

---

**NOTES D'ÉTUDES**

**ET DE RECHERCHE**

---

**PIB POTENTIEL ET ÉCART DE PIB :**

**QUELQUES ÉVALUATIONS**

**POUR LA FRANCE**

Mustapha Baghli, Carine Bouthevillain, Olivier De Bandt, Henri Fraise, Hervé  
Le Bihan et Philippe Rousseaux

Juillet 2002

**NER # 89**



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES ET DES RELATIONS  
INTERNATIONALES  
DIRECTION DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES ET DE LA RECHERCHE

**PIB POTENTIEL ET ÉCART DE PIB :**  
**QUELQUES ÉVALUATIONS**  
**POUR LA FRANCE**

Mustapha Baghli, Carine Bouthevillain, Olivier De Bandt, Henri Fraisse, Hervé  
Le Bihan et Philippe Rousseaux

Juillet 2002

**NER # 89**

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « [www.banque-France.fr](http://www.banque-France.fr) ».

The Working Paper Series reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "[www.banque-France.fr](http://www.banque-France.fr)".

## **Résumé**

### **PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France**

Cette Note d'Etudes et de Recherches est consacrée aux différentes évaluations du PIB potentiel et de l'écart de PIB de l'économie française. Plusieurs méthodes, largement présentés en détail ici, sont proposées pour mesurer ces indicateurs. Les deux premières contributions présentent des approches statistiques univariées : le lissage par la méthode du filtre Hodrick-Prescott ; l'ajustement d'une tendance, éventuellement coudée. Les deux suivantes prolongent les discussions portant sur les méthodes statistiques en les étendant aux cas multivariés. Plus précisément, il s'agit là d'analyse de modèles VAR structurels ou de modèles à composantes inobservables. Enfin, la dernière partie du document propose une évaluation du PIB potentiel fondée sur une méthode structurelle. Dans ce cas, la production du secteur marchand est décrite par une fonction de Cobb-Douglas alors que celle du secteur non-marchand est supposée exogène. Par ailleurs, l'évaluation d'un niveau potentiel de court-moyen terme du PIB par l'approche structurelle nécessite aussi le calcul préalable d'un taux de chômage d'équilibre.

## **Abstract**

### **Potential Output and Output Gap : Some estimates for France**

This Study and Research Paper is devoted to different estimates of the French economy's potential output and output gap. Several methods, which are presented in detail, are put forward to measure these indicators. The first two sections of the paper profile statistical univariate approaches: smoothing using the Hodrick-Prescott filter; and estimation of a trend, potentially including breaks. The next two sections extend the discussion on statistical techniques to multivariate cases. To be precise, they involve the analysis of structural VAR models and unobserved component models. The final section proposes a structural method for estimating potential output, where business sector output is described by a Cobb-Douglas function, while that of the non-business sector is assumed to be exogenous. For this structural method, the NAIRU has to be calculated before estimating the short to medium-term level of potential output.

# Sommaire

**Filtre de Hodrick-Prescott et choix de la valeur du paramètre  $\lambda$ ..... 1**

Carine Bouthevillain

**Le PIB tendanciel français : une approche par les ruptures de tendance ..... 22**

Hervé Le Bihan

**Output Gap : indicateurs statistiques calculés par la méthode des VAR «structurels»..... 42**

Olivier de Bandt

**Calcul de l'écart à la production potentielle à l'aide d'un modèle à composante inobservée..... 53**

Mustapha Baghli et Henri Fraise

**Estimation du P.I.B. potentiel et de l'écart par la méthode «structurelle»..... 69**

Olivier de Bandt et Philippe Rousseaux

Cette Note d'Études et de Recherche résulte de l'activité d'un groupe de travail constitué à la Banque de France sur le thème « croissance potentielle et tensions inflationnistes ». L'activité de ce groupe de travail a débouché sur un ensemble d'analyses dont certaines donnent simultanément lieu à publication dans le Bulletin de la Banque de France, n° 103, de juillet 2002. La présente Note d'Études et de Recherche détaille la construction des indicateurs de PIB potentiel et d'écart de PIB sous-jacents à ces analyses.

Piloté par G. Cette, ce groupe de travail a bénéficié de la participation active de S. Avouyi-Dovi, M. Baghli, O. de Bandt, L. Bilke, C. Bouthevillain, L. Clerc, Ph. Dedryver, X. Denis, B. Fougier, H. Fraise, D. Irac, I. Kuhlen, H. Le Bihan, D. Nivat, A.-M. Rieu, Ph. Rousseaux, A. Sylvain et J.-P. Villetelle.

# Filtre de Hodrick-Prescott et choix de la valeur du paramètre $\lambda$

**Carine Bouthevillain<sup>1</sup>**

## Résumé

Le filtre de Hodrick-Prescott (HP) nécessite de fixer une valeur pour le paramètre de lissage  $\lambda$ . Cette valeur doit être choisie en fonction de propriétés statistiques et économiques que l'on veut voir satisfaites par la tendance et le cycle ainsi obtenus.

- Sur un plan statistique, choisir la valeur de  $\lambda$  revient à sélectionner la part des fluctuations qui relèvent du court terme et celle des mouvements qui affectent le long terme. En pratique, un  $\lambda$  trop faible affecte à tort une partie des cycles de périodicité courte à la tendance conduisant cette dernière à être trop volatile. A l'opposé, un  $\lambda$  trop élevé conduit à surestimer la composante cyclique. Choisir la valeur du paramètre  $\lambda$  revient donc à déterminer la longueur moyenne des cycles d'activité. En Europe, celle-ci est habituellement supposée être comprise entre 8 et 10 ans. Ce critère interdit de choisir une valeur trop élevée pour  $\lambda$ .
- Sur un plan économique, choisir une tendance fortement volatile revient à mener une analyse structurelle dans un environnement économique pas assez stabilisé, autrement dit encore trop influencé par des fluctuations conjoncturelles. Ce critère interdit de choisir une valeur trop faible pour  $\lambda$ .

Conformément au choix fait par le groupe de travail sur les soldes budgétaires ajustés du cycle dans le cadre du SEBC, le calcul de l'écart de production avec le filtre de HP sera effectué en fixant le paramètre  $\lambda$  à 30 pour les séries annuelles (la valeur équivalente pour les séries trimestrielles est de 7000). Cette valeur concilie de manière équilibrée les arguments de nature statistique et économique. Pour les données trimestrielles, afin de comparer nos résultats avec ceux des autres institutions, le calcul sera également effectué avec la valeur standard de 1600.

## Abstract

The smoothing parameter  $\lambda$  of the HP filter must be set according to the desired statistical and economic properties of the trend and the cycle components of a serie.

From a statistical point of view, choosing a value for  $\lambda$  is equivalent to sharing out economic fluctuations into short term and long-term components. In practice, a too low  $\lambda$  wrongly attributes a part of the short-length cycles to the trend, which is then too volatile. On the contrary, a too-high  $\lambda$ -value yields to overestimate the cyclical component. Consequently, the choice of  $\lambda$  is equivalent to the choice of the mean-length of the business cycle, which is usually supposed to be between 8 and 10 years in Europe. Therefore, a too high  $\lambda$ -value has to be avoided.

From an economic point of view, a too-volatile trend is inappropriate for structural analysis. The macroeconomic environment has to be roughly stabilised in the long term, which means

---

<sup>1</sup> Banque de France, Service d'Études des Politiques de Finances Publiques (FIPU). Correspondance à C. Bouthevillain, Banque de France, 41-1371 DEER-FIPU, 39, rue Croix-des-Petits-Champs, 75049 Paris Cedex 01. Tél + 33 1 42 92 27 87 E-mail carine.bouthevillain@banque-france.fr.

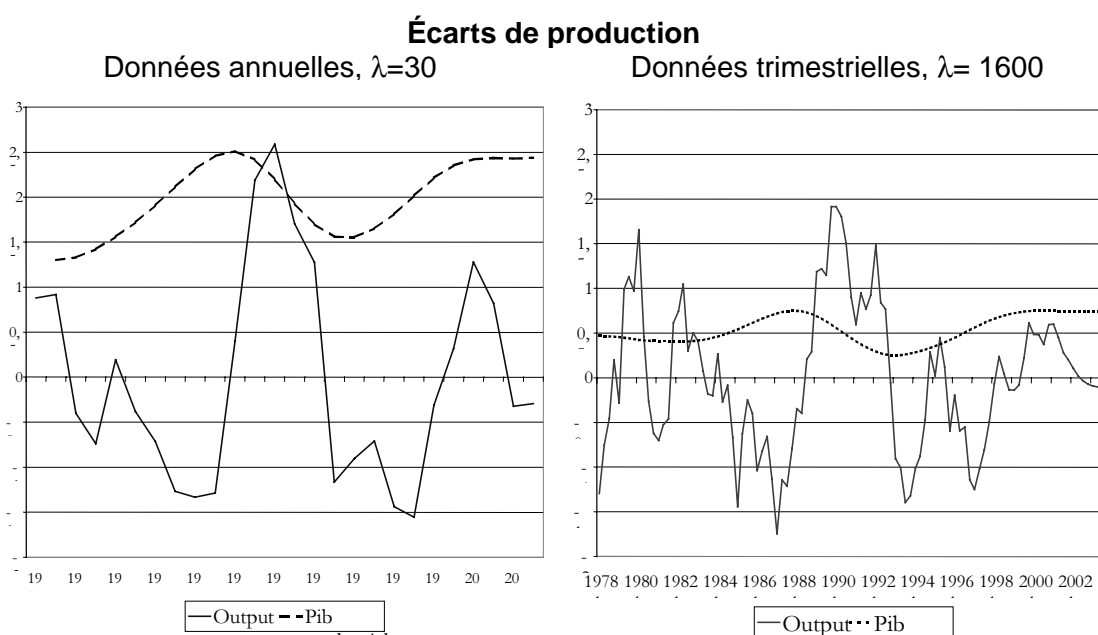
that the cyclical fluctuations must have a very weak impact on the trend. This criteria rules out too low values for  $\lambda$ .

In accordance with the choice of the team which was working on cyclically-adjusted-budget within the ESCB, the output gap is evaluated with an HP-filter using a  $\lambda$  parameter equal to 30 for annual data (or the equivalent value, 7000, for quarterly data). This value reconciles in a balanced way the statistical and economic issues. In order to compare our results with other institutions, the calculations are made with the standard value of  $\lambda$  (1600) for quarterly data.

**Classification JEL** : C10, E32, E62.

**Mots-clés** :Analyse spectrale, déficit budgétaire ajusté du cycle, filtre de Hodrick-Prescott.

**Key Words** :Spectral analysis, cyclically-adjusted-budget, Hodrick-Prescott filter.



Croissance tendancielle 2001 = 2,4 %

Croissance tendancielle annualisée 2001 = 3 %

## Introduction

Le filtre de Hodrick-Prescott (HP) est une des méthodes privilégiées pour extraire la composante tendancielle d'une série macroéconomique. Ce filtre est en effet transparent et aisé à mettre en œuvre. Une littérature abondante montre qu'il possède des propriétés statistiques satisfaisantes. Par ailleurs, même s'il donne lieu à des effets de bord, le filtrage des derniers points de l'échantillon est relativement peu sensible aux prévisions utilisées pour prolonger les séries à moyen terme. D'où son utilisation courante dans un grand nombre de travaux empiriques d'organisations nationales ou internationales.

Cependant, la littérature purement statistique ne considère pas ce filtre comme idéal, car il ne permet pas de répartir les cycles de longueur différente de façon parfaite entre la composante cyclique et la composante tendancielle. Par ailleurs, comme les autres techniques statistiques, il ne repose pas sur des fondements théoriques économiques, même si son utilisation réclame des hypothèses qui, elles, contiennent des pré-supposés économiques. Il diffère en cela de l'autre grand type de méthodes permettant d'extraire la tendance du Pib en s'appuyant sur l'évaluation d'une fonction de production.

Chaque méthode (filtres statistiques univariés ou multivariés, fonctions de production, ...) présente des avantages et des inconvénients, selon les propriétés statistiques ou économiques que l'on souhaite vérifier ou selon l'usage qui peut être fait de ces calculs. En conséquence, ni la littérature théorique, ni les multiples applications empiriques de ces procédures ne permettent de privilégier « *ex ante* » une méthode parmi les autres.

Le filtre HP suppose que la série  $X$  se décompose en une tendance et un cycle :  $X_t = T_t + C_t$ , où la tendance  $T$  résulte du calcul d'optimisation suivant.

$$\min_{X_t^*} \sum_{t=1}^N \left( (X_t - T_t)^2 + \lambda (\Delta T_{t+1} - \Delta T_t)^2 \right) \quad (1)$$

Ce filtre s'apparente à une moyenne mobile symétrique de longueur infinie. Pour filtrer un point spécifique de l'échantillon, on affecte des poids aux observations qui l'entourent, ceux-ci dépendant d'une part de la taille de l'échantillon, d'autre part de la valeur du paramètre  $\lambda$ . Le choix de la valeur du paramètre  $\lambda$  va conditionner d'une part le nombre d'observations qu'il faut rajouter à la fin (ou plus rarement au début) de l'échantillon initial pour éviter le problème des effets de bord, d'autre part certaines propriétés de la tendance, en particulier son degré de cyclicité.

Le choix de la valeur du paramètre  $\lambda$  doit s'appuyer sur des critères économiques et statistiques.

Si la plupart du temps, les institutions qui ont utilisé le filtre HP pour calculer la tendance ou le cycle d'une série ont utilisé les valeurs recommandées par Hodrick et Prescott (100 en données annuelles et 1600 en données trimestrielles), de nombreux travaux récents utilisent des valeurs très différentes. Certains militent en faveur de valeurs supérieures (Baxter et King qui préconisent un  $\lambda$  entre 100 et 400 pour des données annuelles). D'autres, pour la plupart dans des études statistiques récentes, préfèrent des valeurs nettement inférieures allant de 4 à 10 (Maravall, Pederson, Ravn et Uhlig..). L'absence d'une définition unique de la tendance et de ses propriétés peut expliquer cet éventail de résultats. Comme le souligne Canova (1998, pp.475-476) : « *...within the empirical litterature, there is a fundamental disagreement on the properties of the trend and on its relationship with the cyclical component of a series.* »

## **I- Les arguments statistiques**

L'analyse dans le domaine fréquentiel d'une série économique montre que toute série stationnaire peut être décomposée en une somme pondérée de séries cycliques de périodicités différentes. Un filtre idéal permettrait d'affecter certains cycles, par exemple ceux supérieurs à 8 ans à une des composantes, par exemple la tendance, et les cycles de durée inférieure à la composante cyclique. La longueur limite (ici 8 ans) dépend du choix de l'économiste. Dans le cas du calcul d'un Pib tendanciel, il est fréquent de choisir la durée qui correspond, en moyenne, à la longueur des cycles d'activités déduits du passé de la variable.

Dans le cas du calcul d'un déficit ajusté du cycle, on souhaite isoler les mouvements cycliques liés aux changements de conjoncture. Dans le domaine économique, la longueur d'un cycle d'activité n'est pas constante et il est difficile de mesurer de manière précise une longueur moyenne. En conséquence, le partage entre les fluctuations qui relèvent du court terme et de la conjoncture et celles qui affectent le long terme et la tendance est délicat à effectuer. L'objectif n'est donc pas forcément de recourir à un filtre idéal pour séparer les deux composantes.



En pratique, le filtre HP (comme d'autres filtres) ne permet pas d'affecter totalement un cycle d'une longueur donnée à la composante à laquelle on le rattache. Cela signifie qu'un cycle d'une longueur inférieure à la longueur critique (par exemple un cycle de 5 ans pour une longueur critique de 8 ans), au lieu d'être entièrement affecté à la composante cyclique, ne le sera que partiellement. Une part des fluctuations qui auraient dû se trouver dans la composante cyclique de la série sera en fait attribuée à la tendance. C'est ce que l'on appelle un effet de « compression » qui a pour conséquence de sous-estimer la volatilité de la composante cyclique et de surestimer celle de la tendance. A l'inverse, on peut aussi surestimer la variabilité de la composante cyclique en y incluant une partie des fluctuations, de périodicité plus longue, qui auraient dû appartenir à la tendance. Ce phénomène est appelé effet de « leakage ». Le filtre HP donne lieu conjointement à ces deux effets qui l'écartent du comportement du filtre idéal (voir graphique 2 et tableau 1).

**Tableau 1 : Valeur du paramètre  $\lambda$  et distorsion du filtre de Hodrick-Prescott**

	Valeur du paramètre $\lambda$	Définition	Inconvénients
<b>Effet de compression</b>	Valeur faible	Affecte à tort une partie des cycles de périodicité courte à la tendance	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Tendance trop volatile</li> <li>• Composante cyclique sous-estimée</li> </ul>
<b>Effet de leakage</b>	Valeur élevée	Affecte à tort une partie des cycles de périodicité longue à la composante cyclique	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Composante cyclique surestimée</li> <li>• Tendance trop lisse</li> </ul>

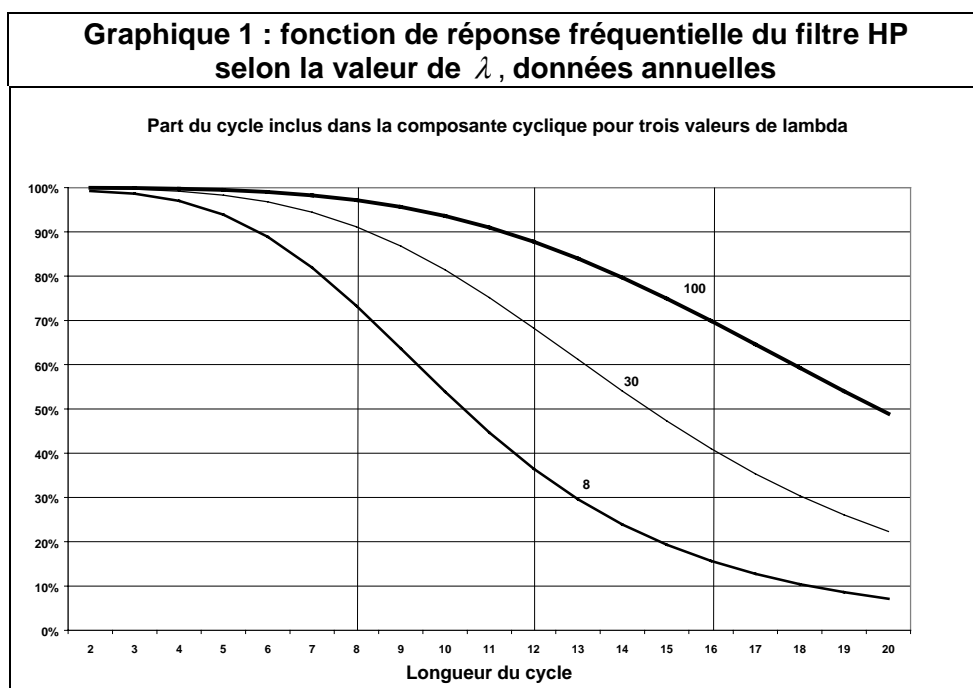
Le graphique 1 présente la fonction de gain du filtre (racine carrée de la fonction de transfert du filtre) pour différentes valeurs de  $\lambda$ . Pour une longueur donnée de cycle compris dans la série initiale, on associe la proportion dans laquelle le cycle est pris en compte pour estimer la composante cyclique.

Par exemple, pour un cycle de 8 ans et une valeur de  $\lambda$  égale à 8 telle que le proposent Maravall et Kaiser (1999), environ 73 % de l'amplitude du cycle de 8 ans va dans la composante cyclique, et 27 % sont affectés, à tort, dans la composante tendancielle (effet de compression). Les fluctuations qui apparaissent alors dans la tendance peuvent être réduites si on augmente la valeur de  $\lambda$ . Par exemple pour une valeur de 100, l'amplitude du cycle de 8 ans ne sera attribuée qu'à hauteur de 3 % à la composante tendancielle, celle-ci se révélant en conséquence plus lisse. Cependant, avec un  $\lambda$  égal à 100, l'effet de leakage devient important. Dans ce cas, presque 70 % de l'amplitude d'un cycle de 16 ans serait

incluse dans la composante cyclique, conduisant à une surestimation du cycle qui contient des éléments se rattachant plutôt au long terme.

Du point de vue de Pederson (1998), la meilleure valeur de  $\lambda$  est celle qui conduit à minimiser une fonction de perte construite à partir de l'expression des effets de leakage et de compression. Plus  $\lambda$  est élevé, plus les effets de leakage sont forts, plus  $\lambda$  est faible, plus les effets de compression sont importants. Ce raisonnement purement statistique conduit à des valeurs très faibles du paramètre. Cependant, d'un point de vue économique, ces deux effets n'ont pas les mêmes inconvénients et la minimisation de la fonction de perte n'est pas forcément souhaitable.

Pour Kaiser et Maravall (1999), la meilleure valeur de  $\lambda$  est celle qui permet à la variance de la composante cyclique d'être principalement déterminée par les cycles de longueur proche de la longueur critique choisie (un cycle d'activité d'environ 8 ans). En d'autres termes, le spectre de la composante cyclique doit présenter un pic à cette fréquence critique, associée à des cycles très proches d'une durée de 8 ans. Ce raisonnement conduit, pour des séries intégrées d'ordre 1, à une valeur de  $\lambda$  comprise entre 6 et 8 pour une longueur critique de 8 ans et  $\lambda$  compris entre 30 et 40 pour une longueur critique de 12 ans. Selon cette approche,  $\lambda = 100$  correspond à une longueur critique de 16 ans.



Lecture du graphique : pour  $\lambda=30$ , un peu moins de 70 % de la volatilité des cycles d'une longueur égale à 12 ans sont affectés à la composante cyclique de la série que l'on filtre. Les 30 % résiduels vont dans la composante tendancielle.

La fonction de transfert du filtre (power transfer function (PTF)) donne la totalité de l'action d'un filtre sur une série brute. Elle capte toutes les informations sur l'effet du filtre et c'est en étudiant cette fonction que l'on analyse les filtres dans le domaine fréquentiel. Un graphique de cette PTF montre quelles fréquences sont atténuées dans la série filtrée et lesquelles sont dominantes.

**Tableau 2 : Fonction de transfert (PTF) du filtre HP, données trimestrielles**

Longueur du cycle	Fréquence	$\lambda = 160$	$\lambda = 480$	$\lambda = 1600$	$\lambda = 3200$	$\lambda = 7000$
$\infty$	$\pi/\infty$ 0	0	0	0	0	0
20 ans	$\pi/40$ 0.087	0	0	0	0.01	0.04
16 ans	$\pi/32$ 0.098	0	0	0.02	0.05	0.15
14 ans	$\pi/28$ 0.112	0	0	0.04	0.11	0.27
12 ans	$\pi/24$ 0.131	0	0.01	0.10	0.22	0.44
10 ans	$\pi/20$ 0.157	0.01	0.05	0.24	0.44	0.65
8 ans	$\pi/16$ 0.196	0.04	0.17	0.49	0.68	0.83
6 ans	$\pi/12$ 0.262	0.17	0.47	0.77	0.87	0.94
3 ans	$\pi/6$ 0.524	0.84	0.94	0.98	0.99	0.99
½ année	$\pi$ 3.141	1	1	1	1	1

**Tableau 3 : Fonction de transfert (PTF) du filtre HP, données annuelles**

Longueur du cycle	Fréquence	$\lambda = 10$	$\lambda = 30$	$\lambda = 100$	$\lambda = 400$
$\infty$	$\pi/\infty$ 0	0	0	0	0
20 ans	$\pi/10$ 0.314	0	0.05	0.24	0.43
16 ans	$\pi/8$ 0.393	0.04	0.17	0.49	0.68
14 ans	$\pi/7$ 0.449	0.08	0.29	0.64	0.79
12 ans	$\pi/6$ 0.524	0.17	0.47	0.77	0.87
10 ans	$\pi/5$ 0.628	0.35	0.66	0.88	0.93
8 ans	$\pi/4$ 0.785	0.60	0.83	0.94	0.97
6 ans	$\pi/3$ 1.047	0.82	0.93	0.98	0.99
4 ans	$\pi/2$ 1.570	0.95	0.98	0.99	0.99
2 ans	$\pi$ 3.141	1	1	1	1

## II- Les arguments économiques

Le choix d'une valeur relativement élevée pour  $\lambda$  correspond à une forte aversion pour l'effet de compression et à une relative insensibilité pour les effets de leakage. Ce choix, pour des raisons indiquées ci-après, peut être inadapté à l'analyse de la politique budgétaire au travers du calcul du déficit ajusté du cycle.

## **A : les implications d'un fort effet de compression : une tendance trop volatile**

Plus l'effet de compression est fort, plus la composante cyclique présente une volatilité faible. De forts effets de compression conduisent à des tendances très volatiles, au risque de sous-estimer les écarts à la tendance. Calculer des tendances très volatiles peut se révéler incohérent avec l'idée que cette composante représente les fluctuations de long terme qui affectent une série. Ainsi le Pib potentiel est censé connaître une évolution relativement stable. Choisir une tendance fortement volatile contredit l'objectif principal de l'analyse des déficits ajustés du cycle, à savoir caractériser l'orientation des finances publiques dans un environnement économique plus stable que celui décrit par l'observation de séries non filtrées. Sous-estimer les écarts à la tendance, autrement dit choisir un  $\lambda$  trop faible, revient à sous-estimer la contribution de la conjoncture à l'amélioration du solde public en période d'expansion de la croissance. Si le solde budgétaire se redresse, on conclut alors, à tort, que des mesures structurelles visibles dans le solde ajusté du cycle sont à l'origine de l'amélioration. En réalité, celle-ci provient au moins en partie de l'impact de la conjoncture favorable.

## **B : les implications d'un fort effet de leakage : des fluctuations cycliques trop volatiles**

Il y a également un danger d'erreurs d'analyse de la politique budgétaire en cas de fort effet de leakage, c'est-à-dire si l'on surestime les écarts à la tendance. En période de faible croissance, si le solde public se dégrade, une part trop importante serait alors attribuée à la contribution de la conjoncture. La position sous-jacente des finances publiques serait mal évaluée et le risque de se rapprocher de la limite de 3 % de déficit serait plus grand. Par ailleurs, la contribution de la partie conjoncturelle du solde public à l'évolution de ce dernier est censée être nulle en moyenne sur un cycle d'activité entier. Il est donc important de choisir une longueur moyenne des cycles d'activité raisonnable. Or, lorsqu'on utilise le filtre HP avec un  $\lambda$  relativement élevé, on accepte implicitement que la neutralité de la composante cyclique du déficit s'observe sur des périodes excessivement longues. On sort alors de l'horizon qualifié de « moyen terme » dans le Pacte de Stabilité et de Croissance et autour duquel le solde cyclique doit être neutre. L'effet de leakage (c'est-à-dire un  $\lambda$  trop élevé) conduirait à une longueur moyenne implicite du cycle d'activité trop longue. Enfin, de forts effets de leakage peuvent altérer la mesure du rythme de croissance de la composante tendancielle par exemple en cas de choc de productivité. En effet, une partie de la variance de la tendance est attribuée à tort au cycle. Du point de vue de l'analyse de la politique budgétaire, ce biais empêche de reconnaître un changement sur la croissance tendancielle qui sert de référence pour le calcul de l'évolution d'un ensemble de postes budgétaires à court et moyen terme.

### **III- Le choix de la valeur du paramètre $\lambda$**

Choisir la valeur du paramètre  $\lambda$  revient à identifier la longueur critique du cycle d'activité que l'on veut retenir et à déterminer la proportion d'effets indésirables de compression et de leakage que l'on est prêt à accepter. La littérature ne s'appuie généralement pas sur ces critères pour choisir la valeur du paramètre  $\lambda$ . Certaines études s'appuient exclusivement sur les critères statistiques, d'autres adoptent les valeurs standards du paramètre définies dans l'article original d'Hodrick et Prescott.

#### **3-1 : les critères de choix du paramètre $\lambda$ dans le cadre de l'analyse de la politique budgétaire**

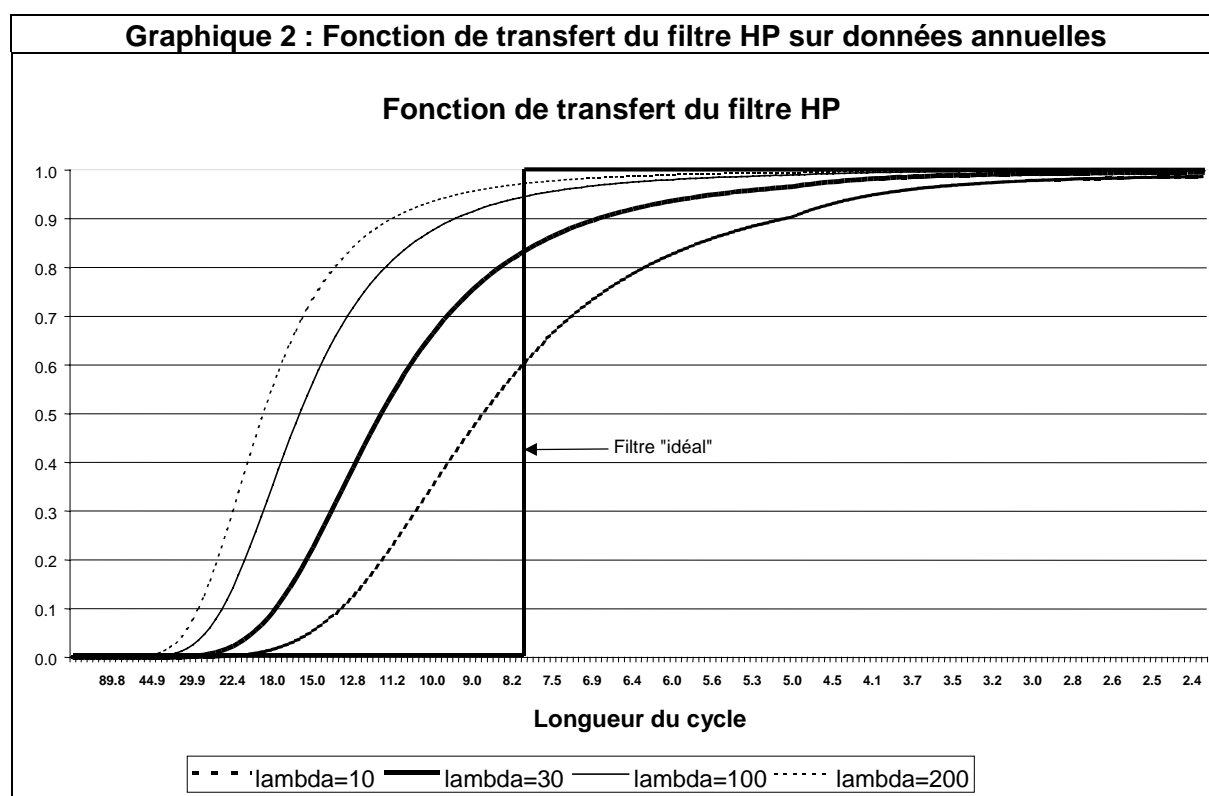
Des critères spécifiques différents doivent être retenus pour choisir  $\lambda$  à des fins d'analyse de la politique budgétaire. Ce choix s'appuie sur les arguments suivants.

