

# Un modèle VAR-Gets de prévision de PIB pour la France

Thomas Renault \*

Octobre 2011

## Résumé

Ce mémoire présente un modèle de prévision du PIB trimestriel de la France, combinant une procédure VAR de prévision des variables mensuelles manquantes à l'approche general-to-specific (Gets) développée par Krolzig et Hendry (2001). Les résultats de ce modèle VAR-Gets sont comparés via une analyse en prévision dynamique à un modèle naïf, un modèle autorégressif et le consensus Bloomberg (sur la période 2007q1 à 2011q2). La précision de nos estimations est évaluée en comparant la racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) et aussi en utilisant le test d'exactitude directionnelle de la prévision de Pesaran-Timmermann (1992).

Chaque mois, le modèle VAR-Gets propose une estimation de la croissance française pour le trimestre courant et le trimestre suivant basée sur l'intégralité de l'information disponible à cette date. La mise en place d'une procédure totalement automatique permet de tester l'apport en prévision de l'incorporation de nouvelles variables explicatives à moindre coût et de façon transparente. Les résultats sont en accord avec la littérature ; (1) les modèles d'étalonnage utilisant des variables mensuelles surperforment les modèles de référence (modèles naïf et autorégressif) et (2) la prévision s'améliore au fur et à mesure que le nombre de variables mensuelles manquantes diminue.

Mais ce mémoire propose aussi des innovations et des axes de développement nouveaux. Le modèle VAR-Gets fournit en effet sur la période testée de meilleurs résultats que les estimations des économistes du consensus Bloomberg. L'exactitude directionnelle de la prévision est supérieure à 90% pour le trimestre courant à partir du moment où un mois d'informations est disponible, grâce entre autre à l'utilisation des variables de l'indicateur composite avancé de l'OCDE pour identifier les retournements de cycle. Ce modèle complète le modèle general-to-specific de la Banque de France (OPTIM) en utilisant une méthode VAR pour l'estimation des variables manquantes et en prouvant la supériorité de ce modèle VAR par rapport à un modèle naïf ou autorégressif.

---

\*M2 Recherche Finance de Marché - Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne. Je tiens à remercier Simon Delbos, Juan Carlos Diaz et Jésus Castillo pour leurs précieux conseils.

# 1 Introduction

Avoir une connaissance la plus précise de la situation économique actuelle et des perspectives de croissance est essentielle pour les analystes économiques et les décideurs politiques. La croissance (i.e. le taux de croissance du PIB) est par exemple utilisée lors de la mise en place du budget annuel, afin de prévoir les recettes du pays. Une prévision trop optimiste du PIB entraîne donc, toute chose égale par ailleurs, une dégradation de la balance budgétaire (recettes moins importantes que prévues), tandis qu'une prévision trop pessimiste implique une allocation non-optimale des revenus réels de l'Etat.

En France, après la publication d'une croissance nulle au second trimestre 2011 (T/T), le gouvernement a révisé ses estimations de croissance annuelle passant d'une prévision de 2% en 2011 et 2,25% en 2012 à 1,75% pour les deux années. Cette réduction de la croissance prévisionnelle a entraîné la mise en place de mesures de baisse des dépenses (11 milliards d'économie en 2012 et 1 milliard en 2011), annoncées par le premier ministre François Fillon une dizaine de jours après la publication du PIB par l'INSEE. Cet exemple simple et récent montre l'intérêt d'avoir dans les meilleurs délais, l'estimation la plus précise possible du PIB.

Le PIB des pays de la zone Euro n'est publié que trimestriellement et avec un retard d'environ 45 jours après la fin du dernier mois du trimestre. Afin de combler ce retard, de nombreux modèles de prévisions utilisant des indicateurs à fréquence mensuelle (indicateurs quantitatifs et résultats d'enquêtes) ont été proposés dans la littérature. Le modèle le plus simple est le modèle d'étalonnage trimestriel, pour lequel la croissance trimestrielle du PIB est régressée sur des données d'enquêtes ou des indicateurs mensuels ramenés à une fréquence trimestrielle. Cependant, ce type de modèle ne peut-être utilisé que si l'ensemble des indicateurs mensuels pour un trimestre est connu, n'anticipant donc que de quelques jours le délai de publication.<sup>1</sup> Ce modèle peut s'écrire sous la forme suivante :

$$\rho(L)\Delta y_t = \sum_{j=1}^k \delta_j(L)\Delta x_{j,t} + \epsilon_t$$

avec  $y_t$  et  $x_{j,t}$  représentant respectivement les logs du PIB réel et des indicateurs sélectionnés ;  $\Delta$  l'opérateur de première différence et  $\rho(L)$   $\delta_j(L)$  les polynômes de retard. Les variables sont considérées en log afin d'obtenir des taux de croissance en calculant la première différence.<sup>2</sup>

Néanmoins, il est assez naturel de penser, qu'en utilisant par exemple la production industrielle de janvier et février 2011 pour prévoir le PIB du 1er trimestre 2011, il soit possible d'estimer plus précisément la croissance qu'en uti-

---

1. Par exemple, si la production industrielle fait partie des variables explicatives, l'intégralité des trois mois pour un trimestre donné n'est disponible que 40 jours après la fin du dernier mois du semestre. L'utilisation d'un modèle de ce type ne permet donc une estimation que 5 jours avant la sortie du PIB ; ce qui n'a que très peu d'intérêt pour les analystes et décideurs politiques

2. La première différence du log d'une série est en effet une approximation de son taux de croissance en temps discret.  $\Delta \ln(a_t) = \ln(a_t) - \ln(a_{t-1}) = \ln\left(\frac{a_t}{a_{t-1}}\right) \simeq \frac{a_t - a_{t-1}}{a_{t-1}}$

lisant simplement la production industrielle du 2010q4. Le travail de Tréhan (1992) montre l'intérêt de l'utilisation des variables mensuelles pour améliorer les prévisions de PIB. Cette conclusion est largement confirmée par de nombreuses autres études. La littérature abondante sur les modèles de prévisions du PIB montre par contre des divergences sur trois principaux aspects : (1) le choix des variables explicatives du modèle, (2) le choix de la méthode économétrique pour la prévision des variables mensuelles manquantes, (3) le choix du modèle pour la prévision du PIB trimestriel une fois les variables explicatives trimestrielles estimées.

Afin d'exposer la méthodologie et justifier les choix retenus ayant abouti à la construction de ce modèle VAR-Gets, la première partie de ce mémoire sera consacrée à la présentation des cinq principaux papiers sur lesquels cette étude s'est appuyée, à savoir :

1. Tréhan (1992), dans le papier « Predicting Contemporaneous Output », est le premier à démontrer l'avantage des modèles d'étalonnage trimestriels utilisant des indicateurs à haute fréquence pour estimer les variations trimestrielles du PIB.
2. Rünstler et Sédillot (2003) ont comparé la précision des estimations de PIB selon le modèle économétrique utilisé pour la prévision des variables mensuelles manquantes et montré l'intérêt de l'utilisation d'une méthode VAR ou BVAR (« Short-term estimates of euro area real GDP by means of monthly data »).
3. Sédillot et Pain (2005) comparent différents modèles de prévisions du PIB trimestriel pour la France, et démontrent la supériorité d'un modèle combinant indicateurs quantitatifs et enquêtes pour le trimestre courant. Un indicateur d'exactitude directionnelle est introduit dans ce papier du CAIRN intitulé « Modèles d'indicateurs de la croissance du PIB réel dans les principales économies de l'OCDE »
4. Diron (2006) « Short-term forecast of Euro areal real GDP growth. An assessment of real-time performance based on vintage data » répond à la question soulevée lors de nombreuses études de l'impact de la révision des données sur la précision des estimations du PIB en pseudo temps réel. Ce papier montre la validité des études utilisant des données révisées à la place des données historiques.
5. Barhoumi et al. (2008) est à notre connaissance la première recherche utilisant la procédure general-to-specific (Gets) pour la prévision du PIB français. Ce modèle OPTIM a été créé par la Banque de France et est depuis septembre 2007 le modèle utilisé par la Banque de France pour les prévisions mensuelles « Monthly forecasting of French GDP : A revised verion of the OPTIM model ».

La conclusion de ce dernier papier est la suivante : « As further research, our

aim is to improve the way to bridge monthly to quarterly information. That is, the question is how to complete the value of an explanatory variable for a given quarter when only one or two months are known. Currently, missing monthly data are forecast using AR model. However, around turning points this method may lead to unrealistic results, that need to be modified through expert claims. ». C'est en partant de cette conclusion que l'idée de développer un modèle utilisant la procédure general-to-specific combinée à une méthode VAR de prévision mensuelle des variables manquantes a germé.

La seconde partie de ce mémoire sera consacrée à une description précise de la méthodologie utilisée. Une attention particulière sera apportée au calendrier de publication des variables mensuelles et à la disponibilité des données, afin de s'assurer que seule l'information connue à la date d'estimation est utilisée lors de l'analyse en prévision dynamique. Enfin, nous examinerons la précision des estimations du modèle VAR-Gets, en utilisant un indicateur basé sur l'erreur quadratique moyenne (RMSE) et un indicateur plus qualitatif d'exactitude directionnelle de la prévision. Les estimations seront comparées à deux modèles de référence (un modèle naïf et un modèle autorégressif) mais aussi au consensus des économistes publié par Bloomberg.

La littérature étant abondante sur ce sujet, le but de cette étude est d'apporter des nouveautés et des pistes de développement aux modèles d'étalonnage, à savoir :

- Un modèle combinant une méthode VAR de prévision des variables mensuelles manquantes avec la méthode Gets d'Hendry et Krolzig ;
- Un choix des variables explicatives en suivant les variables utilisées par l'OCDE pour la construction de l'indicateur composite avancé ;
- Une période d'étude incluant la crise permettant de tester la validité d'un modèle d'étalonnage utilisant des variables mensuelles en période de forte volatilité ;
- Une comparaison des résultats par rapport au consensus Bloomberg et non pas uniquement par rapport à un modèle naïf ou autorégressif.

## 2 Revue de littérature

### 2.1 Tréhan (1992)

L'intérêt de l'utilisation de variables mensuelles a été mis en avant entre autre par Tréhan (1992). La méthodologie développée il y a près de 20 ans par Bharat Tréhan, économiste sénior à la Federal Reserve Bank of San Francisco, est assez similaire à ce qui se fait encore aujourd'hui. Il s'agit de construire des équations d'étalonnage pour la prévision du PIB trimestriel à partir d'informations mensuelles. La première étape du modèle de Tréhan consiste à trouver les variables explicatives significatives.

« Pour qu'une variable soit incluse dans notre modèle, le premier (et plus important) test à passer est un test purement statistique : les variables seront classées selon leur utilité pour prévoir le PIB réel. »

Une autre condition qui a son importance est le calendrier de publication de la variable concernée. L'intérêt de l'utilisation d'une variable mensuelle dépend du délai avec laquelle celle-ci est publiée. Sur la douzaine de variables testées par Tréhan, seules trois se sont révélées significatives (en prenant en compte le retard de publication) ; la production industrielle (IP), les ventes au détail (RSAL) et le taux d'emploi non-agricole (EMP). Les variables sont considérées en taux de croissance, afin d'assurer la stationnarité et donc de ne pas avoir de problèmes de régression fallacieuse. Les retards du PIB (RGDP) se sont aussi avérés significatifs. L'équation estimée est :

$$RGDP_t = 1.1 + 0.20IP_t + 0.16RSAL_t + 0.96EMP_t - 0.20RGDP_{t-1} - 0.10RGDP_{t-2} - 0.26RGDP_{t-3}$$

adjusted  $R^2 = 0.79$ ,  $SEE = 1.80$

Les coefficients des trois variables explicatives sont de signe conforme à la théorie. Une augmentation de la production industrielle joue de manière positive sur la variation de PIB, tout comme une augmentation de la consommation des ménages. Le taux d'emploi affecte lui aussi positivement le PIB (si le taux de chômage diminue, i.e. le taux d'emploi augmente, il est logique que le PIB augmente).

Dans le modèle, le PIB trimestriel pour une date  $t$  est calculé en utilisant les trois variables explicatives à cette même date  $t$ . Si l'on souhaite prévoir les variations du PIB avant que l'ensemble des trois mois d'informations des variables explicatives ait été publié (i.e. avant la publication de la variation trimestrielle des indicateurs), il est nécessaire donc d'estimer les mois manquants pour chaque variable.<sup>3</sup>

Il existe de nombreuses techniques économétriques pour estimer les variables mensuelles manquantes, que nous étudierons plus en détail lors de la description du papier de Rünstler et Sédillot (2003). Tréhan, quant à lui, a choisi d'estimer ces variables avec un modèle Bayésien Vector Auto-Regressive (BVAR) utilisant les Minnesota priors<sup>4</sup>. L'utilisation d'un modèle BVAR ou VAR pour la prévision des variables mensuelles manquantes est confirmé par Rünstler et Sédillot comme permettant d'améliorer par la suite les prévisions de PIB trimestriel.

---

3. En reprenant notre exemple de la prévision du PIB pour le 1er trimestre 2011, si l'on souhaite modéliser cela le 10 mars, il est nécessaire de disposer de la variation trimestrielle pour l'ensemble des variables explicatives. Pour la production industrielle, à cette date, l'information la plus récente est la production industrielle de janvier. Il est donc nécessaire d'estimer la production industrielle pour février et mars, afin de connaître la variation trimestrielle et de lancer le modèle.

