



**HAL**  
open science

## Impact de la crise sur la croissance potentielle

Mabrouk Chetouane, Matthieu Lemoine, Marie-Elisabeth de La Serve

► **To cite this version:**

Mabrouk Chetouane, Matthieu Lemoine, Marie-Elisabeth de La Serve. Impact de la crise sur la croissance potentielle : Une approche par les modèles à composantes inobservables. Revue de l'OFCE, Presses de Sciences Po, 2011, pp.89 - 112. 10.3917/reof.116.0089 . hal-03389354

**HAL Id: hal-03389354**

**<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-03389354>**

Submitted on 20 Oct 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# Impact de la crise sur la croissance potentielle

## Une approche par les modèles à composantes inobservables

**Mabrouk Chetouane**  
**Matthieu Lemoine**  
**Marie-Elisabeth de la Serve \***

Banque de France

La *Revue de l'OFCE* est ouverte aux chercheurs et à tous les spécialistes en économie et en sociologie. La revue s'assure de la rigueur des propos qui sont tenus mais les jugements et opinions exprimés par les auteurs, y compris quant ils appartiennent à l'OFCE, n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquels ils appartiennent.

\* Les vues exprimées dans cet article sont celles des auteurs et n'engagent en aucune façon la Banque de France. Nous tenons à remercier deux relecteurs anonymes pour leurs précieuses remarques et suggestions. Nous sommes seuls responsables des erreurs et omissions dont l'article resterait entaché

mabrouk.chetouane@banque-france.fr

matthieu.lemoine@banque-france.fr

marie-elisabeth.delaserve@banque-france.fr

*Cet article vise à évaluer la croissance potentielle en France, en Allemagne et en zone euro au cours de la période postérieure à la crise de crédit de 2007-2008 jusqu'à l'horizon de prévision 2012. Une telle évaluation joue en effet un rôle central dans celle du déficit structurel et donc dans la définition des plans de consolidation. Après avoir présenté les effets possibles recensés par la littérature de la crise sur la croissance potentielle, nous utilisons pour nos évaluations des modèles à composantes inobservables. Ceux-ci permettent de réconcilier les approches dites traditionnelles, fondées sur l'utilisation d'une fonction de production et les approches statistiques basées sur des méthodes de filtrage. Nos évaluations montrent pour les différentes zones que la crise a eu un impact marqué sur la croissance potentielle dès 2009. En prévision, la croissance potentielle devrait rester atone à l'horizon 2012 pour la France et l'Allemagne, comme pour la zone euro agrégée. La faiblesse de la croissance potentielle s'explique en partie par un net repli de la contribution du facteur travail, notamment en France et en zone euro. Ce repli provient lui-même essentiellement de la montée du Nairu, excepté en Allemagne. L'Allemagne se distingue en effet du reste de la zone euro par une baisse continue du Nairu jusqu'à l'horizon 2012.*

**Mots-clés :** Croissance potentielle. Modèles à composantes inobservables. Crise financière.

La crise que traversent actuellement les pays de l'OCDE figure parmi l'une des plus sévères récessions jamais enregistrées depuis les années trente. Toutes les composantes de la demande ont été touchées : outre l'effondrement du commerce mondial et l'ampleur du déstockage, l'investissement a chuté et la consommation a fortement ralenti. Qu'en est-il des effets sur les déterminants de l'offre ? En particulier, quel est l'impact de la crise sur le niveau de production potentielle des économies développées ainsi que sur son taux de croissance ?

Nous entendons ici par production potentielle « le niveau maximal de production qu'une économie peut soutenir sans tensions inflationnistes » (De Masi, 1997). La production potentielle n'est pas directement observable, il existe de nombreuses méthodes d'évaluation utilisant différentes hypothèses et spécifications. Les effets de la crise sur la production potentielle ne font pas l'objet d'un consensus. Ainsi, semble-t-il difficile aujourd'hui de déterminer si la crise aura un impact durable ou transitoire sur la production potentielle. De plus, en cas d'impact durable, celui-ci portera-t-il sur le niveau et/ou sur la croissance du PIB potentiel ?

Afin d'anticiper l'effet de la crise actuelle sur le PIB potentiel, il est naturel de se référer aux crises financières passées. La littérature récente les a largement documentées (Reinhart et Rogoff, 2009 ; Cerra et Saxena, 2008 ; Furceri et Mourgane, 2009 ; Haugh *et al.*, 2009). Il semble que la perspective d'un effet durable sur le niveau de PIB potentiel soit la plus vraisemblable.

La détermination du PIB potentiel revêt un caractère stratégique notamment en matière d'orientation des décisions de politiques économiques. Confrontés à un environnement économique complexe, les décideurs publics ont pour objectif de limiter les effets de la crise tout en veillant à la viabilité des finances publiques et à la stabilité des prix. En particulier, le risque d'une perte permanente de PIB potentiel, menaçant la soutenabilité des finances publiques, justifie pleinement la mise en place de politiques budgétaire et monétaire contra-cycliques qui permettent de limiter l'ampleur de la récession et par conséquent de la perte permanente.

