

Document de travail 93-11/Working Paper 93-11

**Modèles indicateurs du PIB réel pour quatre  
pays d'Europe et le Japon**

par  
Peter Gruhn et Pierre St-Amant

Banque du Canada



Bank of Canada

Octobre 1993

**Modèles indicateurs du PIB réel pour quatre  
pays d'Europe et le Japon**

par

Peter Gruhn et Pierre St-Amant

Département des Relations internationales  
Banque du Canada  
Ottawa, Ontario, Canada  
K1A 0G9

Tél. : (613) 782-7386

Fax. : (613) 782-7658

Nous remercions Simon van Norden et Robert Amano pour leur aide et leurs suggestions. Nos remerciements vont également à Graydon Paulin, John Murray, James Powell, Brian O'Reilly, Paul Fenton, Mark McClellan et John Nelmes. Nous sommes seuls responsables des erreurs que ce texte pourrait contenir. Les points de vue exposés dans cette étude représentent l'opinion des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada ni son personnel.

**ISSN 1192-5434**  
**ISBN 0-662-98660-1**  
**Imprimé au Canada sur du papier recyclé**

**Table des matières**

Résumé/Abstract	v
1. Introduction	1
2. Présélection des indicateurs	2
3. Les prévisions relatives aux indicateurs contemporains	2
4. Sélection des modèles indicateurs	4
5. Résultats	6
6. Avenues de recherche à explorer	8
Bibliographie	10
Annexe 1 : Indicateurs considérés et modèles ARMA qui leurs sont associés	11
Annexe 2 : Rappel des critères d'Akaike et de Schwartz	13
Annexe 3 : Statistiques utilisées pour évaluer les prévisions	14
Annexe 4 : Quelques statistiques sur les modèles sélectionnés lorsque ceux-ci sont estimés sur toute la période échantillonnale	16
Annexe 5 : Comparaisons graphiques du PIB en termes réels observé et des prévisions	19

## Résumé

Les données du PIB réel dans les cinq pays d'outre-mer considérés dans la présente étude, soit l'Allemagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni et le Japon, sont publiées sur une base trimestrielle et après un délai d'au moins deux mois. Certains autres indicateurs de l'activité économique sont publiés plus fréquemment et plus rapidement que le PIB réel. Nous présentons ici, pour chacun des pays d'outre-mer, des modèles de prévision du taux de croissance d'un trimestre à l'autre du PIB réel du trimestre en cours (ou terminé, mais dont les données n'ont pas encore été publiées) qui sont d'une grande simplicité et qui utilisent, notamment, l'information véhiculée par des indicateurs mensuels de l'activité économique. Une caractéristique essentielle de ces modèles est qu'ils reposent sur des indicateurs sélectionnés sur la base de leur capacité de prévoir l'évolution du PIB réel à la fin des années 80 et au début des années 90.

## Abstract

For the five overseas countries considered in this study (Germany, France, Italy, the United Kingdom and Japan), data on real GDP are released on a quarterly basis at least two months after the end-of-quarter. Other indicators of economic activity are published sooner than real GDP data, however. The purpose of this study is to present some simple models to forecast the quarter-over-quarter growth of real GDP for the current quarter (or the quarter just completed for which figures have not yet been released) in each of the overseas economies noted above. These models rely primarily on the information provided by monthly indicators of economic activity selected on the basis of their ability to predict changes in real GDP in the late 1980s and early 1990s.

## 1. Introduction

Les données du PIB réel dans les cinq pays d'outre-mer considérés dans la présente étude, soit l'Allemagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni et le Japon, sont publiées sur une base trimestrielle et après un délai d'au moins deux mois<sup>1</sup>. Certains autres indicateurs de l'activité économique sont publiés plus fréquemment et plus rapidement que le PIB réel. Nous présentons ici, pour chacun des pays d'outre-mer, des modèles de prévision du taux de croissance d'un trimestre à l'autre du PIB réel pour le trimestre en cours (ou terminé, mais dont les données n'ont pas encore été publiées) qui sont d'une grande simplicité et qui utilisent, notamment, l'information contenue dans des indicateurs mensuels de l'activité économique. Une caractéristique essentielle de ces modèles est qu'ils reposent sur des indicateurs sélectionnés sur la base de leur capacité de prévoir l'évolution du PIB réel à la fin des années 80 et au début des années 90.

Notre texte est divisé en quatre parties. La première partie explique comment nous avons présélectionné les indicateurs devant servir à prévoir la croissance d'un trimestre à l'autre du PIB réel. La deuxième partie présente la spécification des équations utilisées pour prévoir les indicateurs du PIB réel eux-mêmes. La troisième partie concerne la sélection finale des modèles indicateurs du PIB réel et l'évaluation de la performance de ces modèles lorsqu'on connaît les indicateurs pour zéro, un, deux et les trois mois d'un trimestre. Nos conclusions, de même que certaines avenues de recherches à explorer, sont présentées dans la quatrième partie.

---

1. Nous faisons référence à la dépense nationale brute (DNB) dans le cas du Japon. Par Allemagne, nous entendons ici l'Allemagne de l'Ouest, puisque le gouvernement allemand ne publie toujours pas de comptes nationaux pour l'ensemble du pays.

## **2. Présélection des indicateurs**

L'objectif d'obtenir une estimation du PIB réel tôt pendant un trimestre donné impose certaines contraintes à notre choix d'indicateurs. Ceux-ci doivent en effet être disponibles plus fréquemment et plus rapidement que les données du PIB réel. Nous avons choisi d'utiliser des données mensuelles pour divers indicateurs publiés avant que les données trimestrielles du PIB réel soient connues. Compte tenu de ces contraintes et aussi de nos a priori sur les indicateurs susceptibles d'aider à prévoir la croissance du PIB réel courant, nous avons décidé de retenir les séries chronologiques présentées à l'Annexe 1.