4. Il s'agit d'un modèle VAR restreint par l'utilisation des « Minnesota priors » qui impose le fait que les séries économiques suivent une marche aléatoire avec dérive

Le PIB pour un trimestre donné est estimé à quatre instants différents ;

- Modèle 1 : Lorsqu'aucune des variables mensuelles n'est connue sur la période (par exemple mi-janvier pour l'estimation du premier trimestre), les variables mensuelles doivent donc être estimées pour les trois mois manquants.
- Modèle 2 : Au milieu du second mois, l'information n'est connue que pour le 1er mois du trimestre. Il reste cependant à estimer les valeurs mensuelles pour les deux mois manquants.
- Modèle 3 : Au milieu du troisième mois ; deux mois d'informations sont alors disponibles et un seul mois doit être estimé.
- Modèle 4 : Au milieu du quatrième mois ; l'intégralité des évolutions mensuelles est connue pour le trimestre (i.e. la variation trimestrielle est connue). Il est alors possible d'utiliser les valeurs réelles des variables explicatives pour l'estimation du PIB.

Chacune de ces estimations comporte de plus en plus de variables observées et de moins en moins de variables estimées. Au fur et à mesure que de l'information est ajoutée et donc que le nombre de mois à estimer diminue (remplacé par de l'information réelle) les estimations deviennent de plus en plus précises (tout du moins pour le trimestre courant).

Pour tester cela, Tréhan compare la racine de l'erreur quadratique moyenne, la « Root Mean Squared Error » (RMSE ci-après) et le Theil's U-statistic pour chacun des modèles :

$$RMSE(i) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (Y_t - \hat{Y}_t^i)^2}$$

$$\text{Theil U-Stat} = (\text{RMSE modèle testé} / \text{RSME modèle naïf})$$

L'utilisation de la statistique « Theil-U » permet de voir si le modèle testé performe mieux qu'un modèle naïf. Un modèle de prévision naïf du PIB est tout simplement défini comme une constance du PIB pour le trimestre testé. Si le résultat du test est inférieur à 1, la racine carrée des erreurs quadratiques du modèle est inférieure à celle d'un modèle naïf, et donc le modèle testé a un certain pouvoir de prédiction.

$$\text{Modèle de prévision naïf du PIB : } Y_t = Y_{t-1}$$

La baisse des RMSE montre l'amélioration des estimations du PIB lorsque l'information connue augmente (tableau 1). L'erreur moyenne absolue (MAE) diminue de près de 50% entre la première et la troisième estimation. La connaissance de l'intégralité des évolutions mensuelles n'améliore par contre que très peu la précision des estimations par rapport à la connaissance de deux mois d'informations (différence entre le modèle 3 et le modèle 4).

Mois de la prévision	MAE	RMSE	Theil-U Stat
1	2.08	2.60	0.78
2	1.56	1.92	0.58
3	1.13	1.59	0.48
4	1.11	1.54	0.46

TABLE 1 – RMSE et Theil-U stat du modèle de Tréhan sur la période 1981q1 à 1991q2

Les valeurs de la statistique de Theil-U, inférieures à 1 pour l’ensemble des modèles, prouvent la supériorité de ces modèles d’étalonnage par rapport à une prévision naïve du PIB trimestriel. En utilisant seulement trois variables mensuelles explicatives pour prévoir le PIB américain, Tréhan démontre de plus que ce modèle simple bat en moyenne les prévisions du consensus économique Blue Chip sur la période d’étude.

## 2.2 Rünstler et Sédillot(2003)

Le travail de Gerhard Rünstler et Franck Sédillot, réalisé pour la Banque Centrale Européenne en 2003, suit ce même principe de construction d’équations linéaires d’étalonnage des variables des comptes trimestriels à partir d’informations mensuelles (« bridge model »). Cette étude, sur 1990q1 à 2001q4, porte une attention toute particulière sur les différents modèles de prévisions des variables mensuelles manquantes. Six modèles sont évalués ; trois modèles univariés (naïve benchmark, ARIMA, STS) et trois modèles multivariés (MSTS, VAR, BVAR).

Le modèle naïf de prévision mensuelle (1) suppose que les valeurs manquantes sont égales à la dernière valeur connue de cette variable explicative. Pour le modèle autorégressif (2), la valeur en  $t$  dépend des valeurs passées de cette variable.

$$y_t = y_{t-1} \tag{1}$$

$$y_t = c + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} \tag{2}$$

Le modèle STS (Structural Time Series) (Harvey 1989) est utilisé pour décomposer une série entre sa tendance  $\mu_t$  et un bruit blanc  $\epsilon_t$ . La tendance locale est définie comme une marche aléatoire avec dérive, et ce terme de dérive est à son tour spécifié comme marche aléatoire.

$$\begin{aligned} y_t &= y_t^{tr} + \epsilon_t \\ \delta y_t^{tr} &= \mu_t + \eta_t \\ \delta \mu_t &= \varsigma_t \end{aligned}$$

Month of Forecast	Naïf	AR(p)	STS	MSTS	VAR	BVAR
<b>Trimestre prochain</b>						
1ère estimation	0.43	0.34	0.39	0.36	0.28	0.28
2ème estimation	0.38	0.33	0.34	0.30	0.24	0.23
3ème estimation	0.37	0.31	0.33	0.24	0.23	0.21
<b>Trimestre en cours</b>						
1ère estimation	0.25	0.24	0.24	0.21	0.22	0.21
2ème estimation	0.21	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20
3ème estimation	0.20	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19
<b>Prévision naïve PIB</b>						
Trimestre courant	0.35					
Trimestre suivant	0.37					
<b>Prévision AR(p) PIB</b>						
Trimestre courant	0.31					
Trimestre suivant	0.41					

TABLE 2 – RMSE du modèle SW1 selon le modèle de projection des variables mensuelles manquantes sur la période 1998q1 à 2001q4

Parmi les modèles bivariés, le modèle VAR (Vector Auto-Regressive) est celui qui sera utilisé pour la prévision des variables manquantes de notre modèle. Le modèle VAR bivarié à 1 retard est le modèle VAR le plus simple. Il peut s'écrire :

$$y_{1,t} = \alpha_1 + \beta_{1,1}y_{1,t-1} + \beta_{1,2}y_{2,t-1} + \epsilon_{1,t}$$

$$y_{2,t} = \alpha_2 + \beta_{2,1}y_{1,t-1} + \beta_{2,2}y_{2,t-1} + \epsilon_{2,t}$$

En généralisant sous la forme d'un VAR(p) avec k variables sous forme matricielle, l'équation s'écrit donc (avec c un vecteur  $k \times 1$ ,  $A_i$  une matrice  $k \times k$  et  $\epsilon_i$  un vecteur  $k \times 1$ ) :

$$Y_t = c + A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + \dots + A_pY_{t-p} + \epsilon_t$$

Le modèle BVAR est l'équivalent du modèle VAR mais avec une imposition de contraintes à priori sur les paramètres.

Les résultats de cette étude sont instructifs sous de multiples aspects. Tout d'abord, l'amélioration des prévisions du PIB trimestre courant au fur et à mesure que le temps passe est très net, peu importe le modèle utilisé (les RMSE baisse avec l'ajout d'information). La comparaison des RMSE montre de plus la supériorité pour le trimestre courant de l'ensemble des modèles d'étalonnage à une prévision naïve ou autorégressive du PIB.

Les deux modèles de prévisions des indicateurs mensuels qui performant le mieux sont les modèles VAR et BVAR, que ce soit pour le trimestre courant ou pour le trimestre suivant. Afin de ne pas imposer de contraintes à priori sur les variables explicatives, nous utiliserons un modèle VAR de prévision des valeurs mensuelles manquantes.

### 2.3 Sédillot et Pain (2005)

Dans cette étude réalisée en 2005 pour le CAIRN et l'OCDE, Sédillot et Pain ont conçu un modèle économétrique pour six économies de la zone Euro, dont la France. La méthodologie est similaire à celle de Tréhan ; pour un trimestre donné, quatre estimations sont réalisées, prenant en compte l'information réelle disponible à chaque instant. Les variables mensuelles manquantes sont estimées en utilisant un modèle VAR.

L'intérêt de cette étude réside dans la comparaison entre les différents modèles de prévisions de PIB, une fois les variables mensuelles manquantes estimées. Trois modèles auxiliaires mensuels sont comparés ; un modèle basé uniquement sur des données d'enquêtes, un modèle basé purement sur des indicateurs quantitatifs et un modèle combinant indicateurs quantitatifs et enquêtes. La précision de chaque modèle est comparée avec celle d'un modèle naïf et d'un modèle autorégressif à quatre périodes différentes selon le nombre de mois d'informations disponibles pour le trimestre en cours. Les comparaisons sont basées sur les RMSE (comme pour la quasi-intégralité des études sur les modèles de prévisions de PIB), mais aussi sur l'exactitude directionnelle de la prévision de Pesaran et Timmermann (1992). Ce test permet d'évaluer si le signe de la variation de la croissance est correctement évalué ou non. Les très bons résultats de cette étude, basée pourtant sur un nombre limitée d'indicateurs, confirme l'intérêt de mixer enquêtes et indicateurs quantitatifs.

Conformément à la littérature, les estimations du PIB sont de plus en plus précises (que ce soit en utilisant les RMSE ou l'exactitude directionnelle de la prévision). Les modèles d'étalonnage apportent de meilleurs résultats que le modèle naïf ou autorégressif pour le trimestre courant, quelque soit le modèle auxiliaire utilisé ou le nombre de mois d'informations disponibles. En France, les résultats de cette étude montrent la supériorité des modèles d'étalonnage utilisant des indicateurs quantitatifs et des données d'enquêtes. Les variables retenues pour la France sont les suivantes :

- Enquête : Tendances actuelles et futures de la production (INSEE) ;
- Quantitatifs : Production industrielle et consommation de produits manufacturés (INSEE)

	RMSE		FDA	
	Trim actuel	Trim suivant	Trim actuel	Trim suivant
Modèle naïf	0.45	0.51	40%	40%
Modèle autorégressif	0.42	0.45	55%	65%
<b>Equation enquêtes</b>				
Zéro mois d'informations	0.31	0.44	65%	60%
Un mois d'informations	0.26	0.44	80%	45%
Deux mois d'informations	0.30	0.39	70%	65%
Trois mois d'informations	0.29	0.31	80%	70%
<b>Equation indicateurs quantitatifs</b>				
Zéro mois d'informations	0.43	0.48	60%	45%
Un mois d'informations	0.36	0.46	65%	55%
Deux mois d'informations	0.32	0.46	70%	55%
Trois mois d'informations	0.30	0.44	80%	55%
<b>Combinaison enquêtes/quantitatifs</b>				
Zéro mois d'informations	0.30	0.46	70%	55%
Un mois d'informations	0.27	0.45	70%	45%
Deux mois d'informations	0.26	0.40	70%	50%
Trois mois d'informations	0.24	0.31	70%	70%

TABLE 3 – RMSE et exactitude directionnelle de la prévision selon les modèles utilisés (1998-2002)

## 2.4 Diron (2006)

Diron (2006), dans l'étude « Short Term Forecast of Euro areal real GDP growth : An assesment of real-time performance based on vintage data » utilise quatre années de données historiques en temps réel afin d'évaluer l'effet des révisions de données sur la précision des estimations en pseudo temps réel. Les erreurs de prévisions sont décomposées en quatre éléments :

- L'erreur de spécification du modèle ;
- L'erreur lors de l'extrapolation des valeurs manquantes des indicateurs mensuels ;
- L'erreur due aux révisions des indicateurs mensuels ;
- L'erreur due aux révisions des séries de PIB.

Cette étude met l'accent sur le fait que les exercices de simulation de prévisions en temps réel ne sont en réalité que des exercices en pseudo temps réel. En effet, ces tests sont bien effectués pour une période passée uniquement avec les informations disponibles à cette période mais ne sont pas d'authentiques tests en temps réel, car les données utilisées pour les indicateurs mensuels et pour le PIB sont les données révisées et non pas les valeurs historiques en temps réel.

La conclusion de cette étude est que la source principale d'erreur est due à la spécification du modèle (les variables explicatives n'expliquent pas parfaitement le PIB). Les erreurs dues à l'extrapolation sont significatives lorsque les indicateurs doivent être estimés sur 5 ou 6 périodes (estimation pour le PIB du trimestre suivant), mais cette source d'erreur diminue rapidement au fur et à mesure que les données réelles remplacent les extrapolations. Enfin, les révisions des valeurs mensuelles et du PIB ne comptent que pour une petite part de l'erreur totale. Cette étude montre donc la bonne fiabilité des exercices en pseudo temps réel.

Diron met aussi l'accent sur l'intérêt de l'utilisation des indices de confiance ou des indicateurs financiers car ces variables ne sont pas révisées, contrairement aux données d'activité réelle (production industrielle, ventes au détail...), et sont de plus disponibles sans retard (tandis que les variables sur l'activité réelle sont publiées avec environ 40 jours de retard).

## 2.5 Barhouni et al. (2008)

Développé pour la Banque de France, le modèle OPTIM de prévision de PIB utilise une approche « general-to-specific » (Gets), mise en oeuvre de façon automatique par Krolzig et Hendry (2001). En partant d'une liste de variables exogènes fournie par l'utilisateur, le programme détermine automatiquement via une procédure statistique la meilleure régression possible, c'est à dire celle où toutes les variables sont significatives, tous les tests de spécification sont validés, et si plusieurs régressions partagent ces propriétés, celle qui minimise le critère AIC.