La longueur critique des cycles d'activité européens est communément reconnue comme étant comprise entre 8 et 10 ans (Bouthevillain, 1996). Cette longueur semble appropriée pour l'analyse budgétaire de moyen terme et il est acceptable de considérer que la composante cyclique des soldes publics doit être approximativement neutre sur des périodes de cette taille. Ce critère interdit de choisir une valeur trop élevée pour  $\lambda$ .

Il est difficile de pondérer de manière objective les désagréments induits par les effets de leakage et de compression. Cependant, le fait d'inclure dans la composante cyclique la quasi-totalité des cycles de longueur inférieure ou égale à la longueur critique est un objectif prioritaire lors de la procédure de filtrage. On peut considérer que les effets de compression ne doivent pas excéder le montant arbitraire de 10 % de l'amplitude des cycles de longueur inférieure à 8 ans. Dans le graphique ci-dessus, au moins 90 % de l'amplitude des cycles courts doivent être inclus dans la composante cyclique. Ce critère interdit la sélection d'une valeur trop faible pour  $\lambda$ .

La valeur de 30 pour des données annuelles est retenue. Elle est une valeur intermédiaire entre les faibles valeurs choisies selon des critères purement statistiques et la valeur standard retenue par exemple par la Commission Européenne (voir graphique 5 en annexe pour une application au Pib français). Fixer  $\lambda$  à 30 permet d'inclure les cycles courts presque intégralement dans la composante cyclique, donc d'obtenir une tendance relativement lisse. Les cycles longs, en revanche, ne sont que faiblement présents dans la

composante cyclique. Le poids affecté à un cycle de 16 ans dans la composante cyclique passe de 70 % si on utilise  $\lambda = 100$  à 41 % avec  $\lambda = 30$ . Cette amélioration représente un avantage considérable en regard de l'augmentation de l'effet de compression auquel elle conduit puisque le poids d'un cycle de 8 ans dans la composante cyclique passe de 97 % avec  $\lambda = 100$  à 91 % avec  $\lambda = 30$ . Prendre une valeur inférieure à 30 pour le paramètre de lissage conduirait à faire descendre cette proportion en deçà de 90 % (77 % pour  $\lambda = 8$  par exemple). Notons enfin que la présence de cycles longs dans une série macroéconomique observée est moins avérée que la présence de cycles courts. En effet, en pratique, le filtrage se fait sur une série comportant au mieux une quarantaine d'années d'observation. De fait, une telle série ne peut faire apparaître, si tant est qu'ils existent effectivement, que peu, voire pas, de cycles longs (supérieurs à 15 ans). En revanche, des cycles plus courts, donc plus représentés dans l'échantillon, ont une probabilité de participer à la dynamique de la série beaucoup plus forte. Le risque d'encourir un effet de leakage associé aux cycles de très longue périodicité est donc faible.



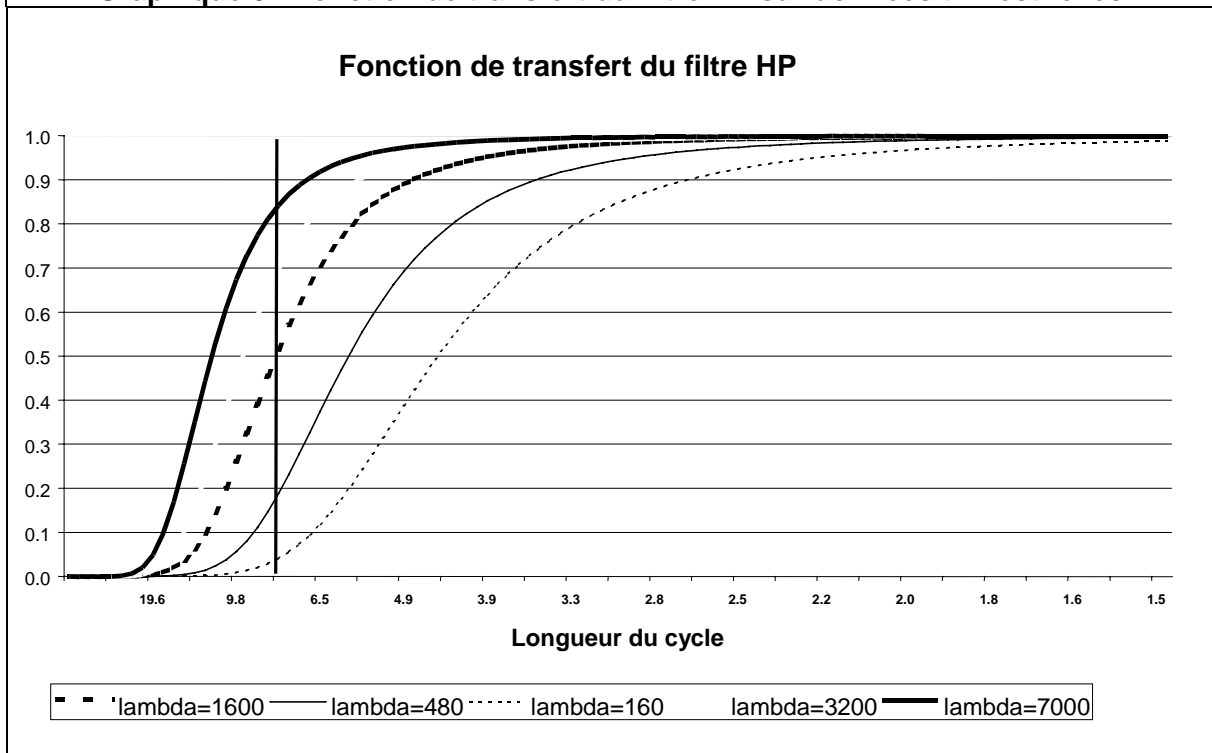
### A : le filtrage des séries trimestrielles et annuelles

La volatilité des séries macroéconomiques est plus prononcée pour les données trimestrielles que pour les données annuelles (voir graphique 7 en annexe). Le poids des

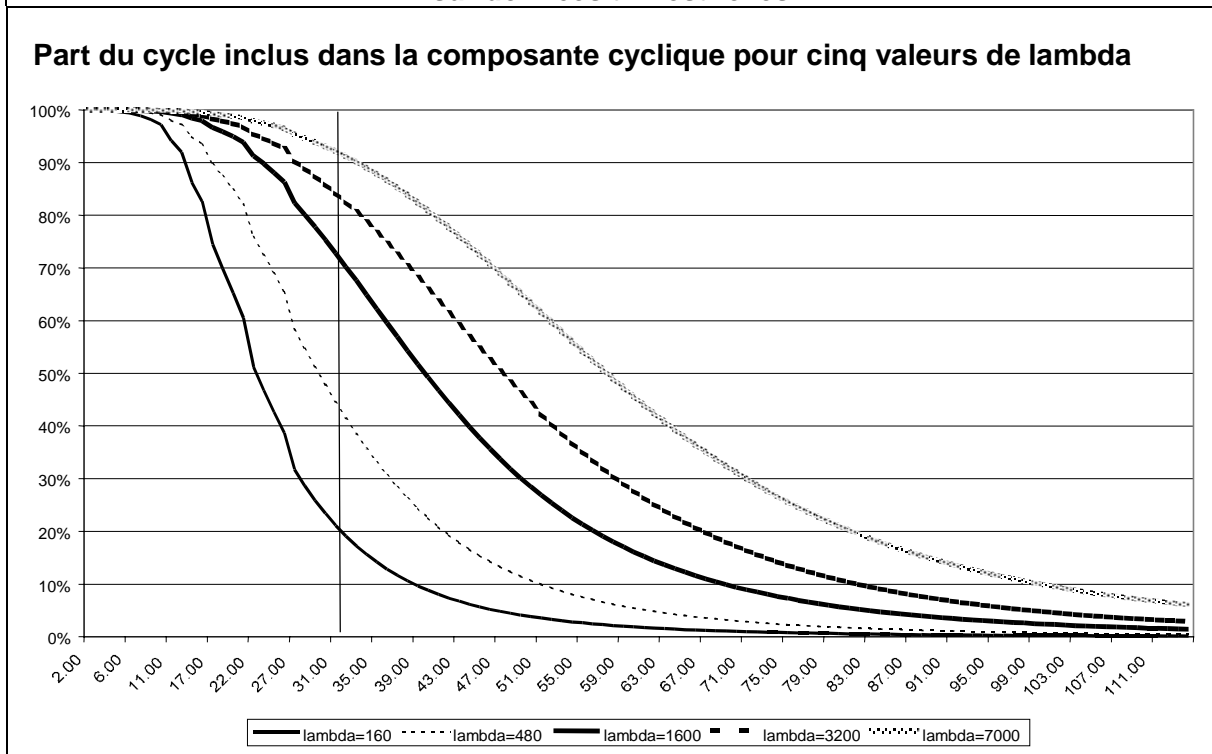
cycles courts dans la variance des séries trimestrielles est donc plus important. En conséquence, les critères que l'on s'est donné pour choisir un  $\lambda$  égal à 30 sur données annuelles est plus restrictif sur données trimestrielles. En particulier, pour que 90 % de l'amplitude des cycles de moins de 8 ans soient affectés à la composante cyclique, il faut choisir une valeur de  $\lambda$  relativement élevée. Pour un  $\lambda$  fixé à 1600, environ 75 % de l'amplitude des cycles de 8 ans et 16 % des cycles de 16 ans appartiennent à la composante cyclique. Pour obtenir un filtrage comparable à celui choisi sur données annuelles ( $\lambda = 30$ ), il faut choisir un paramètre largement supérieur à 1600. En doublant cette valeur, on voit sur le graphique 4 que 85 % des cycles de 8 ans et 25 % des cycles de 16 ans sont inclus dans la composante cyclique. Il faut sélectionner un  $\lambda = 7000$  pour retrouver sur la plus grande partie de l'échantillon un filtrage équivalent à celui obtenu avec  $\lambda = 30$  sur données annuelles (voir graphique 9 en annexe).

Aux bords de l'échantillon toutefois, des différences apparaissent entre les filtrages opérés sur les deux périodicités. Cela provient de la forme donnée aux prévisions rajoutées au bout de l'échantillon afin d'éviter les effets de bords. Pour les premières années, les prévisions adoptent généralement la volatilité habituelle de la série observée. Mais ensuite, les prévisions choisies s'apparentent à un retour lent vers une valeur tendancielle. Cette hypothèse, faiblement volatile, donne à la série prolongée un profil à moyen terme très différent de celui que l'on peut observer en milieu d'échantillon. Relativement à la série observée, l'inertie de la série prolongée en fin d'échantillon est plus grande pour les séries trimestrielles que pour les séries annuelles. Pour avoir exactement le même filtrage en données annuelles et en séries trimestrielles annualisées, il faudrait prolonger les séries trimestrielles au delà de deux ans avec des hypothèses présentant encore un profil infra-annuel cohérent avec le passé de la série.

**Graphique 3 : Fonction de transfert du filtre HP sur données trimestrielles**



**Graphique 4 : Fonction de réponse fréquentielle du filtre HP sur données trimestrielles**





## Conclusions

Le choix de la valeur du paramètre  $\lambda$  est toujours arbitraire. Il doit donc s'appuyer sur des critères, statistiques et économiques, que l'on se donne pour choisir une valeur. Dans le cas du filtrage du Pib ou d'une série macroéconomique rattachée à ce concept, les critères retenus sont rappelés dans le tableau ci-dessous.

**Tableau 4 : récapitulatif des critères et des résultats**

<b>Critère</b>	<b>Objectif</b>	<b><math>\lambda</math> correspondant</b>
Forme de la tendance	Lisse et faiblement volatile	Valeur élevée : > 100
Affectation des cycles courts	Les cycles de longueur inférieure à 10 ans vont dans la composante cyclique	Valeur élevée : > 100
Affectation des cycles longs	Les cycles > 10 ans vont dans la tendance	Valeur faible : < 10
Durée moyenne des cycles d'activité	8-10 ans	Valeur intermédiaire entre 10 et 100
Proximité avec un filtre idéal	Minimisation des effets de compression et de leakage	Valeur faible : < 10

La satisfaction conjointe de tous ces critères n'est pas possible puisque certains conduisent à des valeurs de  $\lambda$  élevées et d'autres à des valeurs faibles. La valeur choisie in fine (30 pour les données annuelles ou 7000 pour les données trimestrielles) permet d'obtenir les propriétés énoncées dans le tableau ci-dessous.

**Tableau 5 : résultats avec le  $\lambda$  choisi pour le filtrage des séries macro-économiques**

<b>Critère</b>	<b>Réalisation avec <math>\lambda = 30</math> (sur données annuelles) ou <math>\lambda = 7000</math> (sur données trimestrielles)</b>
Forme de la tendance	Lisse et faiblement volatile
Affectation des cycles courts	Les cycles inférieurs à 8 ans sont inclus à plus de 90 % dans la composante cyclique
Affectation des cycles longs	Les cycles de 16 ans sont inclus à 60 % dans la tendance
Durée moyenne des cycles d'activité	8-10 ans
Proximité avec un filtre idéal	L'aversion pour les effets de leakage est plus forte que celle pour les effets de compression d'un point de vue économique

## Bibliographie

M. Baxter, R.G. King (1999). « Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series », *Review of Economics and Statistics*, 81(4), Novembre 1999, pages 575-93.

C. Bouthevillain (1996). « Les cycles des grands pays industrialisés. Des croissances plus proches mais des zones déphasées », *Économie et Statistique* 298 (8): pp. 71-91.

F. Canova (1998). « Detrending and Business Cycles Facts », *Journal of Monetary Economics*, Volume 41, No. 3, Juin.

A. C. Harvey (1993). « Time Series Models », Harvester Wheatsheaf, New York.

R.J Hodrick, E.C. Prescott (1980). « Post War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation », *Carnegie-Mellon University*, Discussion Paper No. 451.

R. Kaiser, A. Maravall (2001). « Measuring Business Cycles in Economic Time Series », *Springer-Verlag* (à paraître).

R. Kaiser, A. Maravall (1999): « Estimation of the Business Cycle: A Modified Hodrick-Prescott Filter », *Banco de Espana - Servicio de Estudios, Documento de Trabajo* No. 9912.

R. G. King, T. Rebelo (1993). « Low Frequency Filtering and Real Business Cycles », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, North Holland.

T. M. Pedersen (1999): « Spectral Analysis, Business Cycles, and Filtering of Economic Time Series : A Survey », *University of Copenhagen, Institute of Economics, Working Paper*.

Ravn, Uhlig (1997). "On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations", *mimeo*, *University of South Hampton*, Center of Economic Policy Research London, and Center Tilburg University.

## Annexe 1 : la fonction de transfert du filtre HP

La formule (1) peut se réécrire de la façon suivante :

$$\min_{X_t} \left[ \sum_{t=1}^N ((X_t - T_t)^2) + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} ((T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1}))^2 \right]$$

La condition de 1<sup>er</sup> ordre s'obtient à partir de la formule ci-dessus en différenciant cette expression par rapport à  $T_t$ .

$$2.(X_t - T_t) - 2\lambda[(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})] + 4\lambda[(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})] - 2\lambda[(T_{t+2} - T_{t+1}) - (T_{t+1} - T_t)] = 0$$

En réécrivant cette expression grâce à l'opérateur de retard  $L$ , on obtient :

$$\begin{aligned} (X_t - T_t) &= \lambda[(1-L)T_t - (1-L)T_{t-1}] - 2\lambda[(1-L)T_{t+1} - (1-L)T_t] + \lambda[(1-L)T_{t+2} - (1-L)T_{t+1}] \\ &= \lambda[(1-L)^2 T_t] - 2\lambda[(1-L)^2 T_{t+1}] + \lambda[(1-L)^2 T_{t+2}] \\ &= \lambda(1-L)^2 [1 - 2L^{-1} + L^{-2}] T_t \end{aligned}$$

$$X_t = \left[ \lambda(1-L)^2 [1 - L^{-1}]^2 + 1 \right] T_t$$

$$X_t = F(L)T_t$$

On peut déduire de cette expression l'écriture du filtre qui permet de représenter la tendance par :

$$T_t = G(L)X_t \quad \text{avec} \quad G(L) = [F(L)]^{-1} = \frac{1}{\left[ \lambda(1-L)^2 [1 - L^{-1}]^2 + 1 \right]}$$

La composante cyclique de la série  $X$  s'écrit :  $C_t = X_t - T_t = [1 - G(L)]X_t$

$$CC(L) = 1 - G(L) = \frac{F(L) - 1}{F(L)} = \frac{\lambda(1-L)^2 (1-L^{-1})^2}{\lambda(1-L)^2 (1-L^{-1})^2 + 1}$$

En conséquence,

$$C_t = CC(L)X_t = \frac{\lambda(1-L)^2 (1-L^{-1})^2}{\lambda(1-L)^2 (1-L^{-1})^2 + 1} X_t$$

Pour analyser le filtre HP dans le domaine des fréquences, on pose  $L = e^{-i\omega}$  et  $L^{-1} = e^{i\omega}$

Sachant que :

$$e^{\pm i\omega} = \cos(\omega) \pm i \sin(\omega), \quad e^{-i\omega} + e^{i\omega} = [\cos(\omega) - i \sin(\omega)] + [\cos(\omega) + i \sin(\omega)] = 2 \cos(\omega) \quad \text{et}$$

$$\begin{aligned} (1 - e^{-i\omega})(1 - e^{i\omega}) &= 1 - e^{-i\omega} - e^{i\omega} + e^{i\omega - i\omega} = 1 - e^{-i\omega} - e^{i\omega} + e^{\omega(i-i)} \\ &= 1 - e^{-i\omega} - e^{i\omega} + 1 = 2 - (e^{-i\omega} + e^{i\omega}) = 2 - 2\cos(\omega) \end{aligned}$$

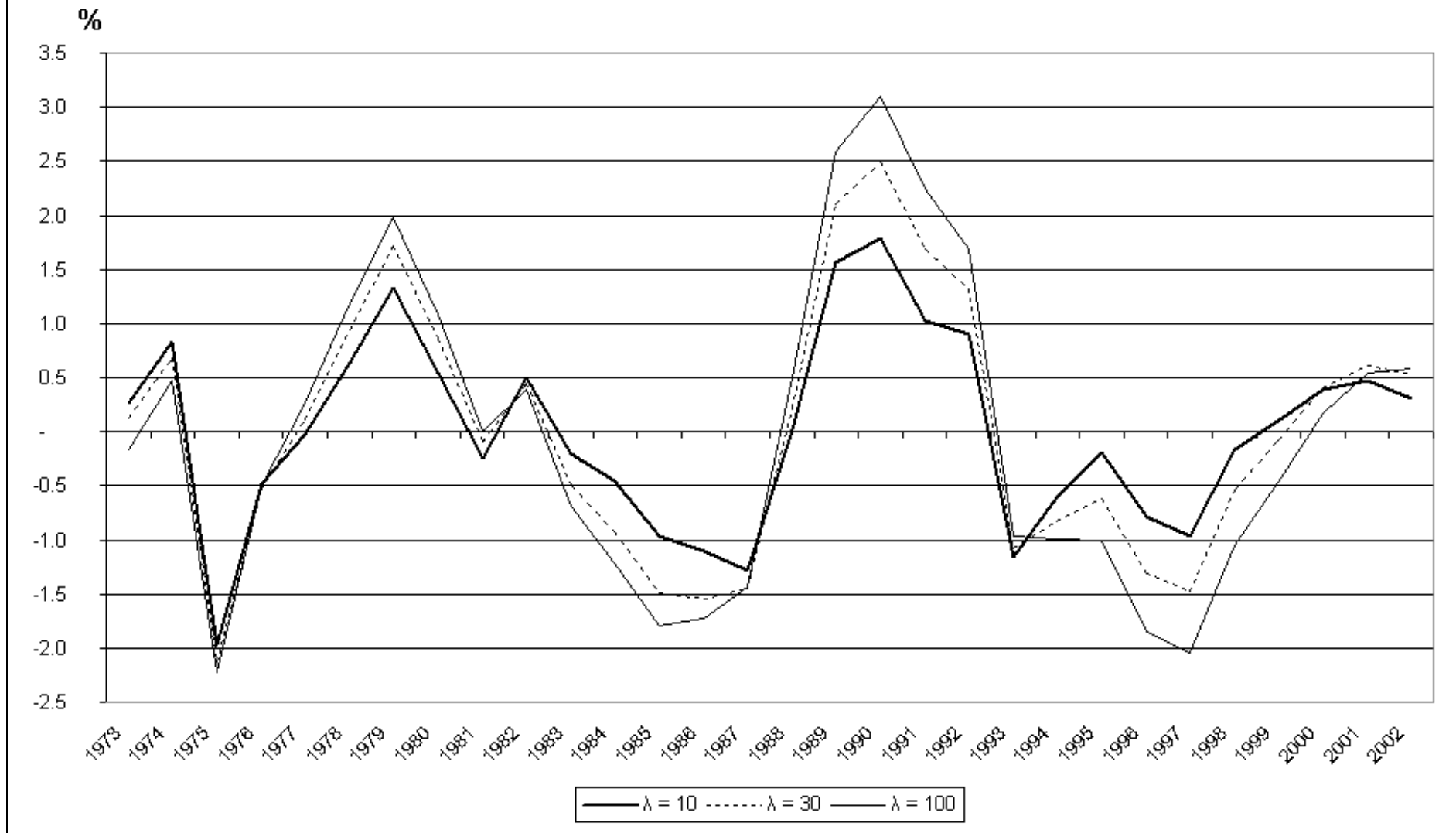
On obtient alors la « fonction de réponse fréquentielle » du filtre  $CC(L)$  du filtre HP.

$$CC(\omega) = \frac{F(e^{-i\omega}) - 1}{F(e^{-i\omega})} = \frac{\lambda(1 - e^{-i\omega})^2 \cdot (1 - e^{i\omega})^2}{\lambda(1 - e^{-i\omega})^2 \cdot (1 - e^{i\omega})^2 + 1} = \frac{2^2 \lambda [1 - \cos(\omega)]^2}{2^2 \lambda [1 - \cos(\omega)]^2 + 1} = \frac{4\lambda [1 - \cos(\omega)]^2}{4\lambda [1 - \cos(\omega)]^2 + 1}$$

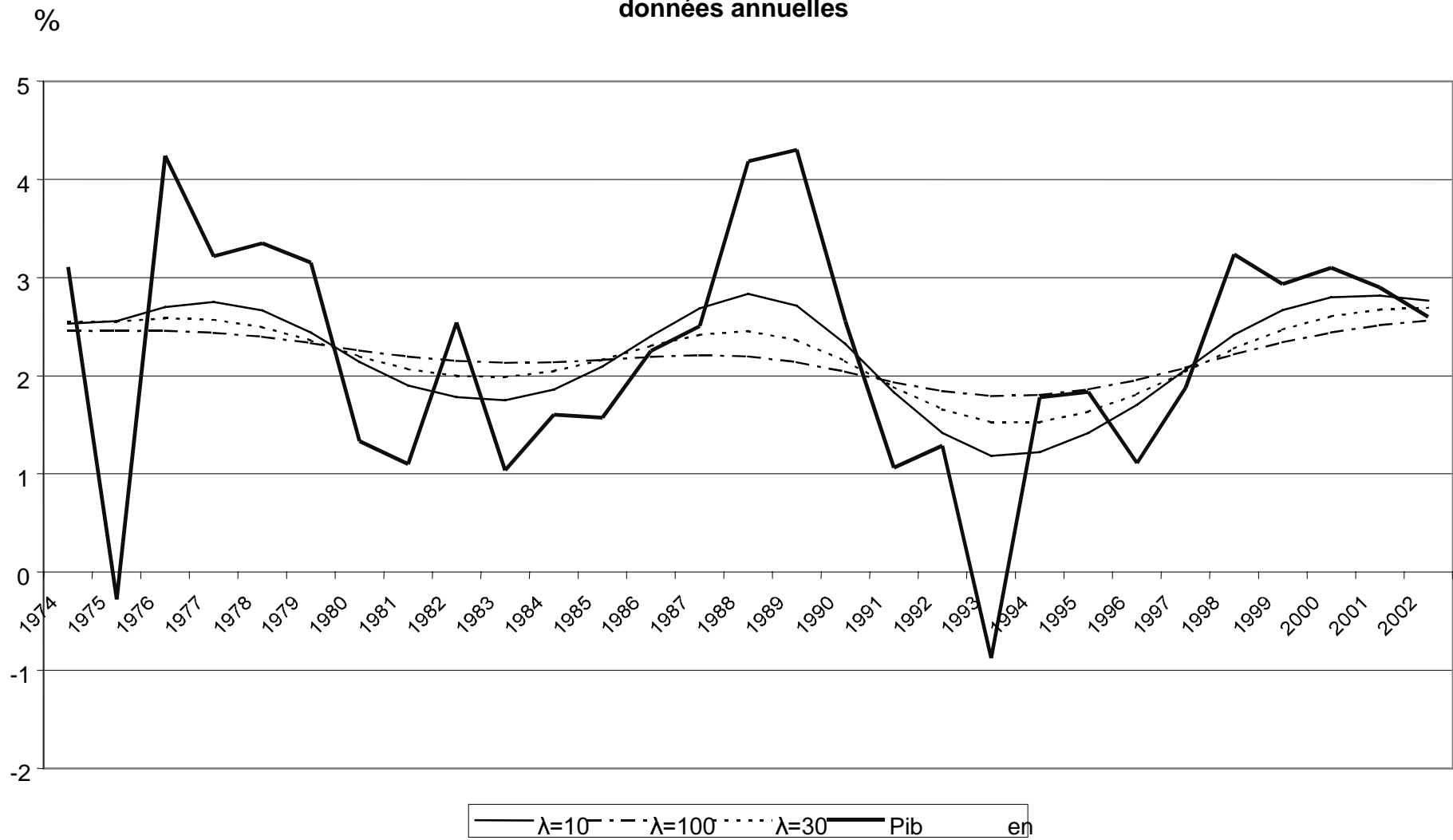
La fonction de transfert du filtre HP est le carré de la valeur absolue de  $CC(\omega)$  :

$$PTF_{HP}(\omega) = \left| \frac{4\lambda [1 - \cos(\omega)]^2}{4\lambda [1 - \cos(\omega)]^2 + 1} \right|^2$$

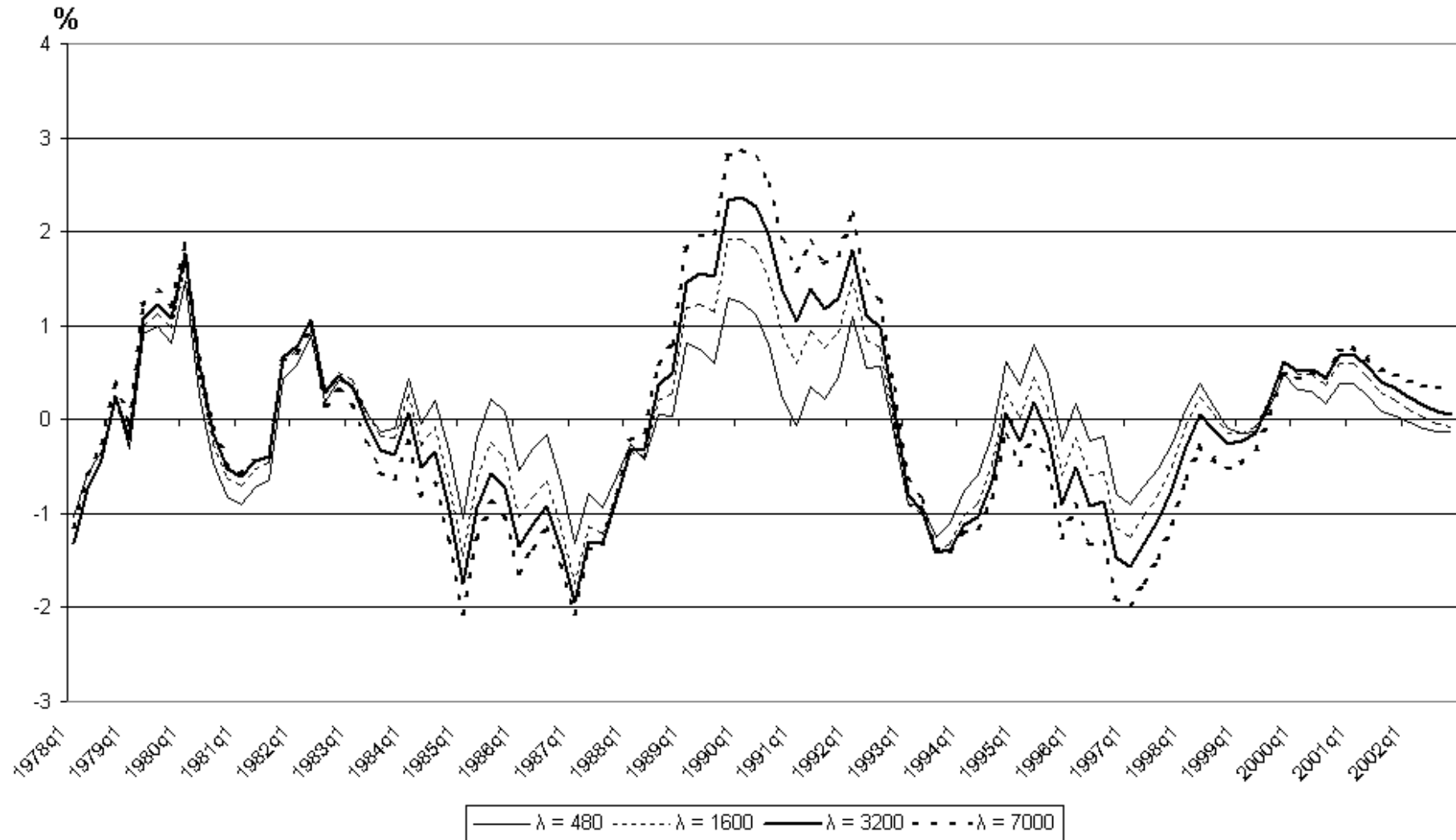
Graphique 5 : output gaps selon la valeur de  $\lambda$  : données annuelles