La sélection finale des modèles a été faite sur la base de la capacité des indicateurs à prévoir la croissance d'un trimestre à l'autre du PIB réel (section 4). Dans la section qui suit, nous expliquons comment nous comptons prévoir l'évolution des indicateurs à différents moments pendant un trimestre donné.

## **3. Les prévisions relatives aux indicateurs contemporains**

Un des objectifs de notre étude consiste à utiliser l'information contenue dans un, deux ou trois mois de données mensuelles sur les indicateurs pour prévoir la croissance du PIB réel. Le problème principal que pose la réalisation de cet objectif consiste à estimer des modèles de prévision utilisant des séries chronologiques publiées à des fréquences différentes (mensuelles et trimestrielles). Pour contourner cette difficulté, nous avons estimé des modèles de type ARMA dans le but de prévoir les taux de croissance T/T des indicateurs et ensuite utilisé cette information afin de prévoir la croissance du PIB réel. Cette solution nous semble appropriée dans le contexte des prévisions à court terme (un à trois mois) dans lequel nous utilisons ici ces modèles.

L'Annexe 1 présente les modèles ARMA sélectionnés pour chacun des indicateurs mensuels retenus. La sélection de ces modèles a été effectuée de la façon suivante :

- 1- Toutes les combinaisons de modèles de type ARMA(p,q), où  $p = 0, 1, \dots, 12$  et  $q = 0, 1, \dots, 12$ , ont été estimées pour chacun des indicateurs présélectionnés (voir section 2) à l'aide des données allant du début de la période échantillonnale au début de la période couverte par les prévisions.
- 2- Quelques modèles ARMA ont été retenus pour chacun des indicateurs en fonction du critère d'information d' Akaike ainsi que du critère de Schwartz (l'Annexe 2 contient un bref rappel de ces deux critères).
- 3- Un modèle ARMA a finalement été sélectionné pour chacun des indicateurs en raison de sa capacité à déterminer, un, deux ou trois mois d'avance, l'évolution de l'indicateur considéré pendant la période allant de janvier 1986 à décembre 1992<sup>2</sup>.

Ces modèles ARMA ont ensuite été utilisés pour la sélection finale des modèles indicateurs, qui fait l'objet de la section suivante.

---

2. Le critère de sélection utilisé est la racine carrée de la moyenne des erreurs au carré de la prévision ("root mean square error"). Voir l'Annexe 3 pour une brève description de cette statistique et de certaines autres qui sont considérées.

#### 4. Sélection des modèles indicateurs

Dans cette section, nous présentons l'étape finale de la sélection de modèles indicateurs du PIB réel, ainsi que la performance de ces modèles pour prévoir le PIB réel entre 1986 et 1992 dans les cinq pays d'outre-mer considérés dans cette étude. Ces deux sujets sont étroitement liés puisque notre stratégie consiste justement à sélectionner les modèles en fonction de leur aptitude à prévoir l'évolution du PIB réel au cours des années récentes (et donc pas en fonction de leur capacité de rendre compte de l'évolution du PIB réel pour toute la période échantillonnale). Nos programmes permettent d'évaluer la capacité de différents groupes d'indicateurs à prévoir la croissance du PIB réel lorsqu'on dispose de zéro, un, deux ou trois mois d'information sur ces indicateurs pour un trimestre donné, de la façon exposée ci-après<sup>3</sup>:

- 1- Nous avons estimé les modèles ARMA présentés à la section précédente à l'aide du logiciel RATS et en utilisant l'information mensuelle pour la période allant du début de la période échantillonnale à décembre 1985. Nous avons ensuite utilisé ces modèles pour prévoir la croissance des indicateurs en janvier, février et mars 1986.
- 2- Nous avons estimé plusieurs combinaisons des indicateurs (moindres carrés ordinaires avec et sans constante) au sein d'équations ayant le PIB réel comme variable dépendante, et ce, en utilisant des données trimestrielles allant du début de la période échantillonnale au quatrième trimestre 1985. Nous avons ensuite utilisé ces modèles, en même temps que les prévisions effectuées à l'étape 1, pour prévoir la croissance du PIB réel au 1T86, puis calculé l'erreur de prévision.

---

3. On peut obtenir les programmes utilisés en s'adressant aux auteurs.

- 3- Nous avons répété l'étape 1 en utilisant l'information allant du début de la période échantillonnale à janvier 1986 pour estimer les modèles ARMA.
- 4- Nous avons répété l'étape 2 en utilisant les prévisions des modèles ARMA produites à l'étape 3.
- 5- Nous avons répété toutes les étapes précédentes pour chacun des trimestres et des mois de la période allant du premier trimestre de 1986 au quatrième trimestre 1992. (Il n'était évidemment pas nécessaire de réestimer et de simuler les modèles ARMA lorsque nous disposions de trois mois d'information sur les indicateurs.)
- 6- Nous avons calculé les statistiques suivantes lorsque nous disposions de zéro, un, deux et trois mois d'information sur les indicateurs pour un trimestre donné : l'erreur moyenne; l'erreur moyenne absolue; la racine carrée de la moyenne des erreurs au carré (RCMEC); la statistique de THEIL. (Ces statistiques sont présentées brièvement à l'Annexe 3.)

Nous avons sélectionné quelques modèles pour chacun des pays sur la base des statistiques mentionnées à l'étape no 7 (l'accent était cependant mis sur la RCMEC). Des tests effectués sur les résidus de ces modèles indiquaient que, dans certains cas, ils étaient autocorrélés. Nous avons alors ajouté à ces modèles des retards sur les variables indépendantes et dépendantes<sup>4</sup>. Enfin, nous avons répété les étapes 1 à 7 pour chacun de ces modèles afin de comparer leur performance à celle des modèles originaux.

---

4. Le nombre de retards retenu correspond à l'ordre de modèles autorégressifs identifiés pour les résidus des modèles originaux à l'aide des critères de Schwartz et d'Akaike.