Cette procédure automatique de sélection peut-être réalisée grâce au logiciel Scilab complété par le module économétrique GRO CER développé par Eric Dubois. Pour une explication précise du fonctionnement de la procédure Pc-Gets, voir le travail David Owen (2002) « General-to-Specific modelling using PcGets ».

Le choix de l'équation finale dans le modèle OPTIM est réalisé en comparant les performances en prévision, grâce à une procédure de prévisions récursives (« rolling forecast »). En simulant les équations dans le passé et en utilisant uniquement l'information disponible à cette date, l'équation est estimée jusqu'à une date  $t$ , puis une prévision est réalisée pour la période  $t+1$  en utilisant les coefficients estimés et la variation des variables explicatives en  $t+1$ .

L'utilisation de la procédure PcGets permet une sélection automatique des variables à chaque période, basée sur leur pouvoir de prévision en temps réel. Cela permet donc une meilleure adaptabilité du modèle; une variable non-significative sur une période réintégrera le modèle si elle devient significative avec le temps. L'automatisation de la procédure de sélection est davantage utile encore en temps de crise; il est possible que par exemple une variable comme le spread de taux d'intérêt ne soit pas significative en temps de stabilité économique, mais le devienne en période de crise.

Les résultats de l'exercice de prévisions récursives du premier trimestre 2000

au quatrième trimestre 2006 montrent que le modèle OPTIM améliore significativement les prévisions de référence (par exemple pour la seconde estimation du trimestre courant, les RMSE du modèle OPTIM sont de 0,25, contre 0,51 pour un modèle naïf et 0,38 pour un modèle autorégressif). En plus de la mise en place de la procédure Pc-Gets, ce papier de la Banque de France permet d’avoir une idée sur le type de variables à inclure dans notre modèle général non-restreint (tableau 4)

Variable	Source	Type	Fréq	Lag
Compte Nationaux Trimestriel (PIB)	Insee	hard	T	+45
Production Industrielle	Insee	hard	M	+40
Consommation de biens manufacturés	Insee	hard	M	+25
Indice des prix harmonisés agro-alim.	Eurostat	hard	M	+20
Consommation d’Electricité	RTE	hard	J	+1
Nombre de mises en chantier	Minis. Equip.	hard	M	+30
Taux de change Euro-Dollar	BCE	hard	M	+1
Commerce extérieur en valeur	Douane	hard	M	+45
Enquêtes sur l’industrie	BdF	<i>soft</i>	M	+15
Enquêtes sur les ventes au détail	BdF	<i>soft</i>	M	+15
Enquêtes sur les services	BdF	<i>soft</i>	M	+15
Enquêtes sur l’industrie	Insee	<i>soft</i>	M	+0
Enquêtes sur les ventes au détail	Insee	<i>soft</i>	M	+0
Enquêtes sur les services	Insee	<i>soft</i>	M	+0
Enquêtes sur la construction	Insee	<i>soft</i>	M	+0
Confiance des ménages	Insee	<i>soft</i>	M	+0
Enquête sur le travail public	FNTP	<i>soft</i>	M	+35
Confiance business et ménages	Com. Euro.	<i>soft</i>	M	+0

TABLE 4 – Liste des variables explicatives testées dans le modèle OPTIM de la Banque de France

Le modèle OPTIM calcule non-seulement la variation du PIB, mais aussi la variation des composantes du PIB. Bien que l’estimation des composantes du PIB représente une avancée intéressante, nous calculerons dans le cadre de notre modèle VAR-Gets uniquement la variation totale du PIB.

## 2.6 Autres modèles de prévisions

En soulignant à chaque fois l’intérêt de chaque article, cette revue de la littérature permet de justifier les choix ayant amené à la construction de ce modèle VAR-Gets de prévision de PIB. Il existe cependant d’autres méthodes de prévision de PIB, dont celle qui retient le plus d’attention est l’Analyse à Composante Principale (ACP). Cette technique consiste à transformer des variables corrélées entre elles en nouvelles variables décorrélées les unes des autres, nommées composantes principales. L’ACP a pour but, en partant d’un très grand nombre de variables, d’expliquer le plus de variance possible dans une variable avec un nombre de dimensions le plus restreint possible.

Utilisée entre autre par Schumacher (2005) concernant la prévision du PIB allemand, la méthode ACP apporte de meilleures prévisions qu’un modèle au-

torégressif. Ces résultats sont confirmés par Brisson et al. (2003) pour le PIB canadien et Artis et al. (2004) pour l'Angleterre. L'avantage de la méthode ACP est la possibilité d'utiliser un très grand nombre de variables (124 dans le cas de Schumacher), et de traiter l'information d'un point de vue purement statistique. Mais comme expliqué par Barhoumi et al., cette technique est souvent considérée comme une « boîte noire » par les économistes, dont les résultats sont difficiles à interpréter et analyser. En effet, il est possible de vérifier la logique économique des résultats d'une régression linéaire en vérifiant si le signe du coefficient des variables significatives est en accord avec la théorie. Il est aussi possible de voir précisément comment et avec quel intensité chaque variable influe sur les résultats finaux. Au contraire, les composantes principales sont une combinaison d'un grand nombre de variables selon des propriétés purement statistiques, et donc ne peuvent être analysées facilement de cette manière.

Bien qu'il soit évident que la méthode ACP apporte de réelles avancées dans de nombreux modèles grâce aux grands nombres de variables pouvant être incorporées, nous avons choisi une approche plus classique, en préférant l'interprétation et la logique économique de nos prévisions.

## 3 Méthodologie du modèle Var-Gets

### 3.1 Les périodes d'estimations

Notre étude, pour des raisons de disponibilités des données, est basée sur la période 1990m1 à 2011m8. Afin de tester le pouvoir de prédiction en temps réel, une analyse en prévision dynamique est menée sur la période 2007q1 à 2011q2. Le choix de 2007q1 pour le début de la période de test out-of-the-sample a été fait afin d'avoir un nombre suffisant de périodes in-sample (de 1990q1 à 2006q4, soit 64 périodes) tout en testant le modèle à la fois dans une période de relative stabilité (avant la crise) puis en situation de crise. Cette division entre données in-sample et out-of-sample suit aussi les recommandations de la note de recherche intitulée Out-of-Sample Forecasting Experiment (Southern Methodist University), qui préconise de garder 80% de l'échantillon pour les données in-sample et 20% out-sample.

Pour le trimestre en cours, quatre estimations sont calculées ; la première estimation le 10ème jour du second mois du trimestre ; la seconde le 10ème jour du 3ème mois, la troisième le 10ème jour du 1er mois du trimestre suivant ; et la dernière estimation est réalisée le 10ème jour du second mois du trimestre suivant (soit environ 5 jours avant la sortie officiel du PIB). Le choix du 10ème jour est dû à la disponibilité à cette date de la production industrielle pour le mois  $t-2$ . Par exemple, la seconde estimation pour le premier trimestre 2011, estimée le 10 mars 2011, permet l'utilisation de la valeur réalisée de la production industrielle pour janvier 2011. La dernière estimation pour le premier trimestre 2011, réalisée donc le 10 mai 2011, est basée sur un set complet de données ; toutes les variables explicatives étant à cette date connues. Pour cette dernière estimation il est possible d'utiliser le modèle d'étalonnage trimestriel présenté en introduction ; comme il n'y a aucune variable mensuelle manquante, il est pos-

sible d'utiliser la variation trimestrielle en régressant la croissance trimestrielle du PIB sur des données mensuelles ramenées à une fréquence trimestrielle.

Concernant les trois prévisions précédentes, il est nécessaire d'estimer les valeurs mensuelles manquantes afin de pouvoir ensuite estimer la variation trimestrielle des variables explicatives. Par exemple, lors de la deuxième estimation, un mois d'informations concernant la production industrielle est disponible (délai +40) alors que deux mois d'informations sur la confiance des ménages le sont (délai +0). Il est donc nécessaire d'estimer deux mois d'informations concernant la production industrielle et un mois pour la confiance des ménages, afin de pouvoir calculer les variations trimestrielles des variables explicatives. Les différentes méthodes de prévisions des valeurs mensuelles manquantes seront décrites dans la partie 3.2

Pour les analystes et décisionnaires, il est aussi utile d'avoir une estimation pour le trimestre suivant. La méthodologie utilisée pour les prévisions est identique, hormis le fait que pour le trimestre suivant l'on régresse le PIB du trimestre suivant en utilisant les variables disponibles à une date  $t$ . Pour le trimestre suivant, il est toujours nécessaire d'estimer les valeurs mensuelles manquantes des variables explicatives. Le tableau 5 résume les estimations pour chaque période, puis après le nombre de valeurs mensuelles manquantes à estimer pour chaque estimation. Pour simplifier la présentation, nous allons supposer que les variables *hard* sont disponibles avec un retard de 40 jours, et les variables *soft* sans aucun retard. A chaque trimestre, quatre estimations sont donc réalisées pour le trimestre courant, et trois pour le trimestre suivant.

Estimation	1	2	3	4
Date estimation	10 fev 2011	10 mar 2011	10 avr 2011	10 mai 2011
<b>Trim. courant estimé</b>	2011q1	2011q1	2011q1	2011q1
Mois dispos var. <i>hard</i>	Dec	Jan	Fev	Mars
Mois à estimer var. <i>hard</i>	Jan-Fev-Mar	Fev-Mar	Mar	/
Mois dispos var. <i>soft</i>	Jan	Fev	Mars	Avr
Mois à estimer var. <i>soft</i>	Fev-Mar	Mar	/	/
<b>Trim. suivant estimé</b>	2011q2	2011q2	2011q2	
Mois dispos var. <i>hard</i>	Dec	Jan	Fev	
Mois à estimer var. <i>hard</i>	Avr-Mai-Jui	Avr-Mai-Jui	Avr-Mai-Jui	
Mois dispos var. <i>soft</i>	Jan	Fev	Mars	
Mois à estimer var. <i>soft</i>	Avr-Mai-Jui	Avr-Mai-Jui	Avr-Mai-Jui	
<b>LAG PIB dispo</b>	2010q3	2010q4	2010q4	2010q4

TABLE 5 – Nombre de variables mensuelles manquantes à estimer selon le modèle

A toute date, l'on dispose donc d'une estimation pour le trimestre courant et le trimestre suivant, basée sur l'intégralité de l'information disponible à cette date  $t$ . Si les retards du PIB sont pris en compte, il faut par ailleurs porter attention sur le fait que le retard d'une période du PIB ne peut-être utilisé dans le modèle 1. Par exemple, le PIB du quatrième trimestre 2010 étant publié autour du 15 février, il n'est possible d'utiliser le retard du PIB d'une période que dans les modèles 2, 3 et 4. Le 10 mai 2011, trois modèles sont estimés ; le modèle 4 prévoit

le PIB du premier trimestre basé sur l'ensemble de l'information disponible ; le modèle 1 estime le PIB pour le second trimestre (i.e. le trimestre coïncident le 10 mai) et pour le troisième trimestre 2011 (modèle trimestre suivant)

Une analyse en prévision dynamique est réalisée, ce qui signifie qu'à chaque nouvelle période, le modèle est réestimé afin d'obtenir les variables significatives et les coefficients associés qui permettront d'estimer la variation de la variable dépendante (« rolling forecast »). En accord avec la littérature, nous devrions voir les RMSE baissés au cours des prévisions pour le trimestre courant (voir tableau 1 ou 3). De plus, les RMSE pour le trimestre courant devraient être inférieurs au RMSE d'un modèle de prévision naïf ou autorégressif du PIB. Concernant les estimations pour le trimestre suivant, les résultats sont moins nets ; Barhoumi et al., dans le modèle Banque de France, ne trouvent aucune amélioration des RMSE selon le mois d'évaluation (les prévisions sont tout de même dans ce cas meilleures que celles d'un modèle AR ou naïf).

### 3.2 L'imputation des valeurs manquantes

Lorsque l'information disponible pour un trimestre n'est pas complète, la qualité des estimations des valeurs manquantes va être un facteur décisif pour la précision de ce modèle. En suivant le travail de Rünstler et Sédillot présenté à la section 1.3, les valeurs manquantes sont estimées en utilisant deux méthodes ; une estimation naïve et une estimation par un modèle VAR. L'estimation naïve suppose que la valeur d'une variable pour les mois suivants est égale à la dernière valeur connue. Attention ici cependant, il s'agit bien de valeur de la variable et non de taux de croissance. Les deux techniques seront comparées en temps réel en utilisant les RMSE.

Afin de pouvoir utiliser la méthode VAR, les variables sont stationnarisées en prenant la première différence<sup>5</sup>. La stationnarité des variables est testée en utilisant le test de Dickey-Fuller Augmenté (avec ou sans constante/tendance selon les variables ; le nombre de retard étant défini en utilisant le critère BIC).