Nous utilisons ici un modèle à composantes inobservables, qui permet de réconcilier les approches dites traditionnelles, fondées sur l'utilisation d'une fonction de production, et les approches statistiques fondées sur des méthodes de filtrage. Cette méthode semi-structurelle fournit une évaluation de moyen terme du PIB potentiel qui vise à capter au mieux les tensions inflationnistes, mais qui, comme nous le verrons, dépend en partie de facteurs non structurels. Il ne s'agit pas uniquement de mesurer une tendance statistique, dans la mesure où nous utilisons une fonction de production et une équation d'inflation. Mais notre approche n'est pas structurelle non plus, notre équation d'inflation n'étant par exemple qu'une forme réduite d'équations de prix et de salaire.

Après avoir présenté une revue de la littérature sur l'impact à long terme des crises financières, nous explicitons une méthode d'évaluation de la croissance

potentielle fondée sur l'utilisation d'un modèle à composantes inobservables. Nous examinons enfin quel est l'impact possible de la crise sur le PIB potentiel en France, en Allemagne et dans la zone euro.

## 1. Revue de la littérature sur l'impact à long terme des crises financières

### 1.1. Les canaux de transmission

Il existe autant de canaux de transmission de la crise à la croissance potentielle que de facteurs de production. Nous détaillons ici l'impact que celle-ci a pu avoir sur chacun d'entre eux, et décrivons les implications à différents horizons temporels (tableau 1).

**Tableau 1 : Canaux de transmission de la crise à la croissance potentielle et horizons**

Facteur de production	Horizon		
	Court terme	Moyen terme	Long terme
Capital	Dépréciation accrue	Hausse du coût du capital	
	Cycle de l'investissement		
	Contraintes financières		
Travail	Effet de flexion	Hystérèse	
Productivité globale des facteurs			Réallocation sectorielle Impact sur la R&D

*Le stock de capital pourra être affecté par la crise au moins à court terme ; l'impact à moyen ou long terme pourrait passer par le canal des primes de risque : en effet, en cas de sous-évaluation du risque avant la crise, le retour à la normalisation des primes de risque impliquerait une perte permanente de capital à travers un sous-investissement chronique.*

À court terme, le PIB potentiel pourrait être significativement touché en raison de la baisse du stock de capital existant, *via* une baisse de l'investissement et un accroissement du taux de dépréciation du capital (faillites, déclassement accéléré, etc.). Ainsi, selon l'Observatoire des entreprises, le nombre d'entreprises défaillantes a progressé de 4,9 % en glissement annuel fin avril 2010 (le pic enregistré, à l'été 2009, est proche de 20 %). Les TPE ont été particulièrement touchées (88 % en cumul sur douze mois). Trois secteurs expliquent en avril la majeure partie de l'accroissement du nombre des défaillances en un an : la construction (qui contribue à elle seule à 49 %), le soutien aux entreprises (15 %) et le commerce (13 %).

Si la reprise de l'investissement se montre trop faible en sortie de crise, l'impact de la crise sur le stock de capital pourrait s'avérer durable. Ces pertes pourraient être

permanentes si les difficultés de financement de l'investissement (en raison notamment de la hausse du coût du capital) se prolongeaient au-delà de la crise. Ainsi, si l'on considère que le risque était sous-évalué avant la crise, on devrait assister à un retour à la normale des primes de risque entraînant une hausse du coût du capital. Selon l'OCDE, le taux d'intérêt réel augmenterait alors de 150 points de base, l'intensité capitalistique serait ainsi réduite de 6,5 % par rapport à son niveau d'avant la crise et l'impact sur le PIB serait de l'ordre de 2 % (OCDE, 2010).

Au contraire, si les risques étaient correctement appréciés, les difficultés de financement (hausse de primes de risques et/ou restrictions de crédit) ne seraient alors que transitoires, tout comme l'impact de la crise sur le stock de capital. À long-terme, dans un régime de croissance équilibrée, le stock de capital croît comme la valeur ajoutée et donc comme le PIB potentiel (sous l'hypothèse de neutralité du progrès technique).

*Bien que l'emploi potentiel ait été affecté par la crise, son évolution à long terme dépend essentiellement de facteurs démographiques.*

La forte hausse du chômage et la réduction permanente de l'activité dans certains secteurs peuvent conduire à une perte de capital humain et une hausse du chômage d'équilibre (effet d'hystérèse, Blanchard et Summers, 1986). En effet, dans la plupart des pays de l'OCDE (voir Llaudes, 2005), les chômeurs de longue durée exercent une pression plus faible sur les salaires que les chômeurs de courte durée, et *a fortiori* que les personnes en emploi : le nouveau salaire d'équilibre serait alors trop haut et conduirait à une hausse du chômage d'équilibre. Cet effet s'atténuerait avec la fin de la crise si celle-ci n'est que conjoncturelle. Il serait toutefois amené à disparaître *via* le jeu des départs en retraite.

En outre, de telles hausses du taux de chômage structurel peuvent également dissuader certains inactifs d'entrer sur le marché du travail et conduire ainsi à un fléchissement du taux d'activité, comme on l'observe d'ores et déjà dans la majorité des pays de l'OCDE. Mais, lorsqu'une personne tombe au chômage, sa perte de revenu peut également inciter son conjoint à rechercher un emploi et cette incitation conduirait à l'inverse à un effet positif sur le taux d'activité (Elmeskov et Pichelman, 1993). L'effet de découragement semble toutefois dominer et le retournement lié à la crise actuelle pourrait selon l'OCDE (2010) réduire le taux d'activité pour les pays de l'OCDE d'environ 1,5 point de pourcentage en moyenne, même huit ans après la crise.

