

GILBERT CETTE<sup>1</sup>

# POSITIONNEMENT DANS LE CYCLE : QUELQUES ÉVALUATIONS POUR L'ÉCONOMIE FRANÇAISE

**RÉSUMÉ** De multiples méthodes alternatives sont proposées dans la littérature économique pour élaborer un diagnostic sur le positionnement dans le cycle économique. Les évaluations ici présentées visent à proposer des indicateurs d'écart de PIB permettant de caractériser les tensions internes à l'économie, potentiellement inflationnistes à court-moyen terme. Du fait que l'horizon dans lequel ces indicateurs sont définis correspond davantage au court terme qu'au moyen-long terme, les indicateurs de PIB potentiel y sont plus flexibles, et, en corollaire, l'amplitude des variations temporelles des écarts de PIB correspondants y est plus réduite que dans d'autres études. Par ailleurs, les choix des approches proposées obéissent à trois considérations, de reproductibilité, de facilité et de rapidité de mise en œuvre.

Les évaluations proposées de l'écart de PIB sont diversifiées (univariées ou multivariées et structurelles) et cohérentes entre elles, mais aussi avec l'abondante littérature existant sur ce thème. Le taux de chômage d'équilibre, défini ici comme le taux de chômage stabilisant à court terme un taux de marge des entreprises, est calculé en mettant en relation les tensions constatées dans le partage du revenu avec celles supposées s'exercer sur le marché du travail, et mesurées par l'écart entre les niveaux observé et d'équilibre de taux de chômage. Cette approche permet également de caractériser une influence des évolutions des charges financières nettes payées par les entreprises, et liées conjointement à l'évolution de leur endettement et des taux d'intérêt, sur les tensions de court terme prévalant sur le marché du travail.

1. Gilbert Cette est chef du service d'Etudes macro-économiques sur la France (SEMEF) de la Banque de France. Cet article témoigne de travaux en cours au SEMEF. Il résume les analyses développées dans Cette (1997-a), et une version plus condensée en a été présentée dans Cette (1997-b).

Une grande partie du travail informatique de cette étude a été réalisé par Laurent Baudry, Lydie Gomez et Béatrice Saes-Escorbiac.

De multiples méthodes alternatives sont proposées dans la littérature économique pour élaborer un diagnostic sur le positionnement dans le cycle économique. Une orientation méthodologique donnée ne paraît pas particulièrement privilégiée par un même acteur, par exemple la banque centrale, dans différents pays, ou par différents acteurs pour un même usage, par exemple les organismes internationaux pour élaborer des scénarios de croissance à moyen terme<sup>2</sup>. Dans le contexte de cette grande diversité des approches, les évaluations ici présentées visent à proposer des indicateurs d'écart de PIB permettant de caractériser les tensions, internes à l'économie, potentiellement inflationnistes à court-moyen terme. Du fait que l'horizon dans lequel ces indicateurs sont définis correspond davantage au court terme qu'au long terme, les marges de flexibilité des facteurs de production sont en conséquence implicitement assez réduites (sur ces aspects, voir Cour, Le Bihan & Sterdyniak, 1997). Autrement dit, les indicateurs de PIB potentiel y sont plus flexibles, et, en corollaire, l'amplitude des variations temporelles des écarts de PIB correspondants y est plus réduite que dans d'autres études, par exemple celles de l'OCDE (Giorno, Richardson, Roseveare & Van Den Noord, 1995 ; Giorno & Suyker, 1997).

Par ailleurs, les évaluations ici proposées se caractérisent par un pragmatisme certain. Plutôt que de privilégier une évaluation par rapport à une autre, nous avons défini trois calculs alternatifs du PIB potentiel – et de l'écart de PIB – le diagnostic étant enrichi par la confrontation de ces différents éclairages. Deux approches sont univariées. Une troisième approche est multivariée et structurelle, l'écart de PIB y étant expliqué par les degrés d'utilisation des facteurs et par l'écart entre le niveau observé du taux de chômage et son niveau d'équilibre évalué d'une façon spécifique. Seule cette troisième méthode présente une certaine originalité, le niveau du taux de chômage d'équilibre y étant défini comme celui qui stabiliserait à court terme le taux de marge des entreprises. Plusieurs calculs alternatifs du taux de marge sont retenus, l'un d'entre eux prenant en compte les flux d'intérêts nets payés par les entreprises, ce qui permet d'intégrer des considérations financières dans la détermination du taux de chômage d'équilibre et en conséquence du PIB potentiel et de l'écart de PIB.

Les choix des approches ici proposées pour évaluer les écarts de PIB résultent surtout de trois considérations, qui nous ont semblé essentielles et qui ont joué un grand rôle dans les options finalement retenues :

- être reproductibles par tout économiste mobilisant les mêmes bases d'informations statistiques, choix qui interdit la prise en compte d'avis dits « d'experts » ;
- être facilement mises en œuvre sur différents pays industrialisés, à partir de bases de données standardisées, et pour ce faire, l'information mobilisée dans les calculs ne doit pas être trop importante ;
- être rapidement mises en œuvre, afin d'être systématiquement reproduites à moindre coût, à chaque renouvellement des bases d'informations statistiques.

2. Voir l'article introductif de cette revue.

Ces trois considérations expliquent les originalités et spécificités de la présente étude pour construire des indicateurs d'écart de PIB, par exemple dans la mesure du capital et le calcul d'un taux de chômage d'équilibre. Les méthodes retenues sont volontairement frustes, et ne peuvent prétendre fournir un diagnostic approfondi. Leurs éclairages doivent nécessairement être confrontés à ceux d'autres approches. Cet article présente successivement les méthodes retenues et leurs principaux résultats.

## Les méthodes retenues

Les diverses méthodes retenues pour évaluer le PIB potentiel reposent sur un lissage pour la première, la détermination d'une tendance pour la seconde, et une approche structurelle pour la troisième.

### L'évaluation par le filtre Hodrick-Prescott

Une première évaluation de l'écart de PIB (notée EPIBL<sup>3</sup>) repose sur un lissage du logarithme du PIB à l'aide du filtre d'Hodrick-Prescott (HP), en retenant, sur les données trimestrielles ici mobilisées, la valeur standard la plus usuelle pour le paramètre de lissage ( $\lambda = 1600$ ). On ne rappellera pas ici les très nombreuses limites d'une évaluation du PIB potentiel à partir d'un lissage à l'aide du filtre HP, déjà largement développées dans la littérature (par exemple Allard, 1994; Cour & *al.*, *op. cit.*; Berger & Teil, 1996). Les avantages principaux de cette méthode résident bien évidemment dans la rapidité, la facilité et la reproductibilité de sa mise en œuvre, ainsi que dans la lisibilité aisée de ses résultats.

ENCADRÉ 1

Notations et source des données

<b>PIB</b>	: Volume du Produit Intérieur Brut;
<b>PIBL</b>	: PIB lissé;
<b>PIBT</b>	: PIB tendanciel;
<b>PIBP<sub>i</sub></b>	: PIB potentiel; quatre évaluations en sont proposées ( <i>i</i> : 1 à 4) correspondant aux taux de marge <i>TM1</i> à <i>TM4</i> ;
<b>EPIB</b>	: Ecart de PIB; le suffixe <i>L</i> , <i>T</i> ou <i>Pi</i> désigne par rapport à quel indicateur de PIB potentiel ces écarts sont définis. On a donc les égalités comptables, en niveau: $PIB = PIBL + EPIBL = PIBT + EPIBT = PIBP_i + EPIBP_i$ ;
<b>N</b>	: Emploi intérieur;