L'utilisation de la méthode VAR permet d'utiliser les différents délais de publication pour estimer au mieux les variables manquantes. Lors de l'estimation du 10 février 2007 par exemple, la production industrielle (PRO) n'est connue que pour décembre 2006 ; il est donc nécessaire de l'estimer sur six périodes. Par contre, le cours de l'indice boursier SBF250 (SBF) et la confiance des ménages (CON) sont disponibles pour le mois de janvier. Un modèle VAR(2) s'écrit donc :

$$\begin{aligned} PRO_{jan} &= \alpha_1 + \beta_1 PRO_{dec} + \beta_2 PRO_{nov} + \beta_3 SBF_{jan} + \beta_4 SBF_{dec} + \beta_5 CON_{jan} + \beta_6 CON_{dec} + \epsilon_t \\ SBF_{fev} &= \gamma_1 + \gamma_1 PRO_{dec} + \gamma_2 PRO_{nov} + \gamma_3 SBF_{jan} + \gamma_4 SBF_{dec} + \gamma_5 CON_{jan} + \gamma_6 CON_{dec} + \epsilon_t \\ CON_{fev} &= \alpha_1 + \delta_1 PRO_{dec} + \delta_2 PRO_{nov} + \delta_3 SBF_{jan} + \delta_4 SBF_{dec} + \delta_5 CON_{jan} + \delta_6 CON_{dec} + \epsilon_t \end{aligned}$$

Dans notre modèle, la première estimation, celle de la production industrielle de janvier, est donc basée sur les valeurs réalisées en janvier de nombreux indi-

---

5. Lorsque les variables sont non-stationnaires, il est cependant possible d'estimer des relations de cointégration au moyen d'un VECM mais cette méthode apparaissait moins cohérente pour l'estimation des valeurs manquantes

cateurs financiers et d'enquêtes. En indiquant comme variable dans le VAR non pas la production industrielle en  $t$  mais la production industrielle en  $t-1$  (retard d'une période), cela permet de bien prendre en compte les différentes dates de publication et d'en tirer parti lors de l'estimation du VAR. Les coefficients du VAR sont extraits et une estimation pour le mois manquant utilisant ces coefficients et les valeurs des variables explicatives est réalisée. Le modèle VAR est estimé jusqu'à un horizon de six périodes étant donné la nécessité d'estimer six variables manquantes pour la prévision du PIB pour le trimestre suivant lors du premier modèle. On peut alors s'attendre à ce que les effets positifs de cette méthode VAR soient surtout visibles pour la première estimation des variables *hard*, via l'utilisation de réalisations effectives connues pour ce même mois.

Le choix de l'ordre ( $p$ ) du VAR de notre modèle a été fait en fonction de la capacité des variables estimées à prévoir le plus précisément le PIB. Le tableau 6 expose les RMSE du modèle 1 selon l'ordre du VAR ; l'ordre du VAR qui minimise les RMSE est l'ordre 1. Le modèle VAR de prévision des variables mensuelles manquantes surperforment un modèle naïf pour le trimestre courant, peu importe l'ordre du VAR choisi. Les RMSE présentés par Sédillot et Pain (tableau 3) peuvent sembler meilleurs que ceux de notre étude (0,30 pour le meilleur modèle, 0,45 pour un modèle naïf et 0,42 pour un modèle autorégressif). Il n'est cependant pas possible de comparer directement les résultats, étant donné les périodes d'études différentes. La volatilité du PIB sur la période d'étude de Sédillot et Pain (1998-2002) étant bien inférieure à la volatilité du PIB sur notre période d'étude (2007q1 à 2011q2), il est normal que les RMSE de notre modèle soient plus grands. La figure 1 présente l'estimation du PIB réalisé par le premier modèle, selon la méthode utilisée pour la prévision des variables mensuelles manquantes. Les résultats détaillés pour l'ensemble des modèles seront présentés dans la partie 4.

Ordre du VAR	12	6	3	1
RMSE modèle 1 VAR	0.48	0.47	0.46	0.44
RMSE modèle 1 naïf	0.49			
RMSE quarterly naïf	0.61			
RMSE quarterly AR( $p$ )	0.58			

TABLE 6 – Erreur quadratique moyenne selon l'ordre  $p$  du VAR( $p$ )

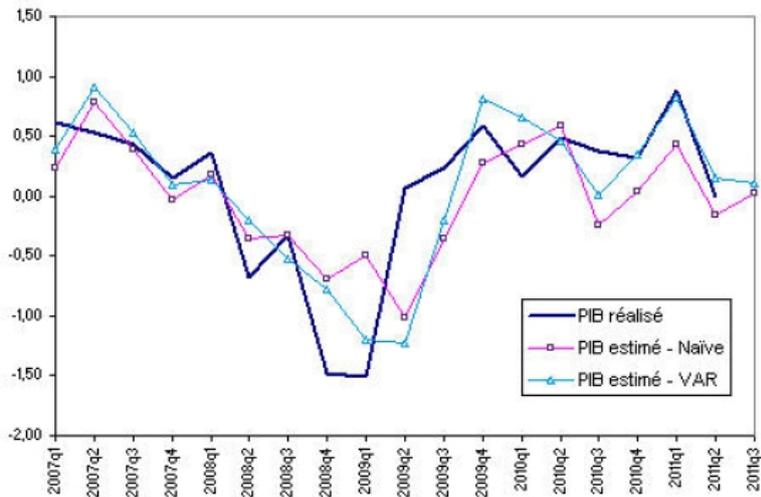


FIGURE 1 – Prédiction du modèle 1 selon la méthode utilisée pour l'estimation des variables mensuelles manquantes

### 3.3 La procédure General-to-specific (Gets)

La procédure general-to-specific du package économétrique GROCCER permet une sélection automatique des variables d'un modèle. Cette démarche systématique, proposée par Hoover et Perez (1999) et améliorée par Krolzig et Hendry (2001) consiste, en partant d'un modèle général, à éliminer successivement les variables non significatives à condition qu'un certain nombre de tests de spécification soient acceptés. Lorsque plusieurs modèles sont identifiés via cette procédure automatique, le meilleur modèle est choisi en fonction d'un critère de sélection BIC (Bayesian Information Criterion) ou AIC (Akaike Information Criterion).

Cette démarche permet d'estimer rapidement un nombre important de modèles. Il serait bien sûr possible d'estimer à la main les modèles pour chaque période; mais le temps d'estimation serait alors totalement aberrant. Dans notre étude, des estimations out-of-the-sample sont menées sur la période 2007q1 à 2011q2, soit sur 18 périodes. Si l'on considère notre modèle à 22 variables, il existe pour chaque période  $2^{22}$  modèles qui peuvent être construits, soit plus de quatre millions de combinaisons. Le nombre de variables pouvant être incorporées au modèle général n'est cependant pas illimité et dépend du nombre d'observations. En effet, certains tests de spécification peuvent amener à de fausses conclusions lors de l'utilisation d'un trop grand nombre de variables comparé au nombre d'observations, principalement le test d'échec prédictif de Chow sur un pourcentage donné de la période. Dans notre cas, une vingtaine de séries peuvent être incluses dans le modèle général (pour 64 observations trimestrielles lors de la première estimation); chaque série étant utilisée en date  $t$  et  $t-1$ , le modèle finale est composé de 11 variables, plus deux périodes de retard du PIB.

Les tests de spécification utilisés lors de la procédure automatique du modèle

sont ceux conseillés par Krolzig et Hendry et expliqués par Dubois et Michaux (2006) dans un article sur la mise en place de la méthode Pc-Gets :

- Le test Doornik-Hansen pour la normalité des erreurs ;
- Le test d'hétéroscédasticité quadratique entre les régresseurs pour la constance de la variance des erreurs ;
- Le test d'échec prédictif de Chow sur 50% et 90% de la période pour la constance des paramètres ;
- Le test du multiplicateur de Lagrange à l'ordre 5 pour tester l'auto-corrélation des résidus.

La procédure de sélection des variables de manière automatique est présentée dans les trois diagrammes en annexe (figure 6 à 8).

### 3.4 Le modèle final

Les variables ont été choisies selon leur capacité à améliorer les estimations du PIB. Lors d'une régression linéaire classique, pour qu'une variable améliore le modèle, il faut que cette dernière soit significative. Dans notre modèle VAR-Gets, une variable peut améliorer les prévisions sans être nécessairement significative au moment de la régression du PIB trimestriel. En effet, la variable peut servir à la prévision des variables mensuelles manquantes, et donc en améliorant les prévisions mensuelles d'une ou plusieurs variables explicatives (variables significatives ensuite dans le modèle trimestriel), permettre l'amélioration du modèle de prévision.

Etant donné le nombre limité de variables autorisées par la procédure automatique, de nombreuses équations ont été testées en remplaçant les variables qui n'étaient significatives ni pour l'estimation des valeurs mensuelles manquantes des autres variables ni lors de la prévision du PIB trimestriel par de nouvelles variables. Pour chaque modèle, les performances en prévision sont comparées, et la logique des équations est évaluée. Dans un souci d'interprétabilité des résultats, le signe des variables significatives est étudié afin de voir si les résultats sont en accord avec la théorie économique. Pour la quasi-intégralité des périodes, le modèle qui performe le mieux d'un point de vue purement statistique est en accord avec la logique économique et est donc retenu. La forme de l'équation est <sup>6</sup> :

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^2 \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{11} \sum_{i=0}^1 \delta_{j,i} X_{j,t-i} + \epsilon_t$$

Le PIB trimestriel à une date t est donc estimé par le PIB retardé de 1 et 2 périodes, et par les 22 variables explicatives suivantes (11 séries en t et t-1).

Les données sont extraites via DataStream, dont le code de chaque variable est donné dans le tableau 7. Une procédure automatique de rafraîchissement des données permet d'accélérer le processus en ayant simplement à lancer une requête via Excel/Datastream qui rapatrie la série jusqu'à la publication la plus

---

6. Cette équation est valable pour les périodes 2, 3 et 4. Concernant la première période, le PIB en t-1 n'étant pas connu est enlevé de l'équation.

Variable	Source	Délai	DataStream
PIB Prix constant	Insee	+45	FRGDP...D
Production industrielle (manuf.)	Insee	+40	FRIPMAN.G
Consommation des ménages	Insee	+30	FRHCONMFD
Nouvelles offres d'emploi	Insee **	+40	FROL0478Q
Confiance des consommateurs	Insee **	+0	FROL0154Q
Indice niveau des stocks	Insee **	+0	FROL0757Q
Perspectives de production	Insee **	+0	FROL0613Q
Taux d'intérêt EONIA	BCE **	+0	FROL0325Q
Spread de taux d'intérêt	BCE **	+0	FROL1213F
SBF250	BdF **	+0	FROL0775Q
Taux de change EUR/USD	WM/Reuters	+0	USEURSP
Cours du baril de pétrole	DStream / Rotterdam	+0	FR455743A

TABLE 7 – Liste des variables du modèle final et délai de publication. Les variables signalées par \*\* font partie de l'indicateur composite avancé de l'OCDE

récente. En plus des variables que l'on pourrait qualifier de classiques, à savoir la production industrielle et la consommation des ménages, le modèle est basé sur les variables utilisées pour la construction de l'indicateur composite avancé de l'OCDE auxquelles sont ajoutés le taux de change Euro/Dollar et le cours du baril de Brent.

« Un indicateur composite avancé, comme son nom l'indique, est construit à partir d'un petit nombre de séries économiques temporelles, ayant des fluctuations cycliques similaires à celles du cycle économique, et qui de plus ont tendance même à le précéder. Généralement, le cycle économique est représenté par les mouvements du PIB autour de sa tendance de long-terme. Cependant comme l'information sur la production industrielle (IPI) est disponible mensuellement et plus rapidement que celle sur le PIB, le système des indicateurs composites avancés de l'OCDE utilise donc l'indice de la production industrielle excluant la construction corrigé de sa tendance comme série de référence du cycle économique. »

Cette phrase extraite du site officiel de l'OCDE justifie le choix des variables de l'indicateur composite avancé dans notre modèle étant donné l'importance de la production industrielle pour la prévision des variations du PIB. L'utilisation de ces variables devrait en effet permettre d'estimer avec plus de précision la production industrielle via le modèle VAR de prévision des variables mensuelles manquantes. Sur les dix variables utilisées pour la construction de l'indicateur de l'OCDE, sept seront retenues dans le modèle final. Les variables non retenues sont (1) les termes de l'échange car la série n'est pas disponible sur l'intégralité de la période d'étude ; (2) le nombre d'immatriculations à cause de la difficulté à identifier les effets historiques de la prime à la casse (effet négatif sur les prévisions et signe parfois incohérent même en utilisant des variables indicatrices pour identifier les périodes de prime à la casse) et (3) les perspectives dans le secteur de l'industrie pour sa très forte corrélation avec les perspectives de production.

Les variables de l'OCDE passent à travers une série de filtres (ajustement sai-

sonnier, détection des points aberrants, élimination de la tendance, lissage et normalisation). Ces ajustements sont réalisés afin de préserver non seulement le caractère avancé des séries composantes mais aussi d'avoir une avancée en temps plus stable et le moins possible de points de retournement manquants ou supplémentaires comparés au cycle économique de la série de référence. La figure 2 compare la variable *Indice niveau des stocks* de l'INSEE (balance net des opinions, ajustée des variations saisonnières) avec la variable *Indice niveau des stocks* de l'OCDE. Les variables de l'OCDE sont publiées au même moment que celle de l'INSEE et donc leur utilisation ne pose pas de problème d'ajustement pour le calendrier de publication.