Au-delà de ces variations transitoires du taux de chômage d'équilibre ou du taux d'activité, le taux de croissance de l'emploi potentiel dépend de la croissance de la population en âge de travailler, laquelle découle essentiellement de facteurs démographiques.

*Enfin, la crise pourrait avoir des effets durables tant sur le niveau de la productivité globale des facteurs (PGF) (en cas de resserrement des contraintes financières) que sur son rythme de croissance (en raison de réallocations sectorielles).*

De manière générale, d'après le processus de « destruction créatrice », les crises peuvent permettre aux économies de gagner en productivité (par exemple, les faillites des entreprises les moins performantes permettent entre autres l'élargissement du marché des meilleures entreprises). Selon la vision dite « schumpetérienne » standard, les récessions ont un effet *cleansing* en encourageant les entreprises à se réorganiser et à innover (Aghion et Saint Paul, 1998), et donc à participer à la hausse de la croissance potentielle. En revanche, en cas de disparition de certains secteurs très productifs, l'activité peut être durablement réduite, contribuant *in fine* à baisser le niveau, voire la croissance de la productivité de l'ensemble de l'économie. Ainsi les liens entre crise, PIB potentiel et innovation sont multiples.

En ce qui concerne plus spécifiquement les dépenses de R&D des entreprises, leur coût d'opportunité rapporté à celui des investissements de court terme est plus faible en l'absence de contrainte financière significative pendant les récessions que durant les phases d'expansion : leur part dans l'investissement total devrait donc être contra-cyclique. Or, Comin et Gertler (2006) ont montré sur des données américaines pour des cycles ayant des fréquences comprises entre 8 et 50 ans que les dépenses de R&D sont empiriquement procycliques. Cette procyclicité serait due à des imperfections du marché du crédit, empêchant les entreprises d'innover et de se réorganiser pendant les récessions (Aghion *et al.*, 2008). Dans ce modèle, l'effet des contraintes financières serait asymétrique : les dépenses de R&D seraient plus faibles en période de récession mais n'engendreraient pas de dépenses de R&D supplémentaires en période d'expansion.

En retour, quel devrait être l'impact de moindres dépenses de R&D sur le PIB potentiel ? Dans le modèle standard de croissance endogène de Romer (1990), une moindre accumulation temporaire (resp. permanente) de la R&D se traduit par un effet sur le niveau (resp. sur le niveau et la croissance) du PIB à long terme. La croissance y est en effet générée par l'expansion croissante de la gamme des produits disponibles (modèle « smithien » de spécialisation), le nombre de nouveaux biens disponibles dépendant des efforts de R&D.

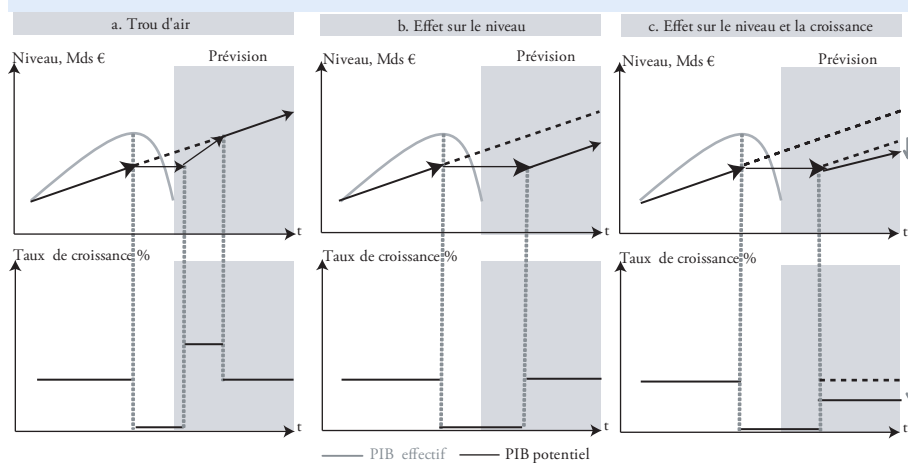
Empiriquement, cet impact peut être mesuré par l'élasticité à long terme de la productivité globale des facteurs aux dépenses de R&D :

- Coe et Helpman (1995) estiment des élasticités allant de 0,078 à 0,097 en appliquant des moindres carrés ordinaires (MCO) à des données empilées de 22 pays sur la période 1971-1990 ;
- Kao, Chiang et Chen (1999) estiment des élasticités allant de 0,065 à 0,124 en appliquant des méthodes MCO, FM (*fully-modified*) et DOLS (MCO dynamique) aux mêmes données ;
- Guellec et van Pottelsberghe (2004) estiment des élasticités allant de 0,11 à 0,15 en appliquant des méthodes MCO, SURE (*seemingly unrelated regression equations*) et 3SLS (moindres carrés en trois étapes) à un panel de 16 pays sur la période 1980-1998.

En termes de délais de transmission, Comin et Gertler (2006) obtiennent un effet sur le PIB des dépenses de R&D avec un délai d'environ 5 ans selon les simulations de leur modèle d'innovation, alors que la corrélation croisée maximale ne serait pas atteinte avant 10 ans, lorsqu'ils mobilisent directement les données américaines.