3. Pour les conventions d'écriture adoptées dans cet article, voir encadré 1.

- K** : Volume de capital productif fixe engagé dans l'activité productive ;
- E ou NE** : En suffixe des variables PIB, *N* ou *K* indiquent que ces grandeurs concernent respectivement les seules SQS-EI ou le reste de l'économie. On a donc les égalités comptables :  
 $PIB = PIBE + PIBNE$  ;  $N = NE + NNE$  et  $K = KE + KNE$  ;
- F(t)** : Effets du progrès technique, neutre au sens de Hicks, et des degrés d'utilisation des facteurs, sur la productivité globale des facteurs dans les SQS-EI ; on a l'égalité comptable :  
 $pibe = \alpha(ke_{t-1}) + (1-\alpha)ne + f(t)$ , avec  $0 \leq \alpha \leq 1$  ;
- TMi** : Taux de marge des entreprises ; quatre taux de marge sont calculés : un taux de marge courant *TM1* qui rapporte l'excédent brut aux coûts des facteurs (solde *N2* du compte d'exploitation des entreprises en comptabilité nationale) à la valeur ajoutée au prix de marché (solde *N1* du compte de production des entreprises), un taux de marge *TM2* aux prix de marché, un taux de marge *TM3* aux coûts des facteurs, et un taux de marge *TM4* aux coûts des facteurs hors charges financières nettes ;
- $\alpha_j$  : Coefficient de pondération du capital est du travail dans la fonction de Cobb-Douglas représentant la combinaison productive des entreprises. La valeur de ce coefficient est la moyenne du taux de marge observé de 1970-1 à 1996-2. Quatre valeurs sont donc retenues :  $\alpha_1 = 0,256$  pour *TM1* ;  $\alpha_2 = 0,312$  pour *TM2* ; et  $\alpha_3 = 0,275$  pour *TM3* ; *TM4* n'étant pas réellement un taux de marge, on pose :  $\alpha_4 = \alpha_3$ .
- TC** : Taux de chômage ;
- TCi\*** : Taux de chômage d'équilibre. Défini par la relation :  $TCi^* = TCi - \frac{1}{\beta} \Delta TMli$ , avec  $\beta = 0,5$  ; quatre taux de chômage d'équilibre sont donc calculés, correspondant aux quatre taux de marge précédemment définis ;
- $\pi_n$  : Productivité par tête :  $\pi_n = PIBE/NE$  ;
- TUA** : Taux d'utilisation des capacités de production (avec embauches) ;
- EBE** : Excédent brut d'exploitation,  $EBE = P \times PIBE - W \times NE$  ;
- P** : Prix du produit ;
- W** : Coût salarial par tête ;
- \*
- \* : En suffixe d'une variable, désigne son niveau d'équilibre ;
- $\Delta$  : Devant une variable, désigne sa variation d'une période à une autre ;
- .
- : Au-dessus d'une variable, désigne son taux de croissance ;
- l** : En suffixe d'une variable, désigne son lissage.
- \*

Les variables écrites en **minuscules** correspondent à leur logarithme.

\*

**Source des données** : sauf indication contraire, toutes les données mobilisées dans cette étude proviennent des comptes trimestriels de la comptabilité nationale.

## L'estimation à partir de ruptures de tendances

Une seconde évaluation (notée EPIBT) repose sur l'estimation d'une tendance déterministe du PIB, pour obtenir ainsi le PIB tendanciel, en tenant compte d'éventuelles ruptures de tendance quand l'analyse des résidus y incite. Cette méthode est usuelle (par exemple INSEE, 1995 et 1996 ; Cotis & Joly, 1997). Elle nécessite une détermination économétrique de la tendance et de ses éventuelles ruptures.

Nos estimations économétriques sont réalisées à l'aide d'un algorithme en grande partie élaboré par K. Berger et P. Teil (*op. cit.*) déterminant de façon endogène la combinaison de  $n$  ruptures significatives, elle-même la plus significative. La procédure d'estimation obéit aux étapes suivantes :

- un nombre maximum de ruptures  $n_{max}$  est choisi par hypothèse ( $n \leq n_{max}$ ), ainsi qu'un intervalle  $L$  sur lequel il ne peut être observé plus d'une rupture, et qu'un nombre d'années  $a$  devant séparer la dernière rupture de la fin de l'échantillon<sup>4</sup> ;
- la combinaison des  $n_{max}$  ruptures les plus significatives est recherchée sur données annualisées (sous les contraintes de l'intervalle  $L$  et de la distance  $a$ ) ;
- si l'une de ces  $n_{max}$  ruptures n'est pas significative (à un certain seuil  $s$ , prédéfini par hypothèse, du test de Fisher), la procédure est reprise à l'étape précédente pour  $n_{max}-1$  ruptures, le processus étant recommencé jusqu'à ce que toutes les  $n$  ruptures retenues soient significatives ;
- en revenant aux données trimestrielles, chacune de ces  $n$  ruptures est ensuite plus finement positionnée sur l'un des six trimestres définis par l'intervalle allant du dernier trimestre précédent l'année de rupture au premier trimestre suivant l'année de rupture.

Malgré sa relative sophistication technique, cette méthode souffre des critiques habituelles adressées à toute approche déterministe (par exemple Berger & Teil, *op. cit.*). Ses avantages sont les mêmes que ceux évoqués dans la précédente méthode de lissage, l'intérêt d'une complète reproductibilité paraissant particulièrement important pour une telle évaluation économétrique.

Les estimations réalisées pour la France sur la période 1960-1995 aboutissent ainsi à dégager deux ruptures de tendance du PIB : en 1973-3 et en 1980-2. Ces dates de ruptures correspondent à celles des « chocs pétroliers ». Le rythme de croissance tendanciel estimé du PIB français serait de 2,0 % depuis la seconde rupture.

## L'estimation par l'approche structurelle

Une troisième évaluation (notée EPIBP) repose sur une approche structurelle pour le calcul du PIB potentiel, supposant une formalisation de la combinaison productive et la détermination d'un taux de chômage d'équilibre (TC\*).

4. Cette contrainte est posée afin d'éviter l'estimation d'une rupture de tendance sur trop peu de données définitives.

Cette évaluation procède selon les hypothèses et étapes successives suivantes.

Tout d'abord, on suppose que seul le champ des SQS-EI<sup>5</sup> est endogène dans l'analyse, le complément dans l'économie tout entière étant supposé exogène.

Notre évaluation du volume du stock de capital installé dans les entreprises ne reprend pas les séries de la comptabilité nationale, qui sont basées sur des hypothèses inévitablement fragiles et très différentes selon les pays. Nous avons donc procédé à une évaluation particulière du stock de capital, sous l'hypothèse d'une mortalité soudaine des équipements et d'une durée de vie moyenne de 12 ans. L'hypothèse de mort soudaine n'affecte que marginalement le profil des séries ainsi évaluées (Maddison, 1993). L'autre hypothèse de durée de vie moyenne de 12 ans (soit 48 trimestres) des équipements repose sur des évaluations effectuées sur de larges échantillons d'entreprises françaises (Cette & Szpiro, 1988)<sup>6</sup>.

On spécifie la combinaison productive des entreprises à partir d'une fonction de Cobb-Douglas, de rendements d'échelle unitaires, sous les hypothèses que les effets  $F(t)$  du progrès technique et des degrés d'utilisation des facteurs sont neutres au sens de Hicks, que les facteurs de production se limitent au stock de travail  $NE$  et de capital  $KE$ , et que le stock de capital mobilisé  $KE$  au trimestre  $t$  est celui installé à la fin du trimestre précédent :

$$pibe = \alpha(ke_{-1}) + (1 - \alpha)ne + f(t), \quad (1)$$

avec  $0 \leq \alpha \leq 1$

L'estimation économétrique de cette relation (1), sous l'hypothèse supplémentaire d'une tendance déterministe (avec d'éventuelles ruptures) pour  $f(t)$ , aboutit, comme il est usuel, à des résultats généralement aberrants pour le paramètre  $\alpha$  (Berger & Teil, *op. cit.*). Aussi, la valeur du paramètre  $\alpha$  a été contrainte à être égale à la moyenne du taux de marge  $TM$  des SQS-EI observé sur la période 1970-1 à 1995-4. Quatre taux de marge ont été calculés :

- un taux de marge courant  $TM1$  qui rapporte l'excédent brut au coûts des facteurs (solde  $N2$  du compte d'exploitation des entreprises en comptabilité nationale) à la valeur ajoutée au prix de marché (solde  $N1$  du compte de production des entreprises) ;
- un taux de marge  $TM2$  aux prix de marché ;
- un taux de marge  $TM3$  aux coûts des facteurs ;
- un taux de marge  $TM4$  aux coûts des facteurs hors charges financières nettes<sup>7</sup>.