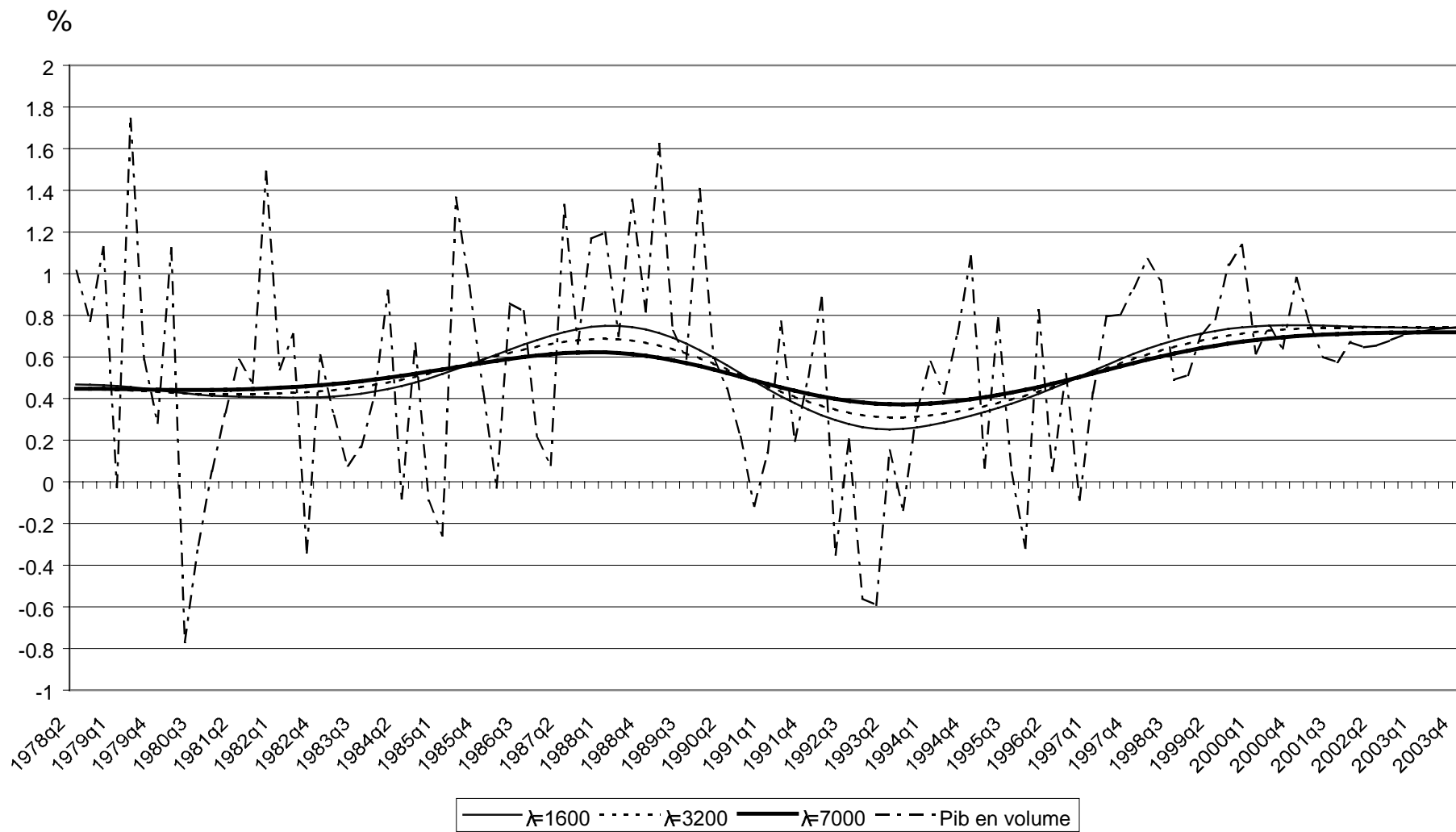
**Graphique 6 : taux de croissance de la composante tendancielle du Pib en volume  
données annuelles**



Graphique 7 : output gaps selon les valeurs de  $\lambda$  : données trimestrielles

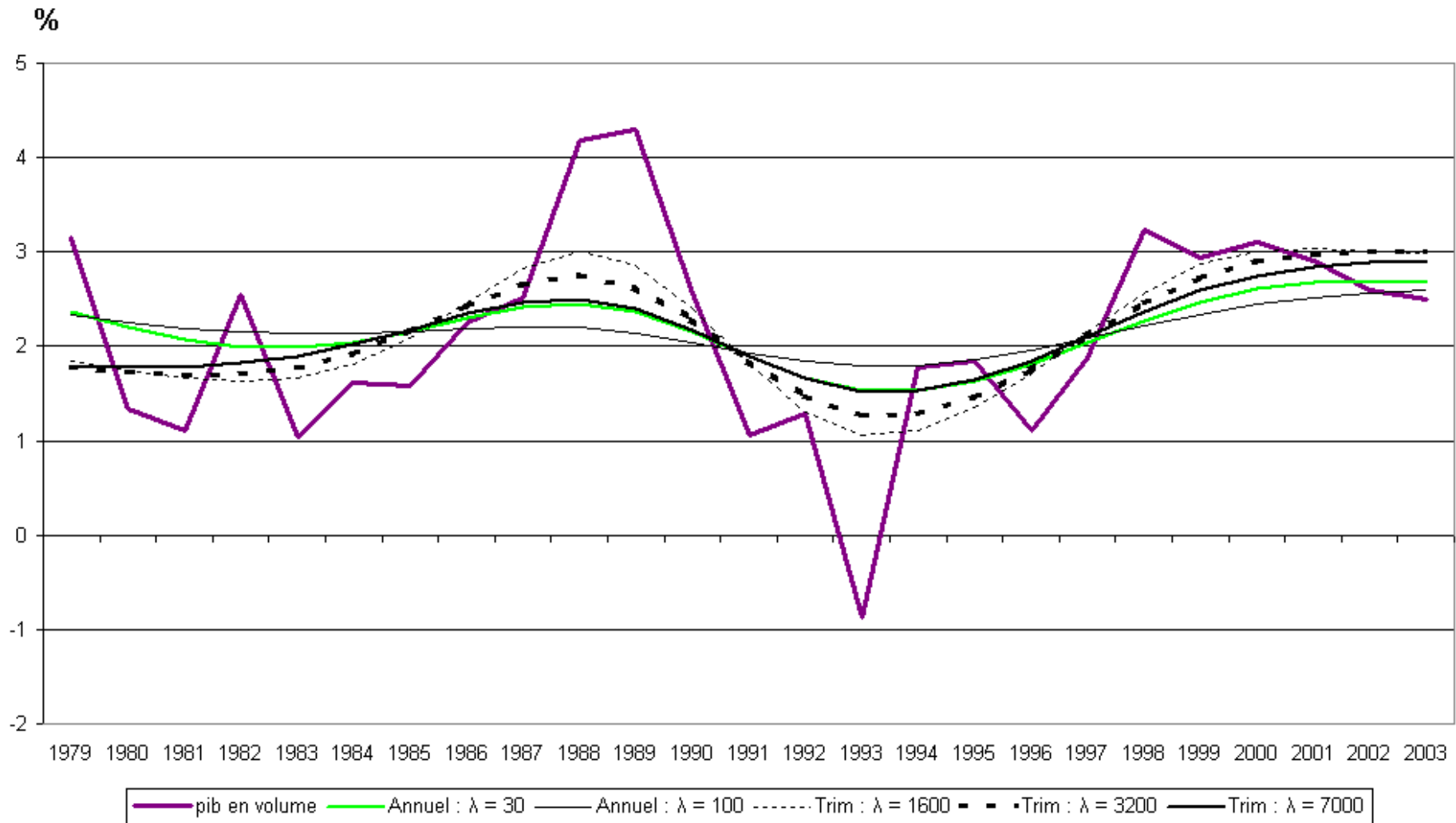


**Graphique 8 : taux de croissance de la composante tendancielle du Pib en volume  
données trimestrielles**





Graphique 9 : taux de croissance de la composante tendancielle : comparaison entre les résultats trimestriels annualisés et les résultats obtenus sur données annuelles



# Le PIB tendanciel français : une approche par les ruptures de tendance

Hervé Le Bihan\*

## Résumé

L'approche par la tendance segmentée a été l'une des premières utilisées pour obtenir une évaluation du PIB tendanciel. La présente note propose une estimation statistique du nombre et des dates des ruptures dans le PIB tendanciel en France depuis 1963. Pour cela sont appliquées des procédures de test proposées par une littérature économétrique récente consacrée aux changements structurels (voir Hansen, 2001 pour un résumé de ces méthodes). Une évaluation statistique du PIB tendanciel et de l'écart de PIB est déduite des estimations réalisées.

Les résultats des tests menés conduisent à ne retenir comme significative sur la période qu'une seule rupture, celle de 1974, contemporaine du 1<sup>er</sup> choc pétrolier. L'évaluation de la croissance tendancielle associée à cet exercice est de 5,1% avant 1974 et à 2,1 % après 1974. L'écart de production correspondant à cette évaluation présente des fluctuations relativement amples et est voisin de + 0,3 % fin 2001.

## Abstract

This paper investigates the existence of breaks in French trend GDP since 1963 using a segmented trend approach. We implement recent tests procedures developed in the context of the new econometrics of structural changes (see Hansen, 2001, for a survey) and which allow for endogenous determination of both the break dates and the number of break-points.

Our main finding is that only one significant shift (the 1974 slowdown) is detected as significant by these procedures. As a consequence trend growth rate is evaluated to be 5.1% prior to 1974 and 2.1 % posterior to 1974.

**Classification JEL** : O40, C22.

**Mots-clés** : tendance, cycle, changement structurel, PIB potentiel.

**KeyWords** : trend, cycle, structural breaks, potential GDP.

\* Centre de Recherche, DGEI/ DEER, Banque de France, 31 rue Croix-des-Petits-Champs, 75049 Paris Cedex 01. e-mail: herve.lebihan@banque-france.fr

L'auteur remercie S. Avouyi-Dovi, G. Cette et E. Jondeau, ainsi que les participants à un séminaire de la Banque de France, pour leurs remarques. Il demeure seul responsable des erreurs et insuffisances subsistantes.

## Introduction

Historiquement, l'approche par la tendance « segmentée » a été une des premières utilisées pour représenter et évaluer le PIB potentiel. Cette méthode a ensuite été abondamment critiquée dans les années 80 pour deux types de raisons, développées par exemple dans Doz, Rabault et Sobczak (1995). D'une part, de nombreux travaux relevant de l'économétrie des variables non-stationnaires ont suggéré que le PIB des pays industriels était mieux représenté par une tendance stochastique que par une tendance déterministe. D'autre part, dans l'approche par la tendance segmentée, le nombre et la datation des ruptures sont traditionnellement fondés sur dires d'experts, et traités comme connus *a priori* dans l'application des tests de rupture. Les résultats obtenus dépendent ainsi de choix préalables et potentiellement arbitraires.

Toutefois, l'économétrie des changements structurels s'est enrichie au cours des dernières années (voir Hansen, 2001, pour un résumé) et propose des éléments de réponse à ces deux types d'objections. En particulier, les tests de rupture les plus récents se dispensent de la connaissance *a priori* des dates de ruptures et de leur nombre. Cette littérature fournit ainsi des méthodes pour donner des réponses *statistiques* aux questions suivantes : y-a-t-il eu des ruptures du PIB tendanciel ? En quel nombre ? A quelles dates se sont-elles produites ?

Dans la présente note, nous présentons successivement une brève revue de ces méthodes (sections 1 et 2) puis leur application au PIB français sur la période 1963-2001 (section 3).<sup>1</sup> La datation des ruptures retenue permet de calculer un PIB tendanciel sous la forme de tendance segmentée, évalué en limitant le recours à des hypothèses *a priori*. Par ailleurs, l'exercice mené permet d'apporter un éclairage sur les débats récents relatifs aux fluctuations du PIB tendanciel en France. Par exemple, une hypothèse formulée par différents observateurs est celle d'un ralentissement de la croissance potentielle au début des années 1990, en raison de la baisse du progrès technique ou des effets du ralentissement du coût du travail sur la productivité du travail. Une autre hypothèse est celle d'une augmentation de la croissance potentielle dans la période récente, liée à l'apparition de la « nouvelle économie ».

L'approche ici suivie présente plusieurs limites, comparables à celles des autres approches statistiques, dont il importe de rappeler les principales : elle est strictement univariée ; par ailleurs, les résultats obtenus n'ont pas nécessairement une interprétation économique, et peuvent se révéler peu robustes en fin de période. Un avantage de l'approche par les ruptures de tendance, par rapport à des méthodes de type lissage, est néanmoins qu'elle permet de tester la significativité des inflexions.

---

<sup>1</sup> A notre connaissance, peu de travaux ont à ce jour appliqué ces méthodes à la question du PIB tendanciel. L'étude de Filardo et Cooper (1996) pour les Etats-Unis constitue une exception.

## 1. PIB tendanciel et ruptures de tendance : modélisation

### 1.1. Tendance linéaire simple et tendance avec ruptures

L'approche la plus simple pour évaluer le PIB tendanciel ou potentiel<sup>2</sup> consiste à estimer le modèle suivant, selon lequel le PIB suit un *trend linéaire* simple :

$$(1) \quad y_t = \mu + \beta t + v_t$$

où  $y_t$  est une observation du logarithme du PIB,  $t$  décrit une tendance linéaire et correspond aux dates d'observation :  $t=1\dots T$ . Le paramètre  $\beta$  s'interprète comme le taux de croissance tendanciel. Le terme  $v_t$ , résidu de moyenne nulle, est l'écart de production (*output gap*). Deux propriétés importantes de ce modèle seront discutées ci-dessous :  $v_t$  est vraisemblablement autocorrélé ;  $v_t$  est supposé stationnaire.

L'approche par la tendance segmentée consiste à généraliser le modèle (1) en autorisant, dans le cas le plus général,  $m$  ruptures sur les paramètres, et donc  $m+1$  régimes de croissance :

$$(2) \quad \begin{aligned} y_t &= \mu_1 + \beta_1 t + v_t, \text{ pour } t=1, \dots, T_1 \\ y_t &= \mu_2 + \beta_2 t + v_t, \text{ pour } t=T_1 + 1, \dots, T_2 \\ &\vdots \\ y_t &= \mu_{m+1} + \beta_{m+1} t + v_t, \text{ pour } t=T_m + 1, \dots, T_{m+1} \text{ (avec } T = T_{m+1}) \end{aligned}$$

Tester la présence de ruptures revient à tester le modèle (1) contre le modèle (2), plus général.

### 1.2. Forme de la rupture

Une rupture sur le modèle (1) peut prendre plusieurs formes particulières intéressantes. Nous les détaillons ici en utilisant la typologie et la terminologie de Perron (1989) qui distingue trois modèles A, B, C. Pour simplifier nous considérons le cas où le modèle connaît une seule rupture à la date  $T_1$ . Par ailleurs, dans les différents cas A, B, C, le modèle pour le premier régime de croissance est supposé s'écrire :

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + v_t, \text{ pour } t=1, \dots, T_1.$$

Le **modèle A** est celui d'un changement permanent du niveau du PIB potentiel à la date  $T_1$  (un « crash »). Pour la deuxième période ( $t= T_1+1, \dots, T$ ) le modèle est donc :

$$y_t = \mu_2 + \beta_1 t + v_t,$$

---

<sup>2</sup> Dans la présente note, nous ne cherchons pas à distinguer entre ces deux notions. Pour des discussions plus détaillées et une comparaison des approches, voir par exemple Boccara, Bouthevillain, Coeure et Eyssartier (1997), Le Bihan, Sterdyniak et Cour (1997) ou les contributions recueillies dans Banque de France (2002).

et  $\mu_2 - \mu_1$  est le saut du PIB tendanciel à la date  $T_1 + 1$ .

Le **modèle B** traduit un changement de pente du PIB, sans discontinuité dans le niveau. En utilisant la variable indicatrice  $I(\cdot)$ , pour  $T_1$  donné, le modèle s'écrit sur toute la période :

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)(t - T_1)I(t > T_1) + v_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Notons que, sur la seule seconde période, le modèle s'écrit bien  $y_t = \mu_2 + \beta_2 t + v_t$  conformément à l'équation (2), les paramètres étant alors liés par la relation  $\mu_2 = \mu_1 - (\beta_2 - \beta_1)T_1$

Le **modèle C** est le cas général décrit par le modèle (2) dans le cas  $m=1$ : un changement de pente et de niveau du PIB. Sur la seconde période,  $y_t = \mu_2 + \beta_2 t + v_t$ , sans contrainte entre les paramètres.

Dans cette étude, nous choisissons de privilégier le modèle (B), en particulier en raison de la difficulté d'interpréter des sauts à la hausse ou à la baisse du PIB tendanciel ou potentiel. Considérer des ruptures de niveau serait toutefois nécessaire lors de chocs majeurs, comme des changements institutionnels (la réunification, par exemple, dans le cas de l'Allemagne), des guerres (dans une analyse de très longue période), etc.

### 1.3. Hypothèses économétriques

Deux propriétés économétriques du modèle, l'autocorrélation des résidus et la stationnarité, doivent être discutées en raison de leur importance pour l'estimation et les tests de rupture.

L'autocorrélation des résidus est une caractéristique vraisemblable des modèles (1) et (2), car le résidu s'interprète comme la composante cyclique du PIB, ou écart de production. Cette variable présente une importante persistance en raison de la persistance des chocs qui l'affectent, et des délais inhérents à leur propagation. *A priori* la présence de cette autocorrélation dans les résidus ne biaise pas l'estimation du modèle mais elle peut affecter la validité des tests de rupture. Deux approches concurrentes sont possibles pour traiter la présence d'autocorrélation des erreurs. La première, que nous dénommons ici approche non-paramétrique, consiste à estimer les modèles (1) ou (2) par les moindres carrés ordinaires, puis à prendre en compte l'autocorrélation dans les tests de rupture, en utilisant une estimation robuste de la matrice de variance des paramètres (la procédure de Newey-West, 1987, par exemple).

La seconde approche (dénommée ici approche paramétrique) consiste à effectuer des régressions augmentées, i.e. à ajouter dans l'équation (1) des termes autorégressifs sous la forme:

$$(3) \quad y_t = \mu_1 + \beta_1 t + c_1 y_{t-1} + \dots + c_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Les résidus peuvent alors être considérés comme des bruits blancs. Dans la pratique cette approche requiert une procédure de sélection du nombre de retards  $p$  à introduire dans l'équation. Il convient de relever que tester la stabilité du modèle (3) peut prendre différents sens. En effet on peut tester une rupture partielle limitée aux paramètres de pente et de niveau ( $\mu$  et  $\beta$ ), ou une rupture de l'ensemble des paramètres  $y$  compris ceux décrivant la dynamique (les paramètres d'autocorrélation  $c_i$ ). Dans l'exercice qui suit, nous effectuons des tests de rupture partielle (portant sur le paramètre de *trend*), suivant en cela plusieurs études antérieures (Perron, 1989, Lumsdaine et Papell, 1997, Vogelsang, 1997).

Selon l'approche choisie (paramétrique ou non-paramétrique), le modèle estimé ( (3) ou (1) sous l'hypothèse nulle) présente des propriétés dynamiques différentes, consécutivement à une rupture. Lorsque la rupture affecte le niveau ou la tendance du PIB, la transition vers le nouveau PIB potentiel prend deux formes différentes : instantanée dans le cas de la correction non-paramétrique (« additive outlier »), graduelle dans le cas de l'approche paramétrique (« innovational outlier »).

Le modèle (1) repose sur la stationnarité du résidu  $v_t$  et sur la stationnarité autour d'une tendance du PIB. Cette hypothèse est souvent rejetée par l'économétrie des variables non-stationnaires. Une alternative fréquemment retenue consiste à faire l'hypothèse que le PIB est stationnaire en différence. Cette hypothèse conduit au modèle suivant (« marche aléatoire avec dérive ») :

$$(4) \quad \Delta y_t = \mu + e_t$$

Dans ce modèle,  $e_t$  est supposé stationnaire, et  $\mu$  est le taux de croissance tendanciel du PIB. *A priori*, l'hypothèse de stationnarité autour d'un trend est la plus cohérente avec la notion de PIB potentiel. En effet, l'équation (4) à la différence de l'équation (1) ne suffit pas à définir simplement un écart de production et indique qu'après un choc, le niveau de PIB potentiel ne revient pas à un niveau prévisible avant le choc. Toutefois, la spécification (4) n'exclut pas les ruptures dans le *trend* de croissance de long terme, matérialisées par un changement du paramètre  $\mu$ . Banerjee, Lumsdaine et Stock (1992), par exemple, retiennent des ruptures sous cette forme pour différents pays industriels. On est conduit sous cette hypothèse de rupture à formuler le **modèle D** :

$$y_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1)I(t > T_1) + v_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Le choix entre l'hypothèse de stationnarité en différence et celle de stationnarité autour d'un *trend* fait l'objet de controverses, empiriques et théoriques, qui durent depuis de nombreuses années (voir Perron, 1989 pour une contribution importante à ce débat). En

toute rigueur, on devrait ici tester simultanément la présence de rupture et la stationnarité du modèle. En effet, il n'est pas judicieux de tester la stationnarité préalablement à l'identification des ruptures car la présence de ruptures affecte les tests de stationnarité : voir Zivot et Andrews (1992). Toutefois, à notre connaissance, il n'y existe pas à ce jour de traitement simultané du test de rupture et du test de stationnarité.

Au total, nous retenons dans ce travail l'approche pragmatique suivante : tester la présence de rupture à la fois sous l'hypothèse de *trend*-stationnarité (modèle B) et sous l'hypothèse de stationnarité en différence (modèle D). Le modèle D ne permet pas de définir simplement d'*output gap*, mais les ruptures de tendance tirées de ce modèle fournissent une indication sur la robustesse de la datation et la significativité des résultats.

## 2. Tester des ruptures à des dates inconnues

Cette section passe en revue les procédures utilisées dans la suite pour tester la stabilité de la tendance du PIB dans les modèles décrits dans la première section. Partant de la statistique de Chow traditionnelle, nous décrivons des procédures récentes qui visent à tester l'hypothèse de stabilité contre l'hypothèse alternative de ruptures multiples, situées à des dates inconnues.

### 2.1. Test d'une rupture

Tester la pertinence d'une rupture revient à tester la stabilité de l'équation (1). Lorsque l'hypothèse alternative est celle d'une rupture ( $m=1$ ) à une date donnée et connue  $T_1$ , le traditionnel test de Chow (1960) peut être appliqué. Si les résidus sont i.i.d., la statistique de test s'écrit :

$$(5) \quad F_T\left(\frac{T_1}{T}\right) = (T - 2q - p) \left( \frac{SSR_{1,T} - SSRA_{T_1}}{SSRA_{T_1}} \right)$$

où  $SSR_{1,T}, SSRA_{T_1}$  représentent respectivement la somme des carrés des résidus pour le modèle sans rupture estimé pour les dates 1 à T, et pour le modèle autorisant une rupture sur un ou plusieurs paramètres à la date  $T_1$  ; q est le nombre de paramètres sujets à rupture ; p est le nombre de paramètres supposés stables. La statistique  $F_T$  suit asymptotiquement une loi du Chi-2 à q degrés de liberté. Notons qu'une forme alternative du test utilise la statistique  $(F_T/q)$ , qui suit une loi de Fisher à q et  $T-2q-p$  degrés de liberté à distance finie si les erreurs suivent une loi normale. Par ailleurs, une écriture de la statistique de test numériquement équivalente à (5) est la suivante :

$$(6) \quad F\left(\frac{T_1}{T}\right) = \frac{(T - 2q - p)}{T} \hat{\delta}' R' [R' \hat{V}(\hat{\delta}') R]^{-1} R \hat{\delta}$$

où  $\hat{\delta}$  est le vecteur des paramètres estimés, R une matrice telle que sous l'hypothèse nulle de stabilité  $R\delta = 0$  et  $\hat{V}(\hat{\delta})$  est la variance estimée de  $\hat{\delta}$ . Dans le cas d'erreurs i.i.d.  $\hat{V}(\hat{\delta}) = \hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$  où  $\hat{\sigma}^2$  est un estimateur de la variance des résidus, et X est la matrice des régresseurs empilés. Par exemple dans le cas du modèle B, la matrice X est constituée des vecteurs lignes  $x_t = (1, t.I(t \leq T_1), (t - T_1).I(t > T_1))$ ,  $\delta = (\mu_1, \beta_1, \beta_2)'$  et  $R = (0, 1, -1)$ . Un intérêt de l'expression (6) est qu'elle permet de traiter le cas d'erreurs autocorrélées :  $\hat{V}(\hat{\delta})$  est alors obtenue en appliquant une procédure de calcul de la matrice de variance-covariance robuste à l'auto-corrélation.

Lorsque la date de rupture  $T_1$  n'est pas connue, une idée naturelle est de calculer la statistique  $F_T$  pour l'ensemble des valeurs possibles de  $T_1$ , et de retenir celle qui fournit la plus grande valeur de  $F_T$ . Autrement dit on retient la date de rupture qui minimise la somme des carrés des résidus. La statistique ainsi définie est appelée « Sup F »<sup>3</sup>

$$(7) \quad \text{SupF} = \underset{T_1 = T_{\min}, \dots, T_{\max}}{\text{Max}} F\left(\frac{T_1}{T}\right)$$

Le calcul de la statistique SupF fournit ainsi un estimateur de la date de rupture  $T_1$  la plus plausible. Toutefois pour juger si la rupture identifiée est significative, la distribution usuelle du test de Chow (i.e. la loi du Chi-deux) n'est plus valide et doit être remplacée par une distribution particulièrement complexe tabulée par Andrews (1993). Les seuils critiques pour accepter l'hypothèse de rupture sont *plus élevés* que ceux fournis par la table statistique du Chi-deux usuelle (on acceptera moins facilement l'hypothèse de rupture qu'avec les tables usuelles). En effet, par construction, la statistique SupF est supérieure (ou égale) à celle obtenue avec une date de rupture fixe quelconque. Les résultats obtenus en utilisant les valeurs critiques traditionnelles seront biaisés en faveur de l'hypothèse de rupture. Pour illustrer de manière intuitive cette caractéristique des valeurs critiques, supposons que les données soient véritablement issues d'un modèle avec tendance *sans* rupture. Autour de cette tendance, il existe par ailleurs des aléas statistiques inévitables : la série peut par exemple présenter un creux de cycle marqué. Si l'on teste la stabilité du modèle de part et d'autre d'une date de rupture fixée *a priori*, il y a peu de chance que cette date coïncide avec ce creux de cycle. En revanche, en autorisant un choix par balayage dans la date de rupture possible, on peut faire coïncider la date de rupture avec le creux de cycle, et confondre une inflexion cyclique avec une rupture de tendance. Utiliser la distribution usuelle pourra conduire parfois à rejeter à tort l'hypothèse de stabilité.

---

<sup>3</sup> Il existe de nombreux autres tests de stabilité ne spécifiant pas de date *a priori* (voir, par exemple, Andrews et Ploberger, 1994 ou le *survey* de Stock, 1994). Nous nous focalisons sur la statistique SupF car elle permet d'estimer les dates de rupture, ce qui est l'un des objectifs de notre travail.



Andrews (1993) a établi la distribution des statistiques SupF pour des régresseurs stationnaires et sans tendance déterministes. Le cas de régresseurs incluant des tendances déterministes a été considéré dans le cas i.i.d par Vogelsang (1997). Selon Bai et Perron (1998b), on peut de façon générale utiliser les mêmes valeurs critiques avec et sans tendance déterministe parmi les régresseurs.

## 2.2. Ruptures multiples

Les tests F et SupF décrit ci-dessus se généralisent au cas ruptures multiples, si on suppose le nombre de ruptures connu (Bai et Perron, 1998). Lorsque le nombre de ruptures n'est pas supposé connu, ce nombre doit également être estimé, ce qui soulève des problèmes additionnels.

### 2.2.1. Ruptures multiples en nombre connu

Lorsqu'à la fois le nombre et les dates de ruptures potentielles sont connus, on peut utiliser le test de Chow traditionnel en amendant de manière adéquate les formules (5) et (6). La statistique de Wald pour  $m$  ruptures aux dates  $T_1, \dots, T_m$  s'écrit alors :

$$(8) \quad F(m) = \frac{(T - (m+1)q - p)}{Tm} \hat{\delta}' R' [R' \hat{V}(\hat{\delta}') R]^{-1} R \hat{\delta}$$

Le cas de ruptures multiples à des dates inconnues a été traité très récemment. Bai et Perron (1998a et b) et Bai (1999) ont proposé une généralisation des tests SupF. Ces auteurs proposent plusieurs statistiques de tests. La statistique  $SupF(m)$  consiste à sélectionner la valeur maximale de toutes les statistiques de test de l'hypothèse de  $m$  ruptures contre l'hypothèse de stabilité ( $m=0$ ). La statistique  $sup F(m+1|m)$  consiste à fixer  $m$  dates de ruptures et à utiliser la valeur maximale de toutes les statistique de test de l'hypothèse de  $m+1$  ruptures par rapport au modèle à  $m$  ruptures. Cette valeur est obtenue en balayant sur l'ensemble des dates de ruptures (supplémentaires) possibles. Ces différentes statistiques suivent des lois non-usuelles tabulées dans Bai et Perron (1998a et b).

### 2.2.2. Nombre de ruptures inconnu : tests SupF séquentiels

Lorsque le nombre même de ruptures est inconnu, Bai et Perron, (1998a et b) ont proposé une approche séquentielle pour le déterminer. On teste tout d'abord la présence d'une rupture contre l'hypothèse de stabilité du modèle. Si la stabilité est rejetée on impose une rupture, et on teste deux ruptures contre l'hypothèse nulle d'une rupture à l'aide du test  $SupF(m+1 | m)$ . La procédure est répétée pour  $m$  croissant et est arrêtée dès que l'hypothèse de stabilité, conditionnellement à  $m$  ruptures ne peut être rejetée.

Deux versions de cette procédure de test séquentiel du nombre de rupture existent en fait. La première (Bai et Perron, 1998a et 1998b) repose sur la détermination séquentielle des points de rupture et la seconde (Bai, 1999) est fondée sur la détermination simultanée des points de rupture. Dans la première version, la date de rupture obtenue à la première étape de la procédure est conservée lorsque l'on teste une seconde rupture. Cette démarche se fonde sur une propriété théorique établie par Bai (1996) : l'estimation séquentielle des ruptures permet une estimation convergente des dates de ruptures.

La seconde approche repose sur l'estimation simultanée de toutes les dates de rupture. Pour chaque nombre  $m$  de rupture fixé, les  $m$  dates de ruptures  $(T_1, \dots, T_m)$  sont sélectionnées librement. Bai (1999) propose un test fondé sur le rapport des vraisemblances des modèles à  $m$  et  $m+1$  ruptures. Toutefois la distribution de la statistique n'est établie que pour des résidus indépendants identiquement distribués. Nous nous limitons donc ici à la détermination séquentielle des dates de rupture.

### 2.2.3. Nombre de ruptures inconnu : l'approche par les critères d'information

Une approche plus simple de la détermination du nombre de rupture repose sur le critère d'information BIC (*Bayesian Information Criterion*). L'utilisation de ce critère a été proposée par Yao (1987) et Kim (1997)<sup>4</sup>. La méthode consiste à estimer le modèle pour tous les nombres de rupture et toutes les dates de rupture possibles et à sélectionner le modèle donc le critère BIC est minimal. Pour un modèle donné,

$$(9) \quad \text{BIC} = \ln\left(\frac{\text{SSR}}{T}\right) + [(m+1)q + m + p] \frac{\ln(T)}{T}$$

où  $m$  est le nombre de ruptures,  $q$  celui de paramètres affectés par une rupture et enfin  $p$  le nombre de paramètres non affectés par une rupture.

Le critère correspond ainsi à une fonction de la « somme des carrés des résidus » du modèle augmentée d'un terme pénalisant le nombre de ruptures. Ce terme contrebalance le fait qu'introduire des ruptures supplémentaires dans un modèle réduit mécaniquement la somme des carrés des résidus.