Par ailleurs, de nombreux pays ont dû accroître leurs dépenses publiques pour lutter contre la crise. Or dans un contexte marqué par l'envolée des déficits publics et les attaques subies sur les dettes des États grec, irlandais et portugais, les gouvernements entament en 2011 des politiques d'ajustement budgétaire. Or, si elle se traduit par une réduction des dépenses publiques favorables à la croissance à long terme (éducation, infrastructures publiques, ...) <sup>1</sup>, une politique budgétaire procyclique peut accentuer la perte permanente de PIB potentiel et, au contraire, une politique budgétaire contra-cyclique peut l'atténuer (voir notamment Aghion et Marinescu, 2007, et Aghion *et al.*, 2009). Les risques de perte durable de PIB potentiel peuvent donc justifier une forte réactivité de la politique économique.

Graphique 1 : Schémas récapitulatifs des 3 scénarios d'évolution du niveau et de la croissance du PIB potentiel



Note : Les schémas ci-dessus représentent les développements possibles à court, moyen et long terme.  
Source : Schémas réalisés par les auteurs.

L'étude des canaux de transmission de la crise au PIB potentiel indique qu'il est possible d'envisager des effets à la fois sur son niveau et sur sa croissance à plus ou moins long terme, conduisant à des conséquences plus ou moins durables. Trois scénarios peuvent ainsi être évoqués (*cf.* schémas ci-dessus) :

1. Néanmoins, le plan de relance français, fortement orienté vers le soutien à l'investissement, à la R&D et à l'éducation pourrait avoir un effet positif sur la croissance à long terme.

- un *scénario* « trou d'air », dans lequel le PIB potentiel et sa croissance ne sont pas durablement affectés par la crise et peuvent être rapidement restaurés ;
- un *scénario* dans lequel le niveau du PIB potentiel est durablement affecté par la crise, car sa croissance ne retrouve que progressivement son niveau d'avant-crise ;
- un *scénario* dans lequel le PIB potentiel et sa croissance sont affectés à long terme.

Dans ces trois cas, on prend pour acquis que le PIB potentiel était correctement mesuré avant la crise. Ceci constitue une hypothèse forte, car il n'est pas improbable qu'il faille *ex post* revenir sur la mesure du niveau du PIB potentiel « d'avant-crise ». En effet, la croissance potentielle d'avant-crise pourrait avoir été surestimée du fait, par exemple, du développement insoutenable de la sphère financière ou immobilière.

## 1.2. L'impact des crises passées

L'analyse robuste de l'impact des crises sur la croissance potentielle n'est possible qu'*ex post*, en raison des méthodes utilisées. Afin d'évaluer les conséquences de la crise actuelle à la lumière d'une analyse rétrospective, il convient tout d'abord d'identifier les crises passées. La littérature récente les a très largement documentées (Reinhart et Rogoff, 2009 ; Cerra et Saxena, 2008 ; Furceri et Mourougane, 2009 ; Haugh *et al.*, 2009).

À partir d'une base de données contenant 37 pays, Laeven et Valencia (2008) recensent 42 crises bancaires systémiques, auxquelles s'ajoutent 208 crises de change et 63 crises de dette souveraine sur la période 1970-2007. Trois critères (non exclusifs) sont pris en compte afin de repérer les crises bancaires systémiques : *i*) l'existence d'une panique bancaire (définie comme une baisse mensuelle de plus de 5 % de l'encours des dépôts), *ii*) un gel des dépôts ou une garantie de couverture et *iii*) un soutien massif à la liquidité (défini par un ratio des créances de la banque centrale sur le système bancaire, relativement à l'ensemble des dépôts, de plus de 5 % et ayant au moins doublé par rapport à l'année précédente). Selon les auteurs, la crise des *subprime* de 2007-2008 se situe dans la catégorie des crises bancaires systémiques, notamment en raison des problèmes de liquidité du système bancaire liés à la chute brutale de la demande de valeurs mobilières adossées à des actifs.

À partir de cette classification, Furceri et Mourougane (2009) tentent d'évaluer l'impact moyen des crises sur le PIB potentiel, en s'appuyant sur la méthode de régression en panel proposée par Cerra et Saxena (2008). Ils concluent que les crises n'auraient pas d'impact sur la croissance potentielle, mais diminueraient le PIB potentiel de 1,5 % à 2,4 % en moyenne. Les fonctions de réponse du modèle montrent que la perte maximale serait atteinte dans un délai de cinq ans et resterait stable dans des délais allant de 5 à 10 ans. Ainsi, si l'on considère que la crise actuelle est comparable aux crises les plus sévères, l'impact sur le PIB potentiel serait de l'ordre de 4 %.



Reinhart et Rogoff (2009) montrent quant à eux que les crises financières ont un impact plus sévère que les récessions usuelles : les pertes de PIB seraient d'en moyenne 9 % et la durée des crises serait de deux ans (contre un an pour les crises classiques).