La comparaison des deux derniers taux de marge  $TM3$  et  $TM4$  permet de caractériser l'impact de l'évolution des charges financières (liée aux modifications des taux d'intérêt et de l'endettement des entreprises) sur la détermination du taux de chômage d'équilibre et sur l'écart de PIB. Comme le quatrième taux de marge considéré  $TM4$  ne correspond pas réellement à la part du capital dans la répartition primaire du revenu, au sens où il n'est pas le complément de la part du

5. Les SQS-EI : les sociétés et quasi-sociétés-entreprises individuelles.

6. Pour des développements sur ces questions, Cette (1994).

7. Le calcul de ces taux de marge des SQS-EI a été corrigé de l'impact de la salarisation croissante. Pour plus de détails sur ces aspects, Cette & Mahfouz (1996).

coût du travail dans la valeur ajoutée, seuls les trois premiers taux de marge ont été mobilisés pour paramétrer le coefficient  $\alpha$ . Les paramètres  $\alpha$  calculés à partir de ces différents taux de marge sont les suivants :  $\alpha_1 = 0,256$  pour  $TM1$  ;  $\alpha_2 = 0,312$  pour  $TM2$  ;  $\alpha_3 = \alpha_4 = 0,275$  pour  $TM3$ .

La relation (2) a été utilisée ensuite, pour calculer le résidu de Solow  $f(t)$ , caractérisant les effets du progrès technique et des degrés d'utilisation des facteurs de production, à partir de chacun des trois taux de marge ici indicés par  $j$  :

$$f(t)_j = pibe - \alpha_j (ke_{-1}) + (1 - \alpha_j) ne \quad (2)$$

L'étape suivante consiste à calculer le taux de chômage d'équilibre  $TC^*$ . Celui-ci peut être défini comme le taux n'impliquant pas d'accélération des salaires (NAWRU), des prix (NAIRU), ou de modification du taux de marge. Cette dernière modalité a été ici retenue, car elle limite plus que les deux autres les difficultés d'une prise en compte satisfaisante des effets de modifications des termes de l'échange. Le calcul d'un tel taux de chômage d'équilibre présente l'autre avantage d'une mise en œuvre facile et rapide, y compris dans le cadre d'exercices de prévisions macro-économiques, la seule information mobilisée étant une série de taux de marge des SQS-ÉI. Ce taux de chômage d'équilibre est donc celui qui, à court terme, correspond à une absence de tensions inflationnistes (ou désinflationnistes) salariales liées à un conflit de répartition du revenu primaire entre salaires et profits.

Le taux de chômage d'équilibre  $TC^*$  est ainsi défini en supposant que la variation du taux de marge  $TMI$ , lissé entre deux dates, par un filtre HP de paramètre  $\lambda = 100^8$ , est proportionnelle à la différence entre le taux de chômage  $TCl$ , lissé par un filtre HP de paramètre  $\lambda = 100$ , et le taux d'équilibre  $TC^*$  :

$$\Delta TMI = \beta(TCl - TC^*), \text{ d'où : } TC^* = TCl - \frac{1}{\beta} \Delta TMI, \text{ soit :}$$

$$TC^* - TC = (TCl - TC) - \frac{1}{\beta} \Delta TMI, \quad (3)$$

avec  $\beta > 0$ .

Cette articulation entre les variations du taux de marge et l'écart entre les niveaux observé et d'équilibre du taux de chômage s'inspire de la méthode utilisée dans les travaux de l'OCDE pour calculer le NAWRU (Giorno & al., *op. cit.* ; Giorno & Suyker, *op. cit.*), originellement proposée par J. Elmeskov (1993) et J. Elmeskov & M. MacFarlan (1993), et reliant les accélérations du salaire avec l'écart entre les niveaux observé et d'équilibre du taux de chômage<sup>9</sup>. La relation

8. Le choix de lissages courts ( $\lambda = 100$ ) est lié au fait que des lissages plus longs (par exemple  $\lambda = 1600$ ) font apparaître les effets du premier choc pétrolier sur le taux de chômage d'équilibre avant même 1973, ce qui paraît pour le moins absurde.

9. Une différence avec ces travaux dont on s'inspire est que le paramètre  $\beta$  y est variable à chaque période (il peut prendre, selon les trimestres, des valeurs positives, mais aussi négatives, ce qui est plus difficilement interprétable), alors qu'il est posé constant par hypothèse dans la présente analyse.

(3) peut, sous certaines hypothèses, se déduire d'une boucle prix-salaires simplifiée (ANNEXE 1). Ce calcul du taux de chômage d'équilibre diffère de précédentes évaluations du NAIRU, plus sophistiquées, réalisées à la Banque de France, et reposant sur des boucles prix-salaires structurelles ou réduites (Jackman & Leroy, 1995). Le taux de chômage d'équilibre ici évalué correspond à une approche de court terme (même si le calcul reposant sur des variables précédemment lissées, les lissages correspondants sont « courts ») et non de moyen ou long terme ; il ne correspond bien sûr en aucun cas à un calcul de taux de chômage structurel (le SRU, voir Layard, Nickell & Jackman, 1991).

L'écart entre les niveaux observé et d'équilibre du taux de chômage est l'addition de deux effets : celui du lissage du taux de chômage et celui des variations du taux de marge lissé (relation 3). Le paramètre  $\beta$  n'influence que l'ampleur de ce second effet et non son signe. Cet effet est positif avant le premier choc pétrolier (le taux de marge s'améliore), puis négatif jusqu'au début des années quatre-vingt (le taux de marge se dégrade), à nouveau positif ensuite jusqu'au début des années quatre-vingt-dix (le taux de marge s'améliore), et encore positif pour les mêmes raisons sur les années récentes. Son profil ne diffère qu'assez peu selon les différents taux de marge mobilisés. Sur la période récente, la baisse des charges financières nettes des SQS-EI, liée à la baisse des taux d'intérêt moyens et au désendettement, amène le taux de chômage d'équilibre calculé à partir du taux de marge aux coûts des facteurs hors charges financières  $TM4$  à s'écarter sensiblement des trois autres,  $TM1$  à  $TM3$ .

Plusieurs raisons, détaillées dans l'ANNEXE 1, nous ont amené à faire le choix normatif d'imposer la valeur :  $\beta = 0,5$ . La valeur du paramètre  $\beta$  étant ainsi fixée, quatre taux de chômage d'équilibre ( $TC1^*$  à  $TC4^*$ ) ont été calculés, à partir des quatre taux de marge précédemment définis ( $TM1$  à  $TM4$ ), en appliquant la relation (3).

L'emploi potentiel des SQS-EI ( $NE^*$ ) est ensuite calculé par différence entre l'emploi total potentiel en France et l'emploi hors SQS-EI lissé par un filtre HP (de paramètre  $\lambda = 1600$ ). L'emploi total potentiel en France est lui-même calculé en appliquant à la population active (au sens BIT) lissée par un filtre HP (de paramètre  $\lambda = 1600$ ) le taux de chômage d'équilibre précédemment calculé. Quatre séries d'emploi potentiel des SQS-EI sont ainsi calculées, correspondant aux quatre séries de taux de chômage d'équilibre ( $TC1^*$  à  $TC4^*$ ).