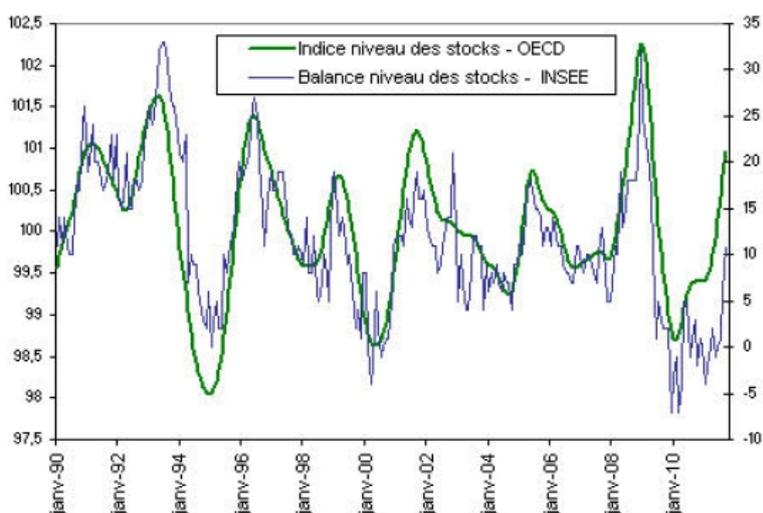


FIGURE 2 – Comparaison entre la variable de l'OCDE après ajustement (échelle de gauche) et la variable de l'INSEE (échelle de droite)

Une fois les variables sélectionnées et la base de données construite, il est nécessaire que les variables explicatives et dépendantes soient stationnarisées afin de pouvoir appliquer la procédure general-to-specific. Pour s'assurer de cela, le test de Dickey-Fuller Augmenté est réalisé sur chacune des variables. Les variables en niveau non-stationnaire (comme par exemple la production industrielle), sont stationnarisées en prenant le taux de croissance. Le modèle final est estimé via l'équation ci-dessous :

$$Model = automatic(PIB_t, X_t, X_{t-1}, PIB_{t-1}, PIB_{t-2}, 'strategy = liberal', 'test = predfailin(0.9), predfailin(0.5)doornhans, arlm(5), hetero_sq');$$

avec  $X_t$  et  $X_{t-1}$  l'ensemble des variables explicatives respectivement en date  $t$  et  $t-1$ . Le modèle estime donc le PIB à une date  $t$ , en fonction de nos 22 variables (11 séries date  $t$  et 11 séries prises avec un retard d'une période), plus le PIB retardé d'une et de deux périodes.

La procédure Gets vérifie automatiquement que les modèles estimés passent les différents tests, puis choisit le modèle le plus précis parmi ceux qui ont passé les tests. A chaque période, le modèle est réestimé permettant de voir l'apparition de nouvelles variables en cas de changement. Cette fonction est d'autant plus intéressante lors des changements de cycle ; une variable peut ne pas être significative en période de stabilité mais le devenir au moment de choc. Nous étudierons cela dans l'analyse des résultats en étudiant les variables significatives selon chaque période.

## 4 Présentation des résultats

### 4.1 Exemple de fonctionnement du modèle - Période 1

Après avoir expliqué les raisons du choix du modèle VAR-Gets dans la première partie, puis la méthodologie de notre modèle, cette partie décrit les résultats de notre analyse. Nous allons décrire le fonctionnement précis et les résultats pour la première période (modèle 1) de la première prévision out-of-sample (2007q1). La procédure est la même ensuite pour l'ensemble des périodes. La première étape du modèle consiste à estimer les valeurs mensuelles manquantes pour janvier à juin 2007 concernant les variables *hard*, et de février à juin 2007 pour les variables *soft*. Comme expliqué dans le tableau 5, le nombre de variables mensuelles manquantes dépend du délai de publication et du modèle estimé. La boucle du modèle commence donc en  $t=1$ , soit la première estimation pour le premier modèle (le 10 février 2011). Un modèle VAR(1) est estimé :

$$prevmensuelles = VAR(1, 'endo = [X]', 'dropna');$$

La production industrielle, les ventes au détail ainsi que l'emploi sont utilisées en variable retardée afin de prendre en compte le délai de publication. Les variables sont considérées en première différence, afin d'être stationnarisées et de simplifier le retour à une variable en niveau après l'estimation réalisée pour les six périodes suivantes. Cette seconde étape de prévisions des valeurs manquantes est simplifiée par la fonction *varforecast*, implémentée dans le package économétrique GROCER, qui utilise les résultats des coefficients de l'estimation VAR pour réaliser des prévisions sur un nombre de périodes données.

Les estimations en période 1 sont réalisées jusqu'au mois 2007m7, car il ne faut pas oublier que certaines variables sont considérées en retard ; la prévision réalisée pour 2007m7 de la variable retardée correspond donc à l'estimation pour 2007m6 de la variable. Pour la production industrielle, la méthode *varforecast* prévoit donc une variation de +0.17 pour le mois suivant ; cette variation est donc ajoutée à la valeur actuelle connue de décembre afin d'obtenir une valeur estimée en niveau pour janvier. La procédure est la même pour l'estimation de février, il suffit d'ajouter ou de retrancher de la valeur du mois précédent, à savoir ici la valeur estimée en janvier, la première estimation (dans notre cas +0.33).

obsvariable	PROD	CONSO	EMPL	SBF250	EURUSD
2007m2	0.17	0.15	0.10	0.14	-0.01
2007m3	0.33	0.05	0.08	0.11	-0.00
2007m4	0.14	0.09	0.07	0.08	-0.00
2007m5	0.19	0.07	0.05	0.06	-0.00
2007m6	0.11	0.07	0.04	0.05	-0.00
2007m7	0.09	0.06	0.03	0.04	-0.00
obsvariable	BRENT	CONF	STOCK	EONIA	SPREAD
2007m2	-0.48	0.10	0.04	0.20	-0.03
2007m3	0.23	0.06	0.05	0.20	-0.04
2007m4	0.29	0.02	0.06	0.19	-0.05
2007m5	0.26	-0.02	0.08	0.18	-0.06
2007m6	0.22	-0.06	0.09	0.17	-0.07
2007m7	0.18	-0.09	0.10	0.16	-0.07

TABLE 8 – Résultat de la procédure *varforecast* pour la 1ère estimation (10 février 2007)

La série de la production industrielle est en période 1 disponible jusqu'à décembre 2006. La nouvelle série estimée utilise les prévisions sur six périodes afin de créer une nouvelle série complète en niveau. La dernière colonne du tableau 9 représente les réalisations effectives de la variables ex-post. Ici, une estimation naïve entraîne des résultats légèrement supérieurs à une estimation via le modèle VAR. Il ne faut bien évidemment pas se contenter d'évaluer cela sur une période, mais bien sur l'ensemble des périodes et l'ensemble des variables. En considérant la prévision des estimations sur l'intégralité des périodes et l'intégralité des variables, la supériorité d'un modèle de prévision VAR par rapport à un modèle naïf sera démontrée dans la suite de cette étude (tableau 11 et 12).

Période	Dispo	VAR	Naif	Réalisé
2006m7	100.6	100.6	100.6	100.6
2006m8	100.8	100.8	100.8	100.8
2006m9	102	102	102	102
2006m10	101.5	101.5	101.5	101.5
2006m11	101.4	101.4	101.4	101.4
2006m12	102.6	102.6	102.6	102.6
2007m1	Nan	102.77071	102.6	101.6
2007m2	Nan	103.10078	102.6	102.9
2007m3	Nan	103.24653	102.6	103.5
2007m4	Nan	103.4374	102.6	102.2
2007m5	Nan	103.54941	102.6	103.9
2007m6	Nan	103.64913	102.6	102.6

TABLE 9 – Imputation des valeurs manquantes pour la production industrielle avec la méthode VAR et la méthode naïve

Cette procédure est utilisée pour l'ensemble des variables, ce qui permet donc d'avoir des données mensuelles pour l'intégralité de notre set de données jusqu'à juin 2007 compris. Les données mensuelles sont ensuite transformées en données

trimestrielles, puis converties en taux de croissance trimestriel. Une variable est stationnaire si la t-value du test de Dickey-Fuller est inférieure au seuil critique d'une table de Dickey-Fuller. Le seuil critique dépend de la présence ou non de constante et tendance et du nombre d'observations.

Variable	T-value	Seuil Critique	Stationnarité
Prod. Ind. en niveau	-2.31	-3.46	Non
Prod. Ind. en taux de croissance	-4.91	-1.95	Oui

TABLE 10 – Test de Dickey-Fuller Augmenté concernant la production industrielle (variable intégrée d'ordre 1)

Cette même procédure est réalisée pour l'ensemble des variables. A la fin de cette étape, nous disposons donc d'un set de données complet et stationnaire, il est donc possible d'estimer le PIB pour les trimestres 2007q1 et 2007q2 par la méthode automatique expliquée au chapitre 3.3.

La première période pour laquelle la procédure automatique peut-être implémentée est 1990q3, car la régression utilise le PIB retardé de deux périodes. La procédure automatique va permettre de supprimer les variables non-significatives et de choisir le meilleur modèle parmi ceux ayant passé avec succès les différents tests de spécification (normalité des erreurs, constance de la variance des erreurs, constance des paramètres et non-autocorrélation des résidus). Les résultats de la procédure automatique pour l'estimation du PIB 2007q1 sont les suivants :

\*\*\*\*\*

results of the automatic regression package

final model

strategy : liberal

F presearch significance level : 0.5

t-test significance level : 0.05

F test significance level : 0.075

specification tests significance level : 0.01

Information criterion : bic

ending reason : only one model selected by stage 2

\*\*\*\*\*

ols estimation results for dependent variable :  $PIB_t$

estimation period : 1990q3-2007q1 (NA values dropped)

number of observations : 65

number of variables : 5

standard error of the regression : 0.2612061

sum of squared residuals : 4.0937177

DW(0) = 2.0185995

Belsley, Kuh, Welsch Condition index : 3

variable	coeff	t-statistic	p value
$PROD_t$	19.482468	4.9945847	0.0000054
$CONSO_t$	12.683115	3.4162956	0.0011448
$PERSP_t$	30.373201	4.1227803	0.0001168
$STOCK_{t-1}$	30.724389	2.6012113	0.0116820
$PIB_{t-2}$	0.6115850	9.0721596	7.463D-13

\*\*\*\*\*

test	test value	p-value
Chow pred. fail. (50%)	0.4554331	0.9834591
Chow pred. fail. (90%)	0.7152800	0.6388663
Doornik Hansen	6.4451292	0.0398527
AR(5)	1.899182	0.1093421
hetero xsquared	1.5618989	0.1762091

\*\*\*\*\*

variable	reliability
$PROD_t$	1
$CONSO_t$	1
$PERSP_t$	0.7
$STOCK_{t-1}$	0.7
$PIB_{t-2}$	1

La procédure automatique retient donc un modèle composé de cinq variables pour la prévision du PIB 2007q1 en février 2011 ; la production industrielle (PROD), la consommation des ménages (CONSO), l'indice de perspectives de production (PERSP), l'indice de niveau des stocks (STOCK) et le PIB retardé de deux périodes. Le signe des coefficients est conforme à la théorie pour l'ensemble des variables ; par exemple la production industrielle à un impact positif sur la croissance. Le modèle choisi passe avec succès tous les tests de spécification avec un niveau de confiance de 95%, sauf le test de normalité des résidus de Doornik-Hansen qui n'est valable que pour un niveau de confiance de 90%. Malgré cela, le modèle est retenu car il a été identifié par la procédure automatique comme celui apportant les meilleurs résultats.

Afin de déterminer les coefficients associés à chaque variable, le modèle est estimé sur les 65 périodes pour lesquelles toutes les variables explicatives et dépendantes sont disponibles, à savoir de 1990q3 à 2006q3 (l'utilisation d'une variable retardée 2 fois comme le PIB impose un début de période à 1990q3 et le PIB 2006q4 n'étant pas encore connu). Une fois les coefficients estimés sur la période, il s'agit alors d'estimer le PIB pour 2007q1 en se basant sur l'information disponible à cette date.<sup>7</sup>

---

7. Cette procédure est réalisée sous Scilab via la fonction *evstr* qui renvoie le résultat de l'évaluation de la matrice de chaînes de caractères.

L'estimation finale pour l'évaluation du PIB pour le trimestre courant à la période 1 est alors terminée. Afin de tester la fiabilité de cette prévision, celle-ci est comparée à la valeur effective du PIB. Dans notre exemple, le modèle 1 pour le trimestre courant estime le PIB pour le premier trimestre 2007 en suivant cette procédure automatique à +0.38%. La réalisation effective du PIB, publié autour du 15 mai 2007, est de +0.61%. L'erreur absolue (AE) est donc égale à :

$$AE = \sqrt{(0.38 - 0.68)^2} = 0.30$$

Cette procédure est répétée chaque mois, et le PIB est estimé pour le trimestre courant et le trimestre suivant de la même manière. Lors d'un trimestre, quatre modèles sont estimés pour le trimestre courant et trois pour le trimestre suivant, soit un total de près de 150 estimations. On voit alors bien la nécessité de recourir à un système automatique de sélection des variables et d'estimation du PIB. En plus du gain de temps, cette méthode à l'avantage d'une utilisation statistiquement plus précise et transparente de l'information disponible. L'automatisation pourrait permettre d'adapter le modèle en un laps de temps limité pour prévoir l'évolution du PIB d'autres pays. C'est actuellement le cas, où l'un des économistes Natixis chargé de l'Amérique du Sud travaille sur ce modèle en l'adaptant pour prévoir le PIB du Brésil.

## 4.2 Les RMSE et variables significatives

En suivant la méthodologie expliquée précédemment, la précision des prévisions de PIB pour chaque modèle sera évaluée en fonction des RMSE et de l'exactitude directionnelle de la prévision. Les tableaux 11 et 12 montrent l'estimation du PIB réalisé à chaque période pour le trimestre courant selon la méthode utilisée pour la prévision des variables mensuelles manquantes et la période d'estimation.