Dans le cadre de la crise des *subprime*, ces résultats conduisent à privilégier le scénario b (voir *supra*). En revanche, malgré la simultanéité de la crise, l'impact pourrait en être différent selon les pays. Les études existantes divergent d'ailleurs quant à l'ampleur de l'effet sur le niveau ; en effet les études du FMI (2009) et de Cerra et Saxena (2008) évaluent la perte moyenne de PIB entre 10 et 12 %, contre 1,5 à 2,5 % dans d'autres travaux<sup>2</sup> (voir *supra*). En outre, si les effets durables des crises financières sur le niveau du PIB et du PIB potentiel sont reconnus dans la littérature économique, les effets sur la croissance potentielle sont plus ambigus. Selon Haugh *et al.* (2009), le Japon est le seul pays pour lequel une crise bancaire aurait eu un impact persistant sur la croissance potentielle.

En tout état de cause, certaines précautions doivent être gardées à l'esprit. En effet, ces différentes études mesurent une perte de PIB potentiel ou de PIB par comparaison à une période pré-crise qui peut être marquée par une croissance insoutenable. La crise peut en effet être la conséquence d'une bulle sectorielle, par exemple dans le secteur immobilier américain ou le secteur de la finance anglo-saxon avant la crise des *subprime*. En outre les fonctions de réponse utilisées sont estimées sur une période limitée, (par exemple de dix ans dans Furceri et Mourougane, 2009). Cette perte pourrait donc être persistante mais transitoire, si elle s'atténue sur une durée supérieure à dix ans. Enfin, comme le montrent Cechetti, Kohler et Uppner (2009), seule la moitié des crises donnent lieu à une perte permanente sur le niveau du PIB, qui n'est significative que pour un cinquième des crises : les effets à partir d'un scénario moyen sont donc sujets à caution. Enfin ces études peuvent sous-estimer l'effet de la crise actuelle en s'appuyant sur l'analyse des crises passées dans la mesure où la crise actuelle est globale, à la différence des crises précédentes (si l'on remonte au plus aux années 1960). À ce stade, les scénarios (a) et (c) restent donc possibles, mais ne sont pas les plus vraisemblables.

## 2. Méthode d'évaluation de la croissance potentielle

Après avoir présenté la diversité des méthodes d'évaluation possibles et le modèle retenu, nous présenterons l'estimation de ce modèle pour les différentes zones.

---

2. Certains éléments peuvent expliquer ces différences de résultat : les échantillons de pays différents et la méthode du FMI (2009) projette des tendances passées estimées sur des périodes de 7 ans s'achevant 3 ans avant la crise. Cette méthode semble surestimer la perte permanente relativement à une équation auto-régressive estimée en panel.

## 2.1. Diversité des méthodes d'évaluation

Puisque le PIB potentiel n'est pas observable, il donne lieu inévitablement à de nombreuses évaluations, éventuellement contradictoires, découlant de différentes méthodes et spécifications. Or, comme l'a montré Canova (1998) dans le cas américain et Chagny et Döpke (2001) dans le cas européen, la théorie économique ne prescrit pas de méthode de calcul. Il apparaît donc difficile de n'en retenir qu'une et il convient pour chacune d'en cerner tous les avantages et les limites. Il est usuel de distinguer deux approches, celle qualifiée de structurelle et celle dite statistique.

Les approches structurelles reposent le plus souvent sur une représentation en fonction de production, sur une mesure des facteurs de production et sur une analyse du fonctionnement des marchés des facteurs. Elles sont les seules à expliciter la nature des contraintes qui pèsent sur la croissance accessible et à permettre d'évaluer les effets de changements structurels (modification du rythme de progrès technique, du rythme d'accumulation du capital...). Il n'en reste pas moins que le choix d'une fonction de production appropriée et la quantification des variables inobservables (tendance de la productivité globale des facteurs) sont problématiques. Plus récemment, les modèles DSGE (*dynamic stochastic general equilibrium*) ont redéfini le concept de PIB potentiel comme étant le niveau de production que l'on obtiendrait dans un monde sans rigidité nominale (Woodford, 2003). Ils reposent notamment sur la nouvelle courbe de Phillips tournée vers le futur (voir Justiniano *et al.*, 2008). Ceux-ci sont pour l'instant difficilement applicables à l'estimation du PIB potentiel en raison de problèmes d'identification de certains chocs<sup>3</sup>.

Les approches statistiques peuvent être univariées ou multivariées. L'approche statistique univariée comprend les méthodes les plus simples qui consistent en l'extraction d'un cycle et d'une tendance à partir d'une série de PIB, soit à un niveau directement agrégé. Les méthodes statistiques ont d'abord consisté à estimer des tendances déterministes (linéaires, polynomiales ou coudées). Les méthodes contemporaines reposent quant à elles sur des techniques de filtrage (Hodrick-Prescott, Baxter et King). Ces méthodes peuvent fournir des indications utiles pour des périodes sur lesquelles on dispose d'un recul suffisant. Mais, comme l'ont montré Orphanides et Van Norden (2002), l'instabilité des estimations univariées de l'écart de production en fin d'échantillon les rendent peu utilisables pour des décisions de politique économique.