Yao (1987) a fourni des fondements statistiques à ce critère en montrant qu'il fournit un estimateur convergent du nombre de ruptures. Toutefois, ce résultat n'est établi que sous des hypothèses très restrictives (normalité et non-autocorrélation des résidus) qui sont très contraignantes pour les applications envisagées ici. Par ailleurs, les simulations menées par Bai et Perron indiquent que la procédure de sélection du nombre de rupture par l'approche SupF séquentielle est systématiquement plus performante que l'approche par le critère BIC. Dans le cadre du présent exercice, des résultats préliminaires (non reportés) indiquent que

---

<sup>4</sup> Liu, Wu et Zidek (1997) proposent un critère d'information alternatif au BIC.

le critère BIC tend à fournir un nombre de ruptures très élevé dans le cas du modèle (1) et au contraire nul dans le cas du modèle autorégressif (3). Nous choisissons donc dans ce travail de présenter exclusivement les résultats obtenus avec les tests SupF, sans détailler l'approche par les critères d'information.

### 3. Application au PIB français

#### 3.1. Données et spécifications

Les estimations sont menées en utilisant le PIB trimestriel français sur la période 1963 :1-2001 :4. La série de PIB utilisée celle des comptes trimestriels, base 1995, dans leur livraison de mai 2002. Une série de longue période de PIB est constituée par rétropolation à l'aide du PIB base 1980 (sur la période 1970 :1-1977 :4) et du PIB base 1970 (sur la période 1963:1 à 1969:4). Afin d'estimer le modèle sur la même période 1963 :1-2001 :1, lorsqu'un modèle auto-régressif est estimé, nous rétopolons également le PIB en utilisant une série historique de PIB marchand, pour disposer des  $p$  trimestres antérieurs à 1963 :1. Enfin, le second trimestre 1968 est corrigé de l'effet des grèves en interpolant les données du premier et du troisième trimestre.

Quatre spécifications sont retenues pour mener des tests de rupture : les modèles B et D, estimés avec et sans correction paramétrique. Pour  $m$  ruptures situées aux dates  $T_1, \dots, T_m$ , le modèle B s'écrit sans correction paramétrique:

$$(10) \quad y_t = \mu_1 + \beta_1 t + \sum_{k=1}^m \beta_{k+1} (t - T_k) I(t > T_k) + v_t$$

Et dans le cas d'une correction paramétrique :

$$(11) \quad y_t = \mu_1 + \beta_1 t + \sum_{k=1}^m \beta_{k+1} (t - T_k) I(t > T_k) + \sum_{i=1}^p c_i y_{t-i} + v_t.$$

Pour le modèle C (stationnarité en différence avec rupture dans la dérive) les deux spécifications sont :

$$(12) \quad \Delta y_t = \beta_1 + \sum_{k=1}^m \beta_{k+1} I(t > T_k) + v_t$$

et dans le cas d'une correction paramétrique :

$$(13) \quad \Delta y_t = \beta_1 + \sum_{k=1}^m \beta_{k+1} I(t > T_k) + \sum_{i=1}^p c_i \Delta y_{t-i} + v_t$$

Le test effectué est un test de Wald de nullité des paramètres  $\beta_k$ ,  $k > 1$ , sous l'hypothèse de stabilité des paramètres  $\mu$  et  $c_i$ .

Dans l'approche paramétrique, le choix du paramètre  $p$  est effectué selon la démarche préconisée par Perron (1989), appliquée au modèle sans rupture. L'équation est d'abord estimée avec un nombre de retard maximal ( $p_{\max}=8$  ici). Si le dernier retard n'est pas significatif (lorsque le  $t$  de Student est inférieur à 1.6), l'équation est réestimée avec ( $p_{\max}-1$ ) retards, et on élimine séquentiellement le dernier retard jusqu'à obtention d'un modèle où le dernier retard est significatif. Nous obtenons sur la période un paramètre  $p$  égal à 5 pour les modèles trend-stationnaire et à 4 pour les modèles en différence.

Dans l'approche paramétrique, nous utilisons la procédure de Newey-West (1987) pour calculer la matrice de variance de long terme des paramètres  $\hat{V}(\hat{\delta})$ . Cette matrice est calculée en utilisant une fenêtre de type Bartlett sur 4 trimestres. Précisons enfin qu'un intervalle minimal entre deux ruptures doit être imposé. Nous le fixons ici à 12 trimestres soit environ 8 % de la taille de l'échantillon. L'hypothèse d'une rupture au cours des 12 premières observations ou des 12 dernières est en particulier exclue *a priori*. Les valeurs critiques dépendent de la fraction  $\varepsilon$  des observations ainsi exclues des dates de rupture potentielles.

### 3.2. Résultats

Les résultats des différents tests à partir des estimations sur la période 1963:1-2001:1 sont présentés dans le tableau 1. Nous utilisons les seuils critiques tabulés par Bai et Perron (1998b) pour une fraction  $\varepsilon=10\%$ .<sup>5</sup> Le test d'Andrews SupF, ou SupF(1), mené sur les modèles (10) à (13), rejette dans chaque cas la stabilité du modèle. Le rejet est très net dans le cas des modèles avec correction non paramétrique de l'autocorrélation. Pour le modèle autorégressif *trend*-stationnaire (équation 11), la statistique de test vaut 8,75 et l'hypothèse de stabilité n'est rejetée qu'au seuil de 10 %. Ceci est illustré par le graphique 1, qui présente la séquence des statistique F en fonction de la date de rupture supposée et permet d'identifier visuellement la statistique SupF. La date de rupture obtenue est située fin 1972. Pour toutes les autres spécifications la date de rupture est également voisine du premier choc pétrolier. Par exemple, dans le cadre du modèle estimé sans termes autorégressifs, la date de rupture estimée est 1973 :4, ce qui indique, dans la notation retenue ici, une rupture entre le quatrième trimestre 1973 et le premier trimestre 1974.

La statistique SupF(2), testant la présence de 2 ruptures contre zéro, rejette également l'hypothèse de stabilité, au seuil de 1 % sauf dans le cas du modèle *trend*-stationnaire autorégressif pour lequel la valeur de la statistique (9,64) ne permet pas de rejeter l'hypothèse de stabilité. Globalement, ces résultats renforcent la présomption de

---

<sup>5</sup> Ces seuils sont approximatifs pour deux raisons. D'une part, Bai et Perron étudient des modèles caractérisés par des changements de niveau et non de pente. D'autre part, ils établissent des valeurs critiques asymptotiques. Simuler des valeurs critiques exactes à distance finie dépasse le cadre de notre exercice, notamment en raison de l'important volume de calcul requis (pour chaque réplique de Monte Carlo, l'estimation devrait être menée pour chacun des «  $m$ -uplets » de dates de ruptures possibles).

rupture. Ils ne permettent néanmoins pas de conclure à l'existence de 2 ruptures. En effet, si la première rupture identifiée se situe entre 1972:4 et 1974:1 pour tous les tests, la datation de la seconde rupture est peu robuste au test effectué. Ainsi, la seconde rupture est localisée au deuxième trimestre 1979 selon le test effectué sur le modèle B (*trend-stationnaire*) dans l'approche paramétrique, au premier trimestre 1989 selon le test effectué sur le modèle B dans l'approche non-paramétrique, et en 1996-1997 selon les deux tests effectués sur le modèle D (modèle stationnaire en différence).

Ce diagnostic d'absence d'une seconde rupture est confirmé par les tests SupF(2|1). En effet, conditionnellement à la date de rupture –significative- identifiée par le test SupF(1), la présence d'une seconde rupture additionnelle n'est significative dans aucun des cas. L'approche séquentielle préconisée par Bai et Perron (1998b) conduit donc à conclure à la présence d'une seule rupture sur la période 1963-2000, située au voisinage de 1974.

Pour tester la robustesse de ce résultat, i.e. l'unicité de la rupture, nous estimons les modèles sur la période 1974 :1-2001 :1 et testons la présence de rupture au sein de cette période (Tableau 2). Les quatre tests effectués sur les modèles autorégressifs (i.e. ceux relevant de l'approche paramétrique, reportés dans la partie inférieure du tableau 2) concluent à la stabilité de la tendance sur cette nouvelle période. Dans le cas de l'approche non-paramétrique, le test SupF(1) ne permet pas non plus de rejeter la stabilité du modèle au seuil de 5 %<sup>6</sup>. En revanche le test SupF(2) mené sur le modèle B suggère une double rupture en 1991:3 et 1996:4 significative au seuil de 1%. Toutefois la présence de ces deux ruptures reste fragile. D'une part, si le test mené sur le modèle D confirme cette datation des ruptures (l'une au début des années 1990, l'autre vers 1997), elles n'apparaissent plus significatives. D'autre part, si l'on suit une démarche de test séquentielle, on est conduit à ne retenir aucune rupture à la suite du test  $m=1$  versus  $m=0$  rupture.

Au total, nous retenons de préférence le modèle avec une seule rupture en 1973:4. A titre indicatif, l'alternative la plus intéressante est sans doute un modèle avec trois ruptures, présentant deux ruptures supplémentaires en 1991:3 et 1996:4 (les tests effectués sur la période 1974 :2-2001 :1 suggérant soit zéro, soit deux ruptures).

### 3.3. Implications pour l'écart de production

En retenant l'hypothèse de *trend-stationnarité* (modèle B), on peut déduire du modèle avec rupture sélectionné un écart de production implicite. Pour cela nous utilisons le modèle *trend stationnaire* estimé sans termes autorégressifs (équation 10). Les estimations sont présentées dans le tableau 3. Pour le modèle de référence, la croissance tendancielle est évaluée à 5 % environ avant 1974 et 2,1 % après 1974. L'évaluation de la croissance

---

<sup>6</sup> Il faut noter que le test fondé sur le modèle B rejette dans ce cas la stabilité au seuil de 10 %, en indiquant alors la date de 1979:1.

potentielle sur la période la plus proche est donc relativement pessimiste en comparaison avec des évaluations structurelles formulées plus récemment. Si l'on considère le modèle alternatif à trois ruptures, la croissance tendancielle s'établit à 4,9 % avant 1974, puis à 2,3 % entre 1974 et 1993. Elle tombe à 1,1 % après le troisième trimestre 1993 et remonte à 3,2% début 1997. On note que les ruptures apparaissent significatives au regard des tests de Student traditionnels sur les paramètres de cette équation. Rappelons que dans la perspective adoptée ici, la table de Student usuelle est cependant inadaptée car les dates de rupture ont été déterminées de manière endogène.

Le PIB tendanciel et l'écart de production sont présentés dans les graphiques 2, 3 et 4. Par rapport aux autres évaluations (type Hodrick-Prescott ou modèles à composantes inobservables), les fluctuations sont de plus grande ampleur. Sur le précédent cycle, l'écart de production atteint un point haut en 1990 :1 (4,3 %) et un point bas en 1997 :1 (-3,4 %). L'*output gap* est positif et est supérieur à 1 point de PIB en 2000 et 2001 et retombe à 0,3 point au dernier trimestre 2001 (tableau 3). A titre indicatif, l'hypothèse de trois ruptures conduit à un *output gap* assez proche de zéro (compris entre -1 et 1) depuis 1995.

## Conclusion

L'application de tests récents de changements structurels confirme l'existence d'une rupture significative dans la croissance tendancielle du PIB français vers 1974, au moment du premier choc pétrolier. Aucune rupture significative n'est détectée sur la période postérieure à 1974. Ces résultats sont robustes à l'hypothèse faite sur la stationnarité du PIB, i.e. la stationnarité autour d'une tendance coudée ou une marche aléatoire avec dérive. L'écart de production implicite obtenu, sous l'hypothèse de *trend*-stationnarité, présente des fluctuations assez amples et est légèrement positif à la fin de l'année 2000.

Ces résultats invitent à considérer avec prudence l'hypothèse d'un ralentissement de la production tendancielle au début des années 1990, comme celle d'une accélération récente et durable de la croissance tendancielle liée à la « nouvelle économie ». Un diagnostic plus précis ne sera bien sûr possible qu'avec le recul fourni par plusieurs années d'observations supplémentaires. Toutefois, une voie de recherche pour affiner ce diagnostic pourrait être de combiner les méthodes ici utilisées avec une approche structurelle de la croissance potentielle.

## Bibliographie

- Andrews D.K. 1991 « Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation » *Econometrica*, vol 59, N°4, 817-858.
- Andrews D.K. 1993 « Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown changepoint » *Econometrica*, vol 61, N°4, 821-856.
- Andrews D.K., Ploberger W. 1994 « Optimal Tests When Nuisance Parameters is Present Only Under the Alternative » *Econometrica*, vol 62 , N°6, 1383-1414.
- Andrews D.K., Lee I., Ploberger W. 1996 « Optimal Change Point Tests for Normal Linear Regression » *Journal of Econometrics*, 70, 9-38.
- Bai J. 1999 « Likelihood Ratio Tests for Multiple Structural Changes » *Journal of Econometrics*, 91, 299-323.
- Bai J., Perron P. 1998 a « Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Breaks » *Econometrica*, vol 66 , N°1, 47-78.
- Bai J., Perron P. 1998 b « Computation and Analysis of Structural Change Models » Cahier 0998, *CRDE, Université de Montréal*.
- Banerjee A., Lumsdaine R., Stock J. 1992 « Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence » *Journal of Economics and Business Statistics*, Vol 10, N°3, 271-287.
- Banque de France, 2002 « PIB potentiel et écart de PIB. Quelques évaluations pour la France » *Note d'Etudes et de Recherche #89*.
- Boccara F., Bouthevillain K., Coeure B., Eyssartier D. 1997 « Comment positionner les économies dans le cycle » *Economie Internationale*, n°69, 55-76.
- Le Bihan H., Sterdyniak H., Cour. 1997 « La notion de croissance potentielle a-t-elle un sens ? » *Economie Internationale*, n°69, 17-53.
- Chow G.C. 1960 « Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Models » *Econometrica*, vol 28, 591-605.
- Doz C., Rabault G., Sobczak N. 1995 « Décomposition tendance-cycle : estimation par des méthodes statistiques univariées » *Economie et Prévision*, n°120, vol 4, 73-93.
- Filardo, A., Cooper P. 1996 « Cyclically-Adjusted Measures of Structural Trend Breaks: an Application to Structural Trend Breaks in the 1990s » *Research Working Paper 96-14, Federal Reserve Bank of Kansas City*.
- Hansen B. 2001 « The New Econometrics of Structural Changes: Understanding and Dating Changes in US Productivity » *mimeo*, University of Wisconsin.
- Kim I.M. 1997 « Detecting the Number of Structural Breaks » *Economic Letters* 57, 145-148.
- Liu J., Wu S., Zidek J.V. 1997 « On Segmented Multivariate Regressions » *Statistica Sinica* , 7, 497-525.

- Lumsdaine R, Papell D. 1997 « Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis » *Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.
- Newey W., West K. 1987 « A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix » *Econometrica*, vol 55 , N°3, 703-708.
- Stock J. 1994 « Unit Roots, Structural Breaks and Trends » Chap 46 in Handbook of Econometrics, vol IV, Ed. R.F.Engle et D.L. Mc Fadden.
- Yao Y.C. 1988 «Estimating the Number of Change Point via Schwartz' Criterion" *Statistics and Probability Letters*,6 , 181-189.
- Zivot E., Andrews D.K., 1992, « Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis » *Journal of Economics and Business Statistics*, Vol 10, N°3.



**Tableau 1 : tests de rupture, période 1963 :1-2001 :4**

	<b>Modèle B</b>	<b>Modèle D</b>
<b>Approche non paramétrique</b>	eq. (10)	eq. (12)
<b>Test de m=1 rupture vs. m=0</b>		
Statistique SupF	964.82	63.85
Dates	1973 :4	1974:1
Significativité	***	***
<b>Test de m=2 ruptures vs. m=0</b>		
Statistique SupF(2)	1785.03	66.52
Dates	1973:1, 1979:2	1974:1, 1997:1
Significativité	***	***
<b>Test de m=2 ruptures vs. m=1</b>		
Rupture sous H0	1973:4	1974:1
Statistique SupF(2 1)	2.20	2.42
Date de la rupture additionnelle	1990:2	1997:2
Significativité	-	-
<b>Approche paramétrique</b>	eq. (11)	eq.(13)
<b>Test de m=1 rupture vs. m=0</b>		
Statistique SupF(1)	8.75	22.51
Dates	1972:4	1974:1
Significativité	*	***
<b>Test de m=2 ruptures vs. m=0</b>		
Statistique SupF(2)	9.64	24.81
Dates	1972:4, 1989:1	1974:1, 1996:4
Significativité	-	***
<b>Test de m=2 ruptures vs. m=1</b>		
Rupture sous H0	1972:4	1974:1
Statistique SupF(2 1)	0.90	2.14
Date de la rupture additionnelle	1989:1	1996:4
Significativité	-	-

**Note** : Période : 1963:1-2001:4 ; \*\*\*/\*\*/\* : statistiques significatives au seuil de 1%, 5%, 10% respectivement ; - : non significatif au seuil de 10%. Dates : date(s) de rupture présumée(s).

Tableau 2 : tests de rupture, période 1974 :1-2001:4

	Modèle B	Modèle D
<b>Approche non paramétrique</b>	eq. (10)	eq. (12)
<b>Test de m=1 rupture (vs. m=0)</b>		
Statistique SupF	8.64	2.04
Dates	1979:1	1997:1
Significativité	*	-
<b>Test de m=2 ruptures (vs. m=0)</b>		
Statistique SupF	75.92	11.10
Dates	1991:3, 1996:4	1990:1, 1997:1
Significativité	***	-
<b>Approche paramétrique</b>	eq. (11)	eq. (13)
<b>Test de m=1 rupture (vs. m=0)</b>		
Statistique SupF	2.54	1.62
Dates	1977:1	1990:1
Significativité	-	-
<b>Test de m=2 ruptures (vs. m=0)</b>		
Statistique SupF	6.30	8.46
Dates	1991:3, 1996:4	1987:1, 1990:1
Significativité	-	-

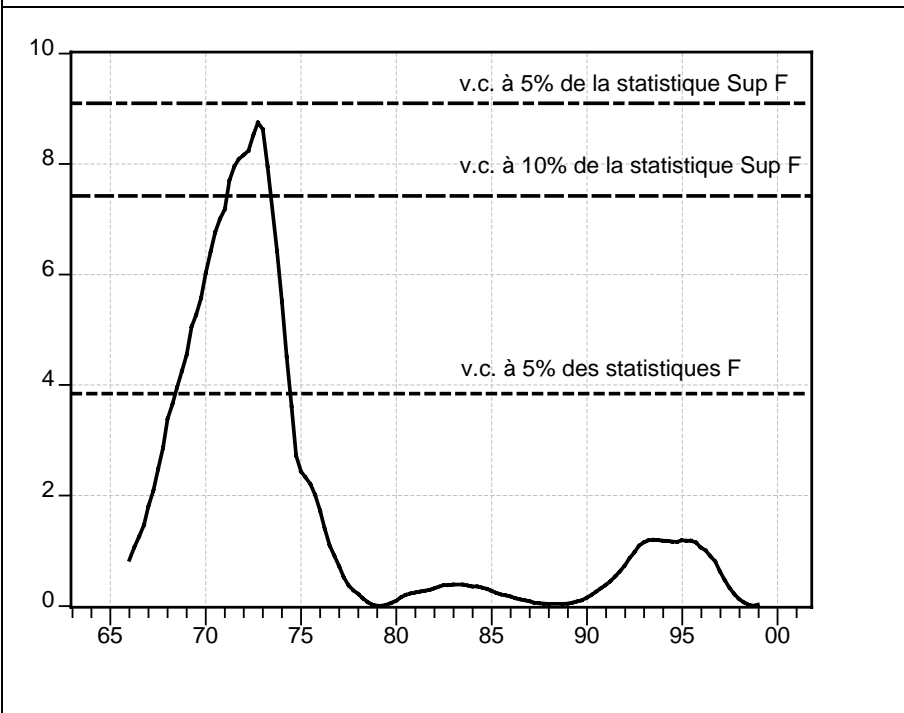
**Note** : \*\*\*/\*\*/\* : respectivement significatif à 1%, 5%, 10% ; - : non significatif à 10 %  
 Dates : dates de rupture présumées.

**Tableau 3 : estimation pour des dates de ruptures fixées**

Modèle à 1 rupture période 1963 :2-2001 :1			Modèle à 3 ruptures, période 1963 :2-2001 :1			Modèle sans rupture, période 1974 :2-2001 :1		
Param.	Coeff.	t-stat	Param.	Coeff.	t-stat	Param.	Coeff.	t-stat
$\mu$	4638.82	3248.0	$\mu$	4640.6	3530.5	$\mu$	4772.0	1112.8
$\beta_1$	5.11	73.7	$\beta_1$	5.00	77.4	$\beta_1$	2.09	48.7
$\beta_2(t>1973 :4)$	-3.01	-31.0	$\beta_2(t>1973:4)$	-2.75	-26.5			
			$\beta_3(t>1993:1)$	-1.14	-5.6			
			$\beta_4(t>1996:4)$	2.08	8.1			
ser	6.55		ser	4.86		SER	7.54	
Croissance	tendancielle							
1963:1-1973:4	5.1		1963:1-1974:1	5.0		1974:1-2001:4	2.1	
1974:1-2001:4	2.1		1974:2-1991:3	2.3				
			1991:4-1996:4	1.1				
			1997:1-2001:4	3.2				

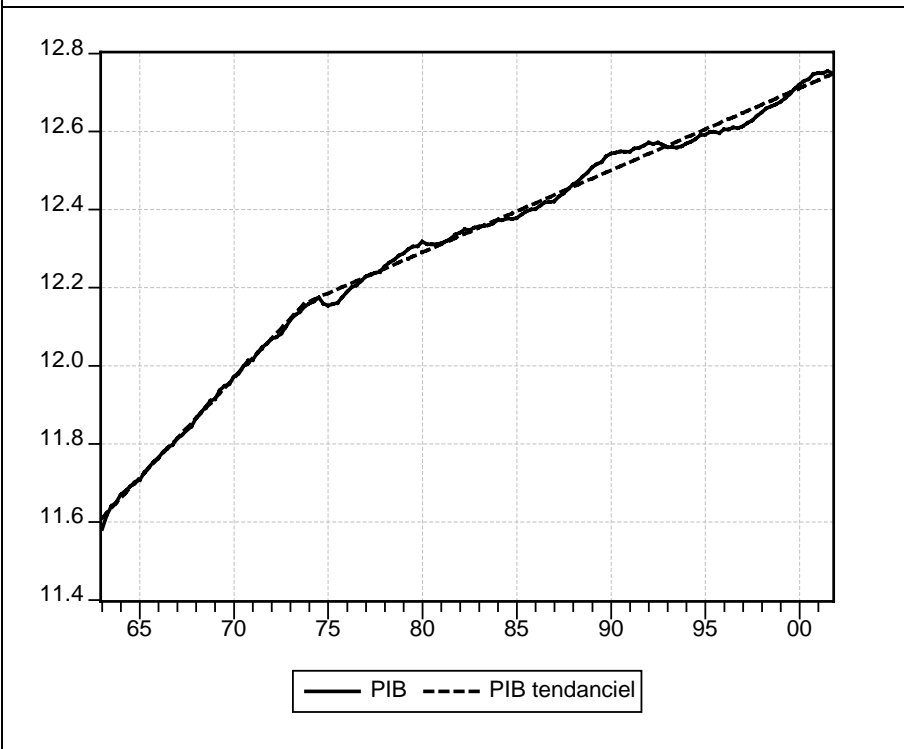
**Note :** La spécification estimée est le modèle B, soit l'équation (10) du texte. Le logarithme du PIB est multiplié par 400 pour permettre d'interpréter les paramètres en termes de points de croissance annuelle ; SER : écart-type de l'estimation ; t-stat : T de Student, corrigés de l'autocorrélation-hétéroscédasticité (méthode de Newey-West, 1987, avec un « noyau » de Bartlett et une fenêtre de 4 trimestres)

**Graphique 1 : Séquence des tests de Chow et statistique SupF (modèle autorégressif)**

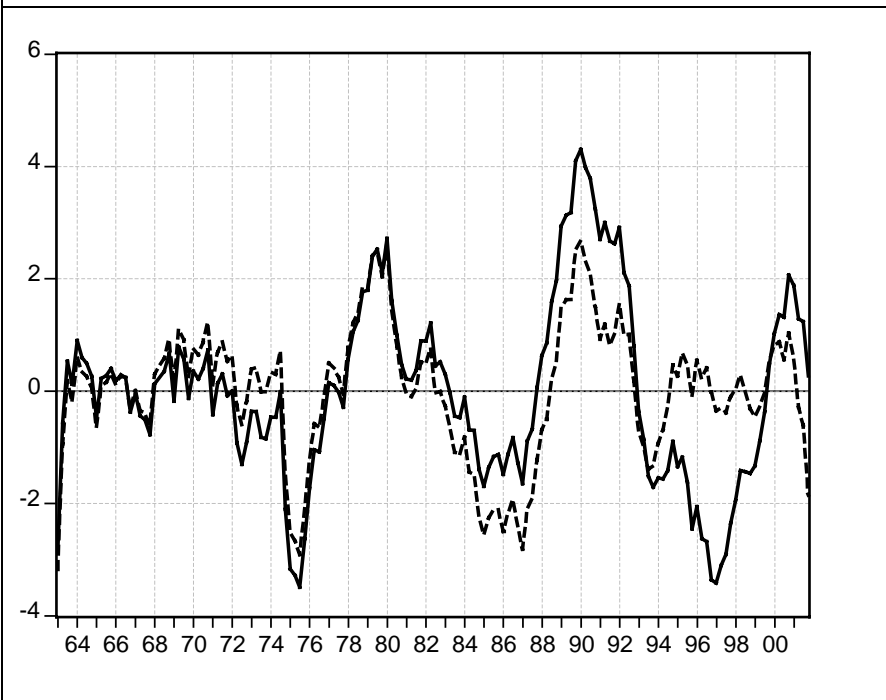


**Note** : la courbe représente la statistique de Chow associée à l'hypothèse d'une rupture de tendance à la date indiquée en abscisse, dans le cas du modèle *trend*-stationnaire autorégressif (équation (3)). La statistique SupF est obtenue au point maximum de cette courbe. v.c à 5 % : valeur critique au seuil de 5 %.

**Graphique 2 : Pib et Pib tendanciel en logarithme**

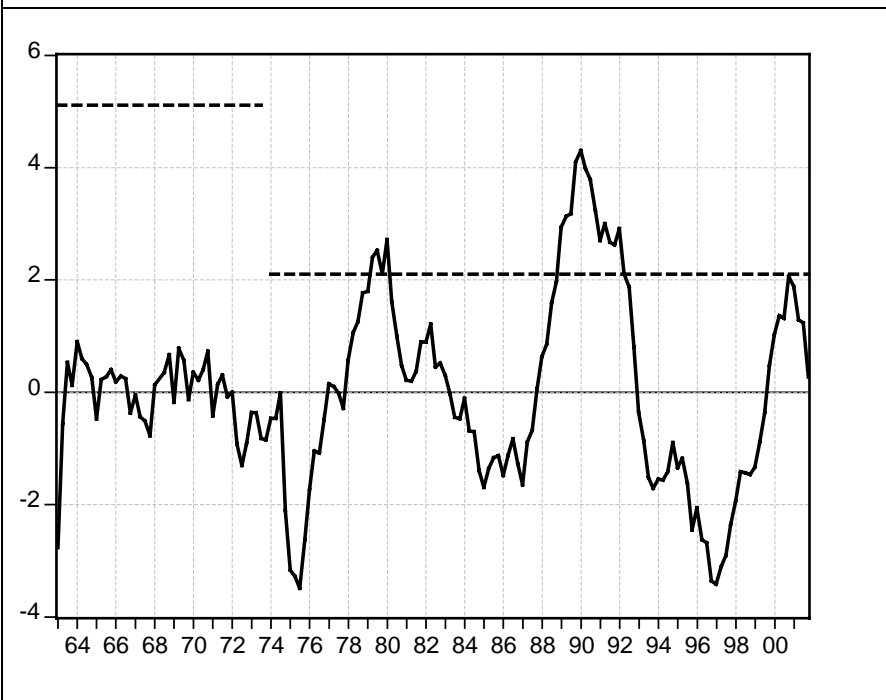


**Graphique 3 : Ecart de production**



**Note** : Ecart de production en pourcentage ;  
En trait plein : écart de production avec une rupture en 1973:4.  
En pointillés : écart de production avec trois ruptures en 1973:4, 1991 :3, 1996 :4.

**Graphique 4 : Ecart de production et croissance tendancielle**



**Note** : En % ; croissance tendancielle (annualisée) en pointillés

## **Output Gap : indicateurs statistiques calculés par la méthode des VAR «structurels»**

**Olivier De Bandt<sup>1</sup>**

### **Résumé**

Les indicateurs de PIB potentiel et d'écart de production fondés sur la méthodologie VAR « structurels », à partir d'un modèle incluant, pour la France, le PIB en volume, l'inflation, le taux d'intérêt réel à court terme et le déficit budgétaire primaire sur la période 1979 :1-2000 :4 conduisent à des résultats relativement convergents avec les évaluations disponibles par d'autres méthodes. La croissance potentielle, qui est déterminée par l'impact des chocs « d'offre » sur le PIB (ou de façon assez équivalente, par l'impact des chocs « permanents » sur le PIB), progresse au rythme annuel de 2,25% en 2000 et 1,9 % en 2001. L'écart de production, qui mesure l'impact des chocs de demande ou de politique économique (et notamment les effets transitoires de la politique monétaire sur l'activité au travers des variations des taux d'intérêt à court terme comme dans le modèle IS/LM standard) se ferme en 2000, mais redevient négatif en 2001 (-0,2 point). Il convient cependant de souligner que de telles estimations peuvent présenter une certaine instabilité au cours du temps, notamment si l'on intègre le début des années 70 (ce qui signifierait peut-être un changement de régime de l'inflation) ou si l'on prolonge l'échantillon avec des prévisions pour 2002-2003. Toutefois, le sens de variation de l'écart de production est assez proche entre ces différentes spécifications.

### **Abstract**

We compute indicators of output gap and potential output growth on the basis of the « structural VAR » methodology. We use real GDP, inflation, the short term real interest rate and the primary budget surplus in France during the 1979:Q1 to 2000:Q4 period. Our empirical results are broadly consistent with those of other methods. Potential output growth, determined by the impact of supply shocks on GDP (or, equivalently, by the impact of « permanent » shocks on GDP) grows at the annual rate of 2.25 % in 2000 and 1.9 % in 2001. The output gap which measures the impact of demand shocks as well as policy shocks (in particular the temporary effects of monetary policy through changes in the short term interest rate as in the standard IS/LM model) is closed in 2000 and becomes again negative in 2001 (-0,2 point). However, it is worth stressing that these estimates are unstable in particular if the 70's are included in the sample period (this might point to a regime shift in the inflation process) or if one incorporates forecasts on the 2002-2003 period.

**Classification JEL** : C32,O11,E52,E62,E32

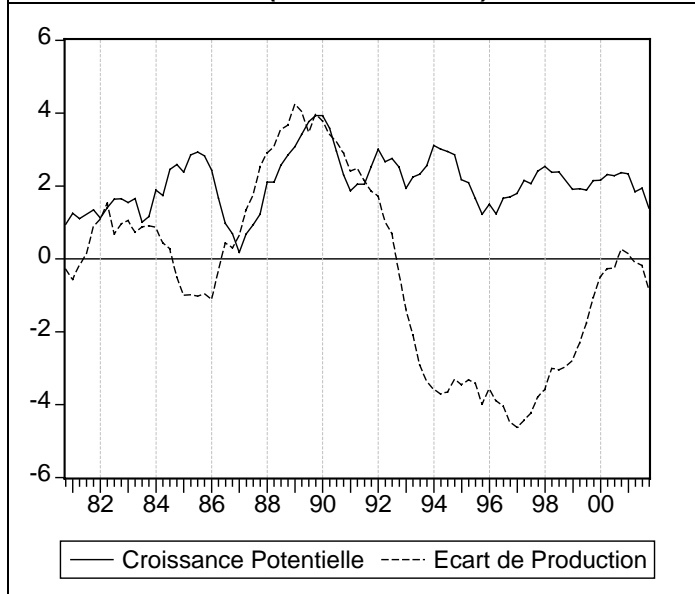
**Mots-clés** : var structurel, écart de production, croissance potentielle.