Les résultats mis en avant dans la littérature sont confirmés dans notre modèle, à savoir ;

- Les modèles apportent de meilleurs résultats qu'une méthode naïve ou autorégressive de prévision du PIB trimestriel ;
- La principale amélioration a lieu au moment de la seconde estimation, lorsqu'un mois de variable *hard* et le PIB retardé d'une période sont connus ;
- La méthode VAR apporte une avancée lorsqu'un nombre important de mois sont inconnus. Logiquement, la méthode VAR et la méthode naïve de prévisions mensuelles convergent vers le même résultat au fur et à mesure que le nombre de mois inconnus diminue.

Concernant les modèles 1 et 2, l'amélioration via l'utilisation d'une méthode VAR par rapport à une prévision naïve est nette ; les RMSE diminuant d'environ 0,05 pour le modèle 1 (0,44 contre 0,49) et de 0,08 pour le modèle 2 (0,22 contre 0,30). La précision du modèle 3 est quant à elle similaire pour le modèle VAR et le modèle naïf (RMSE de 0,21). La quatrième prévision pour le trimestre courant apporte exactement les mêmes résultats avec le modèle VAR de

Pred	Période	PIB	M1 Naïf	M2 Naïf	M3 Naïf	M4 Naïf
1	2007q1	0,61	0,24	0,28	0,49	0,55
2	2007q2	0,54	0,78	0,55	0,8	0,73
3	2007q3	0,43	0,39	0,63	0,71	0,52
4	2007q4	0,15	-0,04	0,44	0,2	0,26
5	2008q1	0,36	0,18	0,11	0,32	0,14
6	2008q2	-0,68	-0,36	-0,02	-0,47	-0,53
7	2008q3	-0,32	-0,33	-0,32	-0,39	-0,53
8	2008q4	-1,48	-0,7	-1,39	-1,97	-2,1
9	2009q1	-1,51	-0,49	-1,09	-1,25	-1,35
10	2009q2	0,07	-1,01	-0,16	-0,13	0,06
11	2009q3	0,23	-0,35	-0,11	0,23	0,17
12	2009q4	0,58	0,28	0,03	0,26	0,25
13	2010q1	0,17	0,43	0,23	0,19	0,38
14	2010q2	0,49	0,58	0,43	0,62	0,46
15	2010q3	0,38	-0,25	0,46	0,4	0,4
16	2010q4	0,32	0,03	-0,02	0,44	0,46
17	2011q1	0,89	0,42	0,84	0,98	0,88
18	2011q2	0	-0,14	-0,29	-0,24	-0,29
19	2011q3	Nan	0,08	0,28	Nan	Nan
	<b>RMSE Naïf</b>		0,49	0,30	0,21	0,22
	<b>RMSE PIB Naïf</b>		0,61	0,61	0,61	0,61

TABLE 11 – Résultats de l'ensemble des modèles pour le trimestre courant sur la période 2007q1-2011q3 - Prédiction des valeurs manquantes en utilisant la méthode naïve

prédiction des variables mensuelles manquantes qu'avec le modèle naïf. En effet, à cette date, l'intégralité des données mensuelles étant connue, aucune prédiction mensuelle n'a besoin d'être réalisée et il est donc logique que les estimations soient exactement les mêmes.

Si l'on se concentre uniquement sur les estimations du modèle VAR-Gets, on remarque une très forte amélioration entre la première et la deuxième estimation. Les RMSE sont en effet de 0,44 pour le premier modèle et de 0,22 pour le second. Il n'y a ensuite pas d'amélioration entre le modèle 2 et le modèle 4. La seconde estimation apporte donc une estimation précise de la croissance du PIB, environ deux mois avant la publication du chiffre officiel. Ce résultat est confirmé par une étude de Liedo et Munoz (2010) « Nowcasting Spanish GDP growth in real time : One and a half months earlier ».

Le graphique 3 montre la précision des estimations des quatre modèles pour le trimestre courant sur la période out-of-the-sample. La plus forte erreur du modèle a lieu lors de la 8ème estimation 2008q4, juste après la faillite de Lehman Brothers et la chute du PIB de près de 1,5% T/T. Le graphique 4 montre la variation du PIB trimestriel et la variation de la production industrielle sur la période 1990q2 à 2011q2; le choc de la production industrielle à cette période est parfaitement visible (-8% en T/T pour au quatrième semestre 2008 et pre-

Pred	Période	PIB	M1 VAR	M2 VAR	M3 VAR	M4 VAR
1	2007q1	0,61	0,38	0,41	0,47	0,55
2	2007q2	0,54	0,92	0,72	0,77	0,73
3	2007q3	0,43	0,53	0,6	0,69	0,52
4	2007q4	0,15	0,08	0,29	0,27	0,26
5	2008q1	0,36	0,14	0,1	0,28	0,14
6	2008q2	-0,68	-0,21	-0,17	-0,39	-0,53
7	2008q3	-0,32	-0,52	-0,35	-0,38	-0,53
8	2008q4	-1,48	-0,76	-1,56	-2,03	-2,1
9	2009q1	-1,51	-1,21	-1,46	-1,41	-1,35
10	2009q2	0,07	-1,24	-0,32	-0,15	0,06
11	2009q3	0,23	-0,2	0,09	0,23	0,17
12	2009q4	0,58	0,82	0,22	0,29	0,25
13	2010q1	0,17	0,67	0,37	0,23	0,38
14	2010q2	0,49	0,47	0,5	0,6	0,46
15	2010q3	0,38	0,02	0,5	0,49	0,4
16	2010q4	0,32	0,36	0,22	0,42	0,46
17	2011q1	0,89	0,83	1,02	1,04	0,88
18	2011q2	0	0,09	-0,16	-0,26	-0,29
19	2011q3	Nan	-0,14	0,1	Nan	Nan
	<b>RMSE VAR</b>		0,44	0,22	0,21	0,22
	<b>RMSE PIB Naïf</b>		0,61	0,61	0,61	0,61

TABLE 12 – Résultats de l'ensemble des modèles pour le trimestre courant sur la période 2007q1-2011q3 - Prédiction des valeurs manquantes en utilisant la méthode VAR

mier semestre 2009).

Pour chaque modèle et chaque période, les variables finalement retenues sont stockées automatiquement par Scilab. Le tableau 13 expose les variables significatives identifiées pour chaque période par la procédure automatique en ce qui concerne le modèle 1 pour le trimestre courant<sup>8</sup>.

Conformément à nos attentes, la production industrielle et la consommation des ménages sont significatives pour l'ensemble des périodes. Certaines variables ne sont significatives pour aucune des périodes concernant le premier modèle (comme par exemple le cours du Brent), mais sont retenues pour d'autres modèles (le Brent est par exemple une variable significative pour le modèle 2 au quatrième trimestre 2008) ou bien sont utiles à la prédiction des valeurs mensuelles manquantes d'autres variables.

Concernant les prévisions pour le trimestre suivant, les mêmes conclusions que pour les prévisions du trimestre courant peuvent être données (tableau 14). L'amélioration de la prédiction grâce à l'utilisation d'un modèle VAR est encore plus flagrante ici. Comme montré dans les études de Sédillot et Pain, les RMSE de l'estimation du trimestre suivant avec trois mois d'informations (modèle 3

8. Le premier modèle correspond aux résultats présentés au chapitre 4.1

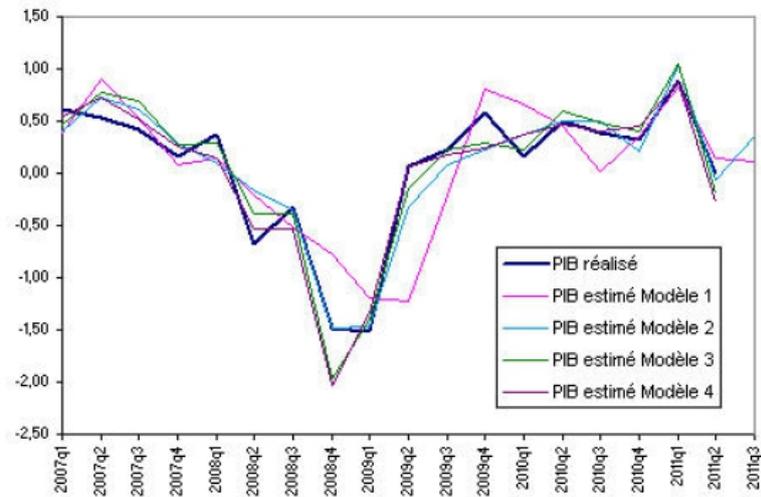


FIGURE 3 – PIB trimestriel estimé selon le nombre de mois d’informations disponibles pour le trimestre courant

trimestre suivant, par exemple le 10 juillet 2011 pour la prévision du 2011q3) convergent au niveau du RMSE vers la prévision du 10 août pour le 2011q3 (modèle 1 prévision du trimestre courant). En effet au 10 août, aucune des variables *hard* n’est connue pour le q3, l’amélioration de la prévision ayant surtout lieu lorsqu’un mois d’informations *hard* et le PIB du trimestre précédent sont connus.

Les résultats de ce modèle semblent donc très satisfaisants. L’utilisation d’une procédure de sélection automatique permet de lancer le programme chaque 10ème jour du mois, après avoir mis à jour les données via une requête automatique Excel. Temps de calcul compris, l’ensemble de la procédure ne prend pas plus de 10 minutes pour obtenir une estimation basée sur l’information la plus récente du PIB pour le trimestre courant et le trimestre suivant.

Date	<i>PROD</i>	<i>CONS</i>	<i>CONS</i> <sub>-1</sub>	<i>EMP</i> <sub>-1</sub>	<i>STOC</i> <sub>-1</sub>	<i>PERS</i>	<i>EONI</i>	<i>EUUSD</i>
07q1	X	X			X	X		
07q2	X	X			X	X		
07q3	X	X			X	X		
07q4	X	X			X	X		
08q1	X	X	X		X	X		
08q2	X	X	X	X		X		
08q3	X	X	X	X		X		
08q4	X	X	X	X		X		
09q1	X	X	X	X	X	X		
09q2	X	X	X		X	X		X
09q3	X	X	X			X		X
09q4	X	X	X			X	X	X
10q1	X	X	X			X	X	X
10q2	X	X	X			X	X	X
10q3	X	X	X			X	X	X
10q4	X	X	X			X	X	X
11q1	X	X	X	X		X	X	X
11q2	X	X	X			X	X	X

TABLE 13 – Liste des variables retenues par la procédure general-to-specific pour chaque estimation du premier modèle

Période	Pred	PIB effectif	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
2	2007q2	0,61	0,15	0,4	0,41
3	2007q3	0,54	0,82	0,8	0,8
4	2007q4	0,43	0,37	0,42	0,42
5	2008q1	0,15	0,26	0,28	0,28
6	2008q2	0,36	0,1	0,1	0,1
7	2008q3	-0,68	-0,2	-0,18	-0,18
8	2008q4	-0,32	-0,62	-0,83	-0,82
9	2009q1	-1,48	-0,99	-0,66	-0,65
10	2009q2	-1,51	-0,42	0,29	0,26
11	2009q3	0,07	-0,85	0,51	0,48
12	2009q4	0,23	0,45	0,94	0,89
13	2010q1	0,58	1,27	0,78	0,74
14	2010q2	0,17	0,2	0,38	0,39
15	2010q3	0,49	-0,01	0,03	0,05
16	2010q4	0,38	-0,2	0,25	0,28
17	2011q1	0,32	0,11	0,67	0,69
18	2011q2	0,89	0,01	0,12	0,11
19	2011q3	0	-0,27	-0,21	-0,23
20	2011q4	Nan	-0,73	-0,75	Nan
	<b>Modèles prev. mens.</b>				
	RMSE VAR		0,58	0,41	0,40
	RMSE Naïf		0,75	0,40	0,40
	<b>Modèles benchmark</b>				
	RMSE naïf trim.		0,74	0,74	0,74
	RMSE AR trim.		0,71	0,71	0,71

TABLE 14 – Résultats de l'ensemble des modèles pour le trimestre suivant sur la période 2007q2-2011q4 - Prédiction des valeurs manquantes en utilisant la méthode VAR

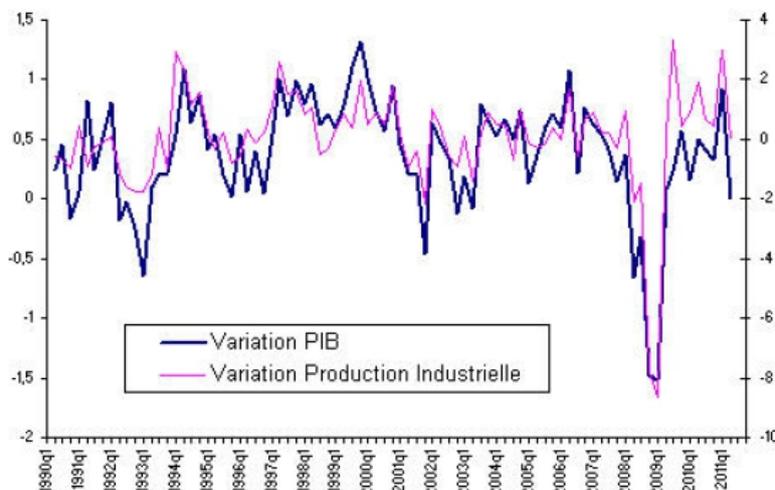


FIGURE 4 – Variation du PIB de la France (échelle de gauche) et variation de la production industrielle (échelle de droite)

### 4.3 L'exactitude directionnelle

Après avoir étudié les RMSE de nos modèles, comparons maintenant l'exactitude directionnelle de la prévision des différents modèles. En effet, l'exactitude directionnelle, mesurant l'accélération ou la décélération du PIB pour un trimestre, est très importante pour les analystes et décisionnaires afin d'adopter les bonnes mesures dans les meilleurs délais. Pour cela, nous utiliserons le test non paramétrique d'exactitude prévisionnelle de Pesaran et Timmermann (1992)<sup>9</sup>, comme utilisé par Rünstler et Pain dans leur étude. Cela permet de tester s'il existe une différence significative entre la probabilité observée d'une prévision à direction correcte et l'estimation de ce que serait la probabilité avec l'hypothèse nulle d'indépendance entre prévisions et résultats. Les résultats sont calculés en utilisant la requête *dchange (y,yb)* sur Scilab, où *y* représente la série observée et *yb* la série estimée. Les résultats du test de Pesaran-Timmermann pour le modèle 1 trimestre courant sont les suivants :

Pesaran-Timmermann test of directional change

H0 : endogenous & exogenous are independently distributed

right propor. pred.	Stat. Sn	p-value
0.8333333	2.6802445	0.0036784

Les résultats de l'exactitude prévisionnelle montrent la qualité du modèle pour identifier les phases d'accélération ou de décélération du PIB. Comme pour les

9. La statistique correspondante est :  $S_n = \frac{(p - p_*)^2}{V(p) - V(p_*)} \rightarrow N(0,1)$  où *p* est l'estimation d'échantillon de la probabilité d'une prévision de bon signe et *p\** est l'estimation de son espérance obtenue sous l'hypothèse nulle.