En raison notamment de ces limites, diverses approches statistiques multivariées se sont développées. Elles consistent à introduire dans les méthodes statistiques de décomposition tendance-cycle une information supplémentaire. Cette information peut être de nature économique, avec pour principal objectif la diminution de

---

3. Dans le modèle de référence de Smets et Wouters (2007), les chocs d'offre de travail ne sont pas distinguables à partir des données des chocs de marge sur les salaires (voir Chari *et al.*, 2009). Alors que les premiers sont efficaces et devraient être inclus dans le PIB potentiel, les seconds sont inefficaces et devraient être inclus dans l'écart de production.

l'incertitude entourant le cycle. Cela consiste à distinguer les chocs d'offre, qui affectent la tendance, des chocs de demande, qui affectent le cycle. Dans cette catégorie, il existe différents types de modèles : les modèles vectoriels auto-régressifs structurels (SVAR), les décompositions Beveridge-Nelson multivariées et les modèles à composantes inobservables (MCI) multivariés que nous utilisons ici. Outre leur plus grande interprétation économique, Camba-Mendez *et al.* (2003) ont montré que les modèles multivariés réduisent les révisions observées en fin d'échantillon, par rapport aux méthodes univariées et que les MCI multivariés délivrent un écart de production plus comparable à des indicateurs standards du cycle économique.

La diversité des méthodes explique en grande partie que les évaluations du niveau et de la croissance du PIB potentiel soient aussi diverses. Mais les hypothèses et les paramètres retenus dans leur mise en œuvre contribuent également à ces différences.

Ces avantages opérationnels pour analyser l'évolution du PIB potentiel en temps réel nous ont conduits à retenir ici les modèles à composantes inobservables multivariés. Une telle approche a un pouvoir explicatif plus faible que l'approche structurelle : l'évolution du Nairu est exogène et nous ne disposons pas au sein du modèle de facteurs expliquant son évolution. Notre approche a toutefois l'intérêt de mieux spécifier la dynamique du cycle économique, dont l'évaluation conditionne celle du PIB potentiel.

Enfin un dernier écueil doit être rappelé : quelle que soit la méthode retenue, toute évaluation empirique du PIB potentiel est particulièrement fragile sur la période la plus récente. En effet, l'essentiel des données disponibles sur la période courante sont des données provisoires, qui par nature peuvent être fortement révisées. De plus, dans la plupart des méthodes, ces évaluations nécessitent de faire des hypothèses, explicites ou implicites, sur la période à venir. En temps de crise, ces difficultés sont exacerbées puisque l'on manque du recul nécessaire pour détecter d'éventuelles ruptures de tendance (dans la PGF par exemple) ou d'éventuels changements de comportements. Or, ce sont bien les valeurs les plus récentes qui vont orienter les décisions de politiques économiques.

## 2.2. L'approche en fonction de production

Dans l'approche retenue ici, le cadre théorique est celui de la fonction de production de type Cobb-Douglas, à rendements constants ; le PIB ( $Y$ ) dépend de la productivité globale des facteurs ( $G$ ), du capital ( $K$ ), de l'emploi ( $N$ ) et de la durée du travail ( $H$ ) :

$$Y = GK^{1-\alpha} (NH)^\alpha \quad (1)$$

Le stock de capital, est supposé ne pas s'ajuster à l'horizon considéré (moyen terme) et la PGF peut se déduire de cette équation, connaissant le PIB, le stock de capital et les heures travaillées.

En utilisant les définitions du taux de chômage ( $U$ ) et du taux d'activité ( $A^{ct}$ ), l'emploi peut quant à lui s'exprimer en fonction de ceux-ci et de la population en âge de travailler ( $P^{op}$ ) :

$$N = P^{op} A^{ct} (1 - U) \quad (2)$$

En passant en logarithme <sup>4</sup>, les deux relations précédentes conduisent à la décomposition linéaire :

$$y = g + (1 - \alpha)k + \alpha(P^{op} + a^{ct} - u + h) \quad (3)$$

De même, le PIB potentiel peut-être défini par la formule suivante :

$$y^* = g^* + (1 - \alpha)k + \alpha(P^{op} + a^{ct*} - u^* + h^*) \quad (4)$$

Les valeurs potentielles sont déterminées à l'aide de techniques économétriques décrites ci-après. L'élasticité de la production au travail est calibrée comme égale à la part des salaires dans la valeur ajoutée entre 1970 et 2002 : 0,645 pour la zone euro, 0,654 pour la France et 0,648 pour l'Allemagne. Les résultats pour les différentes zones sont présentés dans le tableau 2.

### 2.3. Le modèle à composantes inobservables retenu

Les modèles à composantes inobservables sont des modèles dans lesquels des variables inobservables sont sensées présider au moins en partie aux évolutions de variables observables – tel l'effet de l'*output gap* (inobservable) sur l'inflation (observable). La spécification et les méthodes d'estimation de ces modèles permettent d'inférer des observations le comportement des variables inobservables. Les modèles à composantes inobservables (MCI) sont développés dans Harvey et Koopman (1997). Ils permettent d'estimer des tendances et des cycles stochastiques, ainsi que les intervalles de confiance qui les entourent. Dans cette partie, en retenant l'approche en fonction de production décrite précédemment, nous estimons les valeurs potentielles de chaque facteur de production dans un sous-modèle de type MCI. Nous reprenons ici un modèle proche de celui de Lemoine *et al.* (2010). La principale différence porte sur la technologie qui est ici de type Cobb-Douglas et non de type CES et, en conséquence, sur la prise en compte explicite du stock de capital <sup>5</sup>.