**KeyWords** : structural VAR, output gap, potential growth.

---

<sup>1</sup> Banque de France, 41-1376 Service d'Etudes Macro-Economiques et de Prévision (SEMEP), 39 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris Cedex 01. Tel + 33 1 42 92 28 80, e-mail olivier.debandt@banque-france.fr

**Graphique 1 : PIB potentiel et écart de production – estimation centrale (1979 : 1-2001 : 4)**



## I-Bref rappel de la méthode

Dans la méthodologie VAR « structurel », le PIB potentiel est calculé à partir d'un petit système d'équations réduites comprenant le PIB et d'autres variables macroéconomiques. D'une manière générale, dans un modèle VAR, on explique la dynamique d'un petit nombre de variables macroéconomiques (en général 2, 3 ou 4 variables) par un nombre équivalent de « chocs » : chocs d'offre, de demande, de politique économique, etc. Ces chocs peuvent affecter chacune des variables macroéconomiques retenues dans le VAR<sup>2</sup>.

Dans l'approche qui est privilégiée ici, le PIB potentiel est déterminé par les chocs d'offre qui affectent l'économie, alors que l'écart de production est le résultat des chocs de demande. Une approche alternative revient à définir le PIB potentiel, comme le niveau du PIB qui serait atteint en l'absence de rigidités nominales<sup>3</sup>, ce qui conduit à intégrer dans le PIB potentiel certains des chocs de demande. Une troisième approche, retenue par Dupasquier et alii (1999), revient à distinguer entre chocs « permanents » –qui affectent le PIB potentiel- et chocs « transitoires » –qui déterminent l'output gap (cette dernière approche constitue en fait une variante de la première).

Nous retenons donc, à la suite des travaux de Blanchard et Quah (1989), la distinction fondamentale entre chocs d'offre et de demande. Cela nous impose de retenir dans notre système VAR, des variables qui permettront d'identifier ces deux types de chocs. On peut, par exemple, retenir le PIB, le salaire réel (qui permettront de déterminer les chocs d'offre) et l'inflation (qui mesurera les chocs de demande)<sup>4</sup>, ou au contraire le PIB, le ratio de la consommation des ménages rapportée au PIB et un taux d'intérêt à court terme (Dupasquier, 1999). Nous retenons, quant à nous, le PIB, l'inflation, le taux d'intérêt réel à court terme et le ratio du déficit budgétaire primaire rapporté au PIB (cf. C. Bruneau – O. De Bandt, 1999b).

Pour calculer un écart de production par la méthode des VAR structurels, 3 étapes sont nécessaires : l'estimation du modèle (sous-section A), l'identification des différents types de chocs (sous-section B), et le calcul de l'output gap proprement dit, en procédant à une simulation « historique » du modèle estimé (sous-section C).

---

<sup>2</sup> Voir C. Bruneau – O. De Bandt (1999a)

<sup>3</sup> Voir travaux en cours à la Banque d'Angleterre

<sup>4</sup> Voir travaux en cours à la Banque Nationale de Belgique



## A/ Estimation

La première étape consiste à estimer le modèle « canonique » où l'on régresse chacune des variables sur ses propres retards et ceux des autres variables :

$$B(L)\Delta X_t = \varepsilon_t \quad (1)$$

où  $X_t$  est le vecteur de variables (PIB, inflation, taux d'intérêt réel, déficit primaire des APU),  $B(L)$  est une matrice de polynômes de retard ( $B(L) = b_0 + b_1L + b_2L^2 + \dots + b_pL^p$ , s'il y a  $p$  retards dans le VAR, les  $b_i$  étant des matrices carrées 4x4) et  $\varepsilon_t$  un vecteur de bruits blancs, qui correspondent aux résidus de la régression (1),  $\varepsilon = (\varepsilon_s \quad \varepsilon_d \quad \varepsilon_m \quad \varepsilon_f)$ .

On cherche ensuite à inverser le polynôme de retard  $B(L)$ , s'il est stationnaire, pour obtenir :

$$\Delta X_t = B(L)^{-1}\varepsilon_t = A(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

## B/ Identification

Mais la régression (1) fournit des résidus  $\varepsilon_t$  qui ne sont pas interprétables sur le plan économique. La phase d'*identification* consiste à passer des résidus « canoniques » ou statistiques  $\varepsilon_t$  à des chocs  $\omega_t$  ayant une interprétation économique. Cela revient à supposer que chacun des  $\varepsilon_t$  s'écrit comme une combinaison linéaire de chocs « structurels » dont les caractéristiques (effets sur le PIB, l'inflation, etc) sont en accord avec la théorie économique. Dans la pratique, on cherche donc à calculer une matrice carrée  $P$  telle que :

$$\varepsilon_t = P\omega_t \quad (2)$$

soit, en explicitant chacun des termes :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_\pi \\ \varepsilon_r \\ \varepsilon_d \end{pmatrix} = P \begin{pmatrix} \omega_s \\ \omega_d \\ \omega_m \\ \omega_f \end{pmatrix}$$

Le vecteur  $\omega_t$  comprend un choc d'offre  $\omega_s$ , un choc de demande privée  $\omega_d$ , un choc de politique monétaire  $\omega_m$  et un choc de politique budgétaire  $\omega_f$ . La matrice  $P$  est obtenue en imposant aux chocs structurels  $\omega_t$  de satisfaire un certain nombre de contraintes tirées de la théorie économique.

En effet, on peut réécrire (2) sous la forme :

$$\Delta X_t = A(L)P\omega_t = C(L)\omega_t \quad (3)$$

L'équation (3) signifie que les différentes variables du système VAR sont expliquées par les chocs structurels présents et passés.

Pour l'essentiel, on va identifier les chocs d'offre  $\omega_s$  comme ceux qui ont un impact à long terme sur le PIB. En sens inverse, les chocs de demande ( $\omega_d, \omega_m, \omega_f$ ) n'ont pas d'effet à long terme sur le PIB<sup>5</sup>.

Une fois la matrice P connue on estime » les chocs  $\hat{\omega}_t = \hat{P}^{-1}\hat{\varepsilon}_t$ . Les fonctions de réponse aux chocs reviennent à représenter l'impact des différents chocs sur les variables<sup>6</sup>.

C/ Analyse historique et calcul du PIB potentiel

« L'analyse historique » revient à simuler le vecteur  $X_t$  qui s'écrit en niveau:

$$X_t = \sum_{j=1}^{\infty} C(L)\omega_{t-j} \quad (4)$$

La première composante du vecteur  $X_t$  dans (4) correspond au PIB. Celui-ci s'écrit donc comme la résultante de l'effet des chocs d'offre (qui ont un effet à long terme sur le PIB et qui s'assimilent donc à la croissance potentielle) et des chocs de demande. Le PIB potentiel correspondra au seul effet des premiers chocs :

$$y_t^{POT} = \sum_{j=1}^{\infty} C_{11}(L)\omega_{s,t-j} \quad (5)$$

où  $C_{11}(L)$  est la première ligne et la première colonne de C(L).

Quelques remarques s'imposent néanmoins pour l'interprétation des résultats. Tout d'abord, dans la pratique, on ne dispose que d'échantillons finis, si bien que les simulations (4) ou (5) ne s'effectuent qu'à partir des premiers chocs disponibles, c'est-à-dire  $\omega_0$  pour les premières observations. La simulation est donc réalisée sur une période qui est loin d'être infinie. Il convient donc d'interpréter avec prudence les premières périodes de la simulation historique.

<sup>5</sup> Une telle condition implique que les éléments (1,2), (1,3) et (1,4) de  $C(1)=A(1)P$  soient nuls

<sup>6</sup> On graphique alors  $\Delta X_t = A(L)\hat{P}\hat{\omega}_t$ . Une étape importante de la modélisation VAR sur lequel on ne s'étend pas ici pour des raisons de place- consiste à vérifier que les fonctions de réponses qui résultent des estimations sont cohérentes avec les hypothèses d'identification, c'est-à-dire, par exemple, qu'un choc d'offre positif a un impact positif permanent sur le PIB et négatif sur les prix et qu'un choc de politique monétaire associé à une hausse du taux d'intérêt réel a un impact négatif transitoire sur le PIB, mais un impact négatif permanent sur le niveau des prix. Voir C. Bruneau et O. De Bandt (1999b).

Une règle un peu approximative revient à ignorer les 5 premières années de la simulation (soit les 20 premiers trimestres<sup>7</sup>).

Par ailleurs, on peut néanmoins se demander si le PIB potentiel se définit simplement comme l'effet des chocs d'offre, ou si les chocs monétaires ne doivent pas aussi être considérés comme déterminant la croissance potentielle. Nous étudierons cette question dans la deuxième partie, mais nous verrons, qu'en fait, il convient de rejeter cette option.

Indiquons, enfin, que le modèle (1), que nous estimons par les moindres carrés ordinaires (MCO), contient un changement de constante à partir de 1986 :1, qui prend en compte le rythme plus ralenti de l'inflation à partir de ces années là, après la phase de désinflation de la première moitié des années 80 (une variante consisterait à intégrer un trend temporel sur toute la période, mais celui-ci serait plus difficile à justifier sur le plan économique). Cette rupture de constante joue un rôle important dans les résultats. Nous ajoutons aussi des variables exogènes  $Z_t$  : prix du Brent en dollar et cours du dollar en FF/euro. L'écriture de (4) devient :

$$X_t = \sum_{j=1}^{\infty} (A(L)P\omega_{t-j} + A(L)Z_{t-j}) \quad (4')$$

En raison des règles habituelles en matière de projection, les deux termes de (4') sont orthogonaux, ce qui nous permet de décomposer le vecteur  $X_t$  en une somme de chocs indépendants : les chocs  $\omega_t$  (orthogonaux entre eux) et les variables exogènes (orthogonales au premier groupe de chocs). Dans la mesure où les variables de  $Z_t$  sont des chocs d'offre transitoires, ils seront inclus dans l'écart de production et non pas dans la définition du PIB potentiel.

## II-Résultats pour la France 1979 : 2000

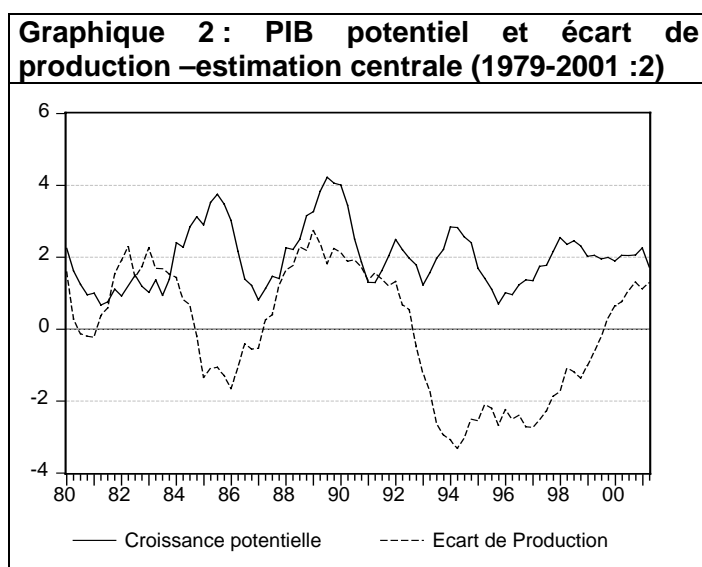
Nous présentons ici les résultats de différents indicateurs d'output gap et de PIB potentiel. La période d'estimation privilégiée est la sous-période 1979 :1-2000 : 4, qui est une période relativement homogène sur le plan de la politique économique (introduction du SME en 1979). Nous présentons néanmoins des tests de sensibilité en faisant varier la définition des chocs qui définissent l'écart de production (inclusion ou non des chocs monétaires), en intégrant le début des années 70, ou au contraire en étendant l'échantillon jusqu'à 2003.

---

<sup>7</sup> Même un processus autorégressif très persistant accorde peu de poids à une observation 20 trimestres plus tôt :  $0.90^{20} = 0.12$  et  $0.95^{30} = 0.21$ .

Dans ce dernier cas, les trois dernières années correspondent aux prévisions de printemps 2001 de la Commission Européenne pour la France soit un taux de croissance du PIB de 2.6% en 2002 et 2.9% en 2003. Il ressort que les résultats dépendent de la période d'estimation retenue, mais le sens des variations est très proche pour les différents indicateurs.

#### A/ Estimation « centrale »



L'estimation « centrale » que nous retenons pour l'estimation du PIB potentiel et de l'écart de production par la méthode des VAR « structurels » donne des résultats proches des autres méthodes statistiques (graphique 2). L'écart de production est nul en 1992. L'amplitude est du même ordre que pour les autres méthodes (entre +2 pp et -3pp). La seule différence concerne le « creux » du cycle des années 90, qui est un plus marqué que pour les autres méthodes, mais l'écart de production se ferme généralement en 2000. Après une remontée en 1997-1998, la croissance du potentiel de production se stabilise en 1999-2000 sur un rythme de 2 ¼ % par an.

Au cours des années 80, l'écart de production est très négatif en 1986, avant le début du cycle qui a marqué la fin de cette décennie. On s'attendrait néanmoins à observer un écart de production plus faible au début des années 80 à la suite du second choc pétrolier. Comme indiqué plus haut, il faut interpréter avec prudence les 5 premières années de l'échantillon, c'est à dire, dans notre cas, les années 1980-1985. L'intégration des deux derniers trimestres de 2001 conduit à faire baisser l'écart de production (comparaison des graphiques 1 et 2).

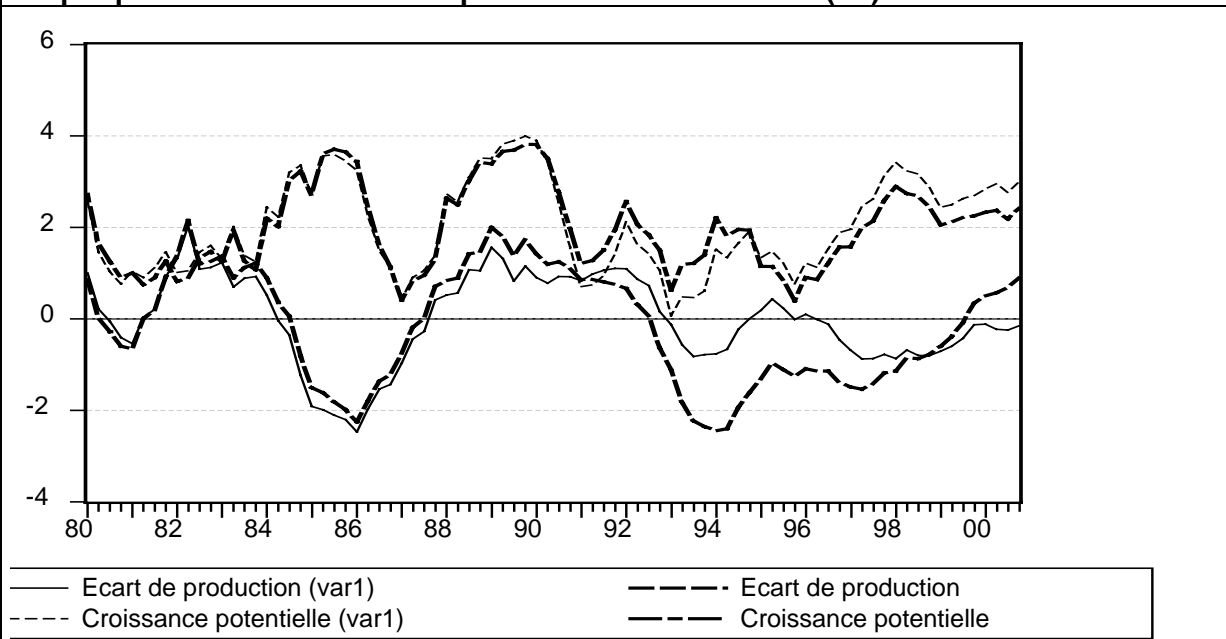
## B/ variantes

### 1- Définition du PIB potentiel

Le graphique 2 est fondé sur la seule prise en compte des chocs d'offre. On peut, au contraire, songer à intégrer les chocs d'origine monétaire dans la mesure de la croissance potentielle. En effet, la stratégie de la Banque centrale depuis le début des années 90 -axée sur la recherche de la stabilité des prix à moyen/long terme- a sans doute permis de relever le potentiel de croissance à moyen terme.

Dans le graphique 3, on reporte en effet la courbe d'écart de production et de croissance potentielle du graphique 2 (trait gras), qui est maintenant comparée aux courbes marquées « var 1 », dans lequel l'écart de production n'est expliqué que par les chocs de demande privée et finances publiques, alors que le PIB potentiel est maintenant défini comme la somme des chocs d'offre et de politique monétaire (trait fin). Dans cette variante, l'écart de production a une amplitude plus réduite dans les années 90.

**Graphique 3–Variante : écart de production sans monnaie (fin)**

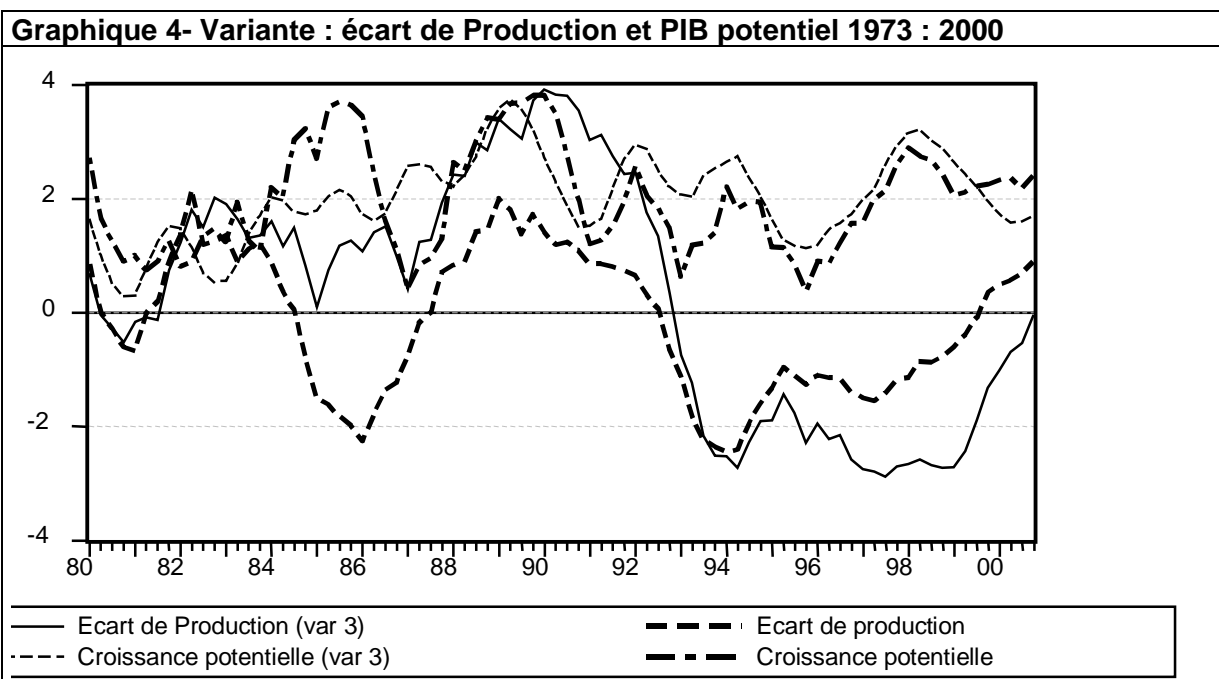


On observe d'ailleurs que les chocs monétaires ont un impact restrictif sur le PIB sur la période 1993-1996, et positif de 1996 à 2000.

### 2-Variante sur la période d'estimation : 1973-2000 au lieu de 1979-2000

Nos résultats comme ceux de toute modélisation VAR dépendent évidemment de la période retenue pour effectuer les estimations. Comme indiqué ci-dessus, les résultats sont quelque

peu sensibles à l'inclusion des années 70, comme le montre le graphique 4. Dans ce graphique, nous présentons, sur la période commune, les estimations d'écart de production et de croissance potentielle du modèle de base (trait gras) et du même modèle estimé sur un échantillon plus long incluant les années 70 (trait fin).

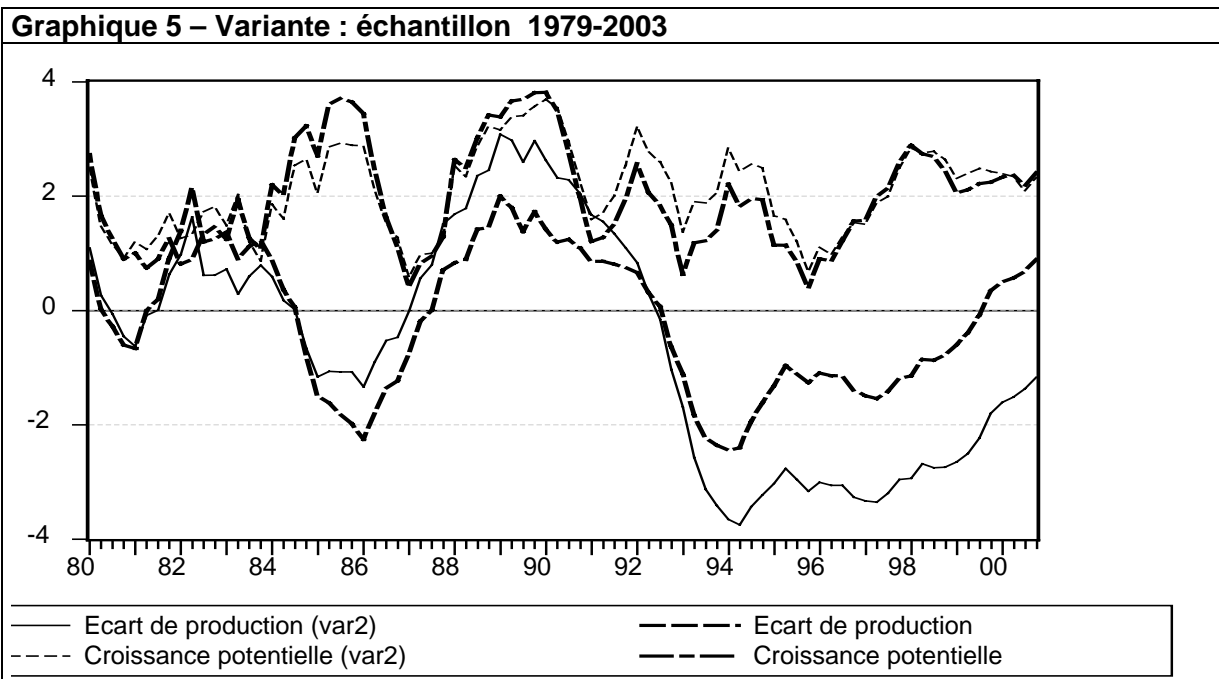


Les divergences entre les deux types d'estimation sont assez réduites dans les années 90, même si elles ne sont pas inexistantes : l'écart de production se réduit de façon plus marquée à la fin des années 90 avec l'échantillon n'incluant pas les années 70 (estimation centrale), alors que, dans la variante, l'écart de production ne fait que s'annuler en 2000 : 4. Les divergences sont revanche plus marquées dans les années 80, où, de façon un peu contre-intuitive, l'écart de production serait positif dans la variante, alors qu'il est fortement négatif dans l'estimation « centrale ». Force est donc de conclure que l'existence de changements de régime au cours des années 70 interdit de retenir sans précaution un modèle estimé sur l'ensemble de la période.

### 3- Impact de la période 2001-2003

Les estimations sont aussi, dans une moindre mesure toutefois, sensibles aux dernières observations. On inclut trois années supplémentaires correspondant aux prévisions de la Commission Européenne au printemps 2001, relativement optimistes en matière de croissance. Sur la base de cet échantillon, et comme indiqué au graphique 5, l'écart de

production se creuse davantage en 1993, puis suit une évolution parallèle à l'autre indicateur. On observe d'ailleurs que dans cette variante la croissance potentielle est ré-évaluée à la hausse en 1992-1993 et que cet écart n'est jamais rattrapé ensuite.



## **Bibliographie**

C. Bruneau et O. De Bandt (1999a) « La modélisation VAR « structurels » : application à la politique monétaire en France », *Economie et Prévision*.

C. Bruneau et O. De Bandt (1999b) « Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union : what do SVAR models tell us », *Notes d'études et de Recherche, Banque de France*, à paraître dans *Economic Modelling*.

C. Dupasquier, A. Guay and P. St Amant « A Survey of Alternative Measures for Estimating Potential Output and the Output Gap », *Journal of Macroeconomics*, 1999, vol 21(3), 577-595.



# Calcul de l'écart à la production potentielle à l'aide d'un modèle à composante inobservée

Mustapha Baghli et Henri Fraise\*

## Résumé

Cette étude se propose de fournir pour la France un indicateur d'écart de production et une estimation de la croissance potentielle à partir d'une approche semi-statistique. Sur la base d'un modèle macroéconomique standard dans lequel la politique monétaire agit sur l'output gap et l'inflation évolue suivant une courbe de Phillips intégrant cet écart, nous estimons le niveau de l'output gap pour la période 1975Q1-2001Q4. En intégrant dans le modèle des séries macroéconomiques telles que l'inflation, le taux d'intérêt réel et différents coûts des facteurs, nous identifions l'écart de production par sa corrélation avec l'inflation, tout en contrôlant les chocs d'offre transitoires affectant la sphère réelle. Nous testons alternativement trois types de choc d'offre susceptibles de mieux appréhender les évolutions de l'inflation : les prix d'importation, le prix du pétrole et le coût du travail. En définitive, le modèle incorporant le SMIC horaire réel apparaît comme le plus pertinent pour estimer l'écart de PIB à l'aide de la méthode à composante inobservée. En 2001Q4, l'écart de production se situerait autour de 1.7%. Quant à la croissance potentielle, elle serait en fin de période de 2% en rythme annuel, et s'établirait au dessous de sa moyenne de long terme de 2,1%.

## Abstract

This paper presents for France a measure of the output gap and an estimate of the potential output on the basis of a semi-structural approach during the 1975Q1-2001Q4 period. The underlying model is a standard macroeconomic model built mainly on two economic equations integrating macroeconomic variables as prices, a real interest rate and variant input prices. The monetary policy is explicitly taken account by means of a kind of IS equation. And the inflation is generated according to a reduced-form Phillips curve augmented by the output gap and supply shock variables. We provide a measure of the output gap by making the most of its correlation with the inflation and by considering the impact of temporary supply shock variables on real economy. We have alternately examined several exogenous supply shocks as the import prices, the oil price and a measure of the labor cost. Finally, the model inserting the real minimum wage seems to be the most suitable model for estimating the output gap in a unobserved component type model framework. In 2001q4, the output gap was around 1.7 %. The potential output rose by 2% in annual growth at the end of the period, and stood below its 2.1% long-term level.

**Classification JEL** : E23 ; E31 ; C14 ; C22.

**Mots-clés** : Courbe de Phillips ; Écart de production ; modèle à composante inobservée ; Filtre de Kalman.

**Key Words** : Phillips curve, output gap, unobserved component, Kalman filter.

---

\* Banque de France, Direction Générale des Études et des Relations Internationales, Service des Études Macroéconomiques et de Prévision, 41-1376, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris Cedex 01, France.  
Correspondance : [mustapha.baghli@banque-France.fr](mailto:mustapha.baghli@banque-France.fr) et [henri.fraise@banque-france.fr](mailto:henri.fraise@banque-france.fr).

## 1 – Introduction

L'objet de cette étude est d'estimer la croissance potentielle sur données françaises à partir d'un modèle à composante inobservée. Ce dernier s'interprète comme une combinaison des deux principales approches traditionnellement retenues pour mesurer l'output gap : l'approche structurelle reliant le volume du produit intérieur brut (PIB) aux facteurs de croissance de la production et à leur efficacité. La seconde approche représente l'ensemble des techniques purement statistiques, tel que le filtre Hodrick-Prescott (HP) ou le modèle avec tendance segmentée, n'incorporant d'autres informations pour estimer l'output gap que la seule évolution du PIB<sup>1</sup>.

L'estimation de l'output gap par un modèle à composante inobservée enrichi par une courbe de type Phillips combine les avantages de ces deux approches : prise en compte d'une information économique et facilité dans la mise en œuvre. En effet, l'approche structurelle est souvent critiquée pour sa lourdeur d'implémentation et l'inévitable discussion entourant l'évolution de certaines variables-stock de capital et population active- ou plus généralement la construction d'une productivité globale des facteurs cohérente avec la théorie macroéconomique, alors que l'approche purement statistique l'est pour son absence de fondements économiques.

L'approche retenue consiste en l'estimation de la croissance potentielle (rythme de croissance non inflationniste) à l'aide d'un modèle économétrique dans lequel l'inflation dépend de ses retards (inertie), d'un choc de demande approximé par l'écart entre la production effective et l'estimation de la production potentielle (output gap) et une ou plusieurs variables représentant des chocs d'offre transitoires ("Triangle model" de Gordon, 1997). Les chocs d'offre permanents étant implicitement intégrés dans le produit potentiel via une équation dynamique le modélisant comme un processus dépendant exclusivement de son passé (accumulation de chocs aléatoires). La technique utilisée évalue le niveau de l'écart de production à chaque instant et apporte une mesure de l'incertitude entourant cette estimation (intervalle de confiance). Il convient de préciser que le modèle employé détermine quelle est la valeur de la croissance potentielle mais ne présente en aucune manière les instruments adéquats à la conduite de cet objectif (canaux de la politique monétaire).

---

<sup>1</sup> Il est possible par ailleurs de dériver une estimation par filtre de Kalman pour certains de ces indicateurs statistiques (le filtre HP par exemple).

## 2 – Modèle de base : inflation, output gap et politique monétaire

Peersman et Smets (1998) appliquent sur données agrégées pour la zone euro une forme réduite d'un modèle en économie fermée initialement élaboré par Rudebusch et Svensson (1998) pour les Etats-unis<sup>2</sup>. La seule différence notable est que ces premiers estiment simultanément le modèle et l'écart au produit potentiel à l'aide de techniques de modèle à composante inobservée. Ce modèle, dénoté  $M_1$ , comporte 4 équations (dont une identité comptable) :

- une équation de type Phillips reliant le taux d'inflation et ses retards à l'excès de demande antérieur

$$\pi_{t+1} = \alpha(L)\pi_t + \beta z_t + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad (1)$$

- une équation de demande agrégée de type IS associant l'output gap - la variable inobservée devant être estimée- au taux d'intérêt réel passé<sup>3</sup>

$$z_{t+1} = \varphi_1 z_t + \varphi_2 z_{t-1} + \lambda(i_t - \bar{\pi}_t) + \varepsilon_{t+1}^z \quad (2)$$

- une équation spécifiant le PIB potentiel comme une marche aléatoire avec dérive

$$y_{t+1}^p = \mu + y_t^p + \varepsilon_{t+1}^y \quad (3)$$

- une identité décrivant l'écart au produit potentiel

$$y_t = y_t^p + z_t \quad (4)$$

avec  $L$  l'opérateur retard,  $\alpha(L) = \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i$  et  $1 - \alpha(L)$  est contraint d'avoir ses racines à l'extérieur du cercle unité (stationnarité de l'output gap). Et si  $\sum \alpha_i = 1$ , alors il n'existe aucun arbitrage à long terme entre inflation et chômage, l'écart de production est nul et par la

---

<sup>2</sup> L'agrégation se fait sur l'Allemagne, la France, l'Autriche, la Belgique et les Pays-Bas de 1975 à 1990, puis sur l'Europe des 10 de 1990 à 1997.

