensus forecasts: a further application and extension of the pooled approach", *International Journal of Forecasting*, 25, p. 167-181.
- BATCHELOR R. [2007], "Bias in macroeconomic forecasts", *International Journal of Forecasting*, 23, p. 189-203.
- BESSEC M. [2010], "Étalonnages du taux de croissance du PIB français sur la base des enquêtes de conjoncture", *Economie et Prévision*, 193, p. 77-99.
- BONHAM C. et COHEN R. [2001], "To Aggregate, Pool, or Neither: Testing the Rational-Expectations Hypothesis Using Survey Data", *Journal of Business & Economic Statistics*, 19, p. 278-91.
- BOUTHEVILLAIN K. [1993], "La prévision macro-économique: précision relative et consensus", *Economie et Prévision*, 108, p. 97-126.
- CHARPIN J. M. [2010], "Statistiques: les voies de la confiance", *Revue économique*, 61, p. 371-393.
- CHARPIN F. [2011], "Réévaluation des modèles d'estimation précoce de la croissance", *Revue de l'OFCE*, 118, p. 129-142.
- CLEMENTS M. [2010], "Explanations of the inconsistencies in survey respondents' forecasts", *European Economic Review*, Elsevier, 54(4), p. 536-549.
- CORNEC M. [2010], "Constructing a conditional GDP fan chart with an application to French business survey data", *Workshop DGECEFIN*, Bruxelles, 16 November 2010.
- DAVIES A. et LAHIRI K. [1995], "A new framework for analysing survey forecasts using three-dimensional panel data", *Journal of Econometrics*, 68, p. 205-227.
- DE BONDT G. [2008], "Determinants of Stock Prices – New International Evidence", *The Journal of Portfolio Management*, 34, p. 81-92.
- DOPKE J. et FRITSCH U. [2006], "When do forecasters disagree? An assessment of German growth and inflation forecast dispersion", *International Journal of Forecasting*, 22, p. 125-135.
- DOVERN J., FRITSCH U. et SLACALEK J. [2009], "Disagreement among forecasters in G7 countries", *European Central Bank*, Working paper n° 1082.
- DOVERN J. et WEISSER J. [2011], "Accuracy, unbiasedness and efficiency of professional macroeconomic forecasts: An empirical comparison for the G7", *International Journal of Forecasting*, 27, p. 452-465.
- DOZ C. [1993], "Note sur les tests de rationalité des prévisions", *Economie et Prévision*, 108, p. 129-133.
- GARCIA J. et MANZANARES A. [2007], "Reporting Biases and Survey Results: Evidence from European Professional Forecasters", *ECB Working Paper N° 836*.
- ISIKLAR G., LAHIRI K. et LOUNGANI P. [2006], "How quickly do forecasters incorporate news? Evidence from cross-country surveys", *Journal of Applied Econometrics*, 21, p. 703-725.
- ISIKLAR G. et LAHIRI K. [2007], "How far ahead can we forecast? Evidence from cross-country surveys", *International Journal of Forecasting*, 23, p. 167-187.
- JOBERT T. et TIMBEAU X. [2011], "L'analyse de la conjoncture économique", *Repères n° 573*, Editions La Découverte, Paris.

- LEVY-GARBOUA V. [1992], "Pourquoi la prévision modélisée déçoit-elle?", *Revue économique*, 43, p. 591-602.
- LOUNGANI P., STECKLER H. et TAMIRISA N. [2009], "Cross-Country Evidence on Forecasting Turning Points: Consensus and Disagreement", IMF Working Paper.
- MINCER J. et ZARNOWITZ V. [1969], "The evaluation of economic forecasts", In J. Mincer (Ed.), *Economic forecasts and expectations*. New York: National Bureau of Economic Research, p. 1-46.
- NORDHAUS W. [1987], "Forecasting Efficiency: Concepts and Applications", *The Review of Economics and Statistics*, 69, p. 667-674.
- PATTON A. et TIMMERMANN A. [2004], "Properties of optimal forecasts under asymmetric loss and nonlinearity", Mimeo, London School of Economics and Department of Economics, University of California, San Diego.
- PIRIOU J. P. [2010], "La comptabilité nationale", *Repères n° 57*, Editions La Découverte, Paris.
- PESARAN H. et WEALE M. [2006], "Survey Expectations", *Handbook of Economic Forecasting*, Volume 1, p. 715-776
- TAY S. et WALLIS F. [2000], "Density forecasting: a survey", *Journal of Forecasting*, 19, 235-254.
- TIMMERMANN A. [2007], "An evaluation of the World Economic Outlook forecasts", *IMF Staff Papers*, 54, p. 1-33.