## 5. Résultats

Le tableau 1 (page suivante) présente la performance des équations finalement retenues pour prévoir la croissance du PIB réel lorsque nous disposons de zéro, un, deux ou trois mois d'information sur les indicateurs du PIB pour la période allant du premier trimestre 1986 au quatrième trimestre de 1992. L'Annexe 4 présente, quant à elle, quelques statistiques sur les équations sélectionnées. L'Annexe 5 comprend deux graphiques comparant la croissance du PIB réel observé avec les prévisions lorsqu'on dispose d'un et de deux mois d'information sur les indicateurs.

Le tableau 1 indique que la performance des modèles indicateurs varie d'un pays à l'autre. Les erreurs de prévision des modèles européens sont généralement inférieures à celles du modèle japonais. Ces différences de résultats découlent probablement, en partie du moins, des différences entre les divers pays en ce qui concerne la fiabilité des données mensuelles utilisées pour prévoir l'évolution du PIB réel. Une variance plus prononcée des chiffres observés du PIB réel (cas de l'Allemagne notamment) peut aussi, dans certains cas, rendre compte d'erreurs d'une plus grande ampleur (plus le PIB réel est volatile, plus il est difficile d'en prévoir la croissance).

Comme nous l'avions anticipé, la performance des modèles tend généralement à s'améliorer pendant le trimestre à mesure qu'on dispose de plus d'information sur les indicateurs. Il est à noter cependant que certains modèles font relativement bonne figure, même lorsqu'on dispose de moins d'un mois d'information sur les indicateurs.

**TABLEAU 1**  
**Erreurs de prévision du taux de croissance T/T du PIB réel**  
**(28 prévisions pour la période allant du 1T86 au 4T92)**

Nombre de mois connus pour le trimestre	Erreur moyenne	Erreur moyenne absolue	RCMEC	Statistique de THEIL
<b>Allemagne</b>				
zéro	0,196	0,750	0,965	0,611
un	0,076	0,540	0,670	0,424
deux	0,021	0,381	0,465	0,295
trois	0,033	0,369	0,423	0,268
<b>France</b>				
zéro	0,040	0,437	0,518	0,667
un	0,030	0,375	0,444	0,572
deux	0,051	0,326	0,409	0,527
trois	0,043	0,303	0,382	0,492
<b>Italie</b>				
zéro	0,063	0,455	0,567	0,790
un	0,100	0,394	0,481	0,667
deux	0,156	0,338	0,408	0,565
trois	0,168	0,327	0,405	0,561
<b>Royaume-Uni</b>				
zéro	0,057	0,628	0,794	1,300
un	0,071	0,443	0,537	0,879
deux	0,078	0,331	0,405	0,663
trois	0,043	0,281	0,381	0,624
<b>Japon</b>				
zéro	-0,127	0,525	0,683	0,579
un	-0,102	0,554	0,699	0,593
deux	-0,107	0,520	0,654	0,555
trois	-0,096	0,523	0,654	0,555

## 6. Avenues de recherche à explorer

- Nous avons utilisé, pour ce travail, des données finales et déjà révisées. Les projections, cependant, se font souvent à partir de données provisoires et susceptibles d'être révisées. Une extension possible de notre travail serait de retracer les données "en temps réel" et d'évaluer la performance de nos modèles lorsqu'on utilise ce type de données. Il pourrait cependant s'avérer fastidieux de retracer de telles données.
- Il serait peut-être possible d'utiliser l'information mensuelle sur les indicateurs du PIB réel de façon plus efficace en travaillant dans le cadre de modèles d'espace d'état ("state-space") et en utilisant le filtre de Kalman, comme le recommande Zdrozny (1990). Cependant, les modèles qui découleraient de l'utilisation de ces méthodes perdraient probablement en maniabilité et en simplicité.
- Nous pourrions également utiliser des techniques autres que celle de l'estimation des modèles ARMA pour prévoir la croissance mensuelle des indicateurs du PIB réel. Par exemple, dans une étude portant sur l'économie étasunienne où il applique une méthodologie similaire à la nôtre, Trehan (1989) estime des modèles de type BVAR pour prévoir les indicateurs mensuels.
- La prise en compte de possibles changements structurels entre les indicateurs mensuels et le PIB réel pour les pays considérés pourrait peut-être, dans certains cas, améliorer la performance des modèles. Des travaux préliminaires (sur le relation entre le PIB réel et la production industrielle notamment) nous font cependant penser que ce problème n'est pas très important pour des modèles du type de ceux que nous examinons dans cette étude.

- Il serait intéressant de vérifier si des modèles similaires à ceux qui sont présentés ici et qui utiliseraient peut-être une technique différente pour prévoir les indicateurs mensuels de l'activité économique pourraient être utiles pour prévoir le PIB réel à plus long terme.

## BIBLIOGRAPHIE

- Akaike, H., "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle", dans Petrov et Csaki eds., *2nd International Symposium on Information Theory*, Budapest, Academiae Kiado, 1973
- Judge, G. G. et al., *The Theory and Practice of Econometrics*, 2<sup>e</sup> ed., John Wiley and Sons, 1985.
- Kennedy, P., *A Guide to Econometrics*, 2<sup>e</sup> édition, Cambridge: MIT Press, 1985.
- Schwartz, G., "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics*, Vol. 6, 1978.
- Theil, H., *Applied Economic Forecasting*, Amsterdam: Northern Holland, 1966.
- Trehan, B., "Forecasting Growth in Current Quarter Real GNP", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, hiver 1989, p. 39-52.
- Zadrozny, P. A., "Forecasting U.S. GNP at Monthly Intervals with an Estimated Bivariate Time Series Model", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta, décembre 1990, p. 2-15.