La valeur ajoutée potentielle des SQS-EI est calculée dans une étape suivante, en appliquant la fonction de production représentée par la précédente relation (1) aux quantités potentielles de facteurs. On évalue le résidu de Solow potentiel  $f(t)^*$  par son lissage à l'aide d'un filtre HP (de paramètre  $\lambda = 1600$ ), le stock potentiel de capital par son niveau observé ( $KE^* = KE$ ), et l'emploi potentiel des SQS-EI ( $NE^*$ ) comme indiqué précédemment. Quatre séries de valeur ajoutée potentielle des SQS-EI sont ainsi calculées, correspondant aux quatre séries d'emploi potentiel des SQS-EI, et des différentes valeurs correspondantes du paramètre de pondération des facteurs.

Le niveau du PIB potentiel (PIBP) est calculé par addition de la valeur ajoutée potentielle des SQS-EI et de la valeur ajoutée du reste de l'économie lissée à l'aide d'un filtre HP (de paramètre  $\lambda = 1600$ ). Quatre séries de PIB potentiel



(*PIBP1* à *PIBP4*) et d'écart au PIB potentiel (*EPIBP1* à *EPIBP4*) sont ainsi calculées, correspondant aux quatre séries de valeur ajoutée potentielle des SQS-EI (*PIBE1\** à *PIBE4\**).

Il va de soi que cette troisième approche du PIB potentiel présente, comme les deux précédentes (par lissage ou ajustement d'une tendance) de nombreuses fragilités, liées cette fois aux diverses hypothèses simplificatrices explicites retenues dans le calcul. Comme toutes les évaluations du PIB potentiel, celles qui sont ici proposées restent frustes et inévitablement assez peu précises. Aussi, les indicateurs doivent être davantage considérés dans leurs orientations, quand elles sont cohérentes d'un indicateur à un autre ou quand leurs écarts d'orientation sont interprétables, que dans leurs niveaux mêmes.

## Les principaux résultats

Il convient de souligner que ces évaluations sont effectuées à partir de l'information fournie par des comptes nationaux, prolongée par des prévisions réalisées à la Banque de France<sup>10</sup> pour l'économie française, et peuvent aboutir, sur les années récentes, à des résultats sensiblement différents de ceux d'autres évaluations, reposant sur des méthodes proches, et prolongeant une information historique par d'autres prévisions. En corollaire, les évaluations ne sont pas figées sur les dernières années, principalement pour deux raisons. D'une part, les chiffres de croissance effective n'y sont pas encore définitifs, et leur changement éventuel affecterait les calculs. D'autre part, les évaluations de PIB potentiel pourront y être modifiées (du fait des méthodes de lissage ou de calculs de tendance) selon la croissance qui sera observée en 1996 et les années suivantes. Par exemple, les mêmes méthodes d'évaluation aboutiront pour les années 1993-1995 à des rythmes de croissance potentielle d'autant plus importants que la croissance observée sera elle-même importante sur les années suivantes. Les principaux résultats obtenus sont les suivants.

### Croissance potentielle et écarts de PIB

Les rythmes de croissance potentielle ici évalués aboutissent à un diagnostic qualitativement assez habituel : la croissance potentielle du PIB français aurait connu un important ralentissement sur la période, passant d'une fourchette de 4,0 % à 5,0 % (selon les indicateurs), avant le premier choc pétrolier, à environ 1,5 % à 2,0 % sur les années récentes, les deux principaux ralentissements s'observant après chacun des deux chocs pétroliers (TABLEAU 1 et GRAPHIQUE 1).

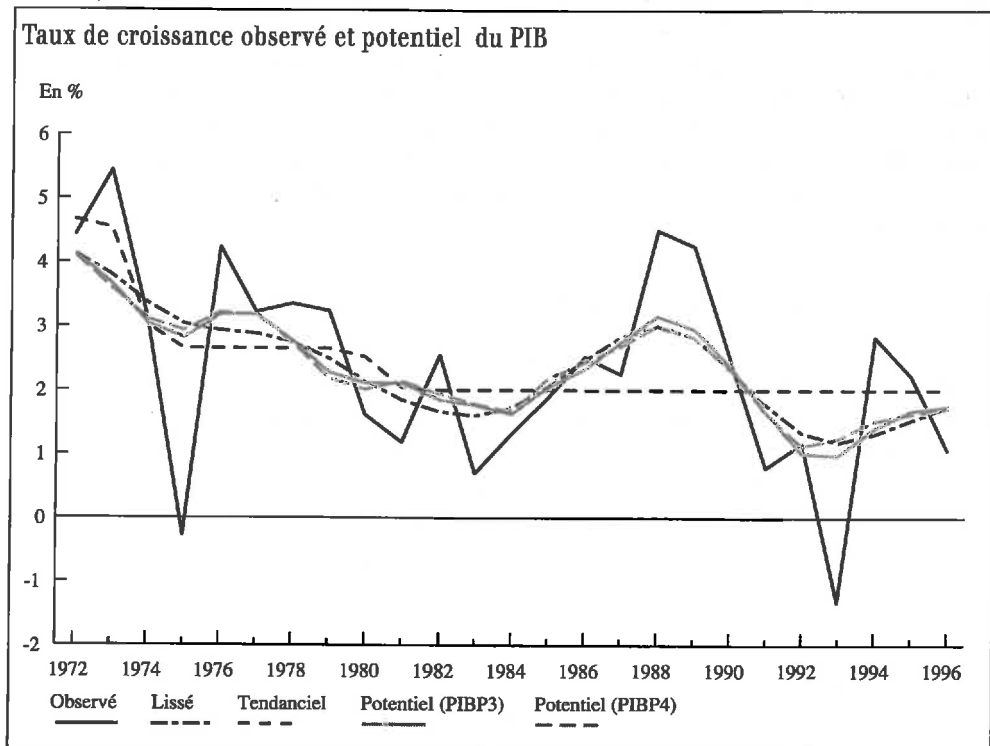
10. Ces prévisions, élaborées durant l'été 1996, évaluent, en moyenne annuelle, la croissance du PIB français à 1,1 % en 1996, 2,3 % en 1997 et 2,8 % en 1998.

TABLEAU 1

Croissance observée et potentielle du PIB français à travers différents indicateurs de PIB									
En %									
	Notation*	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996**
Observé	PIB	4,3	2,5	0,8	1,2	-1,3	2,8	2,2	1,1
Lissé	PIBL	2,8	2,3	1,8	1,3	1,2	1,3	1,5	1,7
Tendanciel	PIBT	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0
Potentiel courant	PIBP1	3,0	2,4	1,7	1,0	0,9	1,3	1,7	1,8
Potentiel aux prix de marché	PIBP2	3,0	2,4	1,7	1,1	1,0	1,4	1,7	1,8
Potentiel aux coûts des facteurs	PIBP3	3,0	2,4	1,7	1,0	1,0	1,4	1,7	1,8
Potentiel aux coûts des facteurs hors charges financières	PIBP4	2,8	2,4	1,6	1,1	1,2	1,5	1,6	1,7

\* Voir encadré 1 pour la définition.  
 \*\* Prévisions.