Le taux de chômage potentiel  $u^*$  s'estime comme un Nairu avec le filtre de Kalman en reformulant dans un cadre espace-état <sup>6</sup> une courbe de Phillips augmentée, le modèle du triangle de Gordon (1997). L'équation d'inflation contient ici l'écart de chômage à la place de l'écart de production, comme dans Irac (2000) :

4. Pour le taux de chômage, afin de faciliter les calculs, la variable  $u$  désigne  $-\log(1-U)$ .

5. Seul le coût du capital apparaît dans le modèle de Lemoine *et al.* (2010).

6. Pour une description détaillée des modèles espace-état et du filtre de Kalman, voir par exemple Durbin et Koopman (2001).

$$\begin{cases} \Delta p_t^C = \beta_1 \Delta p_{t-1}^C + (1 - \beta_1) \Delta p_{t-2}^C - \beta_3 (u_{t-1} - u_{t-1}^*) \\ \quad + \beta_4 (\Delta p_{t-1}^M - \Delta p_{t-1}^C) + \beta_5 (\Delta p_{t-2}^M - \Delta p_{t-2}^C) + \beta_6 \Delta c_t^{ur} + \varepsilon_t^{\Delta p, C} \\ u_{t+1}^* = u_t^* + u_t^{*\bullet} \\ u_{t+1}^{*\bullet} = u_t^{*\bullet} + \varepsilon_t^{u^{*\bullet}} \end{cases} \quad (5)$$

avec  $p^C$  le prix à la consommation,  $p^M$  le prix des importations,  $c^{ur}$  le taux d'utilisation des capacités de production. La variation du Nairu, notée,  $u_t^*$  est introduite comme variable auxiliaire. Dans le modèle retenu ici, le Nairu est spécifié comme une marche aléatoire intégrée.  $\varepsilon_t^{\Delta p, C}$  et  $\varepsilon_t^{u^{*\bullet}}$  sont des bruits gaussiens indépendants de variances  $\sigma_{\Delta p, C}^2$  et  $\sigma_{u^{*\bullet}}^2 = q_{u^{*\bullet}} \cdot \sigma_{\Delta p, C}^2 \cdot q_{u^{*\bullet}}$  est le *ratio* signal-bruit associé.

Si l'on reprend la typologie de Heyer *et al.* (2007), il s'agit d'un Nairu de moyen terme et non de court terme, dans la mesure où il n'incorpore ni les chocs d'offre temporaires observés (par exemple sur les termes de l'échange) ou inobservés (le résidu de l'équation). En revanche, contrairement à un Nairu de long terme, il peut par exemple évoluer en cas de choc sur le taux de marge dû à un renchérissement du capital. Blanchard et Katz (1997) ont explicité les fondements structurels d'une telle relation : la courbe de Phillips augmentée des anticipations découle d'un modèle où l'équation de salaire de l'offreur de travail dépend d'un salaire de réservation qui serait le salaire réel payé l'année précédente<sup>7</sup>.

Depuis les travaux séminaux de Strand et Dernburg (1964 et 1966), plusieurs études ont observé que le taux d'activité dépend de la situation sur le marché du travail (voir par exemple Filatriau, 2007). Par conséquent, le taux d'activité potentiel  $a^*$  se déduit ici de l'estimation d'une équation d'activité qui prend en compte l'effet de travailleur découragé ( $\lambda$ ) *via* l'impact négatif du taux de chômage sur le taux d'activité :

$$\begin{cases} a_t^{ct} = a_t^{ct\bullet} - \lambda u_t + \varepsilon_t^{act} \\ a_{t+1}^{ct\bullet} = a_t^{ct\bullet} + a_t^{ct\bullet\bullet} \\ a_{t+1}^{ct\bullet\bullet} = a_t^{ct\bullet\bullet} + \varepsilon_t^{act\bullet\bullet} \end{cases} \quad (6)$$

Les variables auxiliaires  $a_t^{ct\bullet}$  et  $a_t^{ct\bullet\bullet}$  représentent une composante inobservée et sa variation.  $\varepsilon_t^{act}$  et  $\varepsilon_t^{act\bullet\bullet}$  sont des bruits gaussiens indépendants de variances  $\sigma_{act}^2$  et  $\sigma_{act\bullet\bullet}^2 = q_{act\bullet\bullet} \cdot \sigma_{act}^2 \cdot q_{act\bullet\bullet}$  est le *ratio* signal-bruit associé. Après l'estimation de l'équation (6), le taux d'activité potentiel est calculé comme une fonction du taux d'activité tendanciel et du Nairu. En effet, la valeur tendancielle du taux d'activité ne prend pas en compte d'effet de flexion structurel. Ainsi, la prise en compte du

7. Dans une forme plus générale, l'équation de Phillips pourrait faire dépendre l'inflation de la productivité. Dans le cas où ce déterminant serait significatif, cela pourrait faire partie de pistes ultérieures pour étendre notre modèle.