## ANNEXE 1

### Indicateurs considérés et modèles ARMA qui leurs sont associés<sup>1</sup>

#### France :

- exportations nominales: ARMA(1,0)\*;
- importations nominales: ARMA(2,3);
- masse monétaire M1: ARMA(6,3);
- masse monétaire M3: ARMA(1,2);
- nombre de chômeurs: ARMA(1,0);
- postes vacants: ARMA(8,5)\*;
- production industrielle: ARMA(2,4);
- ventes au détail: ARMA(0,1);
- construction, travaux publics: ARMA(2,3)\*;
- prix à la consommation: ARMA(5,3);
- indice de la Bourse de Paris: ARMA(0,1).

#### Italie :

- exportations en volume: ARMA(2,5);
- importations en volume: ARMA(2,0);
- masse monétaire M1: ARMA(12,0)\*;
- masse monétaire M2: ARMA(12,2);
- production industrielle: ARMA(2,5)\*;
- prix des actions: ARMA(1,0);
- prix à la consommation: ARMA(3,3);
- indice de la Bourse de Milan: ARMA(1,0).

#### Japon :

- exportations nominales: ARMA(0,1)\*;
- importations nominales: ARMA(0,1)\*;
- masse monétaire M2+cd: ARMA(1,1);
- nombre de chômeurs: ARMA(4,4);
- nombre d'employés: ARMA(0,1);
- offres d'emplois effectives: ARMA(2,2)\*;
- production industrielle: ARMA(1,2)\*;
- prix à la consommation: ARMA(6,2)\*;
- indice de la Bourse de Tokyo: ARMA(0,1).

#### Allemagne<sup>2</sup> :

- commandes manufacturières: ARMA(0,1);
- exportations nominales: ARMA(2,1);
- importations nominales: ARMA(2,4);
- masse monétaire M1: ARMA(1,0);
- masse monétaire M3: ARMA(3,3);
- nombre de chômeurs: ARMA(1,0);
- postes vacants: ARMA(2,1);
- production industrielle: ARMA(0,1)\*;
- ventes au détail: ARMA(0,1)\*;
- prix à la consommation: ARMA(1,0);
- indice de la Bourse de Francfort: ARMA(1,0).

#### Royaume-Uni :

- exportations nominales: ARMA(0,1);
- importations nominales: ARMA(2,3)\*;
- masse monétaire M0: ARMA(1,1)\*;
- nombre de chômeurs: ARMA(0,1);
- production industrielle: ARMA(0,1)\*;
- ventes au détail: ARMA(0,1)\*;
- prix à la consommation: ARMA(1,0)\*;
- indice de la Bourse de Londres: ARMA(0,1)\*.

1. Voir Section 1 sur la présélection des indicateurs. Voir Section 2 sur la spécification des modèles ARMA. Les indicateurs finalement sélectionnés sont marqués d'une étoile (\*).

2. L'unification a causé un "saut" considérable dans les statistiques des agrégats monétaires de l'Allemagne. C'est pour cette raison que nous ne considérons pas ces séries. Les données sur le secteur extérieur concernant l'ensemble de l'Allemagne à partir du troisième trimestre de 1990. Ce changement de définition ne semble pas avoir causé de saut important dans ces séries.

Ces séries proviennent de diverses sources : les banques centrales, la BRI, l'OCDE, et "Data Resources Incorporated" (DRI). Nous considérons les importations et les exportations en termes nominaux, parce que ces chiffres ne sont disponibles en volume qu'après un long délai. Les autres séries sont toutes considérées en termes réels, à l'exception des indices boursiers. Les données que nous utilisons sont déjà désaisonnalisées (par les autorités nationales), notamment parce qu'il peut être difficile d'avoir accès à certaines séries non désaisonnalisées. Les séries retenues sont toutes converties sous la forme de taux de croissance d'un trimestre à l'autre ou d'un mois à l'autre.

Nous considérons les périodes échantillonnales suivantes :

- **France** : de janvier 1974 à décembre 1992;
- **Allemagne** : de janvier 1973 à décembre 1992;
- **Italie** : de janvier 1976 à décembre 1992;
- **Royaume-Uni** : de janvier 1974 à décembre 1992;
- **Japon** : de janvier 1976 à décembre 1992.

## ANNEXE 2

### Rappel des critères d'Akaike et de Schwartz<sup>1</sup>

Le critère d'information d'Akaike (CIA) est basé sur le principe du maximum de vraisemblance. Sa forme peut se réduire à :

$$CIA(p, d, q) = T \log(\sigma)^2 + 2 \left( \frac{T}{T-2} \right) (p + q + 1 + \delta)$$

où,

$$\delta = 1, \text{ si } d = 0$$

$$\delta = 0, \text{ si } d \neq 0$$

et où  $p$  est l'ordre d'autorégression;  $d$ , l'ordre d'intégration;  $q$  est l'ordre de moyenne mobile et  $T$ , est le nombre d'observations.

Le modèle ARIMA optimal est alors obtenu de la relation suivante :

$$CIA^* = \min\{ CIA(p,d,q) / p = 0, 1, \dots, 12, d = 1 \text{ et } q = 0, 1, \dots, 12 \}$$

Le critère de Schwartz (CS), basé sur des arguments bayésiens, peut être réduit à la forme suivante :

$$CS(p, d, q) = \log(\sigma^2) + \frac{(p + q) \cdot \log(T)}{T}$$

Le modèle ARIMA optimal est alors :

$$CS^* = \min\{ CS(p,d,q) / p = 0, 1, \dots, 12, d = 1 \text{ et } q = 0, 1, \dots, 12 \}$$

---

1. Pour de plus amples renseignements, voir Judge et al. (1985), Akaike (1973), et Schwartz (1978).

### ANNEXE 3

#### Statistiques utilisées pour évaluer les prévisions

La première statistique considérée est simplement l'erreur moyenne des prévisions (EM), qui peut s'écrire de la façon suivante :

$$EM = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (F_t - A_t)$$

où  $n$  est le nombre d'observations;  $F_t$  la valeur prévue à la période  $t$  et  $A_t$ , la valeur observée à la période  $t$ .