<sup>3</sup> Défini par Peersman et Smets (1998) comme la moyenne trimestrielle du taux d'intérêt au jour le jour du marché monétaire allemand déflaté de la moyenne des taux d'inflation calculé sur les 4 trimestres précédents.

loi d'Okun le chômage se situe à son niveau "naturel". Soulignons que l'inflation rétroagit sur le produit nominal à travers le taux d'intérêt réel.

L'estimation du modèle s'effectue par l'application d'un filtre ou algorithme de Kalman (équations récursives estimant les valeurs des variables latentes ou d'état au temps  $t$  conditionnellement à l'information statistique disponible au temps  $t-1$ ) qui est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Il s'agit de réécrire le modèle sous la forme d'une représentation espace-état comportant :

-une équation de mesure liant les variables observées -inflation et PIB- à la variable inobservée, l'output gap,

-une équation d'état spécifiant la dynamique de la variable inobservée, ici un processus autorégressif.

Sous l'hypothèse que les termes d'erreur de ces deux équations suivent un processus gaussien multivarié de moyenne nulle, il est possible de calculer, par application de formules récursives, l'estimation optimale de la composante inobservée, l'output gap, compte tenu de l'information dont on dispose sur les variables observées.

$$E(z_t | y_1, \dots, y_{t-1}, \pi_1, \dots, \pi_{t-1})$$

Le filtre de Kalman permet également de calculer la matrice de variance covariance conditionnelle

$$Cov(z_t | y_1, \dots, y_{t-1}, \pi_1, \dots, \pi_{t-1})$$

ce qui fournit une mesure de l'incertitude inhérente à l'estimation ou la prévision de l'output gap (calcul d'un intervalle de confiance).

Afin de répliquer dans une première étape le modèle de Peersman et Smets (1998) pour la France, nous avons utilisé les données suivantes :

- le PIB total en volume en base 1995 rétropolé sur la période 1970Q1-1977Q4 à l'aide du PIB en volume base 1980, *i.e.*  $y_t = 100 \ln(PIB_t)$ ,

- le déflateur -annualisé- de la consommation des ménages en biens et services hors biens énergétiques (principe de rétopolation identique à celui du PIB), soit

$$\pi_t = 400 \ln\left(\frac{P_{C_t}}{P_{C_{t-1}}}\right),$$

- la moyenne trimestrielle du taux EURIBOR 3 mois, sur lequel sont faites les prévisions lors de l'exercice du Broad Macroeconomic Projection Exercice du Système Européen des Banques Centrales. Peersman et Smets (1998) utilisent la moyenne trimestrielle du taux au jour le jour, afin de mieux rendre compte de la réaction des autorités monétaires aux évolutions de l'économie réelle. Le taux d'intérêt est déflaté par la moyenne mobile du taux d'inflation  $\bar{\pi}_t = 0,25 \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}$ .

### 3 – Estimation de l'écart de production par filtre de Kalman

Dans cette section, nous présentons de manière non exhaustive les résultats de nos investigations. Il nous est apparu pertinent en premier lieu d'appliquer aux données françaises la spécification, légèrement modifiée, de Peersman et Smets (1998) et Gerlach et Smets (1999) et de l'améliorer progressivement par la prise en compte de chocs inflationnistes temporaires.

L'intérêt principal du modèle à composante inobservée de type  $M_1$  est l'endogénéisation de l'output gap *i.e.* d'une part la spécification du circuit via lequel il est déterminé et il rétroagit sur l'inflation, et d'autre part les interactions entre les prix et la production. Toutefois, des améliorations, spécifiques à chaque pays, sont concevables. En effet, la relation de Phillips augmenté (arbitrage nul à long terme entre inflation et chômage) peut être complétée de telle sorte qu'elle intègre aussi des chocs d'offre transitoires (vraisemblablement des spécificités nationales). Il s'agit du modèle "triangulaire" d'inflation (Triangle model) proposé par Gordon (1997) et appliqué dans le cadre d'une modélisation à composante inobservée par Richardson *et al.* (2000) et Irac (2001) pour estimer le taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation (NAIRU). Une telle spécification vise à mettre en évidence la triple dépendance des prix vis-à-vis de ses trois déterminants majeurs : inertie (valeurs passés de l'inflation), excès de demande (output gap) et offre (chocs exogènes). La production potentielle ainsi estimée sera le produit compatible avec une inflation stable en l'absence de chocs exogènes.

Plusieurs séries de tension sur les marchés des biens et services (taux d'utilisation des capacités de production, variations ou accélérations de prix) et du travail (variations du taux de chômage ou de mesures du coût du travail) ont été envisagées et testées. Nous avons retenu comme choc exogène le plus approprié pour être introduit dans l'équation (2) une

variable de tension sur le marché du travail : le salaire minimum déflaté par les prix de consommation.

### 3.1 – Modèle de base $M_1$ : Output gap et courbe de Phillips augmentée standard

Dans l'application directe du modèle développé pour la zone Euro par Peersman et Smets (1998) et Gerlach et Smets (1999), nous nous sommes heurtés à de sévères problèmes de convergence suggérant un problème de spécification. Nous avons donc décidé d'amender leur modèle en insérant une constante dans l'équation (2) :

$$z_{t+1} = \varphi_0 + \varphi_1 z_t + \varphi_2 z_{t-1} + \lambda(i_t - \bar{\pi}_t) + \varepsilon_{t+1}^z \quad (5)$$

A partir de cette constante, il est possible d'obtenir une mesure du taux d'intérêt réel d'équilibre  $r^* = -\frac{\varphi_0}{\lambda}$ . Le modèle  $M_1$  mis sous forme état-mesure s'écrit alors de la manière suivante :

$$Y_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_t \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & \alpha_2 \\ 0 & \alpha_3 \\ 0 & \alpha_4 \\ 0 & \alpha_5 \\ \mu & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \pi_{t-4} \\ 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix}$$

$$\text{avec } \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix} \rightarrow \text{NID} \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_\pi^2 \end{pmatrix} \right)$$

et

$$Z_t = \begin{pmatrix} z_t \\ z_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_1 & \varphi_2 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_{t-1} \\ z_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \lambda & \varphi_0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \varepsilon_t^z$$

$$\text{avec } \varepsilon_t^z \rightarrow \text{NID}(0, \sigma_z^2)$$

Bien qu'une estimation des variables latentes par un filtre de Kalman "filtering" (utilisation uniquement des observations précédant la date d'estimation) ait été également entreprise nous avons opté pour la présentation seulement de l'estimation du filtre "smoothing"<sup>4</sup> (emploi des observations antérieures et postérieures à la date d'estimation).

<sup>4</sup> Les deux représentations sont *in fine* très proches.

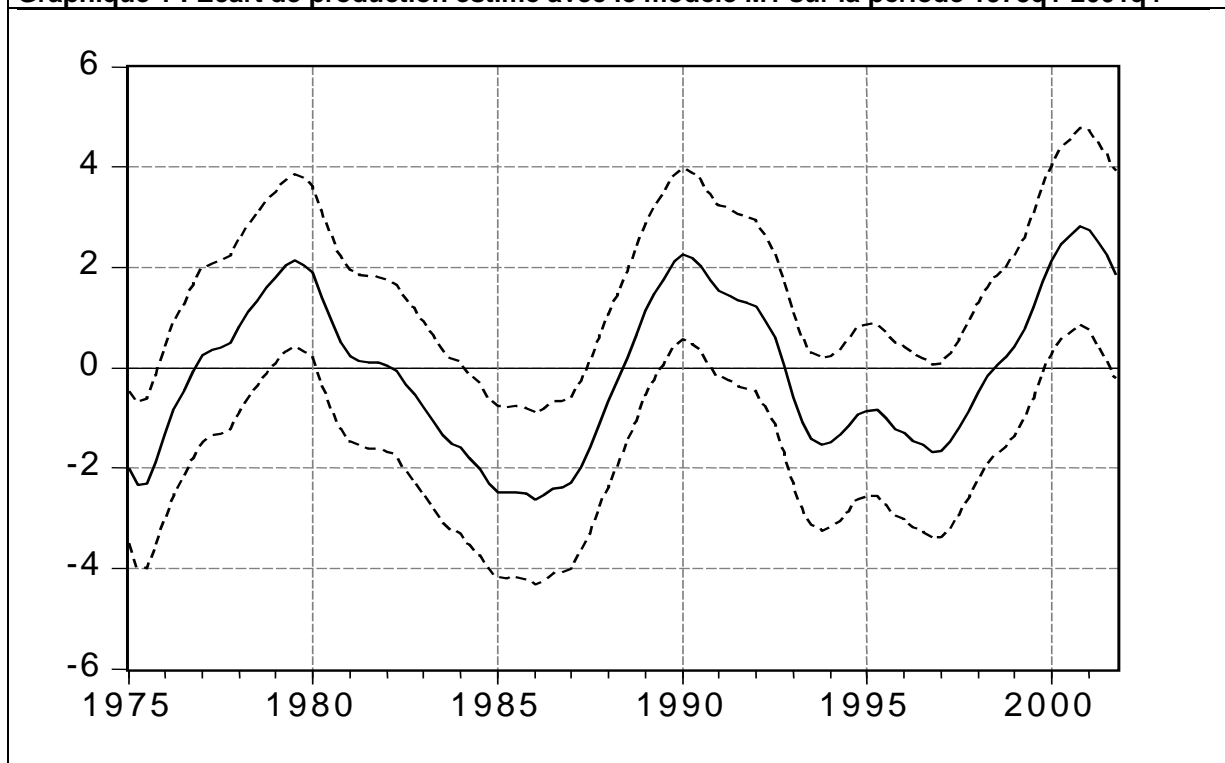
L'estimation par maximum de vraisemblance du modèle précédent a fourni les résultats suivants :

**Tableau 1 : Estimation des paramètres du modèle 1 sur la période 1975Q1-2001Q4**

Variable	Coefficient	Estimation	Ecart-type	t student	p value
$z_{t-1}$	$\varphi_1$	1.66	0.12	14.20	0.00
$z_{t-2}$	$\varphi_1$	-0.69	0.11	-6.10	0.00
$i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}$	$\lambda$	-0.03	0.01	-2.10	0.04
$\pi_{t-1}$	$\alpha_1$	0.37	0.10	3.86	0.00
$\pi_{t-2}$	$\alpha_2$	0.24	0.10	2.40	0.02
$\pi_{t-3}$	$\alpha_3$	0.18	0.10	1.76	0.08
$\pi_{t-4}$	$\alpha_4$	0.16	0.09	1.73	0.09
$z_{t-1}$	$\beta$	0.17	0.09	1.85	0.07
Constante $y^p$	$\mu$	0.52	0.04	13.59	0.00
$\varepsilon_t^y$	$\sigma_y^2$	0.36	0.04	8.71	0.00
$\varepsilon_t^z$	$\sigma_z^2$	0.20	0.06	3.49	0.00
$\varepsilon_t^\pi$	$\sigma_\pi^2$	1.35	0.09	14.56	0.00
Constante $z$	$\varphi_0$	0.14	0.07	1.92	0.06

L'output ainsi estimé est représenté dans le graphique 1 (avec en pointillé la bande à  $\pm 1,96 \times$  l'écart-type conditionnel de  $z_t$ ).

**Graphique 1 : Écart de production estimé avec le modèle M1 sur la période 1975q1-2001q4**



Les paramètres estimés présentent des signes conformes à la théorie économique à savoir qu' un accroissement de l'output gap entraîne une accélération de l'inflation ( $\beta > 0$ ) tandis qu'une hausse du taux d'intérêt réel ( $\lambda < 0$ ) provoque une réduction de celui-ci.

Les coefficients associés à l'équation (2) sont intéressants. En effet, on constate d'une part que l'hypothèse d'homogénéité dynamique n'est pas rejetée (la somme des paramètres associés aux retards de l'inflation est très proche de 1) de sorte qu'à l'équilibre,  $z_t = 0$ , l'inflation n'agit plus sur l'écart de production (courbe de Phillips verticale à long terme). En outre, la présence du taux d'intérêt réel explicite les canaux de transmission de la politique monétaire : les taux courts affectent la demande agrégée *via* la courbe IS (équation (2)) et donc l'écart de production<sup>5</sup>. Ce dernier influence au final le taux d'inflation à travers la courbe de Phillips (équation (1)). Cette approximation de l'inverse de la fonction de réaction de la politique monétaire souligne implicitement le rôle prépondérant de l'output gap dans la conduite de la politique monétaire (cf. les travaux de Rudebusch et Svenson (1998) pour les Etats-Unis, Clarida *et al.* (1998) pour l'Allemagne, le Japon et les Etats-Unis, Peersman et Smets (1998) et Gerlach et Smets (1999) pour la zone euro). Étant donné la nature même de notre méthode d'estimation, nous avons opté pour une mesure ex-post du taux d'intérêt réel (Roberts (2001) utilise la méthode des moments généralisés pour un taux réel ex-ante), il s'agit en conséquence d'un proxy du taux d'intérêt adéquat.

### 3.2 – Modèle $M_2$ : les prix extérieurs comme un choc exogène

Nous avons d'abord cherché à enrichir le modèle  $M_1$  par l'introduction dans l'équation (2) d'une variable exogène susceptible *a priori* de contenir de l'information sur l'écart au potentiel (chocs d'offre non-permanents). Des variables de tension, tels le taux d'utilisation des capacités de production (TUC Banque de France) et le taux de chômage ou des variables de rémunération de facteurs, le salaire horaire réel, la rémunération réelle par tête, le SMIC horaire réel, le coût salarial unitaire, le prix des importations avec ou sans biens énergétiques, le prix du pétrole ont été testées successivement. Le choix de la variable additionnelle la plus pertinente a été effectué suivant un double critère de robustesse : un signe cohérent de l'écart au produit potentiel pour certaines périodes-clés et un caractère relativement significatif du coefficient associé à la série et à l'output gap dans l'équation de Phillips.

Préalablement afin de mettre en exergue les propriétés et notamment les limites de chacune des spécifications nous présentons les résultats des estimations pour 3 séries de chocs

---

<sup>5</sup> Le taux d'intérêt est introduit dans l'équation à partir de 1986 Q1 correspondant au début de la libéralisation des marchés financiers en France.



d'offre censées être *a priori* économiquement adéquates : le prix des importations, le prix du pétrole et le salaire minimum.

Le modèle qui inclut le prix des importations  $pimp_t$ , dénoté  $M_2$ , mis sous la forme espace-état s'écrit comme suit :

$$Y_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_t \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & \alpha_2 \\ 0 & \alpha_3 \\ 0 & \alpha_4 \\ 0 & \alpha_5 \\ 0 & \delta \\ \mu & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \pi_{t-4} \\ \Delta pimp_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix}$$

avec  $\begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix} \rightarrow \text{NID} \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_\pi^2 \end{pmatrix} \right)$

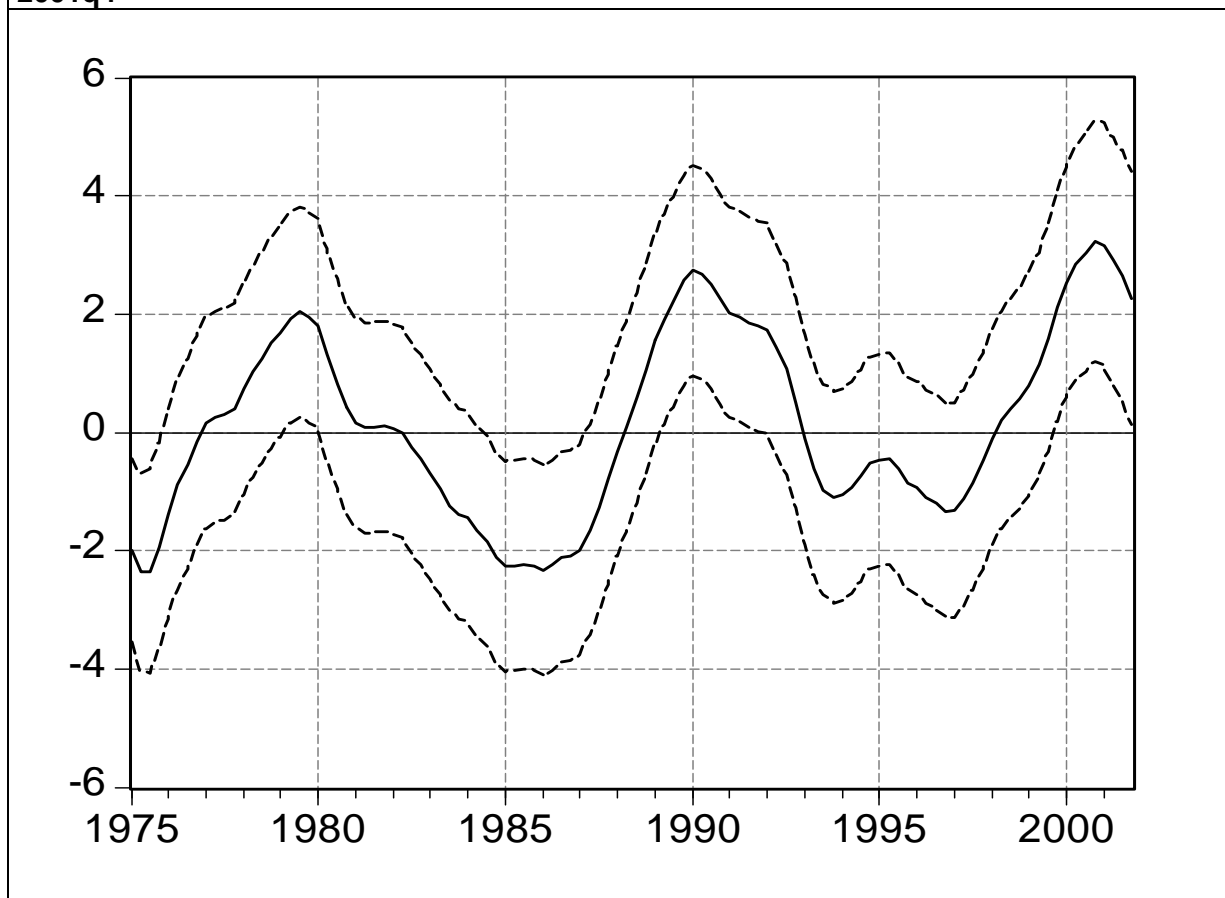
avec l'opérateur différence  $\Delta = 1 - L$  et l'équation d'état qui demeure inchangée.

**Tableau 2: Estimation des paramètres du modèle 2 sur la période 1975Q1-2001Q4**

Variable	Coefficient	Estimation	Ecart-type	t student	p value
$z_{t-1}$	$\varphi_1$	1.66	0.12	14.12	0.00
$z_{t-2}$	$\varphi_1$	-0.70	0.11	-6.07	0.00
$i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}$	$\lambda$	-0.03	0.01	-1.93	0.06
$\pi_{t-1}$	$\alpha_1$	0.37	0.10	3.87	0.00
$\pi_{t-2}$	$\alpha_2$	0.21	0.10	2.06	0.04
$\pi_{t-3}$	$\alpha_3$	0.16	0.10	1.62	0.11
$\pi_{t-4}$	$\alpha_4$	0.19	0.09	1.99	0.05
$z_{t-1}$	$\beta$	0.13	0.09	1.50	0.14
Constante $y^p$	$\mu$	0.52	0.04	13.16	0.00
$\varepsilon_t^y$	$\sigma_y^2$	0.36	0.04	8.55	0.00
$\varepsilon_t^z$	$\sigma_z^2$	0.21	0.06	3.46	0.00
$\varepsilon_t^\pi$	$\sigma_\pi^2$	1.34	0.09	14.61	0.00
Constante $z$	$\varphi_0$	0.15	0.08	1.89	0.06
$\Delta pimp_{t-1}$	$\delta$	0.03	0.02	1.61	0.11

Puisque  $\delta$  est significativement positif, le modèle rend bien compte de l'influence des prix d'importation sur l'inflation. L'estimation de l'output gap du modèle  $M_2$  est présentée dans le graphique 2.

**Graphique 2 : Écart de production estimé avec le modèle M2 sur la période 1975q1-2001q4**



Alors que le  $t$  de student associé au prix des importations est faible, l'output gap estimé est élevé en fin de période (autour de 2,5%), ce qui nous laisse penser que les prix d'importations ne sont pas suffisants pour rendre compte de l'évolution de l'inflation en France<sup>6</sup>.

### 3.3 – Modèle $M_3$ : le prix du pétrole comme un choc exogène

Dans le but d'améliorer le modèle  $M_2$ , nous avons considéré une spécification qui intègre une variable exogène censée être aussi pertinente que les prix d'importation, les prix du brent.

En remplaçant la variation des prix d'importation par le glissement annuel du brent en francs (modèle  $M_3$ ), on obtient les paramètres suivants :

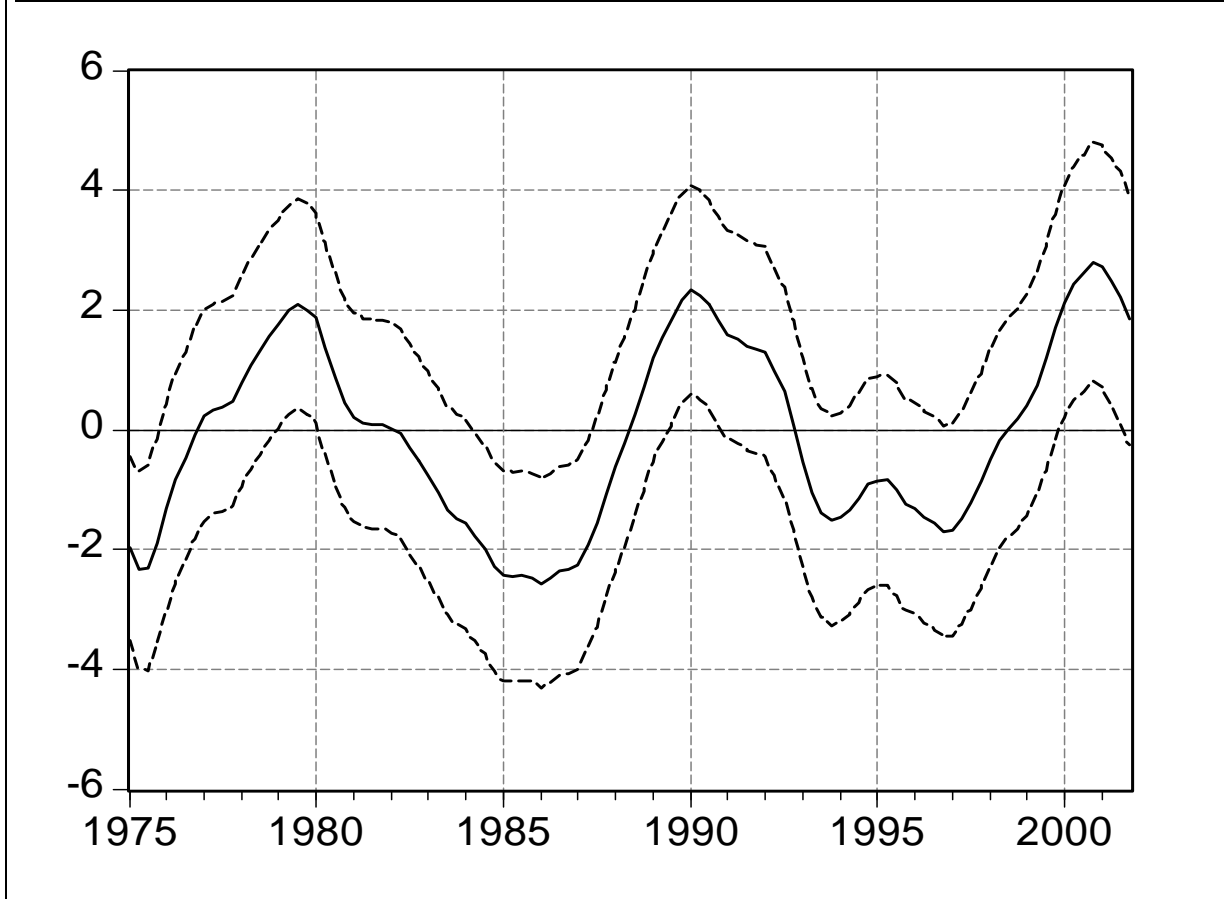
<sup>6</sup> Dans l'estimation d'un NAIRU dépendant du temps, Irac (2000) signalent également le caractère peu significatif des prix d'importations au sein d'une équation d'inflation.

**Tableau 3: Estimation des paramètres du modèle 3 sur la période 1975Q1-2001Q4**

Variable	Coefficient	Estimation	Ecart-type	t student	p value
$z_{t-1}$	$\varphi_1$	1.66	0.12	14.13	0.00
$z_{t-2}$	$\varphi_1$	-0.69	0.11	-6.05	0.00
$i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}$	$\lambda$	-0.03	0.01	-2.06	0.04
$\pi_{t-1}$	$\alpha_1$	0.37	0.10	3.89	0.00
$\pi_{t-2}$	$\alpha_2$	0.24	0.10	2.44	0.02
$\pi_{t-3}$	$\alpha_3$	0.17	0.10	1.72	0.09
$\pi_{t-4}$	$\alpha_4$	0.16	0.09	1.70	0.09
$z_{t-1}$	$\beta$	0.15	0.09	1.64	0.10
Constante $y^p$	$\mu$	0.52	0.04	13.50	0.00
$\varepsilon_t^y$	$\sigma_y^2$	0.36	0.04	8.62	0.00
$\varepsilon_t^z$	$\sigma_z^2$	0.21	0.06	3.49	0.00
$\varepsilon_t^\pi$	$\sigma_\pi^2$	1.35	0.09	14.58	0.00
Constante $z$	$\varphi_0$	0.14	0.07	1.87	0.06
$\Delta brent_{t-1}$	$\delta$	0.002	0.00	0.70	0.49

L'écart productif ainsi estimé est représenté dans le graphique 3.

**Graphique 3 : Écart de production estimé avec le modèle M3 sur la période 1975q1-2001q4**



Au total, ces résultats ne sont pas très différents de ceux obtenus pour le modèle  $M_2$  et plaident pour l'étude d'une autre spécification qui incorporerait des variables structurelles. La présence de telles variables découlant du fait que l'équation d'inflation s'interprète comme la forme réduite d'une boucle prix-salaires où les chocs permanents et provisoires sont spécifiques à chacune des équations.

### 3.4 – Modèle $M_4$ : le coût du travail comme un choc exogène

Nous avons finalement testé enfin un dernier modèle faisant intervenir simultanément dans l'équation (2) deux variables exogènes<sup>7</sup> : la variation des prix d'importation et celle d'un indicateur de rémunération réelle (corrige du déflateur de la consommation des ménages). Plusieurs variables de salaire ont été essayées : la rémunération par tête pour l'ensemble de l'économie, celle pour le seul secteur privé ou encore le SMIC horaire. Au cours de l'analyse, les prix d'importation sont apparus peu significatifs et ont donc été logiquement exclus du modèle. Quel que soit le salaire réel par tête choisi, le modèle fournissait un output gap peu convaincant d'un point de vue à la fois économétrique (pertinence statistique des variables) et qualitatif (niveau de l'écart de production). Le modèle qui nous a semblé le plus convaincant et celui qui intègre une seule variable exogène, la variation du SMIC horaire réel en l'occurrence (modèle dénoté  $M_4$ ).

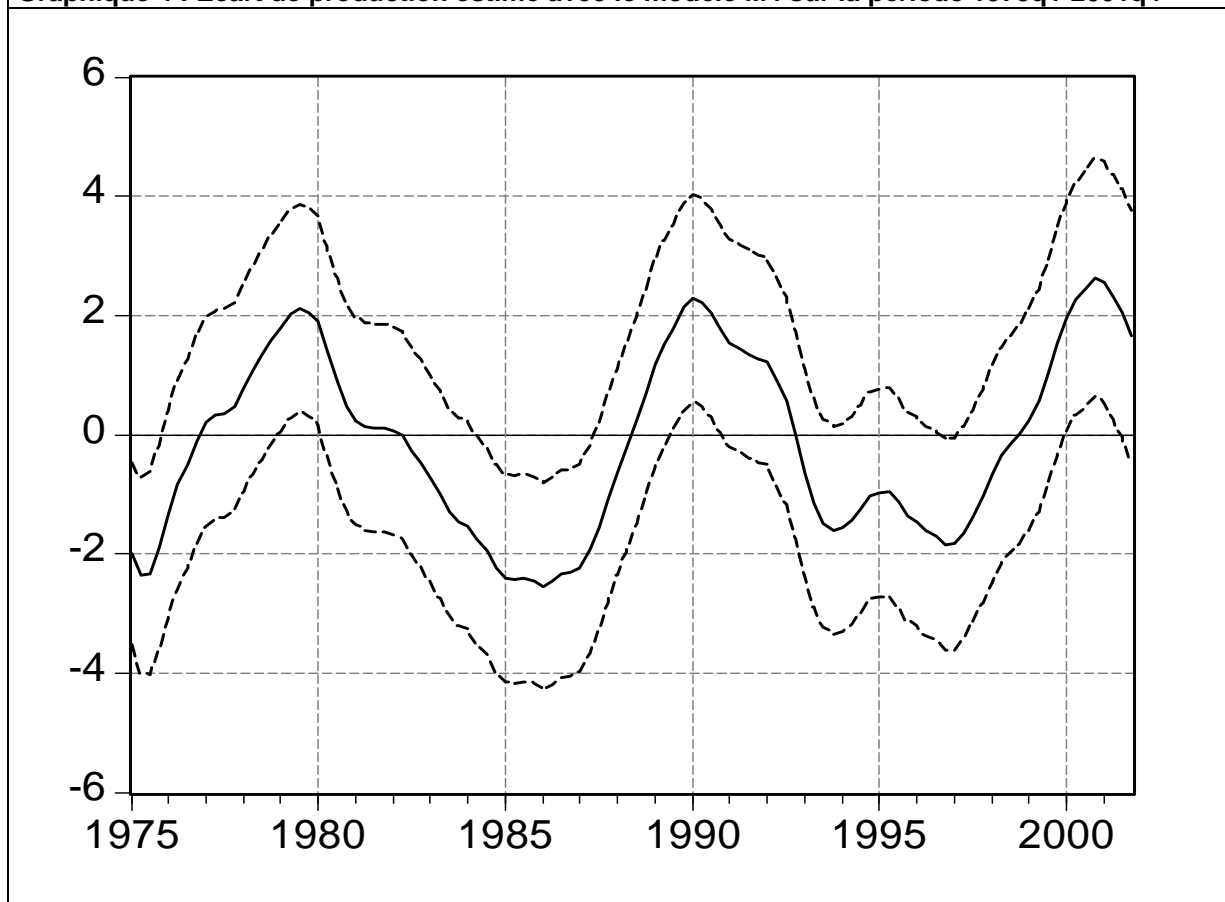
**Tableau 4: Estimation des paramètres du modèle 4 sur la période 1975Q1-2001Q4**

Variable	Coefficient	Estimation	Ecart-type	t student	p value
$z_{t-1}$	$\varphi_1$	1.66	0.12	14.12	0.00
$z_{t-2}$	$\varphi_1$	-0.69	0.11	-6.03	0.00
$i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}$	$\lambda$	-0.03	0.01	-2.03	0.05
$\pi_{t-1}$	$\alpha_1$	0.37	0.10	3.91	0.00
$\pi_{t-2}$	$\alpha_2$	0.27	0.10	2.72	0.01
$\pi_{t-3}$	$\alpha_3$	0.18	0.10	1.82	0.07
$\pi_{t-4}$	$\alpha_4$	0.12	0.10	1.21	0.23
$z_{t-1}$	$\beta$	0.16	0.09	1.73	0.09
Constante $y^p$	$\mu$	0.52	0.04	13.61	0.00
$\varepsilon_t^y$	$\sigma_y^2$	-0.36	0.04	-8.58	0.00
$\varepsilon_t^z$	$\sigma_z^2$	-0.21	0.06	-3.50	0.00
$\varepsilon_t^\pi$	$\sigma_\pi^2$	1.33	0.09	14.57	0.00
Constante $z$	$\varphi_0$	0.13	0.07	1.80	0.07
$\Delta SMIC_{hor,t-1}$	$\delta$	0.05	0.02	1.89	0.06

<sup>7</sup> Nous avons limité le nombre de variables exogènes à 2 pour garder au modèle une certaine maniabilité en prévision ainsi que son caractère médian entre les approches purement statistiques et les approches structurelles de la détermination de l'écart de production.