GRAPHIQUE 1



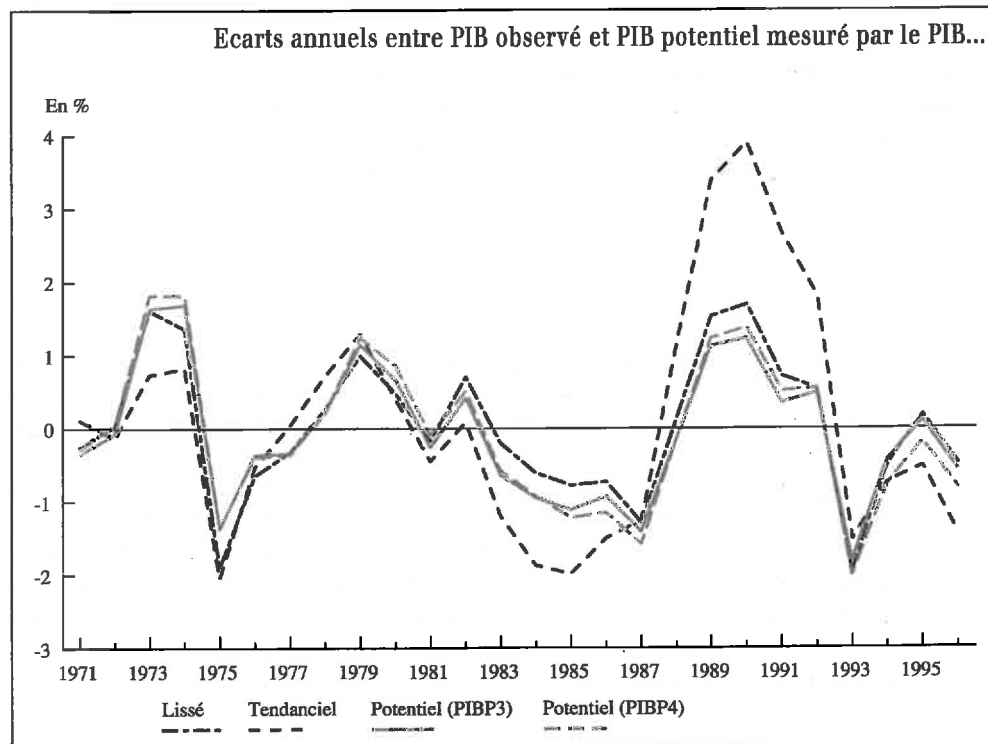
Les évolutions des écarts de PIB et le positionnement dans le cycle auquel elles correspondent sont, qualitativement, aussi habituels (TABLEAU 2 et GRAPHIQUE 2). Ces analyses étant déjà présentées dans une littérature abondante ne seront pas développées ici (voir *Giorno & al., op. cit.* ; *Giorno & Suyker, op. cit.* ; *Bouthevillain, 1996*).

TABLEAU 2

Écarts entre PIB observé et potentiel pour la France à travers différents indicateurs de PIB potentiels										
		En %								
	Notation*	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	
Lissé	EPIBL	1,5	1,7	0,7	0,5	-2,0	-0,5	0,2	-0,5	
Tendanciel	EPIBT	3,4	3,9	2,7	1,8	-1,5	-0,7	-0,5	-1,5	
Potentiel courant	EPIBP1	1,1	1,2	0,3	0,5	-1,7	-0,3	0,2	-0,5	
Potentiel aux prix de marché	EPIBP2	1,1	1,2	0,3	0,5	-1,9	-0,5	0,1	-0,6	
Potentiel aux coûts des facteurs	EPIBP3	1,1	1,2	0,3	0,5	-1,8	-0,4	0,1	-0,6	
Potentiel aux coûts des facteurs hors charges financières	EPIBP4	1,2	1,4	0,5	0,5	-2,0	-0,7	-0,2	-0,8	

\* Voir encadré 1 pour la définition.

GRAPHIQUE 2



L'écart (négatif) au PIB potentiel aux coûts des facteurs hors charges financières nettes (*EPIBP4*) est plus important de 0,2 point, en 1996, que l'écart au PIB potentiel aux coûts des facteurs (*EPIBP3*). Cette différence s'explique par la baisse des charges financières nettes (exprimées en points de valeur ajoutée) payées par les entreprises sur les dernières années, du fait de leur effort de désendettement et de la diminution des taux d'intérêt<sup>11</sup>.

### Taux de chômage d'équilibre

Les évolutions des taux de chômage d'équilibre de court terme ici évalués s'écartent assez peu de celles du taux de chômage observé (TABLEAU 3 et GRAPHIQUE 3). Il faut insister ici sur la signification des indicateurs proposés : ils ne correspondent pas à des taux de chômage en dessous desquels des tensions inflationnistes se révéleraient inévitablement. Ils correspondent seulement aux taux de chômage qui permettraient (sous diverses hypothèses simplificatrices) de stabiliser à court terme divers taux de marge des entreprises, compte tenu des pressions salariales observées sur le marché du travail. En d'autres termes, ces taux de chômage d'équilibre sont susceptibles de s'abaisser sensiblement sur le futur si une éventuelle amélioration de la situation sur le marché du travail peut se réaliser sans s'associer à une baisse du taux de marge des entreprises.

TABLEAU 3

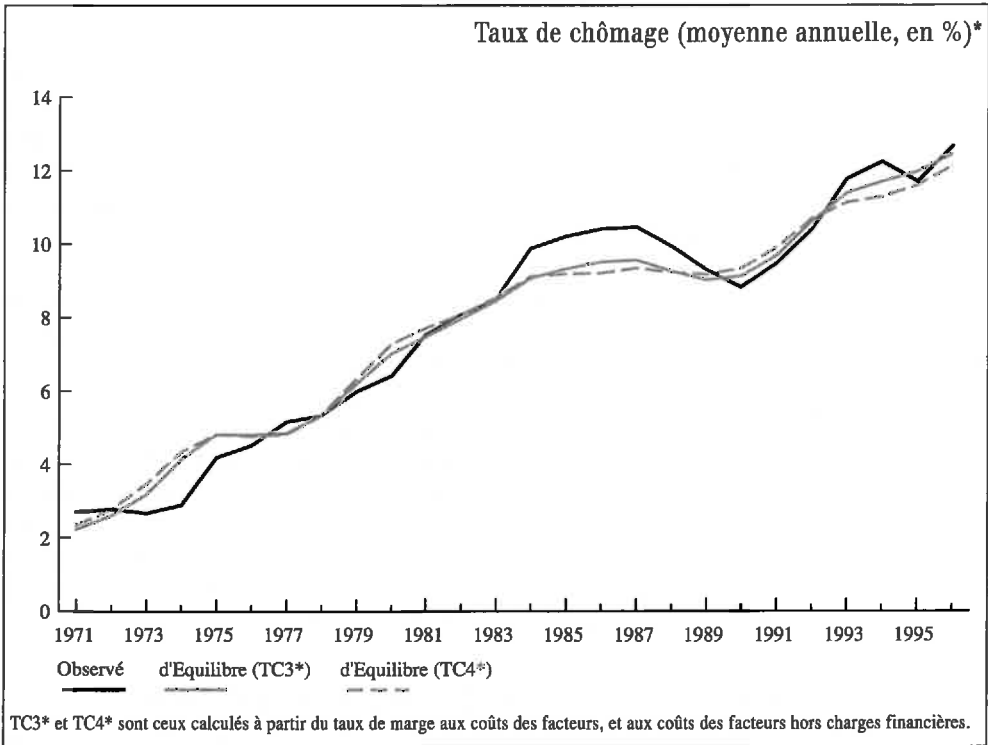
Ecart entre le taux de chômage observé et le taux de chômage d'équilibre pour la France									
									En points
Indicateur de taux de chômage d'équilibre...	Notation <sup>a</sup>	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Courant	TC1*	0,2	-0,3	-0,2	-0,2	0,3	0,4	-0,4	0,1
Aux prix de marché	TC2*	0,3	-0,3	-0,2	-0,2	0,4	0,6	-0,2	0,3
Aux coûts des facteurs	TC3*	0,3	-0,3	-0,2	-0,2	0,4	0,5	-0,3	0,2
Aux coûts des facteurs hors charges financières	TC4*	0,1	-0,5	-0,4	-0,3	0,6	0,9	0,1	0,5

(a) : voir encadré 1 pour la définition.

On constate que l'écart entre les niveaux observé et d'équilibre du taux de chômage est nettement négatif à partir du premier choc pétrolier jusqu'à la fin de la décennie soixante-dix (le taux de marge des entreprises s'abaisse sensiblement), qu'il est nettement positif du début à la fin des années quatre-vingt (le taux de marge des entreprises s'élève sensiblement), et qu'il serait d'environ un demi point à un point en 1994, et de 0,1 à 0,5 point en 1996. Par ailleurs, la baisse des charges financières nettes payées par les entreprises sur les dernières années amène le taux de chômage d'équilibre qui prend en compte cette évolution (*TC4\**) à être plus bas que ceux qui ne la prennent pas en compte (par exemple *TC3\**). Ces constats confirment tout l'intérêt des indicateurs ici construits, qui intègrent à moindre coût des éléments d'appréciation financiers.