La deuxième statistique calculée est l'erreur moyenne absolue (EMA). Celle-ci est définie comme la moyenne des erreurs de prévision calculées en termes absolus et peut s'écrire de la façon suivante :

$$EMA = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |F_t - A_t|$$

La racine carrée de la moyenne des erreurs au carré (RCMEC) a aussi été considérée. Cette statistique donne une pondération plus grande aux erreurs de prévision relativement plus importantes. Elle peut s'écrire ainsi :

$$RCMEC = \left[ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (F_t - A_t)^2 \right]^{1/2}$$

Finalement, nous présentons aussi la statistique Theil, qui compare la racine carrée de la moyenne des erreurs de prévision au carré de la racine carrée de la moyenne des changements par rapport à la période précédente. La statistique de Theil (U) peut s'écrire de la façon suivante :

$$U = \frac{\left[ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (F_t - A_t)^2 \right]^{1/2}}{\left[ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (A_{t-1} - A_t)^2 \right]^{1/2}}$$

Une valeur égale à zéro indique une prévision parfaite. Une valeur plus grande que l'unité indique que la prévision est moins précise qu'une autre qui ne ferait que supposer qu'il n'y a pas de changement par rapport à la période précédente<sup>1</sup>.

---

1. Pour de plus amples renseignements, voir par exemple Kennedy (1985) et Theil (1966).

## ANNEXE 4

**Quelques statistiques sur les modèles sélectionnés lorsque ceux-ci sont estimés sur toute la période échantillonnale<sup>1</sup>**Variable à prévoir : **PIB réel allemand**

Période échantillonnale : 1T73 au 4T92

R-carré : 0,860 R-carré ajusté : 0,837

<u>Régresseurs</u>	<u>Coefficients</u>	<u>Statistiques t</u>
Constante	0,664	6,783
PI <sup>2</sup>	0,464	13,613
PI(-1)	0,230	3,712
PI(-2)	-0,003	-0,047
PI(-3)	0,259	4,242
VD	0,093	2,805
VD(-1)	0,080	2,280
VD(-2)	0,073	1,979
VD(-3)	0,008	-0,222
PIB(-1)	-0,469	-4,442
PIB(-2)	-0,160	-1,409
PIB(-3)	-0,410	-4,024
LM(1) = 0,261 <sup>3</sup>	Jarque-Bera = 0,931	
LM(2) = 0,086	Runs test = 0,218	
LM(3) = 0,147		
LM(4) = 0,306		

- Il est important de souligner que ces statistiques se rapportent aux modèles estimés sur toute la période échantillonnale. En effet, ces modèles ont été sélectionnés sur la base de leur capacité à prévoir le PIB réel entre le premier trimestre de 1986 et le quatrième trimestre de 1992 lorsque un, deux ou trois mois d'information sur les indicateurs mensuels contemporains étaient connus. Pour ce faire, nous les avons réestimés au moment d'effectuer chacune des prévisions trimestrielles en utilisant l'information qui était disponible au moment de faire ces prévisions. Ces statistiques se rapportent donc aux modèles utilisés pour prévoir le quatrième trimestre de 1992 et peuvent être différentes dans le cas des modèles utilisés pour faire d'autres prévisions. La troisième section du texte fournit une explication détaillée du processus de sélection du modèle final.
- PI = production industrielle; VD = ventes au détail; COMM = commandes au secteur manufacturier; EV = emplois vacants; CONS = construction et travaux publics; IMP = importations nominales; EXP = exportations nominales; UV = ratio chômeurs/postes vacants; IPC = indice des prix à la consommation; et IB = indice boursier. Le nombre de délais est entre parenthèses.
- Nous rapportons les niveaux marginaux pour lesquels les tests diagnostiques sont significatifs.

Variable à prévoir : PIB réel français  
 Période échantillonnale : 1T74 au 4T92  
 R-carré : 0,357    R-carré ajusté : 0,331

<u>Régresseurs</u>	<u>Coefficients</u>	<u>Statistiques t</u>
Constante	0,473	6,383
EV	0,025	3,526
CONS	0,052	3,042
EXP	0,049	2,834
LM(1) = 0,328	Jarque-Bera = 0,821	
LM(2) = 0,443	Runs = 0,654	
LM(3) = 0,361		
LM(4) = 0,520		

Variable à prévoir : PIB réel italien  
 Période échantillonnale : 1T76 au 4T92  
 R-carré : 0,721    R-carré ajusté : 0,667

<u>Régresseurs</u>	<u>Coefficients</u>	<u>Statistiques t</u>
Constante	0,378	2,277
PI	0,239	7,814
PI(-1)	0,191	4,338
PI(-2)	0,096	2,019
PI(-3)	0,081	1,811
M1	0,026	1,200
M1(-1)	0,048	2,299
M1(-2)	0,033	1,510
M1(-3)	0,050	2,371
PIB(-1)	-0,209	-1,639
PIB(-2)	-0,297	-2,303
PIB(-3)	-0,274	-2,239
LM(1) = 0,879	Jarque-Bera = 0,629	
LM(2) = 0,335	Runs = 0,664	
LM(3) = 0,290		
LM(4) = 0,454		

Variable à prévoir : PIB réel britannique  
 Période échantillonnale : 1T74 au 4T92  
 R-carré : 0,632    R-carré ajusté : 0,610

<u>Régresseurs</u>	<u>Coefficients</u>	<u>Statistiques t</u>
PI	0,243	4,902
VD	0,416	6,107
M0	0,126	1,441
IMP	-0,008	-0,461
IPC	-0,032	-0,517
IB	0,007	0,712
LM(1) = 0,015	Jarque-Bera = 0,302	
LM(2) = 0,022	Runs = 0,931	
LM(3) = 0,039		
LM(4) = 0,097		