Exactitude prév. trim. courant	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Prévision mensuelle VAR	83%	94%	94%	100%
Prévision mensuelle naïve	77%	83%	94%	100%

TABLE 15 – Exactitude directionnelle de la prévision pour le trimestre courant

RMSE, un modèle de prévision VAR apporte de meilleurs résultats pour les modèles 1 et 2 qu’un modèle naïf. Tous les modèles ont une exactitude directionnelle supérieure à celle d’un modèle de prévision naïve trimestriel du PIB (dont l’exactitude directionnelle est de 50%). Concernant les prévisions pour le trimestre suivant, les résultats sont :

Exactitude prévisionnelle trim. suivant	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Prévision mensuelle VAR	64%	83%	83%
Prévision mensuelle Naïve	58%	77%	77%

TABLE 16 – Exactitude directionnelle de la prévision pour le trimestre suivant

Le test est réalisé sur les 18 estimations du PIB (2007q1 à 2011q2) pour chaque modèle ; une exactitude de 83% correspond à une prévision correcte du signe de 15 des 18 réalisations du PIB sur cette période. L’utilisation des variables de l’indicateur composite avancé de l’OCDE explique en partie les très bons résultats des différents modèles au test de Pesaran-Timmerman. En effet, les séries composantes sont des séries temporelles qui présentent une avance aux points de retournement par rapport à une série de référence.

#### 4.4 La comparaison par rapport au consensus

Tout au long de cette étude, nous avons démontré l’utilité d’un modèle d’étalonnage utilisant des variables mensuelles pour la prévision du PIB. Ces modèles apportent des résultats plus précis qu’une prévision naïve ou autorégressive du PIB trimestriel. Cependant, afin de tester leur applicabilité, il convient aussi de comparer cela aux résultats du consensus économique. Pour cela, nous appuyons notre étude sur le consensus publié par Bloomberg. Il n’est malheureusement pas possible de comparer avec précision les résultats de notre modèle avec ceux du consensus étant donné les dates de publications différentes. Cependant, comme il n’y a pas une grande différence entre les RMSE de notre second modèle et du quatrième modèle, nous utiliserons un RMSE moyen pour le modèle VAR-Gets de 0,22, que nous comparerons au RMSE du consensus. En effet, les prévisions de chaque grande banque sont collectées par Bloomberg souvent quelques jours avant la publication du PIB, mais à certaines périodes le chiffre du consensus est celui datant d’un ou deux mois avant la sortie du PIB (donc correspondant à notre estimation du modèle 2 ou 3).

Il est possible sur Bloomberg de retrouver les prévisions du consensus à une

	PIB T/T
Date de Publication	13 février 2009
Période estimée	Q4 2010
Estimation médiane	-1,2%
Estimation moyenne	-1,2%
Estimation haute	-0,8%
Estimation basse	-1,8%
Nombre de sondés	19
Estimation précédente	0,1%
<hr/>	
Action Economics	-1,1%
Atletti Gestielle	-0,1%
Bank of America	-0,9%
Bantleon Bank AG	-1,5%
BNP Paribas	-1,3%
Citi	-1,5%
Dresdner Kleinwort	-1,0%
Fortis	-1,2%
IFR BondData	n/f
Informa Global Markets	n/f
Intesa-SanPaolo	-1,1%
J.P. Morgan	-1,3%
Landebank Baden-Wuerttemberg	-1,0%
Merill Lynch	-0,9%
Morgan Stanley & Co.	-1,8%
Newedge	-1,2%
Royal Bank of Scotland	-1,3%
Societe Generale	-1,7%
UBS Warburg	-0,8%
UniCredit MIB	-1,2%
WestLB	-0,9%

TABLE 17 – Résultat du consensus Bloomberg publié le 13 février 2009 pour la prévision du dernier trimestre 2008

période passée (depuis 2001). Par exemple, la prévision du consensus pour le 4ème trimestre 2008 correspond à la moyenne des prévisions de 20 grandes banques mondiales. Les données ont été collectées par Bloomberg entre le 4 et le 6 février 2009<sup>10</sup>, et la prévision du consensus a été publiée le 13 février, soit deux jours avant la sortie du PIB. Concernant cette période, il est donc possible de comparer les résultats avec l'estimation de notre modèle 3 (estimé le 10 janvier) ou de notre modèle 4 (estimé le 10 février).

Le tableau 17 expose les prévisions du consensus économique Bloomberg pour l'évolution trimestriel T/T du PIB Français.

Sur cette période, la prévision du consensus est de -1,2%, le PIB réalisé de -1,48%

10. Donc avant la publication du chiffre de la production industrielle de décembre 2008

et la prévision du modèle 4 VAR-Gets est de -2,10%. Pour cette période précise, l'erreur du consensus est inférieure à celle de notre modèle 4. Cependant, si l'on étend ce raisonnement à l'ensemble des périodes out-of-the-sample sur 2007q1 à 2011q2, l'erreur moyenne quadratique est inférieure pour nos estimations à celle du consensus. Les RMSE de la prévision du consensus sont de 0,24, contre 0,22 pour notre modèle VAR-Gets. Ces résultats sont très encourageants sur la capacité de prédiction du modèle en temps réel. Attention cependant, nos estimations sont réalisées en pseudo temps-réel (données révisées) ce qui peut expliquer une partie de l'amélioration.

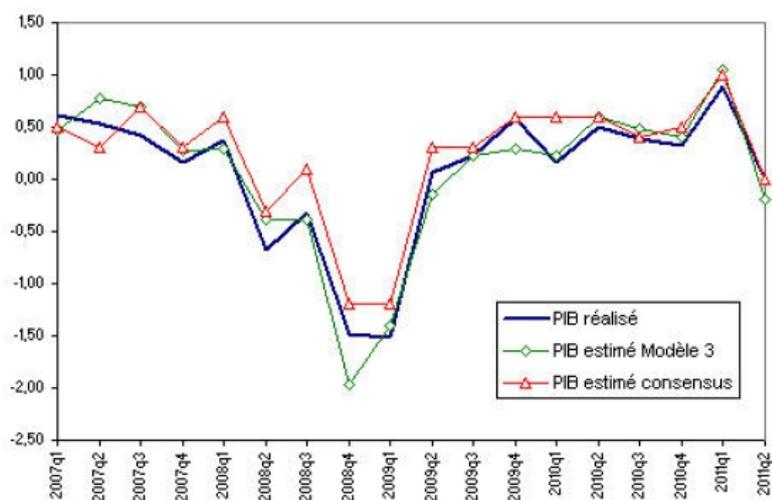


FIGURE 5 – Prédiction du modèle 3 et du consensus

Le modèle VAR-Gets pourrait-il servir à ajuster à la hausse ou à la baisse les prévisions du consensus ? Pour cela, nous avons défini une nouvelle estimation en calculant la moyenne entre notre estimation du modèle 2 et l'estimation du consensus. En effet, il semble que l'exactitude directionnelle de notre modèle soit bonne, mais qu'à certains moments les mouvements soient trop amplifiés, à la hausse comme à la baisse. A l'inverse, tout du moins selon mon expérience, les prévisions des banques ont tendance à sous estimer les mouvements du PIB. Ceci peut s'expliquer par la nécessité pour les banques de ne pas changer en permanence leurs prévisions de croissance pour le trimestre courant, afin de ne pas modifier leur scénario macro-économique et garder une certaine crédibilité auprès de leur clients.

Les résultats pour le PIB français de ce nouveau modèle sont très encourageants. On remarque une nette amélioration des RMSE, à un niveau atteint par aucun des modèles individuellement. Pour rappel, les RMSE de notre modèle 2 pour le trimestre courant sont de 0,22 et les RMSE du consensus de 0,24. En prenant la moyenne des deux modèles, les RMSE passent à 0,17. L'idée de combiner estimations du modèle VAR-Gets et estimations du consensus est pour le moment une tentative ; il serait intéressant de tester cela sur d'autres pays ou d'autres périodes afin de voir si les résultats mis en avant sur la France sont robustes.

Concernant le 3ème trimestre 2011, dont le chiffre sera publié autour du 15 novembre, notre modèle VAR-Gets prévoit pour le moment une croissance de 0,1% (modèle 2 - 10 septembre 2011)<sup>11</sup>. Ce modèle est basé sur un mois de publication des variables *hard* (juillet), et deux mois pour les variables *soft* (juillet et août). La prévision la plus récente de la Banque de France datant du 8 septembre prévoit une croissance de 0,1% pour le q3 ; l'INSEE table sur une croissance de 0,5% pour le troisième trimestre (note de conjoncture de juin 2011)<sup>12</sup>. L'indicateur avancé de Natixis publié en octobre (utilisant un modèle ACP) table sur une croissance de 0,1%.<sup>13</sup> Tandis que les estimations précédentes étaient basées sur du pseudo temps réel, celles réalisées maintenant sont en temps réel. Afin de pouvoir identifier dans une future étude les effets des révisions de données sur les estimations de PIB, nous gardons dans notre base de données les différentes estimations réalisées en temps réel depuis août 2011 ainsi que les valeurs des données utilisées (donc avant révision). Le stockage des données à chaque estimation permettra de constituer une base de données temps réel qu'il sera possible de comparer avec les résultats en pseudo-temps réel<sup>14</sup>

## 5 Conclusion

Nos résultats sont conformes à la littérature, à savoir une amélioration des prévisions à chaque fois qu'une nouvelle information mensuelle est publiée et

---

11. La prévision du modèle 3, réalisée le 10 octobre après la publication de la production industrielle d'août (+0,7%), table sur une croissance de +0,32%

12. Ce chiffre a été révisé à la baisse le 7 octobre ; la nouvelle prévision du PIB de l'INSEE pour 2011q3 est de +0,3%

13. <http://cib.natixis.com/flushdoc.aspx?id=60217>

14. Cette étude ne pourra être réalisée que dans plusieurs années, une fois qu'une base de données conséquente aura été créée.

une supériorité des modèles d'étalonnage utilisant des variables mensuelles pour la prévision de PIB par rapport à une prévision naïve ou autorégressive. Elle confirme aussi l'importance du modèle choisi lors de l'évaluation des variables mensuelles manquantes, en soulignant les effets positifs de l'utilisation d'un modèle VAR par rapport à un modèle naïf.

Mais cette étude apporte surtout des innovations et met en avant des axes de développements futurs. La première est l'utilisation de la méthode general-to-specific pour la prévision du PIB, combinée à une méthode VAR pour estimer les variables mensuelles manquantes. A notre connaissance, l'avantage de combiner ces deux méthodes n'avait jamais été testé dans la littérature. Le modèle apporte de très bons résultats, principalement pour la prévision du trimestre courant où la croissance estimée est plus précise que celle du consensus.

Parmi les axes de développement qu'il reste à étudier, il nous semble que l'aspect principal est la comparaison entre estimations avec des données temps réel et pseudo temps réel. Les données historiques n'étant malheureusement pas disponibles afin de tester l'effet des révisions des variables mensuelles et du PIB sur la précision de nos estimations, il n'est pas possible pour le moment d'évaluer le gain de précision de nos évaluations en pseudo temps réel (et donc d'affirmer que le modèle bat le consensus en temps réel). Pour répondre à cette question, nous gardons en mémoire chaque mois depuis août 2011 les données utilisées pour la prévision en temps réel, afin de pouvoir évaluer précisément cet impact dans le futur.

La procédure étant totalement automatique, il est possible d'adapter le modèle rapidement pour prévoir la croissance d'autres pays. Pour le choix des variables explicatives, afin de répondre aux spécificités économiques de chaque pays, nous conseillons de tester les variables faisant partie de l'indicateur composite avancé de l'OCDE pour chaque pays.

L'intégralité du code Scilab est disponible en Open-Source sur simple demande <sup>15</sup>, pour permettre à chacun de tester et d'améliorer ce modèle VAR-Gets de prévision du PIB trimestriel.