11. Voir Cette & Mahfouz, *op. cit.*.

GRAPHIQUE 3



## Les différences avec d'autres évaluations

Quantitativement, si notre évaluation du PIB lissé, et celle de l'écart de PIB correspondant, est proche des résultats d'autres évaluations du même type (par exemple de Masi, 1997), il n'en va pas de même pour les rythmes de croissance tendancielle et potentielle, et de la valeur absolue des écarts de PIB correspondants, plus réduits dans notre évaluation que dans d'autres.

Pour l'évaluation de la croissance tendancielle, la différence avec d'autres évaluations (par exemple Cotis & Joly, *op. cit.* et INSEE, 1996) vient de ce que ces dernières retiennent l'hypothèse d'une seule rupture de la tendance du PIB au moment du premier choc pétrolier, alors que la présente évaluation retient également une seconde rupture (significative) au moment du second choc pétrolier. Signalons seulement que notre résultat d'une double rupture de la tendance du PIB va de pair avec le diagnostic d'un double fléchissement du rythme de la productivité du travail ainsi que de la productivité globale des facteurs sur la même période.

Pour l'évaluation de la croissance potentielle, la différence avec d'autres évaluations (par exemple Giorno & *al.*, *op. cit.* ; Giorno & Suyker, *op. cit.*) vient principalement de l'évaluation du taux de chômage d'équilibre, au dessous duquel des tensions inflationnistes se manifestent. Dans notre évaluation, le taux de chômage d'équilibre, qui stabilise le taux de marge, augmente presque continûment,

comme le taux de chômage observé. Dans les évaluations de Giorno et Suyker, le taux de chômage d'équilibre (qui est un NAWRU) progresse continûment avec le taux de chômage observé jusqu'en 1985 ; puis il reste constant à environ 9,0 %, alors même que le taux de chômage observé connaît une évolution rapide à la hausse sur les années récentes, ce qui aboutit à un écart entre les taux de chômage d'équilibre et observé d'environ 3,5 points en 1996. Signalons seulement que notre résultat d'une progression du taux de chômage d'équilibre sur les années récentes est cohérente avec le fait que la part des chômeurs de longue durée dans l'ensemble des chômeurs n'aurait pas diminué.

Ces différences dans l'évaluation des écarts de PIB peuvent amener à un diagnostic différent concernant l'ampleur respective, dans le solde des finances publiques, des composantes conjoncturelle et structurelle. En effet, des écarts de PIB plus importants signifient une plus grande part relative de la composante conjoncturelle et, en corollaire, une plus faible part de la composante structurelle. On peut ici remarquer que des évaluations plus importantes de la croissance potentielle et de l'écart de PIB sur la période actuelle amènent à devoir supposer sur le futur une croissance durablement très forte pour annuler l'écart de PIB, puis pour compenser la période où cet écart est négatif, afin d'aboutir à un cumul nul du déficit conjoncturel sur la totalité du cycle en cours<sup>12</sup>. Mais la longueur du cycle ainsi décrit devient alors inhabituellement longue<sup>13</sup>.

### Corrélations entre les divers indicateurs

Une étude des corrélations entre les différents indicateurs d'écarts de PIB, d'écarts entre les niveaux d'équilibre et observé du taux de chômage, et de taux d'utilisation des capacités de production<sup>14</sup>, aboutit aux constats suivants (ANNEXE 2).

D'une part, l'écart au PIB lissé (*EPIBL*) et les quatre écarts de PIB (*EPIBP1* à *EPIBP4*), calculés avec une approche structurelle, sont totalement corrélés entre eux (corrélation de l'ordre de 99 %). Leur corrélation est plus réduite avec l'écart au PIB tendanciel (*EPIBT*, corrélation de l'ordre de 75 % à 80 %). Les écarts de PIB sont corrélés avec les quatre écarts entre les niveaux d'équilibre et observé du taux de chômage, fortement pour les quatre écarts « structurels » (*EPIBP1* à *EPIBP4*) et, pour les deux autres (*EPIBL* et *EPIBT*), plus faiblement (corrélations de l'ordre de 60 % à 70 %, et 40 % à 50 %). Enfin, tous ces écarts de PIB apparaissent assez fortement corrélés avec le taux d'utilisation des capacités de production (corrélations de 75 % à 85 %), une plus faible corrélation étant observée pour l'écart au PIB tendanciel (60 %).

D'autre part, les quatre écarts entre les niveaux d'équilibre et observé du taux de chômage ( $TC1^*-TC$  à  $TC4^*-TC$ ) sont totalement corrélés entre eux (corrélations

12. La notion même de déficit conjoncturel suppose implicitement un cumul nul sur l'intégralité d'un cycle. A impact à peu près stable de la conjoncture sur les finances publiques, cela implique également un cumul nul de l'écart de PIB sur l'intégralité d'un cycle.

13. Ainsi, dans les évaluations présentées dans INSEE (1996), il faut une croissance du PIB de l'ordre de 3,0 % sur la période 1998-2001 (rappelons que la croissance du PIB a été en moyenne d'environ 2,2 % depuis le premier choc pétrolier) pour seulement annuler l'écart de PIB devenu négatif à partir de 1992-1993.

14. Il s'agit du taux d'utilisation des capacités de production avec embauche (TUA), des entreprises industrielles, mesuré par l'INSEE à partir de son enquête trimestrielle de conjoncture.

de l'ordre de 99 %). Ils apparaissent faiblement corrélés avec le taux d'utilisation de capacités de production (corrélation de 20 % à 30 %).

Par ailleurs, quelques estimations économétriques expliquant les écarts de PIB par les tensions s'exerçant sur les deux marchés du travail et des biens montrent (ANNEXE 2) qu'un point de plus (de moins) d'écart entre les niveaux d'équilibre et observé du taux de chômage et un point de plus (de moins) du taux d'utilisation des capacités de production élèvent (diminuent) l'écart de PIB pour environ respectivement 0,8 à 0,9 point et 0,3 point. L'influence de chaque variable de tensions paraît assez robuste à la présence de l'autre, et à la définition de l'écart de PIB.

Ces résultats montrent que les indicateurs d'écarts de PIB synthétisent bien les tensions s'exerçant tant sur le marché des biens que sur le marché du travail, et que les indicateurs de tensions sur le marché du travail apportent une information distincte de l'indicateur de tensions sur le marché des biens.

## Conclusion

Les approches ici proposées pour construire des indicateurs d'écart de PIB respectent bien les trois conditions recherchées de reproductibilité, de facilité et de rapidité d'évaluation. Les évaluations des écarts de PIB sont diversifiées (univariées ou multivariées et structurelles), et aboutissent à des évaluations cohérentes entre elles mais aussi, qualitativement, avec l'abondante littérature sur ce thème. Le taux de chômage d'équilibre, défini ici comme le taux de chômage stabilisant à court terme un taux de marge des entreprises, est calculé en mettant en relation les tensions constatées dans le partage du revenu avec celles supposées s'exercer sur le marché du travail, et mesurées par l'écart entre les niveaux observé et d'équilibre de taux de chômage. Cette approche permet également de caractériser une influence des évolutions des charges financières nettes payées par les entreprises, et liées conjointement à l'évolution de leur endettement et des taux d'intérêt, sur les tensions de court terme prévalant sur le marché du travail. Il faut souligner que ces diverses évaluations (comme d'ailleurs toutes les évaluations de tels indicateurs) reposent sur un grand nombre d'hypothèses, que nous nous sommes efforcés d'explicitier ici, et qui, pour certaines, restent inévitablement discutables. Elles doivent en conséquence être considérées avec une extrême prudence.