L'écart productif ainsi estimé est représenté dans le graphique 4.

**Graphique 4 : Écart de production estimé avec le modèle M4 sur la période 1975q1-2001q4**



Ce modèle est intéressant en termes de contenu économique par la prise en compte explicite d'un choc d'offre temporaire, à savoir la variation du salaire minimum, dans la formation de l'inflation<sup>8</sup>. La hausse du SMIC pèse sur les coûts des producteurs à court terme. Son inclusion dans l'équation (1) permet de corriger l'estimation du coefficient  $\beta$  (impact de l'output gap dans l'équation de Phillips) en distinguant l'impact sur l'inflation des chocs de demande et des chocs d'offre temporaires. Notons que les chocs d'offre transitoires n'influencent pas le produit potentiel mais la production, alors que les chocs d'offre permanents affectent la croissance potentielle. Ces derniers ne sont pas explicitement identifiés mais sont pris en compte par la modélisation du produit potentiel comme une marche aléatoire (accumulation de chocs aléatoires). L'écart de production comprend donc à la fois des chocs de demande et d'offre temporaires. L'effet-demande de la hausse du salaire minimum est, quant à lui, capté par l'output gap (excès de demande).

<sup>8</sup> Ce résultat est à rapprocher de celui obtenu par Cotis *et al.* (1996). En effet, ces derniers estiment sur données françaises un NAIRU à partir d'une équation de Phillips qui inclut entre autres le coin social et le coup de pouce donné au SMIC horaire.

Le modèle aboutit à un output gap conforme à d'autres indicateurs tout en conservant une certaine variation du PIB potentiel (variance de  $\varepsilon_t^y$  relativement élevée).

Dans le modèle  $M_4$ , l'écart de production est déterminé par l'inflation via deux canaux ; un canal direct résultant de la relation de Phillips. L'output gap est identifié par le cycle de l'inflation -qui est mesuré par l'écart entre l'inflation observée et ses retards ( $\pi_t - \alpha(L)\pi_{t-1}$  qui peut également être interprété comme l'inflation non anticipée)- corrigée de la variation "exogène" du SMIC réel (représentant à la fois l'évolution du salaire horaire de base ouvrier et le coup de pouce discrétionnaire). Le second canal est indirect, et transite par le taux d'intérêt réel. La hausse de la demande qui conduit à un accroissement du taux d'intérêt réel, éventuellement accompagnée par la politique monétaire, entraîne au final une réduction de l'écart de production. Ainsi, le retournement de l'écart de production, observé en 2001 illustrerait avec une certaine inertie les hausses répétées du taux réel entreprises depuis fin 1999.

## Conclusion

Au vu de nos différentes investigations, le modèle  $M_4$  dans lequel un proxy du coût réel du travail est incorporé dans la courbe de Phillips semble le plus à même pour fournir un indicateur satisfaisant d'écart de production. Par la prise en compte de l'information contenue dans la composante cyclique dans l'inflation, nous obtenons une décomposition tendance-cycle du PIB qui résulte intégralement de l'évolution des prix et du taux d'intérêt. Ainsi, l'output gap est dérivé d'un modèle stylisé d'offre agrégée et de demande agrégée et, au contraire des méthodes purement statistiques d'extraction du PIB potentiel, il dispose donc d'un contenu économique évident. Il convient cependant de préciser que les résultats de l'indicateur demeurent dépendants de la forme du modèle économique sous-jacent (modélisation du produit potentiel comme une marche aléatoire ou un processus I(2)).

L'un des attraits de la méthode à composante inobservée est l'obtention d'un intervalle de confiance pour l'écart de production. Cependant en raison de l'amplitude des intervalles de confiance obtenus pour les différents modèles, il demeure toujours une relative incertitude quant au niveau effectif de l'écart de production.

## **Bibliographie**

Camba-Mendez, G. et D. Rodriguez-Palenzuela (2001) Assessment Criteria for Output Gap Estimates, *ECB working paper series WP n°54*, avril 2001.

Clarida, R. Gali, J. et Gertler M. (1998) Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, *European Economic Review* 42, 1033-1068.

Cotis J. P., Méary R. et N. Sobczak (1996) Le chômage d'équilibre en France, Document de travail, n° 96-14, Direction de la Prévision.

Diebold, F.X. et R.S. Mariano (1995) Comparative Predictive Accuracy, *Journal of Business and Economics and Statistics* -13, 253-263.

Doz C., Rabault G., et N. Sobczak (1995) Décomposition tendance-cycle: estimations par des méthodes statistiques univariées, *Economie et Prévision* 120, 73-93.

Gordon R. J. (1997) The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy, *Journal of Economic Perspectives* 11, 11-32.

Gerlach S. et F. Smets (1999) Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area, *European Economic Review* 43, 801-812.

Harvey A.C. (1989) *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.

Irac D. (2000) Estimation of a Time-Varying NAIRU for France, Note d'Etudes et de Recherche de la Banque de France, NER n°75

Irac D. (2001) Using Output Gaps Based on Statistical Methods to Predict Capacity Utilization Rate and Inflation, note Banque de France SEMEP m00-214.

Peersman G. et F. Smets (1998) Uncertainty and the Taylor Rule in a Simple Model of the Euro-Area Economy, document de travail de la BCE (manuscript non-publié).

Richardson P., Boone L., Giorno C., Meaci M., Rae D. et D.Turner (2000) The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time-Varying NAIRU across 21 OECD countries, Economics Department working papers, WP n°250, juin 2000.

Roberts J.M. (2001) How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model fit the Data ?, Federal Reserve Finance and Economic Discussion Series 2001-13.

Rudebusch, G. D. et L. E. O. Svensson (1998) Policy Rules for Inflation Targeting, NBER 6512.

Rünstler G. (2001) Are Real-Time Estimates of the Output Gap Reliable ? An application to the Euro area, ECB working paper.



## Estimation du P.I.B. potentiel et de l'écart par la méthode « structurelle »

Olivier De Bandt et Philippe Rousseaux<sup>1</sup>

### Résumé

La mesure de la croissance potentielle et de l'écart de production à partir d'une approche « structurelle », c'est-à-dire fondée sur l'estimation d'une fonction de production, permet d'étudier la contribution des différents facteurs de production à la croissance, à savoir le capital, le travail et le progrès technique.

Par rapport aux modèles généralement retenus -fondés sur un trend de productivité globale des facteurs (PGF) exogène et qui croît à taux constant- nous mettons en évidence un effet du progrès technique « incorporé » dans les équipements, via une prise en compte explicite d'une variable d'âge du capital.

Au total, notre modèle -estimé à partir de séries de capital avec taux de déclassement constant et d'un TV Nairu compris entre 9 et 9.5 %- fait apparaître une PGF légèrement cyclique, qui s'accélère de 1997 à 2000. L'écart de production se ferme en 1999 (-0,4 point) et atteint un pic au cours de l'année 2000 (1 point) pour s'annuler quasiment à nouveau en 2001 (0,1 point). La croissance potentielle de court/moyen terme passe de 1,6 % en 1995 à 2,7 % en 2000-2001 et retrouve les niveaux de la fin des années 80. Elle s'infléchit néanmoins à partir du 3<sup>ème</sup> trimestre 2001.

A long terme, le capital est supposé progresser au même rythme que la production et, sous l'hypothèse d'un Nairu constant, la croissance potentielle dépend de la croissance de la population active et de la PGF. Ces résultats soulignent l'importance des politiques économiques visant, afin de relever le niveau de croissance potentielle, à réduire le Nairu et accroître l'investissement productif.

### Abstract

The evaluation of potential output growth and output gap with a « structural » approach, i. e. through the estimation of a production function assesses the contribution of the various production factors, namely capital, labour and technological change.

In comparison to the models that are generally estimated –based on an exogenous trend of Total Factor Productivity (TFP)– we stress the effect of the average age of installed capital on the technical progress embodied in the capital stock.

We use series of capital stock with constant depreciation rate and a TV Nairu between 9 and 9.5 % during the second half of the 90's and the model yields a partially cyclical TFP growth which increases from 1997 to 2000. After a progressive closing in 1999 (-0,4 point), the output gap reaches its peak during the year 2000 (1 point) before almost closing again in 2001 (0,1 point). At the same time, short/medium run potential output growth reaches 2.7 % in 2000-2001 (1 point) before closing again in 2001 (0,1 point), returning to its peak of the late 80's. It started decreasing in the second half of 2001.

---

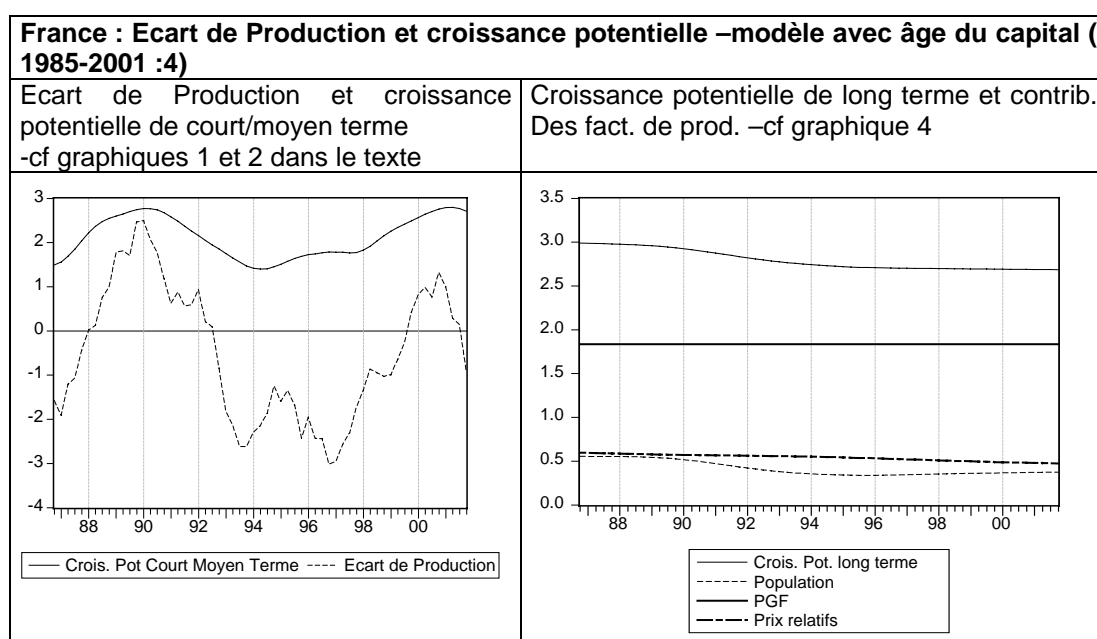
<sup>1</sup> Banque de France, Service d'Etudes Macroéconomiques et de Prévision (SEMEP), et étudiant en magistère Université Paris X-Nanterre en stage au SEMEP, respectivement. Correspondance à O. De Bandt, Banque de France, 41-1376 DEER-SEMEP, 39, rue Croix-des-Petits-Champs, 75049 Paris Cedex 01. Tél + 33 1 42 92 28 80 e-mail olivier.debandt@banque-france.fr. Les auteurs remercient H. Le Bihan, G. Cette et J.-P. Villetelle pour leurs remarques sur une version antérieure à cette note.

In the long run, the capital output ratio and the Nairu are assumed to be constant, so that potential output growth depends on the changes in the labour force. All these results stress the role of economic policies aimed at reducing the Nairu and increasing investment in order to raise potential output growth.

**JEL** : 011,047,E52,E62,E32

**Mots-clés** : croissance potentielle, écart de production, fonction de production, progrès technique incorporé, âge du capital.

**KeyWords** : potential growth, output gap, production fonction, embodied technical progress, age of equipments.



NB : l'ensemble des estimations portent sur la période 1974 :1-2000 :4. Seules les équations finalement retenues ont été mises à jour jusqu'en 2001 : 4.

## Introduction

A côté des méthodes statistiques de calcul de l'écart de production qui se limitent généralement à calculer l'écart entre le PIB observé et son trend, les méthodes structurelles adoptent une approche en termes de « facteurs de la croissance », analysant la contribution du capital, du travail, et du progrès technique, encore appelé Productivité Globale des Facteurs. Après un bref rappel de la méthode utilisée, la présente note fait le point sur les résultats obtenus pour la France, en portant une attention particulière à la robustesse économétrique des résultats.

## I - Brefs rappels méthodologiques

L'écart de production se définit contre la différence entre le (logarithme du) PIB et le (logarithme du) PIB « potentiel » :

$GAP_t = \ln(Y_t) - \ln(Y_t^*) = y_t - y_t^*$ , où toutes les variables en minuscules sont exprimées en logarithme ( $y_t = \ln(Y_t)$ ), avec  $Y_t$  le PIB et  $Y_t^*$  le PIB potentiel).

Dans l'approche structurelle, on cherche à évaluer directement le niveau du PIB « potentiel ». On distingue entre le secteur productif et les branches non marchandes. La valeur ajoutée dans le secteur productif est déterminée par une fonction de production de type Cobb-Douglas, avec progrès technique incorporé au capital, à rendements d'échelle unitaires, et à progrès technique autonome neutre au sens de Hicks (les effets de ce progrès technique correspondant donc aux gains de PGF) :

Soit  $Y_{pt}$  la valeur ajoutée dans le secteur marchand :

$$Y_{pt} = e^{a+\gamma_1 t + \alpha \beta (t - AGE_t)} TU_t^{\gamma_2} (DUE_t^\delta K_t)^\alpha (L_t H_t)^{1-\alpha} e^{\varepsilon_t} \quad (1)$$

avec  $0 < \alpha < 1$ ,  $0 < \delta < 1$ ,  $\gamma_1 > 0$ ,  $0 < \gamma_2 < 1$ ,  $0 < \beta < 1$ .  $K_t$  est le capital total dans le secteur privé,  $L_t$  est l'emploi dans le secteur privé et  $H_t$  est le nombre d'heures travaillées.  $DUE_t$  est la durée d'utilisation des équipements,  $TU_t$  est le taux d'utilisation des capacités de production et  $AGE_t$  est l'âge moyen du capital matériel (un rajeunissement des équipements a un impact positif sur la PGF).

En logarithmes, on a :

$$y_{pt} = a + (\gamma_1 + \alpha\beta)t - \alpha\beta AGE_t + \gamma_2 tu_t + \alpha\delta due_t + \alpha k_t + (1 - \alpha)(l_t + h_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Les trois derniers termes correspondent, outre un résidu aléatoire  $\varepsilon_t$ , aux deux facteurs de production, capital et travail, qui sont pondérés par leur degré d'utilisation, le  $TU^2$  et la  $DUE$ . L'équation de détermination de la PGF est donc (en logarithmes):

$$pgf_t = y_{pt} - \alpha k_t - (1 - \alpha)(l_t + h_t) = a + (\gamma_1 + \alpha\beta)t - \alpha\beta AGE_t + \gamma_2 tu_t + \alpha\delta due_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

L'estimation de cette relation avec d'éventuelles ruptures sur la tendance  $\gamma_1$  permet d'identifier les différents paramètres, connaissant  $\alpha$ .

### On définit alors :

1. L'écart de production de court-moyen terme dans lequel le capital potentiel correspond au capital observé ( $k_t^* = k_t$  et  $AGE_t^* = AGE_t$ ). On peut alors reconstituer le niveau potentiel de la valeur ajoutée dans le secteur marchand en reportant la valeur du trend dans l'équation (2).

$$y_{pt}^* = a + (\gamma_1 + \alpha\beta)t + \alpha k_t + (1 - \alpha)(l_t^* + h_t^*) - \alpha\beta AGE_t + \gamma_2 \overline{tu} + \alpha\delta due_t^* \quad (4)$$

où  $\overline{tu}$  est la valeur moyenne du taux d'utilisation des capacités de production, supposée correspondre au TU « optimal ». Par ailleurs,  $l_t^* = \ln(L_t^*)$  et, comme Doisy (2001),  $L_t^* = Pop_t \times Part_t^* \times (1 - NAIRU_t) - L_{pub,t}^*$ , où  $Pop_t$  est la population en âge de travailler (15 à 64 ans),  $Part_t^*$  est la tendance de long terme du taux de participation, lui même défini comme le ratio de la population active à la population totale en âge de travailler,  $L_{pub,t}^*$  est un lissage sur l'emploi dans le secteur non marchand.  $NAIRU_t$  est le taux de chômage tendanciel calculé soit par lissage, soit à partir d'un Time-Varying Nairu (voir Irac, 2000).  $h_t^*$  est un lissage sur  $h_t$  et  $due_t^*$  est un lissage sur  $due_t$ . On peut calculer la contribution des

---

<sup>2</sup> Le TU que nous utilisons est un taux d'utilisation des capacités de production « sans embauche », ce qui constitue donc une marge dans l'utilisation des deux facteurs de production, capital et travail.

différents facteurs de production à la croissance potentielle de court/moyen terme, en différenciant l'équation (4):

$$\Delta y_{pt}^* = (\gamma_1 + \alpha\beta) + \alpha\Delta k_t + (1 - \alpha)(\Delta l_t^* + \Delta h_t^*) - \alpha\beta\Delta AGE_t + \alpha\delta\Delta due_t^* \quad (5)$$

Pour reconstituer le PIB potentiel on notera que  $Y = Y_{pt} + VA_{pub,t} + T_t$ , avec  $T_t$  les impôts indirects qui sont proportionnels à la valeur ajoutée du secteur marchand. La valeur ajoutée du secteur non marchand, pour l'essentiel composée de salaires, suit son rythme propre<sup>3</sup>. Finalement on écrira,  $Y_t^* = Y_{pt}^* + VA_{pub,t}^*$ . On peut aussi calculer les contributions des différents facteurs de production<sup>4</sup> à la croissance du PIB.

2. On peut aussi calculer *le potentiel de croissance de long terme*, en supposant qu'à cet horizon, le capital en volume progresse au même rythme que la valeur ajoutée du secteur marchand. Toutefois, par rapport à ce modèle théorique, l'appareil statistique disponible montre que cette relation n'est pas vérifiée sur les dernières décennies<sup>5</sup>. En effet, sur cette période, le capital en volume progresse plus vite que la valeur ajoutée, conduisant à une baisse continue de la productivité apparente du capital. En valeur, cependant, le ratio valeur ajoutée sur capital est beaucoup plus stable. Cette déformation du prix relatif de l'investissement par rapport à la valeur ajoutée a plusieurs origines : elle peut correspondre à une phase de transition relativement longue durant laquelle les biens d'équipement intègrent plus de gain de performance que les biens de consommation et voient donc leurs prix progresser moins vite. Ce peut être aussi une conséquence de méthodologies diversifiées des comptes nationaux pour élaborer l'indice des prix. Si les méthodes d'évaluation du partage volume/prix diffèrent entre les biens d'investissement et de consommation, on peut s'attendre à une telle déformation des prix relatifs (cf., en particulier, les travaux de Gordon). Soit, en logarithmes et en différence première, avec  $p_{yp,t}$ , le (logarithme du) prix de la valeur ajoutée marchande et  $p_{k,t}$ , le (logarithme du) prix du capital :

<sup>3</sup> Son niveau de long terme est calculé par un filtre HP.

<sup>4</sup> Pour calculer la croissance du PIB, on applique la formule :

$$\Delta y_t^* = \frac{(1 + \theta)Y_{p,t-1}^*}{Y_{t-1}^*} \Delta y_{pt}^* + \left(1 - \frac{(1 + \theta)Y_{p,t-1}^*}{Y_{t-1}^*}\right) \Delta va_{pub,t}^*$$

<sup>5</sup> Il en va différemment sur les périodes antérieures. Barro et Sala-i-Martin (1995), suivant Kaldor(1963), en font d'ailleurs un des « faits stylisés » de la théorie de la croissance, mais ne citent que les travaux anciens de Maddison (1982) pour étayer leur thèse.

$$\Delta p_{yp,t}^{**} + \Delta y_{pt}^{**} = \Delta p_{k,t}^{**} + \Delta k_t^{**} . \quad (7)$$

Afin de mieux mesurer la croissance potentielle de la valeur ajoutée du secteur marchand, on reportera donc la relation (7) dans l'équation (5) à la place de la contrainte  $k_t^* = k_t$ . Au total, en supposant qu'à long terme, le Nairu est constant, si bien que  $\Delta l_t^{**} = \Delta pop_t$  et que le taux de croissance de la durée du travail suit la tendance de long terme<sup>6</sup>,  $\Delta AGE_t^{**} = 0$  et  $\Delta due_t^{**} = 0$ , on obtient :

$$\Delta y_{pt}^{**} = \Delta(l_t^{**} + h_t^{**}) + \frac{\gamma_1 + \alpha\beta}{1 - \alpha} + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \Delta(p_{yp,t} - p_{k,t})^{**} \quad (8)$$

Dans l'équation (8), un troisième terme figure à côté de la croissance de la population active et du trend de la PGF, c'est le rythme tendanciel de déformation des prix relatifs entre la valeur ajoutée et le capital.

## II - Résultats pour la France sur la période 1974-2000

Nous présentons maintenant les résultats d'estimation de l'écart de production et de la croissance potentielle pour la France sur la période 1974-2000. Après avoir mis en évidence les difficultés à estimer directement, dans le cas français, une fonction de production (section A), nous nous concentrerons sur l'estimation économétrique du trend du PGF (section B). Nous utiliserons ensuite ces résultats pour le calcul de l'écart de production et de la croissance potentielle à court/moyen terme (section C) et à long terme (section D).

### A- Difficultés liées à l'estimation directe d'une fonction de production de type Cobb-Douglas

L'estimation directe d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, c'est-à-dire l'équation (2) se révèle difficile comme l'indique le tableau 1. Le coefficient  $\alpha$  varie entre 0,5 (modèle en niveau avec rupture dans le trend en 1990 : 1) et 0,8 (modèle sans rupture). Le modèle en différence première donne des valeurs de  $\alpha$  qui sont intermédiaires. De plus, la DUE ressort toujours avec le signe négatif, contrairement au modèle théorique. On choisit donc de ne pas reporter les résultats d'estimation avec la DUE, sauf pour le modèle 3, où la variable est non significative.

---

<sup>6</sup> Cette tendance déterministe peut se distinguer du simple lissage sur les heures effectives utilisé pour l'indicateur de court terme.

Le seul résultat à peu près acceptable est le modèle (2) en niveau qui inclut une rupture sur le trend de PGF à partir de 1990 : 1, conformément aux conclusions des tests de rupture sur cette équation (cf. infra). Dans ce cas,  $\alpha$  est proche de 0,3. Toutefois, une estimation directe de l'équation (2) par M.C.O est sans doute inadaptée puisque la plupart des variables sont non-stationnaires alors que la faible valeur du test DW laisse présager l'absence de cointégration.

Au total, en raison de la difficulté d'obtenir une estimation directe du coefficient  $\alpha$ , on choisit de le calibrer à la valeur standard de 0,3 (Laroque, 1998), qui est cohérente avec la valeur moyenne du taux de marge calculé par Cette et al. (2001). Dès lors, nous raisonnons plutôt en terme de PGF comme défini à l'équation (3).

**Tableau 1 : estimation directe d'une fonction de production (équation (2)):**  
**variable expliquée :  $y_{pt}$**   
(Période 1974 : 1-2000 : 4)

Coefficient	$a$	$\alpha$	$\gamma_1 + \alpha\beta$	Rupture en 1990 : 1	$-\alpha\beta$	$\gamma_2$	$\alpha\delta$	$R^2$	DW
Variable	Cste	K	Trend		AGE	Tu	Due		
1- niveau	-3.12 (0.20)	0.81 (0.03)	0.05x 10 <sup>-2</sup>		-0.15 (0.05)	0.47 (0.03)		0.99	0.36
2- niveau Avec rupture	-1.17 (0.27)	0.30 (0.05)	0.50 (0.05)	-0.25 (0.03)		0.17 (0.04)		0.99	0.58
3 –différence	0.24x10 <sup>-2</sup> (0.15x10 <sup>-2</sup> )	0.63 (0.20)			-0.32 (0.21)	0.29 (0.06)	-0.15 (0.17)	0.38	2.49
4-différence (mod. 3, après élimination var. non signif.)	0.19x10 <sup>-2</sup> (0.11x10 <sup>-2</sup> )	0.60 (0.14)				0.27 (0.06)		0.36	2.44
5-différence avec rupture	0.31x10 <sup>-2</sup> (0.16x10 <sup>-2</sup> )	0.52 (0.16)		0.14x10 <sup>-2</sup> (0.13x10 <sup>-2</sup> )		0.25 (0.00)		0.37	2.48

## B -Estimation du trend de PGF

Sur la base du coefficient  $\alpha = 0.3$ , l'estimation de l'équation de PGF (équation (3)) rencontre certaines des difficultés observées lors de l'estimation directe de l'équation (1) : il semble difficile de faire intervenir d'autres variables que le TU. Nous présentons donc, tout d'abord, un modèle simple avec le seul TU comme variable mesurant le cycle de la PGF. Nous étudions ensuite l'impact de l'introduction d'un ensemble un peu plus large de variables, en incluant d'éventuelles ruptures de tendance et l'âge du capital. C'est finalement le modèle avec âge du capital qui est privilégié dans notre analyse des facteurs de la croissance.

## 1 – Modèle avec TU seul

L'estimation du trend de PGF correspond au terme  $\gamma_1 + \alpha\beta$  dans l'équation (3), soit en se limitant au TU comme variable explicative, et avec toutes les variables en logarithmes :

$$pgf_t^f = a + \gamma_1 t + \gamma_2 tu_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Plusieurs méthodes sont possibles. La première est l'estimation directe de l'équation (9). Cette méthode se heurte cependant à la non-stationnarité de la PGF et des autres variables explicatives (comme le TU). Selon le modèle théorique, toutes ces variables sont stationnaires, éventuellement autour d'un trend déterministe. Toutefois, une telle conclusion n'est pas confirmée par les tests standards qui indiquent plutôt que ces variables sont non stationnaires, l'équation (9) s'interprétant aussi comme l'équation (2), comme une relation de cointégration. Une autre possibilité est d'introduire un modèle autorégressif sur la PGF (« AR »), c'est-à-dire d'inclure l'endogène retardée dans l'équation (9). Cette dernière spécification permet de réduire significativement l'autocorrélation des résidus et elle sera donc privilégiée.

Il demeure que l'estimation du trend de PGF varie sensiblement selon les méthodes utilisées et on choisit d'indiquer ces différents résultats au tableau 2, toujours pour le modèle n'incluant que le TU comme variable cyclique. Par ailleurs, nous avons recours à deux séries de capital : l'une issue des comptes de patrimoine de l'Insee, l'autre reconstruite sous l'hypothèse d'un taux de déclassement constant du capital matériel et bâtiment<sup>7</sup>. Cette dernière série est appelée « K BdF » dans la suite de cette note. En rythme annuel, le trend de PGF est compris entre 1.45 % (modèle utilisant la correction de Cochrane-Orcutt avec le capital de la comptabilité nationale) et 1.62 % (pour le modèle autorégressif avec capital à taux d'amortissement constant).

---

<sup>7</sup> Voir J. P. Villette « Reconstruction de séries de capital matériel et bâtiment en France », note SEMEP, septembre 2001. Si on écrit :  $K_t = (1 - \delta_t)K_{t-1} + I_t$  où  $I_t$  est l'investissement de la période t, et  $\delta_t$  est le taux d'amortissement, on fait alors l'hypothèse que  $\delta_t = \delta$ . L'hypothèse de taux de déclassement constant est particulièrement utile en prévision si l'on dispose de prévisions d'investissement. Pour les séries du capital de la comptabilité nationale, le taux de déclassement est le résultat de l'agrégation de séries sectorielles qui suivent des lois spécifiques qu'il est difficile de prévoir avec un modèle macroéconomique de taille moyenne comme celui qui est aujourd'hui utilisé à la Banque de France, comme dans la plupart des institutions.



**Tableau 2 : estimation du trend de PGF, par différentes méthodes**  
 (équation (3) ou (9))  
 (en rythme trimestriel , période d'estimation 1974 : 1-2000 : 4)

	Standard K compta nat	AR K compta nat	Cochrane- Orcutt K compta nat	Standard K BdF	AR K BdF	Cochrane- Orcutt K BdF
<i>Cste</i>	-0,29	-0,24	-0,27	-0,39	-0,305	-0,34
<i>Trend</i>	0,372 %	0,352 %	0,346 %	0,405 %	0,363 %	0,348 %
<i>TUC</i>	0,29	0,505	0,22	0,31	0,22	0,22

NB : modèle incluant seulement le TU, « AR » est un modèle autorégressif, le coefficient du trend est le trend trimestriel implicite, après correction du terme autorégressif.