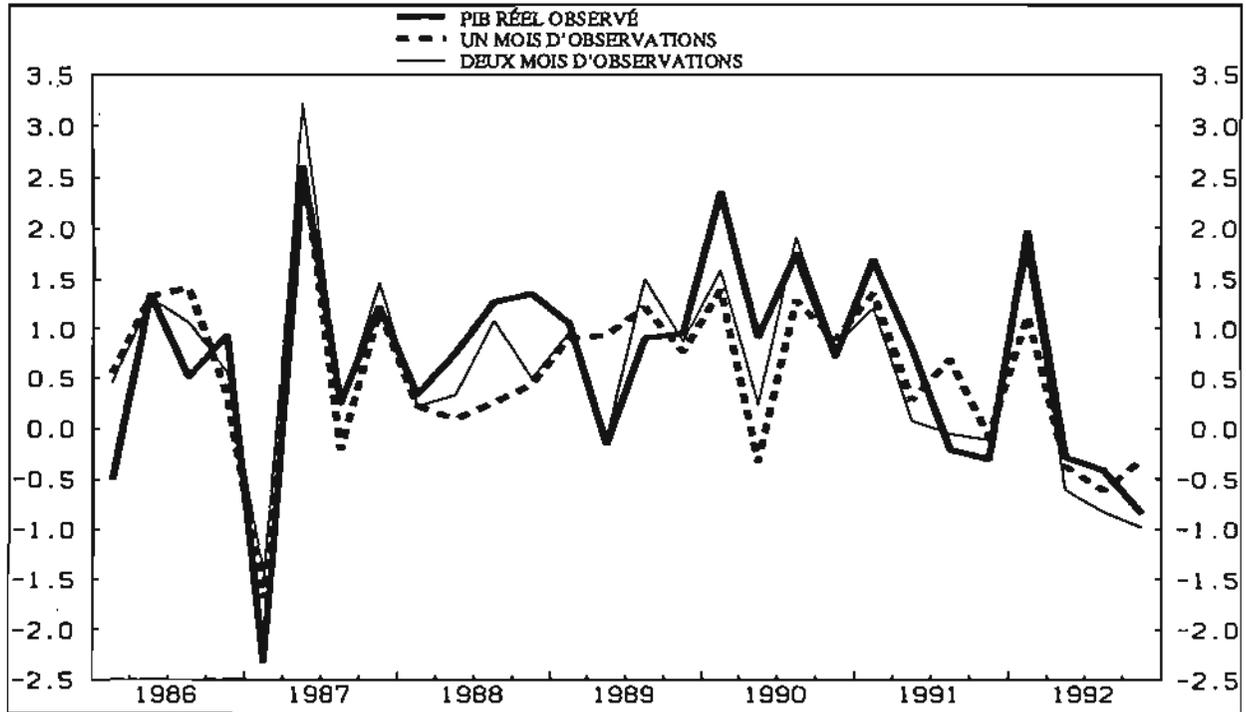
Variable à prévoir : DNB réelle japonaise  
 Période échantillonnale : 1T76 au 4T92  
 R-carré : 0,401    R-carré ajusté : 0,279

<u>Régresseurs</u>	<u>Coefficients</u>	<u>Statistiques t</u>
Constante	1,012	5,790
PI	0,111	1,519
PI(-1)	-0,074	-0,936
EXP	-0,015	0,565
EXP(-1)	-0,009	-0,348
IMP	-0,043	-2,346
IMP(-1)	0,002	0,082
UV	0,054	1,723
UV(-1)	0,039	1,357
IPC	-0,043	-0,435
IPC(-1)	0,212	2,369
DNB(-1)	-0,167	-1,289
LM(1) = 0,307	Jarque-Bera = 0,753	
LM(2) = 0,225	Runs = 0,018	
LM(3) = 0,209		
LM(4) = 0,205		

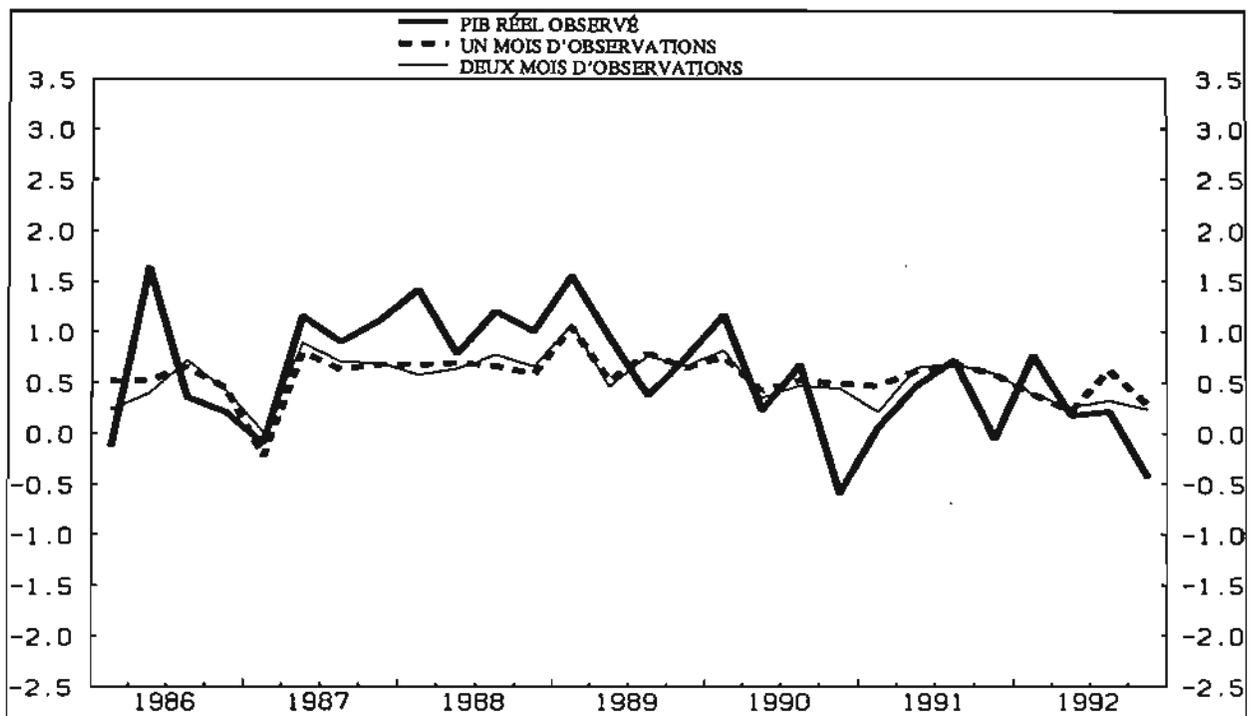
## ANNEXE 5

Comparaisons graphiques du PIB réel observé et des prévisions  
(Taux de croissance d'un trimestre à l'autre, 1T86-4T92)