Sur le plan quantitatif, les écarts de PIB ici évalués ont une ampleur plus réduite que celle d'autres évaluations, tout particulièrement sur la période la plus récente. Ces résultats sont cohérents avec l'idée qu'un rythme de croissance « raisonnablement » envisageable doit permettre, sur l'ensemble du cycle amorcé en 1992-1993 et en supposant que la longueur de ce cycle ne s'écarte pas trop de celle des deux précédents cycles, d'aboutir à un cumul nul de l'écart de PIB. Cette condition de cumul nul est elle-même utile pour mobiliser les indicateurs d'écart de PIB afin de calculer la composante conjoncturelle des soldes des finances publiques. Ces différences d'appréciation quantitative de l'écart de PIB peuvent ainsi aboutir à des différences de diagnostic sur l'équilibre du *policy mix*.

Une étape ultérieure de ce travail va bien sûr consister à articuler ces indicateurs de tensions avec la dynamique de l'inflation.

G. C.

## ANNEXE 1

TAUX DE MARGE DES ENTREPRISES ET TAUX DE CHÔMAGE D'ÉQUILIBRE :  
À LA RECHERCHE D'UNE RELATION SIMPLE

On montre d'abord comment, à partir d'une boucle prix-salaire très simplifiée, il est possible d'articuler les variations du taux de marge avec l'écart entre les niveaux observés et d'équilibre du taux de chômage (A), avant de proposer un calibrage empirique pour le paramètre de cette articulation (B).

- A - Articulation des variations du taux de marge avec l'écart entre les niveaux observés et d'équilibre du taux de chômage

On peut écrire la relation de définition comptable du taux de marge :

$$TM = 1 - \frac{W.NE}{P.PIBE} \quad (A1)$$

$$\Rightarrow \text{par approximation : } \Delta TM \approx -(\dot{W} - \dot{P}) + \dot{\pi}_N \quad (A2)$$

La formation des salaires s'inspire d'une équation de Phillips augmentée standard :

$$\dot{W} - \dot{P} = \pi_N - \beta(TC - TC^*), \quad (A3)$$

avec :  $\beta > 0$

Par différence entre (A2) et (A3), on obtient :

$$\Delta TM \approx \beta(TC - TC^*) \quad (A4)$$

- B - Le calcul du paramètre  $\beta$

A partir des précédentes relations, on peut écrire :

$$\Delta^2 TM \approx \beta(\Delta TC - \Delta TC^*) \text{ soit } \beta \approx \frac{\Delta^2 TM}{(\Delta TC - \Delta TC^*)} \quad (A5)$$

En supposant que :  $\Delta TC^* \cong \Delta TC_I$  à court terme, on aboutit alors à :

$$\beta \cong \frac{\Delta^2 TM}{(\Delta TC - \Delta TC_I)} \quad (A6)$$

La valeur moyenne du coefficient  $\beta$  obtenue en appliquant la relation (A6) n'est pas homogène pour les différents taux de marge  $TM$  retenus, et elle est même négative pour le taux de marge aux prix de marché (TABLEAU A1, colonnes 1 et 3), ce qui s'explique par le fait que le dénominateur de cette relation prend des valeurs très proches de zéro certains trimestres ou certaines années. Nous avons fait le choix normatif d'imposer la valeur :  $\beta = 0,5$ . Trois raisons ont guidé ce choix.



— Cette valeur du paramètre  $\beta$  est celle pour laquelle les valeurs obtenues pour les différentes évaluations de l'écart de PIB (à partir de toutes les différentes approches présentées) sont très proches pour la France en 1993, année sur laquelle l'écart de PIB atteint une valeur minimale (d'environ -2,0 %) sur les dix dernières années.

— Cette valeur du paramètre  $\beta$  correspond à la moyenne à laquelle aboutit l'application de la relation (A8), pour les quatre taux de marge considérés, et pour les deux paramètres retenus de lissage du filtre HP ( $\lambda=100$  ou  $\lambda=1600$ ), si l'on borne raisonnablement les valeurs trimestrielles de  $\beta$  dans l'intervalle  $[0;1]$  (TABLEAU A1, colonnes 2 et 4). Les deux bornes de cet intervalle  $[0;1]$  paraissent raisonnables car le paramètre  $\beta$  ne peut théoriquement être négatif, et s'il est nul le taux de chômage n'influence pas le taux de marge, et lorsque  $\beta > 1$ , cette influence devient négligeable et le taux de chômage d'équilibre diffère peu du taux de chômage observé (Cette, 1997-a).

TABLEAU A1

	Valeur moyenne de $\beta$ obtenue en appliquant la relation (A6) sur l'intervalle 1970-1 à 1995-4			
	Paramètre de lissage du filtre HP : $\lambda = 1600$		Paramètre de lissage du filtre HP : $\lambda = 100$	
	Sans borner	En bornant $\beta$ sur l'intervalle $[0;1]$	Sans borner	En bornant $\beta$ sur l'intervalle $[0;1]$
TM1	3,14	0,48	10,72	0,50
TM2	-0,77	0,48	-2,83	0,50
TM3	1,41	0,49	2,88	0,51
TM4	1,19	0,51	2,38	0,53

TM1 : Taux de marge courant ; TM2 : Taux de marge aux prix de marché ; TM3 : Taux de marge aux coûts des facteurs ; TM4 : Taux de marge aux coûts des facteurs hors charges financières.

— Enfin, si l'on déduit la relation (A6') d'une boucle prix-salaires standard, le paramètre  $\beta$  correspond à l'effet du taux de chômage en niveau sur la croissance du salaires (relation A3). Or, le calibrage  $\beta=0,5$  correspond bien aux résultats d'estimations, sur l'économie française, des équations de Phillips augmentées présentes dans les principaux modèles macro-économiques français (Banque de France & al., 1996). Dans les équations de Phillips augmentées, lorsque le niveau du taux de chômage influence la dynamique des salaires (modèle HERMES par exemple), le paramètre  $\beta$  estimé est généralement proche de cette valeur 0,5. Lorsque c'est le logarithme du taux de chômage qui influence la dynamique des salaires (modèle AMADEUS par exemple), le paramètre  $\beta$  estimé est proche de 0,03, ce qui, pour des taux de chômage actuellement de l'ordre de 12 %, est également cohérent avec une valeur  $\beta=0,5$  pour une estimation en niveau ( $0,028 \cdot \log(0,12) = 0,5 \cdot 0,12$ ).

## ANNEXE 2

TABLEAU A2-1

Corrélations entre les écarts de PIB, les écarts entre les niveaux d'équilibre et observé du taux de chômage, et le taux d'utilisation des capacités de production <sup>a</sup>

Données trimestrielles (1970-1 à 1995-4)

	EPIBL	EPIBT	EPIBP1	EPIBP2	EPIBP3	EPIBP4	TC1*-TC	TC2*-TC	TC3*-TC	TC4*-TC	TUA
EPIBL	-	0,81	0,97	0,97	0,97	0,97	0,45	0,44	0,44	0,53	0,74
EPIBT	0,81	-	0,79	0,78	0,78	0,80	0,40	0,37	0,39	0,49	0,59
EPIBP1	0,97	0,79	-	0,99	0,99	0,99	0,58	0,57	0,57	0,63	0,68
EPIBP2	0,97	0,78	0,99	-	0,99	0,99	0,57	0,57	0,57	0,64	0,70
EPIBP3	0,97	0,78	0,99	0,99	-	0,99	0,59	0,58	0,59	0,65	0,69
EPIBP4	0,96	0,79	0,99	0,99	0,99	-	0,60	0,60	0,60	0,69	0,69
TC1*-TC	0,47	0,44	0,63	0,62	0,63	0,64	-	0,99	0,99	0,94	0,20
TC2*-TC	0,47	0,40	0,61	0,62	0,63	0,64	0,99	-	0,99	0,97	0,21
TC3*-TC	0,47	0,42	0,62	0,62	0,63	0,65	0,99	0,99	-	0,97	0,20
TC4*-TC	0,57	0,52	0,68	0,69	0,70	0,74	0,94	0,97	0,97	-	0,30
TUA	0,82	0,60	0,77	0,79	0,77	0,77	0,23	0,24	0,24	0,33	-

Données annuelles (1970 à 1995)

(a) : voir encadré 1 pour les définitions.