---

15. [thomas.renault@malix.univ-paris1.fr](mailto:thomas.renault@malix.univ-paris1.fr)

## 6 Bibliographie

- B. Trehan, Predicting contemporaneous output, 1992
- G. Rünstler, F. Sédillot, Short-term estimates of Euro area real GDP by means of monthly data, 2003
- F. Sédillot, N. Pain, Modèles d'indicateurs de la croissance du PIB réel dans les principales économies de l'OCDE, 2005
- M. Diron, Short-term forecast of euro areal real GDP growth - An assesment of real-time performance based on vintage data, 2006
- K. Barhoumi, V. Brunhes-Lesage, L. Ferrara, B. Pluyaud, B. Rouvreau, OPTIM : un outil de prévision trimestrielle du PIB de la France, 2008
- K. Barhoumi, V. Brunhes-Lesage, L. Ferrara, B. Pluyaud, B. Rouvreau, Monthly forecasting of French GDP : a revised version of the OPTIM model, 2008
- R. Ingenito, B. Trehan, Using monthly data to predict quarterly output, 1996
- A. Baffigi, R. Golinelli, G. Parigi, Real-time GDP forecasting in the euro area, 2002
- J. Kitchen, R. Monaco, Real-Time forecasting in practice, 2003
- F. Sédillot et N. Pain, Indicator models of real GDP growth in selected OECD countries, 2003
- S. Schumacher, Forecasting German GDP using alternative factor models based on large dataset, 2005
- D. Antonio Liedo, E. Munoz, Nowcasting spanish GDP growth in real time : One and a half months earlier, 2010
- E. Dubois, M. Michaux, Étalonnages à l'aide d'enquêtes de conjoncture : de nouveaux résultats, 2006
- P. Dorian Owen, General-to-Specific modelling using PcGets, 2002

## 7 Annexe

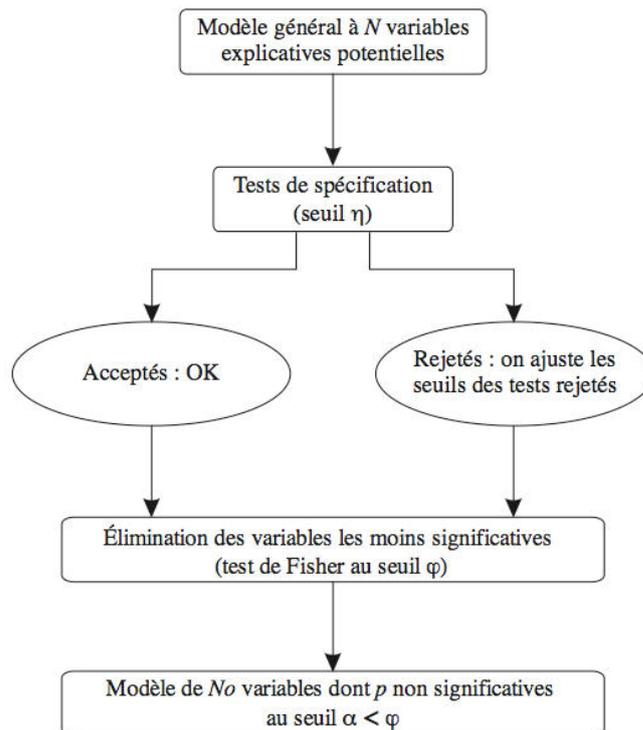


FIGURE 6 – Estimation et réduction du modèle initial

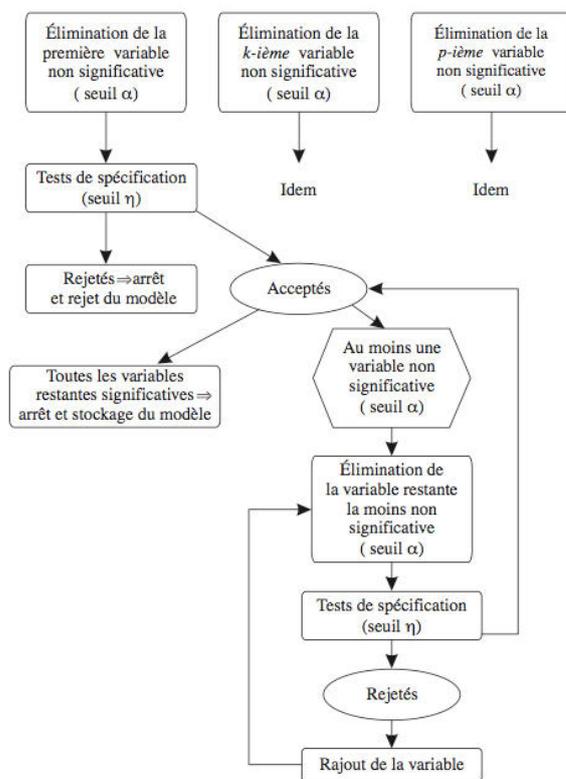


FIGURE 7 – Recherche des modèles réduits qui sont admissible par simplifications successives

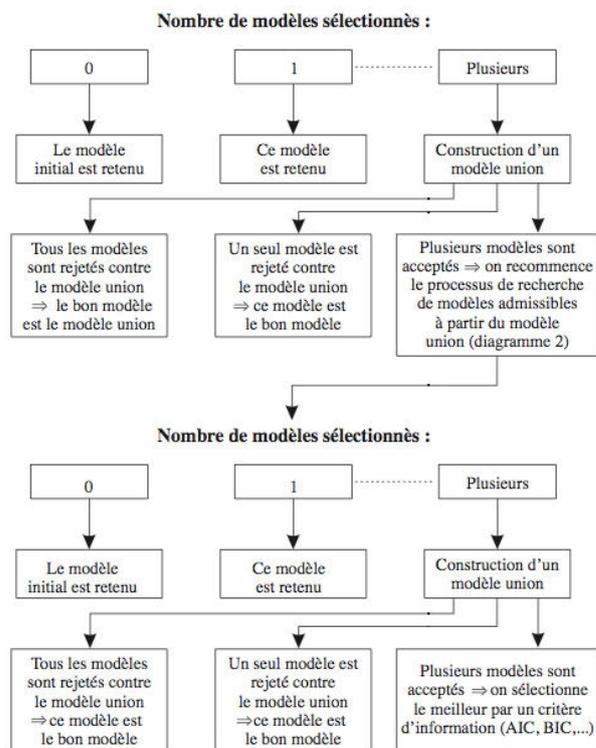


FIGURE 8 – Détermination du modèle final unique

```

//Chargement du ris trimestriel
readxls2bd('data.xls','finaly','namedat=date','sheetsnum=1')
load('finaly');
gdp=db2tsmat('finaly');
tsmat2ts(gdp);

//Chargement des variables mensuelles
readxls2bd('data.xls','finalxl.dat','namedat=date','sheetsnum=2')
load('finalxl.dat');
tsmat=db2tsmat('finalxl.dat');
names_var=tsmat(5);
dataset=tsmat(4);

//Choix de la date de départ puis calcul du nombre d'estimations trimestrielles
StartPredPIB = '2007q1';
NbObsGDP=size(PIB(4),1);
IndStartPredPIB=find(PIB(3)==date2num(StartPredPIB));
NbPredPIB=sum(~isnan(PIB(4)(IndStartPredPIB:NbObsGDP)))+1;
Dates2PredPIB=PIB(3)(IndStartPredPIB:NbPredPIB+IndStartPredPIB);
Dates2PredPIB=num2date(Dates2PredPIB,4);

//Vecteur comprenant les valeurs effectives de la croissance sur la période out-of-sample
yTarget=subper(PIB,[Dates2PredPIB(1);Dates2PredPIB(size(Dates2PredPIB,1)-1)]);
yTarget=yTarget(4);
yTargetNext=subper(PIB,[Dates2PredPIB(2);Dates2PredPIB(size(Dates2PredPIB,1)+1)]);
yTargetNext=yTargetNext(4);

//Création des vecteurs pour stocker le résultat des prévisions
PredMl=zeros(NbPredPIB,1);
PredMLX=list();
PredMl=PredMl+nan;
[...]

//Définition de la date de départ pour les indicateurs mensuels puis calcul du nombre de prévisions à réaliser
StartPred = '2007m1';
NbObsGDP=size(PROD(4),1);
IndStartPred=find(PROD(3)==date2num(StartPred));
NbPred=sum(~isnan(PROD(4)(IndStartPred:NbObsGDP)))+1;
Dates2Pred=PROD(3)(IndStartPred:NbPred+IndStartPred-1);
Dates2Pred=num2date(Dates2Pred,12);

// Suppression des valeurs non connues à la date d'estimation en pseudo temps réel
for t=1:NbPred

```

FIGURE 9 – Procédure simplifiée sous Scilab 1/4

```

dataset_test(5)=(names_var+'_DISP');
dataset_test=tsmat2ts(dataset_test);

// Définition du modèle à estimer selon la date
i=modulo(t,3);
if i==0 then
y=(t)/3;
end
if i==1 then
y=(t+2)/3;
end
if i==2 then
y=(t+1)/3;
end

// Transformation des variables selon leur délai de publication, puis stati
onnarisation en première différence
PROD_LAGM=lags(1,PROD_DISP);
PROD_VAR=deltg(PROD_LAGM);
BRENT_VAR=deltg(BRENT_DISP);
[...]

// Test de Pickey-Fuller pour vérifier la stationnarité avant VAR
adf(PROD_VAR,1,5,10,0.05);
[...]

// Modèle VAR pour estimer les valeurs mensuelles manquantes
bounds('1990m3',EndDate(t))
rvar=VAR(1,'endo=[PROD_VAR;CONSO_VAR;CLIOJOB_VAR;CLISBF_VAR;EURUSD_VAR;BRENT
_VAR;CLICONF_VAR;CLISTOCK_VAR;CLIMONEY_VAR;CLISPREAD_VAR;CLIPROSPCT_VAR]',
'noprint','dropna');
rvarf=rvarf(rvar,6,'noprint');

// Imputation des résultats de la méthode VAR
// Imputation variables avec lag
j=0;
for j=1:6
PROD_DISP(4)(IndStartPred-2+t+j)=PROD_DISP(4)(IndStartPred-3+t+j)+rvarf('pr
ev_PROD_VAR')(4)(j);
[...]
end

// Imputation variables sans lag
j=0;
for j=1:5

```

FIGURE 10 – Procédure simplifiée sous Scilab 2/4

```

// Cr ation des variables trimestrielles   partir des valeurs mensuelles
PROD_M1=m2q(PROD_DISP,1);
PROD_M2=m2q(PROD_DISP,2);
PROD_M3=m2q(PROD_DISP,3);
PROD_Q=(PROD_M1+PROD_M2+PROD_M3);
PROD_Q=growthr(PROD_Q);
PROD_LAG=lags(1,PROD_Q);
PROD_LAG2=lags(2,PROD_Q);
[...]

// Prise en compte du PIB   estimer selon la p riode (si le PIB de la p riode
de pr c dente est connue ou non)
PIB_temp=PIB(4)(1:IndStartPredPIB+y-1,:);
PIB_temp(IndStartPredPIB+y-1:IndStartPredPIB+y)=%nan;
PIB_Q=reshape(PIB_temp,'1990q1');
PIB_temp=PIB(4)(1:IndStartPredPIB+y-1,:);
PIB_temp(IndStartPredPIB+y-2:IndStartPredPIB+y)=%nan;
PIB_U=reshape(PIB_temp,'1990q1');
PIB_LAG=lags(1,PIB_Q);
PIB_LAG2=lags(2,PIB_Q);
PIB_NEXT=lags(-1,PIB_Q);
PIB_NEXTU=lags(-1,PIB_U);

// Mise en place de la proc dure automatic Gets
bounds('1990q3',Dates2PredPIB(y))
Model=automatic('PIB_Q','PROD_Q','PROD_LAG','CONSO_Q','CONSO_LAG','CLIJOB_Q',
'CLIJOB_LAG','CLISBF_Q','CLISBF_LAG','EURUSD_Q','EURUSD_LAG','BRENT_Q','B
RENT_LAG','CLICONF_Q','CLICONF_LAG','CLIPROSPCT_Q','CLIPROSPCT_LAG','CLIS
TOCK_Q','CLISTOCK_LAG','CLIMONEY_Q','CLIMONEY_LAG','CLISPREAD_Q','CLISPREAD
_LAG','PIB_LAG','PIB_LAG2','strategy=liberal','prt=nothing','test=predfaili
n(0.5),predfailin(0.9),doornhans,arlm(5),hetero_sq','dropna');

[...]

////////// Pr vision selon la p riode (exemple avec mod le 3, trimestre cou
rant)
if i==0 then
y=(t)/3;
if model=='M3' | model=='tous'..
ResM3=Model('final-model');
ResIn(1)=ResM3('resid');
VarN=(ResM3('namex'));
ResM3('namex')=VarN;
bet=ResM3('beta');
namex=ResM3('namex');
// On isole la constante
p=0;

```

FIGURE 11 – Proc dure simplifi e sous Scilab 3/4

```

// On estime le PIB ---
-- for i=1:size(bet,1)
----- p=p+evstr(namex(i))*bet(i);
-- end
pp=subper(p,[Dates2PredPIB(y);Dates2PredPIB(y)])
PredM3(y)=pp(4);
PredM3X(y)=namex; -----
end
end

//Calcul de l'exactitude directionnelle de la prévision (Pesaran-Timmerman)
rdb = dchange(yTarget,PredM3,'dropna')

//Graphique
bounds('1990q2',Dates2PredPIB(y))
plot([yTarget PredM3]);
legend(['y' 'm3']);

```

FIGURE 12 – Procédure simplifiée sous Scilab 4/4