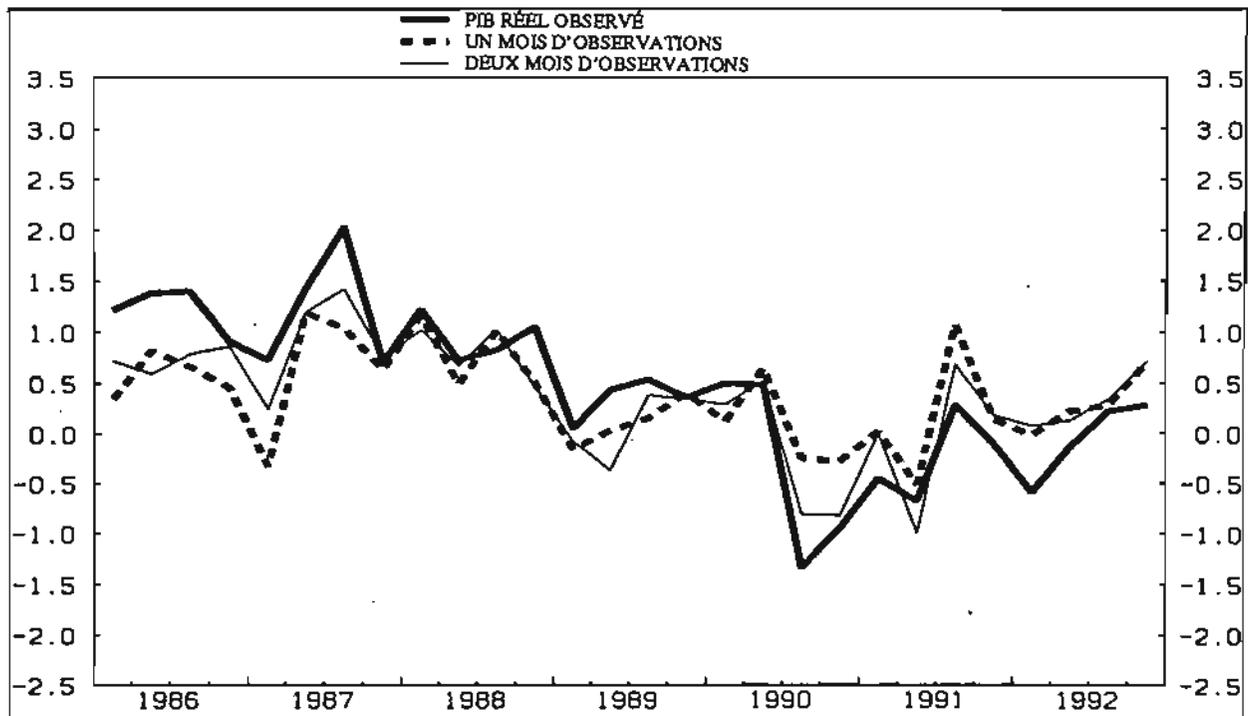
## ALLEMAGNE



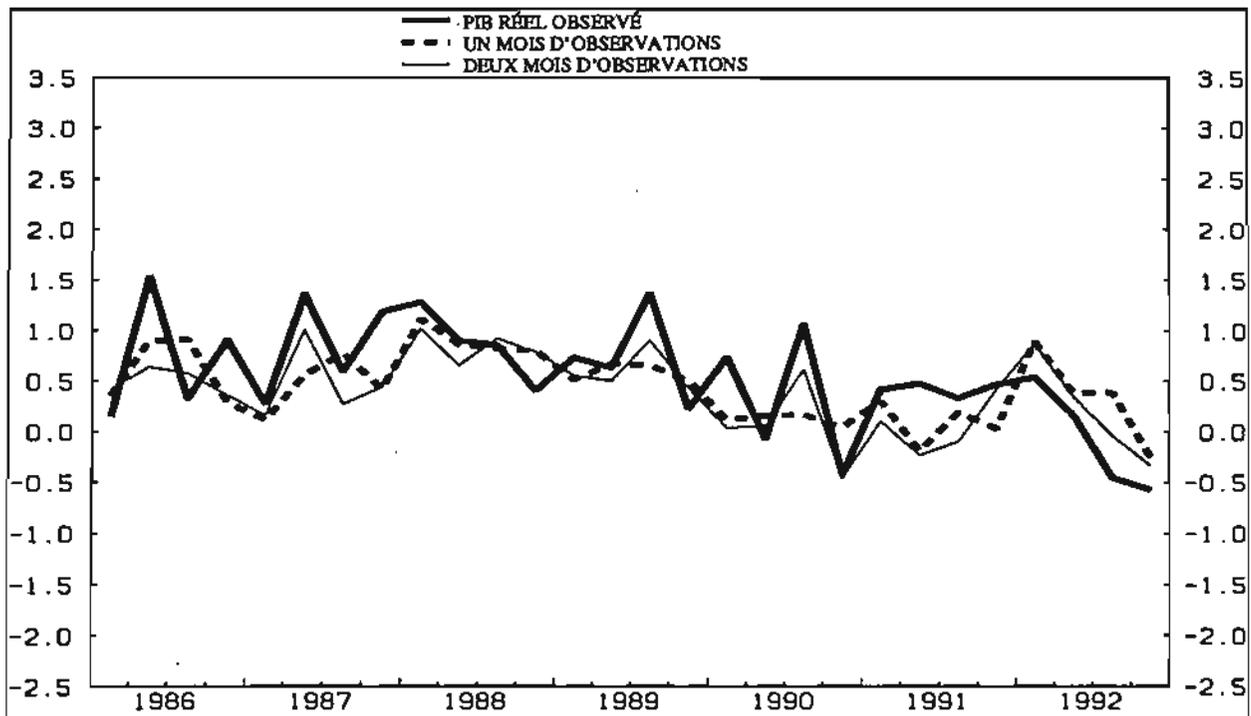
## FRANCE

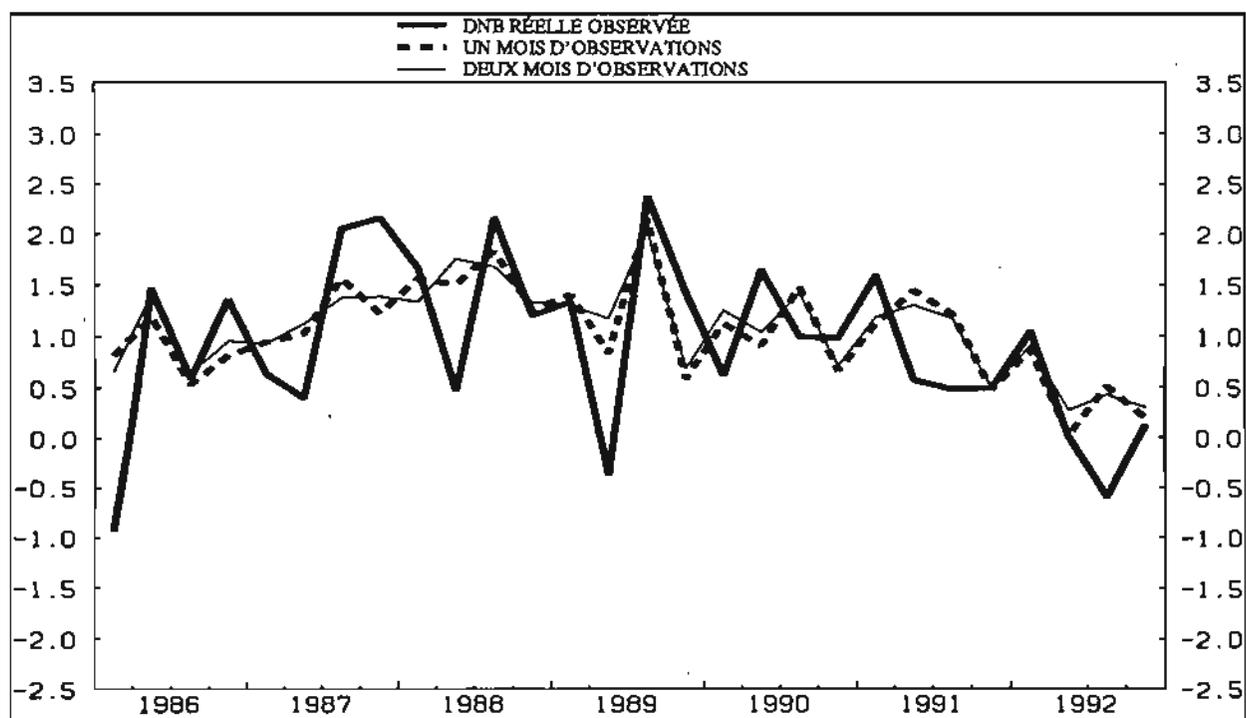


## ROYAUME-UNI



## ITALIE



**JAPON**

## Documents de travail de la Banque du Canada

1992

- 92-1 Should the Change in the Gap Appear in the Phillips Curve? :  
Some Consequences of Mismeasuring Potential Output D. Laxton, K. Shoom  
et R. Tetlow
- 92-2 Determinants of the Prime Rate: 1975-1989 S. Hendry
- 92-3 Is Hysteresis a Characteristic of the Canadian Labour Market? :  
A Tale of Two Studies S. Poloz  
et G. Wilkinson
- 92-4 Les taux à terme administrés des banques J.-P. Caron
- 92-5 An Introduction to Multilateral Foreign Exchange Netting W. Engert
- 92-6 Inflation and Macroeconomic Performance: Some Cross-Country Evidence B. Cozier et J. Selody
- 92-7 Unit Root Tests and the Burden of Proof R. A. Amano et S. van Norden

1993

- 93-1 The Implications of Nonstationarity for the Stock-Adjustment Model R. A. Amano et T. S. Wirjanto
- 93-2 Speculative Behaviour, Regime Switching and Stock  
Market Fundamentals S. van Norden  
et H. Schaller
- 93-3 Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence R. A. Amano et S. van Norden
- 93-4 State Space and ARMA Models: An Overview of the Equivalence P. D. Gilbert
- 93-5 Regime Switching as a Test for Exchange Rate Bubbles S. van Norden
- 93-6 Problems in Identifying Non-linear Phillips Curves: Some Further  
Consequences of Mismeasuring Potential Output D. Laxton,  
D. Rose et R. Tetlow
- 93-7 Is the Canadian Phillips Curve Non-linear? D. Laxton, D. Rose et R. Tetlow
- 93-8 The Demand for M2+, Canada Savings Bonds and Treasury Bills K. McPhail
- 93-9 Stockout Avoidance Inventory Behaviour with Differentiated Durable Products P. H. Thurlow
- 93-10 The Dynamic Demand for Money in Germany, Japan and the United Kingdom R. A. Amano  
et T. S. Wirjanto
- 93-11 Modèles indicateurs du PIB réel pour quatre pays d'Europe et le Japon P. Gruhn et P. St-Amant

Pour se procurer les publications de la Banque, s'adresser à la :

Diffusion des publications  
Banque du Canada  
234, rue Wellington  
Ottawa (Ontario) K1A 0G9