## 2- Modèle avec rupture

Dans la mesure où le tableau 2 indique que le trend de PGF est très proche pour les deux types de séries de capital, on se concentre dans la suite de cette note sur le capital à taux de déclassement constant (« K-Bdf »). C'est sur cette série que nous testons l'existence de ruptures éventuelles. On applique pour cela la méthode utilisée par Le Bihan (2001) pour détecter une rupture sur la croissance du PIB. Une rupture éventuelle sur le trend de PGF est déterminée en appliquant un test de Wald sur le coefficient du deuxième trend dans l'équation :

$$pgf_t = a + \gamma_1 t + \gamma_1'(t - \bar{t}) + \gamma_2 tu_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

où  $\bar{t}$  est la date de la rupture. Jusqu'en  $\bar{t}$  le trend de PGF est  $\gamma_1$  puis il passe à  $\gamma_1 + \gamma_1'$  à partir de  $\bar{t} + 1$ . La date de la rupture étant inconnue *a priori*, on utilise les tables d'Andrews (1993) qui fournissent un seuil critique plus élevé pour rejeter l'hypothèse nulle d'absence de rupture. Selon le type de modèle retenu (avec ou sans terme AR), une rupture apparaît à la fin des années 80 : en 88 :3 ou en 89 :2, c'est-à-dire au sommet du cycle.

Comme indiqué au tableau 3, le trend de PGF passe de 2 % par an sur les périodes 1974-1989 à 1.1% (modèle 1)

**Tableau 3 : Estimation du trend de PGF avec rupture**

(variable estimée :  $PGF_t$ , équation (3) ou (10)

période d'estimation 1974 : 1-2000 : 4)

	$a$	$\gamma_1$	Rupture	$\gamma_2$	$\rho$	$R^2$	DW	Trend de PGF implicite
	Cst	Trend		Tu	$PGF_{t-1}$			
modèle 1 AR en niveau rupture en 88.3	-0.14 (0.03)	$0.18 \times 10^{-2}$ ( $0.03 \times 10^{-2}$ )	$-0.08 \times 10^{-2}$ ( $0.02 \times 10^{-2}$ )	0.08 (0.02)	0.64	0.99	2.01	$0.5 \times 10^{-2}$ puis $0.28 \times 10^{-2}$
modèle 2 : en différence rupture en 88.3	$0.49 \times 10^{-2}$ ( $0.08 \times 10^{-2}$ )		$-0.17 \times 10^{-2}$ ( $0.02 \times 10^{-2}$ )	0.20 (0.05)		0.15	2.45	$0.49 \times 10^{-2}$ puis $0.32 \times 10^{-2}$
Modèle 3 : en niveau rupture en 89.2	0.42 (0.00)	$0.5 \times 10^{-2}$ ( $0.07 \times 10^{-2}$ )	$-0.24 \times 10^{-2}$ ( $0.01 \times 10^{-2}$ )	0.16 (0.02)		0.99	0.61	$0.51 \times 10^{-2}$ , puis $0.27 \times 10^{-2}$

NB : pour comparer les estimations des 3 modèles du tableau, il faut diviser les paramètres du modèle 1 par  $1 - \rho$  : le coefficient du trend est de  $0.18/1-0.64 = 0.5$  comme indiqué dans la dernière colonne.

### 3- Modèle avec âge du capital, sans rupture

L'introduction de l'âge du capital dans l'équation de PGF est maintenant envisagée. La série est calculée par sommation des parts des différentes générations d'investissement dans le capital matériel (Villetelle, 2001, op.cit.) :  $AGE\_MOY_t = \sum_{T=0}^{300} \frac{(1-\delta)^T I_{t-T}}{K_t} * (t-T)$ , où  $\delta$  est le taux du déclassement, comme indiqué plus haut. On somme sur un nombre élevé de trimestres (ici, 300 trimestres approximativement un nombre infini de trimestres).

La variable d'âge du capital permet d'améliorer l'équation (3) (ou l'équation (9)), mais cette variable n'est significative qu'à partir de 1985. Nous retenons le modèle 2 du tableau 4, qui est assez proche du modèle 3 en différence. Le trend de PGF exogène revient alors à 1.4% par an (ce trend exogène doit être corrigé à la baisse en raison du trend croissant de l'âge sur une bonne partie de la période d'estimation, une inversion n'apparaissant que sur la période postérieure à 1996). Cette variable revient aussi à corriger la mesure de la PGF des fluctuations du taux de marge  $\alpha$ .

**Tableau 4 : estimation du trend de PGF en introduisant l'âge du capital**

(variable estimée :  $PGF_t$ , période d'estimation 1985 :1-2000 : 4)

Coefficient	$a$	$\gamma_1 + \alpha\beta$	$-\alpha\beta$	$\gamma_2$	$\rho$	$R^2$	DW	Trend trimestriel de PGF implicite
Variable		Trend	AGE	Tu	$PGF_{t-1}$			
Modèle 1-1974 :1-2000 :1 (en niveau)	-0.01 (0.01)	$0.02 \times 10^{-2}$ ( $0.01 \times 10^{-2}$ )	0.06 (0.02)	0.05 (0.02)	0.91 (0.03)	0.99	2.32	$0.22 \times 10^{-2}$
Modèle 2-1985 :1-2000 :4 (en niveau)	-0.10 (0.01)	$0.21 \times 10^{-2}$ ( $0.04 \times 10^{-2}$ )	-0.24 (0.06)	0.14 (0.03)	0.4	0.99	1.96	$0.35 \times 10^{-2}$
Modèle 3- 1985 :1-2000 :4 (en différence)	$0.36 \times 10^{-2}$ ( $0.06 \times 10^{-2}$ )		-0.32 (0.20)	0.24 (0.07)		0.20	2.60	$0.36 \times 10^{-2}$

NB : voir note de bas de tableau 3.

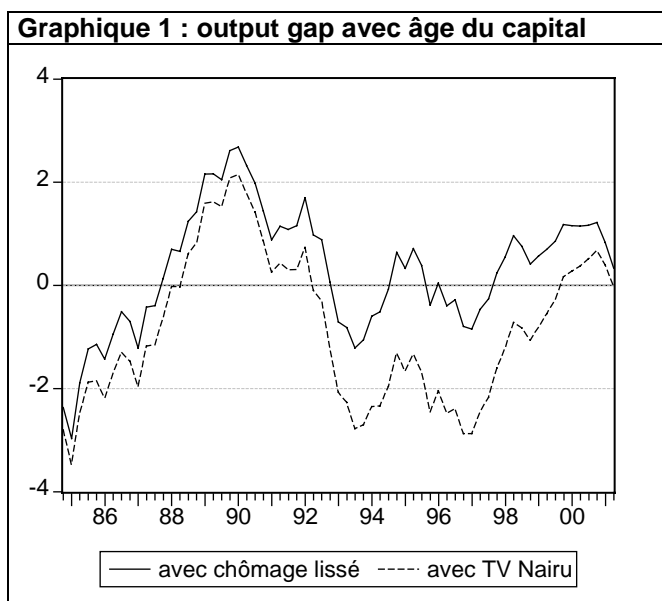
Au total, l'introduction de l'âge du capital ouvre une piste intéressante et c'est le modèle que nous retenons. Il convient toutefois de noter que l'introduction de l'âge du capital peut poser des problèmes d'estimation en raison de sa corrélation avec la mesure du capital lui même.

### C- Estimation de l'output gap et de la croissance potentielle de court/moyen terme

Sur la base de ces estimations du trend de PGF, nous pouvons reconstituer la valeur ajoutée marchande potentielle  $y_{pt}^*$  à partir de l'équation (4) puis le PIB potentiel  $y_t^*$ . On en déduit donc l'écart de production  $y_t - y_t^*$ . Il convient de noter que, par rapport à la méthode appliquée par l'OCDE, le trend de PGF utilisé pour le calcul de l'écart du potentiel de court/moyen terme donné par l'équation (4) n'est pas calculé par filtrage HP, mais par régression.

#### 1- Mesure de l'écart de production

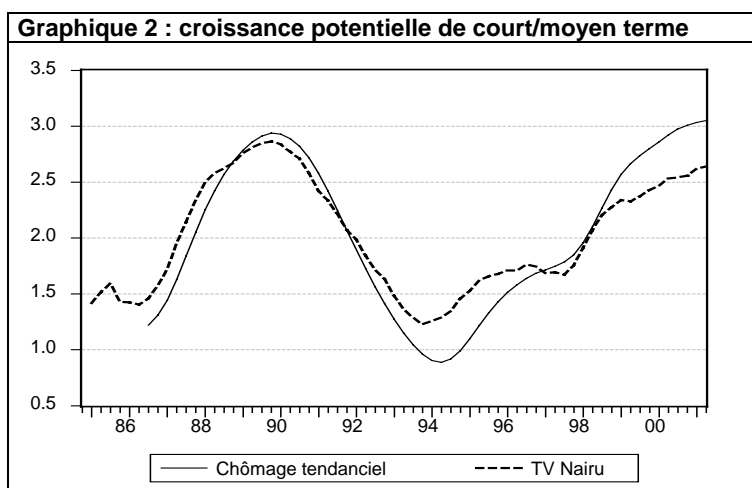
Deux facteurs affectent le niveau du PIB potentiel : le trend de PGF et la mesure du facteur travail. Dans ce dernier cas, on distingue entre un indicateur fondé sur un taux de chômage lissé et un autre estimé à partir d'un TV NAIRU, à la suite d'Irac (2000) <sup>8</sup>. Nous ne présentons ici que le modèle finalement retenu qui inclut, conformément à II-B-3, l'âge du capital. Les indicateurs qui découlent des autres modèles sont présentés en annexe1. Dans le modèle que nous privilégions, l'output gap est nul à la fin de l'année 2000 avec le TV NAIRU. A cette date, il est égal à 0.5 point avec le chômage lissé.



## 2- Croissance potentielle de court/moyen terme

Pour mieux comprendre l'évolution de l'écart de production, il est utile de revenir sur la croissance potentielle sous-jacente. Dans une optique de court/moyen terme, on mesure, comme indiqué à l'équation (5), les fluctuations du facteur capital, mais aussi, dans une moindre mesure celles du facteur travail.

Pour le modèle incluant l'âge du capital, la croissance dépasse le seuil des 3 % en 2000 avec le taux de chômage lissé, mais atteint 2,5 % avec le TV Nairu (figure 2)<sup>9</sup>



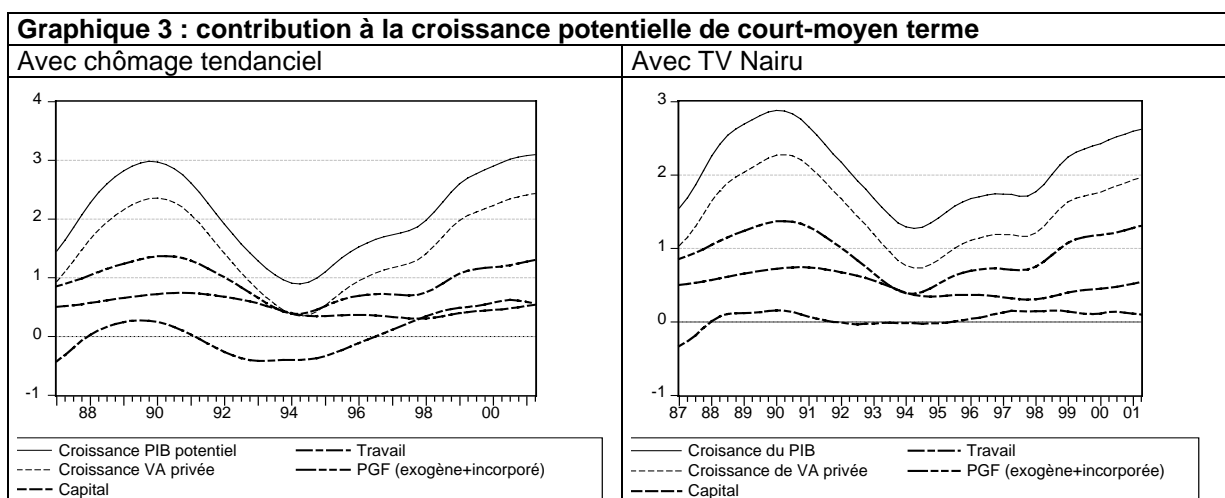
<sup>8</sup> Le TV-NAIRU, calculé sur la période 1985-2001 est à peu près stable à 9.5%, avec un légère tendance à la baisse. Les estimations du secrétariat de l'OCDE conduisent à des résultats identiques. En revanche Doisy (2001) intègre un NAIRU en hausse jusqu'en 1995 et en baisse ensuite.

<sup>9</sup>Voir annexe 2 pour la croissance potentielle tirée des autres modèles discutés en II-B.

Pour mesurer la contribution des différents facteurs de production à la croissance potentielle, on se limite à la période 1987-2000, période pour laquelle nous avons une estimation du TV NAIRU. Sur chaque graphique, on indique le taux de croissance potentielle du PIB ( $Y_t$ ), la contribution de la croissance de la Valeur ajoutée du secteur privé ( $Y_{pt}$ ), celle du capital, du travail dans le secteur privé et la contribution de la PGF. La différence entre la croissance du PIB potentiel et la contribution de la Valeur ajoutée du secteur privé correspond à la contribution du secteur non marchand, soit de l'ordre de 0.5 point de croissance par an.<sup>10</sup>

L'évolution du NAIRU est la seule différence entre les deux graphiques de la figure 3. Sur la période 1996-2000, la baisse continue du chômage conduit à une hausse du facteur travail disponible; le mouvement à la baisse du NAIRU est, au contraire, beaucoup moins marqué conduisant à une plus grande stabilité du potentiel.

Avec l'introduction de l'âge du capital, la contribution du progrès technique est plus variable que dans le modèle simple présenté en annexe 2. En effet, la contribution de la PGF dévient, comme indiqué à l'équation (5)  $(\gamma_1 + \alpha\beta) - \alpha\beta\Delta AGE_t$ . Puisque  $\alpha\beta > 0$ , une diminution de l'âge du capital accroît la PGF totale (« exogène » et « incorporée »). De fait, la contribution de la PGF passe de 0.5 point en 1993-1994 à 1.4 point en 2000. La contribution du capital s'accroît en fin de période, mais reste inférieure au niveau atteint à la fin des années 80.

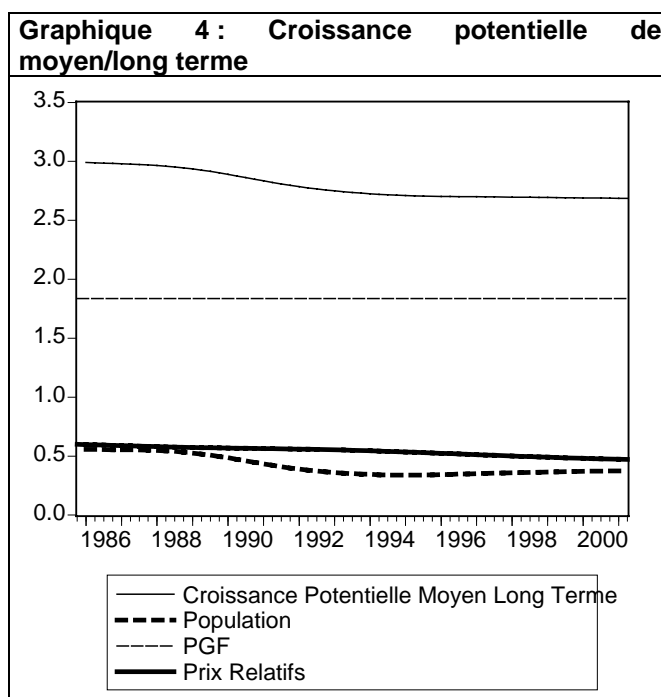


<sup>10</sup> Le résidu de l'équation (3) n'apparaît pas dans l'équation (5) car nous l'affectons à l'écart de production.

## D-Croissance potentielle de moyen-long terme

A long terme, toutefois, une partie des variables qui contribuent à la croissance potentielle de court/moyen terme sont constantes. Comme indiqué dans la relation (8), le capital est supposé croître comme la valeur ajoutée, l'âge du capital et le Nairu ne varient pas. Comme l'indique le graphique 4, la PGF « exogène » croît à un rythme constant un peu en dessous de 2% (1.3% divisé par 0.7<sup>11</sup>). Le trend de prix relatifs et la croissance de la population sont tous les deux orientés à la baisse.

Au total, la croissance potentielle de moyen/long terme est comprise entre 2,5 et 3 %.



La contribution du facteur travail ne correspond ici qu'à la population, puisque l'on considère ici que le taux d'activité et la durée du travail sont constants. C'est ce qui explique l'apparente divergence, sur la période considérée, entre la croissance potentielle de court/moyen terme (de l'ordre de 2 % en moyenne au cours des années 90) et la croissance potentielle de moyen/long terme. En effet la durée du travail enregistre une baisse tendancielle, avec une diminution de 5.4 % de 1995 à 2000 :4, dont 2.8 % entre 1998 :1 et 2000 : 4.

<sup>11</sup> Le trend de PGF est estimé en incluant l'ensemble de l'année 2001. En s'arrêtant en 2001 :T2, le trend est plutôt de l'ordre 1.4/1.5%, comme indiqué dans les tableaux précédents.

## Bibliographie

Andrews, D. W. K. «Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point » *Econometrica*, 61(4), pp 821-856, juillet.

Barro, R.J; Sala-i- Martin, X.(1995) «*Economic Growth* », Mac Graw Hill.

M.Baghli, G.Cette et A.Sylvain, (2002) : « Les déterminants des taux de marge des SNF-EI », Banque de France, DEER, mimeo.

Doisy, S. (2001) « La croissance potentielle de l'économie française -une évaluation ». Direction de la Prévision, *Document de travail*, janvier.

Irac, D.(2000) « A Time-Varying NAIRU for France », Banque de France, *Note d'Etudes et de Recherche*.

Le Bihan, H. (2001) « PIB potentiel français : une approche par les ruptures de tendance », Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche, ce numéro.

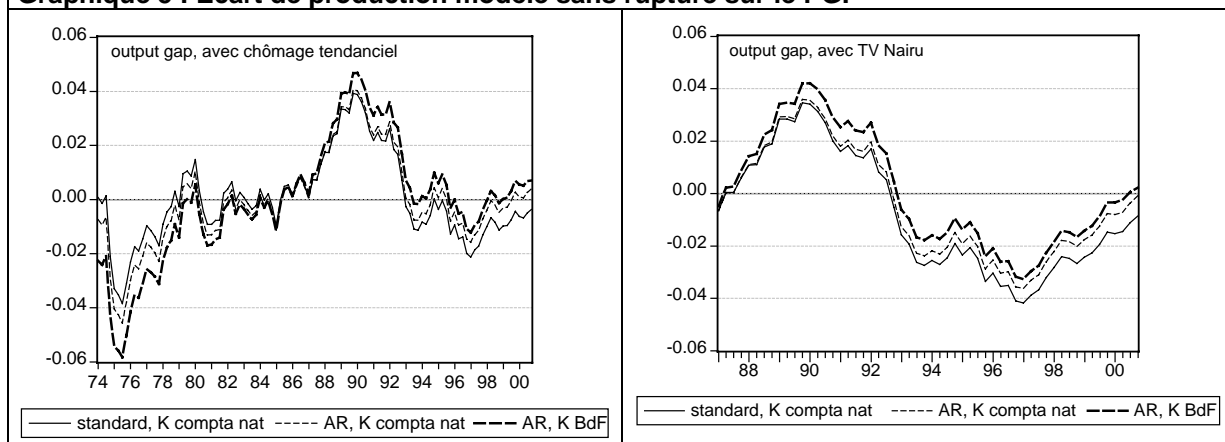
Villetelle, J. P . (2002) : « Reconstruction des séries de capital matériel et bâtiment en France », *note Banque de France-DEER-SEMEP m02-001*.

## Annexe 1 : Ecart de production calculé à partir du modèle simple de PGF et du modèle avec rupture

On présente ici des estimations d'écart de production alternatives à celles qui figurent dans le corps du texte (section II-C) et qui sont fondées sur les modèles de PGF des sections II-B-1 et II –B-2.

Le graphique 5 présente l'output gap obtenu à partir d'un modèle simple, sans rupture dans la PGF (cf. II-B-1) : le graphique de gauche est calculé à partir du taux de chômage lissé ; le graphique de droite utilise le TV NAIRU.

**Graphique 5 : Ecart de production modèle sans rupture sur le PGF**

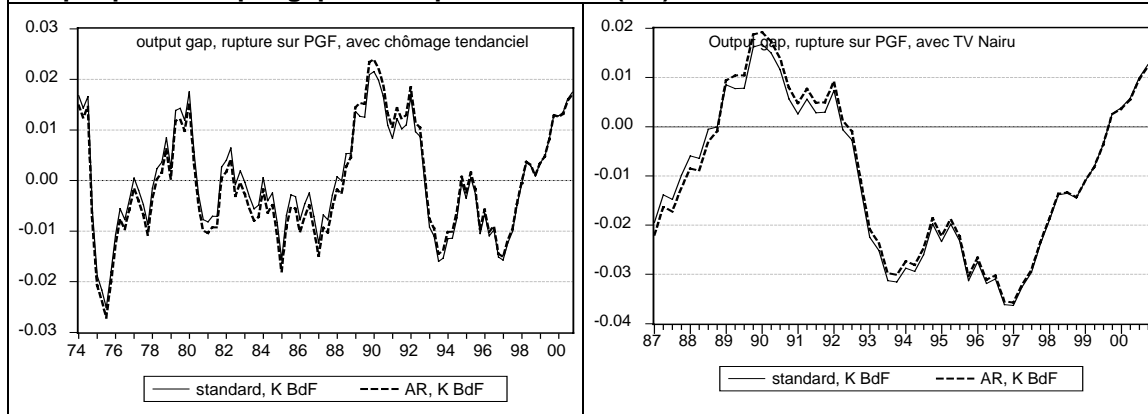


Lorsque le taux de chômage est calculé par simple lissage, l'output gap est positif uniquement en fin de période (en 2000) avec le modèle « AR » que nous privilégions. Lorsque les séries de capital sont calculées avec un taux d'amortissement constant (« K BdF »), l'output gap est positif dès 1999. En revanche, lorsque le facteur travail est obtenu par lissage, l'écart de PIB ne se referme qu'en 2000 pour cette dernière mesure.

Dans le graphique 6, on présente l'output gap calculé avec une rupture dans la PGF (cf. II-B-2). On se limite ici aux indicateurs calculés avec un taux de déclassement constant. Dans la partie gauche et comme pour la figure 1, on utilise le chômage lissé pour apprécier la contribution du facteur travail ou potentiel, alors que c'est le NAIRU qui est utilisé dans le graphique de droite.



**Graphique 6 : output gap avec rupture en 88 :3 (AR) et 89 :2**



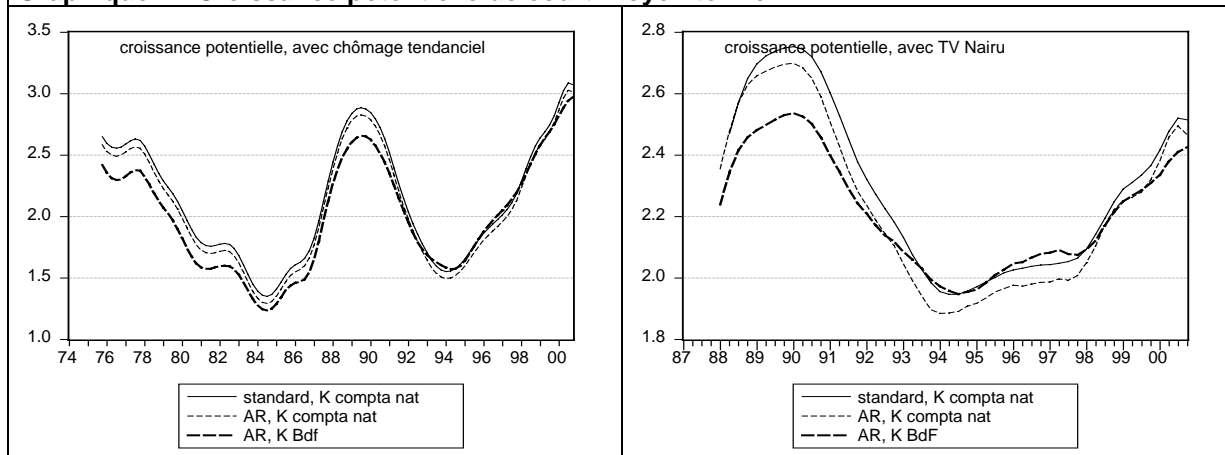
L'output gap est plus nettement positif lorsqu'une rupture est introduite (1998 :3 pour le modèle AR et 1989 :2 pour le modèle sans terme autorégressif). Dans la mesure où la trend de PGF marque une rupture à la baisse, le niveau du PIB potentiel est plus bas, conduisant à un gap positif dès 1998. On observe d'ailleurs que les deux modèles estimés donnent des résultats assez proches.

## Annexe 2 : croissance potentielle de court / moyen terme du modèle de PGF simple et du modèle avec rupture

Les estimations de croissance potentielle utilisée pour le calcul des écart de production de l'annexe 2 sont maintenant présentés.

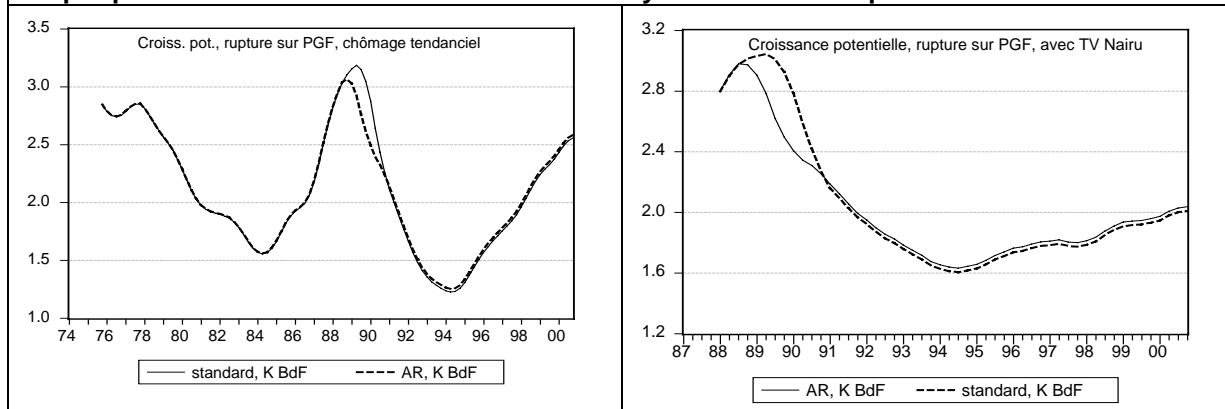
Comme indiqué dans le graphique 2 du corps du texte, la croissance potentielle s'accélère en fin de période, atteignant 3% pour le modèle à chômage tendanciel, mais seulement 2.5% pour le modèle avec TV-NAIRU :

**Graphique 7 : Croissance potentielle de court-moyen terme**



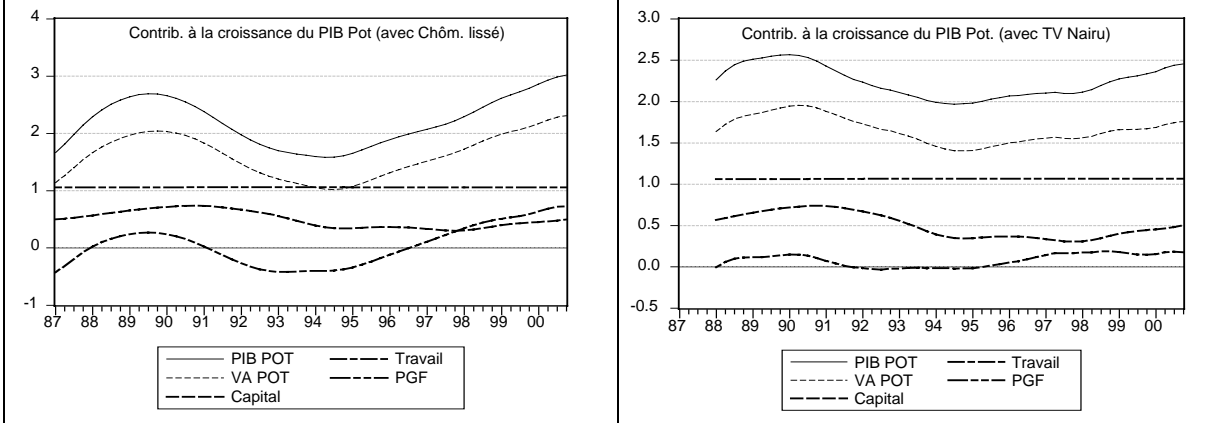
En incluant une rupture, la croissance potentielle fléchit de 0.5 point pour tous les indicateurs, revenant à 2.5% en fin de période pour l'estimation avec chômage lissé et 2% si on inclut un TV-NAIRU.

**Graphique 8 : Croissance Potentielle de court/moyen terme avec rupture**



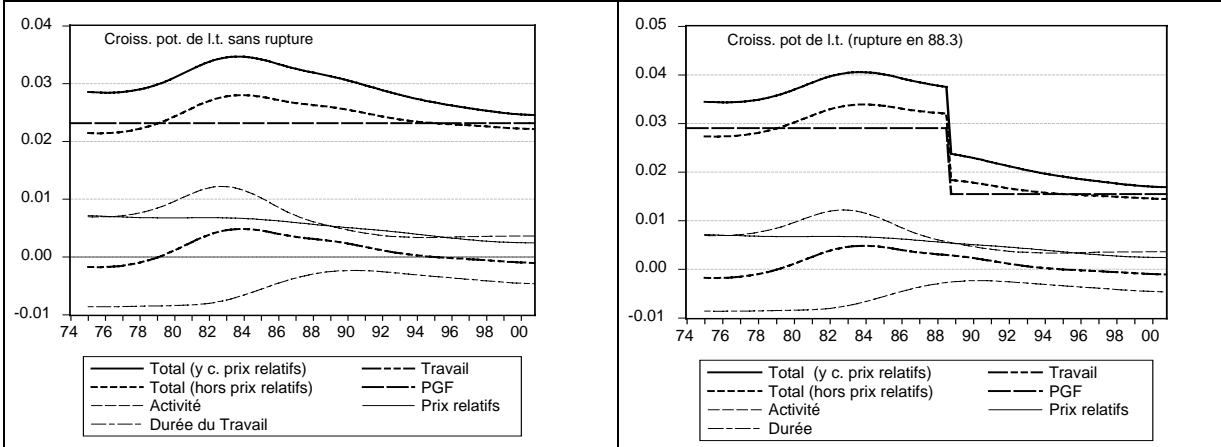
S'agissant des facteurs explicatifs de la croissance potentielle, on peut aussi construire un graphique identique au graphique 3 du corps du texte.

**Graphique 9 : modèle de base sans rupture**



### Annexe 3 : croissance potentielle de moyen/long terme pour le modèle simple et le modèle avec rupture

**Graphique 10 : Croissance potentielle de moyen/long terme**



## Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.
37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écart de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières “gagnantes” et “perdantes” », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, “On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note,” October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur and P. Sicsic, “Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period,” January 1998.
51. P. Jacquinet, « L’inflation sous-jacente à partir d’une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l’Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, “Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates,” June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and M. Rockinger, “Reading Interest Rate and Bond Futures Options’ Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election,” June 1998.
55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d’un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.

56. E. Jondeau and M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.
74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.



76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.
77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la CONjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Cette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address :

BANQUE DE FRANCE  
 41-1391 - Centre de recherche  
 75049 Paris Cedex 01  
 tél : 01 42 92 49 55  
 fax : 01 42 92 62 92  
 email : [thierry.demoulin@banque-france.fr](mailto:thierry.demoulin@banque-france.fr)