TABLEAU A2-2

**Quelques résultats d'estimations économétriques expliquant des écarts de PIB  
par les tensions sur les marchés des biens et du travail**

Variable expliquée : EPIBPi, avec i : 1 à 4

i	Données trimestrielles : 1970-2 à 1995-4				Données annuelles : 1971 à 1995			
	Variables explicatives <sup>a</sup>			R <sup>2</sup> DW	Variables explicatives			R <sup>2</sup> DW
TCi*-TC	TUA	Cte	TCi*-TC		TUA	Cte		
1	1,15 (7,1)		0,40.10 <sup>-3</sup> (0,5)	0,33 0,47	1,18 (3,8)		0,40.10 <sup>-3</sup> (0,3)	0,39 1,63
		0,32 (9,4)	-0,27 (-9,5)	0,47 0,53		0,34 (5,8)	-0,28 (-5,8)	0,60 1,06
	0,92 (7,9)	0,27 (10,2)	-0,23 (-10,2)	0,68 0,87	0,90 (4,9)	0,29 (6,9)	-0,24 (-6,9)	0,81 2,03
2	1,05 (7,0)		0,47.10 <sup>-3</sup> (0,5)	0,33 0,46	1,07 (3,8)		0,48.10 <sup>-3</sup> (0,3)	0,38 1,60
		0,33 (9,8)	-0,28 (-9,8)	0,49 0,54		0,35 (6,1)	-0,29 (-6,1)	0,62 1,07
	0,82 (7,7)	0,28 (10,5)	-0,24 (-10,5)	0,68 0,86	0,79 (4,8)	0,30 (7,1)	-0,25 (-7,1)	0,81 1,95
3	1,10 (7,3)		0,38.10 <sup>-3</sup> (0,4)	0,34 0,47	1,12 (3,9)		0,39.10 <sup>-3</sup> (0,3)	0,40 1,62
		0,32 (9,5)	-0,27 (-9,5)	0,47 0,52		0,34 (5,9)	-0,29 (-5,9)	0,60 1,04
	0,87 (8,1)	0,28 (10,3)	-0,23 (-10,3)	0,68 0,90	0,84 (5,0)	0,29 (7,0)	-0,25 (-7,0)	0,81 1,98
4	1,14 (9,5)		0,30.10 <sup>-3</sup> (0,4)	0,47 0,49	1,16 (5,2)		0,31.10 <sup>-3</sup> (0,2)	0,54 1,70
		0,35 (9,6)	-0,30 (-9,6)	0,48 0,46		0,38 (5,7)	-0,32 (-5,7)	0,59 0,87
	0,87 (9,6)	0,27 (9,8)	-0,23 (-9,8)	0,73 0,86	0,85 (6,2)	0,29 (6,7)	-0,24 (-6,7)	0,85 2,02

(a) Voir encadré 1 pour les définitions.

Les nombres entre parenthèses correspondent au t de Student des coefficients estimés.

## RÉFÉRENCES

- Allard P. (1994), « Un repérage des cycles du PIB en France depuis l'après-guerre », *Economie et Prévision*, n° 112, 1994-1, direction de la Prévision, Paris : ministère de l'Economie.
- Banque de France & al. (1996), « Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français », en collaboration avec le CEPREMAP, la direction de la Prévision, ERASME, l'INSEE et l'OFCE, *Document de travail*, Banque de France-DEER n° 38, et *Document de travail* INSEE-DEEE n° G9601.
- Berger K. & P. Teil (1996), *Calcul de la production potentielle en France et dans les grands pays de l'OCDE*, mimeo, rapport de stage effectué au SEMEF-Banque de France, printemps-été 1996.
- Bouthevillain C. (1996), « Les cycles des grands pays industrialisés », *Economie et Statistique*, n° 298, 1996-8, Paris : INSEE.
- Cette G. (1994), « L'efficacité du capital », *Economie internationale*, la revue du CEPII, n° 60, 4<sup>e</sup> trimestre, Paris : la Documentation française.
- Cette G. (1997-a), « Croissance potentielle et écarts de production : quelques évaluations », *Note d'Etudes et de Recherches*, Banque de France-DEER, à paraître.
- Cette G. (1997-b), « Écarts de PIB et positionnement dans le cycle économique : quelques évaluations pour l'économie française », *Bulletin Mensuel de la Banque de France*, février.
- Cette G. & S. Mahfouz (1996), « Le partage primaire du revenu : un constat descriptif sur longue période », *Economie et Statistique*, n° 296-297, 6/7, Paris : INSEE.
- Cette G. & D. Szpiro (1988), « L'appareil productif industriel : durée de vie des équipements, productivité et rentabilité », *Cahiers Economiques et Monétaires*, n° 28, Banque de France. Les développements sur la durée de vie et l'âge moyen des équipements ont donné lieu à la version résumée : « Durée de vie et âge moyen de l'outil de production », *Economie et Statistique*, n° 208, mars, Paris : INSEE.
- Cotis J.-P. & H. Joly (1997), « Croissance tendancielle, croissance potentielle et *output gap* : les analyses de la direction de la Prévision », *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 69, 1<sup>er</sup> trimestre, Paris : la Documentation française.
- Cour P., H. Le Bihan & H. Sterdyniak (1997), « La notion de croissance potentielle a-t-elle un sens ? », *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 69, 1<sup>er</sup> trimestre, Paris : la Documentation française.
- De Masi P. R. (1997), « Les estimations de l'écart de production du FMI », *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 69, 1<sup>er</sup> trimestre, Paris : la Documentation française.
- Elmeskov J. (1993), « High and Persistent Unemployment : Assessment of the Problem and Its Causes », *Document de travail du département des Affaires économiques*, OCDE, n° 132.
- Elmeskov J. & M. MacFarlan (1993), « Persistance du chômage », *Revue économique de l'OCDE*, n° 21, hiver.
- Giorno C., P. Richardson, D. Roseveare & P. Van den Noord (1995), « Production potentielle, écarts de production et soldes budgétaires structurels », *Revue Economique de l'OCDE*, n° 24, 1995/1.
- Giorno C. & W. Suyker (1997), « Les estimations de l'écart de production de l'OCDE », *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 69, 1<sup>er</sup> trimestre, Paris : la Documentation française.
- INSEE (1995), « Croissance potentielle, écarts de production et tensions sur les capacités de production », dossier in *L'économie française*, Edition 1995, Livre de Poche, collection Références, Paris : Hachette.
- INSEE (1996), « Résorption des déséquilibres de l'économie française : une exploration à l'horizon 2001 », (article collectif, X. Bonnet, E. Dubois, S. Duchêne, A. Jacquot & A. Mourougane), *Economie et Statistique* n° 299, 1996-9, Paris : INSEE.
- Jackman R. & C. Leroy (1995), *Estimating the NAIRU : The Case of France*, mimeo, communication aux journées de l'AELE, Lyon, 7-10 septembre.

- Layard R., S. Nickell & R. Jackman (1991), *Unemployment*, Oxford University Press.
- Maddison A. (1993), « Standardised Estimates of Fixed Capital Stock : A six Country Comparison », mimeo, in *Essays on Innovation, Natural Resources and the International Economy*, from *Innovazione e Materie Prime*, the Ferruzzi Montedison Group, avril.
- Okun A. (1962), « Potential GNP : Its Measurement and Significance », repris dans A. Okun (1970), *The Political Economy of Prosperity*, The Brookings Institution, Washington DC.
- Ongena H. & W. Röger (1997), « Les estimations de l'écart de production de la Commission européenne », *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 69, 1<sup>er</sup> trimestre, Paris : la Documentation française.
- Westermann T. (1997), « Le calcul des capacités de production utilisé par la Bundesbank », *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 69, 1<sup>er</sup> trimestre, Paris : la Documentation française.