Nairu permet de passer d'une tendance, telle que déterminée par le modèle espace-état, à une valeur potentielle prenant en compte cet effet.

$$a_t^{cr*} = a_t^{cr} - \lambda u_t^* \tag{7}$$

La durée du travail est quant à elle décomposée en une valeur potentielle et une valeur d'écart à l'aide d'une décomposition de type Hodrick-Prescott reformulée dans un cadre espace-état comme un modèle à tendance lisse dont le ratio signal-bruit est contraint<sup>8</sup> :

$$\begin{cases} h_t = h_t^* + \varepsilon_t^b \\ h_{t+1}^* = h_t^* + h_t^{*•} \\ h_{t+1}^{*•} = h_t^{*•} + \varepsilon_t^{b*•} \end{cases} \tag{8}$$

Les variables auxiliaires  $h_t^*$  et  $h_t^{*•}$  représentent la durée du travail potentielle et sa variation.  $\varepsilon_t^b$  et  $\varepsilon_t^{b*•}$  sont des bruits gaussiens indépendants de variances  $\sigma_{h^*}^2$  et  $\sigma_{h^{*•}}^2 = q_{h^{*•}} \cdot \sigma_{h^*}^2$ .  $q_{h^{*•}}$  est le ratio signal-bruit associé.

L'équation de PGF dissocie le progrès technique ( $g^*$ ) de la composante cyclique ( $c^{ycle}$ ) :

$$\begin{cases} g_t = g_t^* + c_t^{ycle} + \varepsilon_t^g \\ g_{t+1}^* = g_t^* + g_t^{*•} \\ g_{t+1}^{*•} = g_t^{*•} + \varepsilon_t^{g*•} \\ c_t^{ycle} = \rho_1 \left( \cos(\rho_2) c_t^{ycle} + \sin(\rho_2) c_t^{ycle•} \right) + \varepsilon_t^{cycle} \\ c_t^{ycle•} = \rho_1 \left( -\sin(\rho_2) c_t^{ycle} + \cos(\rho_2) c_t^{ycle•} \right) + \varepsilon_t^{cycle•} \end{cases} \tag{9}$$

$\varepsilon_t^g$ ,  $\varepsilon_t^{g*•}$ ,  $\varepsilon_t^{cycle}$  et  $\varepsilon_t^{cycle•}$  sont des bruits gaussiens indépendants de variances  $\sigma_g^2$ ,  $\sigma_{g^{*•}}^2$ ,  $\sigma_{cycle}^2$  et  $\sigma_{cycle•}^2 = q_{cycle•} \cdot \sigma_{cycle}^2$ .  $q_{cycle•}$  est le ratio signal-bruit associé (fixé à 1).

Le progrès technique ( $g^*$ ) est modélisé par un processus I(2), sa pente  $g^{*•}$  étant elle-même modélisée par une marche aléatoire<sup>9</sup>. Pour éviter une estimation fallacieuse de la tendance de progrès technique, la composante cyclique  $c^{ycle}$  de la PGF est extraite à l'aide de la spécification de Harvey (1985) : un modèle ARMA(2,1) contraint et écrit sous une forme VAR(1) de dimension 2 avec une variable auxiliaire  $c^{ycle•}$ . Les paramètres de ce modèle sont le facteur d'amortissement  $\rho_1$  situé dans l'intervalle [0;1] et la fréquence  $\rho_2$  située dans [0; $\pi$ ]. La composante cyclique reflète des retards d'ajustement entre le travail et le PIB. Par exemple, la

8. L'équivalence entre le filtre HP et un modèle à tendance lisse contraint est montrée dans Richardson *et al.* (2000).

9. Dans ce modèle, la PGF est donc intégrée d'ordre 2. Cela peut sembler contradictoire avec les résultats des tests ADF qui concluent que la PGF serait I(1). Cependant, ces tests reposent sur des modèles AR. Harvey et Jaeger (1993) ont montré que les MCI ont une composante MA avec une racine proche de 1, si bien que les tests ADF sont insuffisamment puissants pour détecter une deuxième racine unitaire.

croissance de la productivité augmente au début d'un cycle de croissance, dans la mesure où la croissance du PIB excède alors celle du travail. Le mécanisme contraire agit à la fin d'un cycle de croissance.

## 2.4. Estimation des modèles

Les données mobilisées sur la période 1970 :1-2010 :1 proviennent d'Eurostat et sont rétro-polées avec des séries de l'OCDE. Toutes les estimations des paramètres utilisent des données trimestrielles sur la période 1970:1-2006:4. Les variables d'état, notamment le Nairu, le taux d'activité potentiel, la durée du travail potentielle et la PGF potentielle, sont également estimées à l'aide du lisseur de Kalman jusqu'en 2012:4, en utilisant la prévision Eurosysteme de l'été 2010<sup>10</sup>. Les estimations sont réalisées sous EViews 6.

Les résultats des estimations des modèles (5), (6), (8) et (9) sont présentés dans le tableau 2. Comme dans d'autres travaux empiriques où le ratio signal-bruit (paramètre de lissage) est fixé à dire d'expert, il est ici le seul coefficient calibré. Excepté pour le modèle (9) de la PGF, l'estimation d'un tel coefficient pose un problème : elle conduit à une valeur élevée qui traduit une forte volatilité des paramètres évolutifs alors que ceux-ci reflètent des concepts de long terme tels le Nairu et le taux d'activité tendanciel. Dans les modèles (5), (6) et (8), les ratios signal-bruit ont donc été contraints selon le degré de lissage, un critère largement utilisé dans la littérature sur le Nairu évolutif (voir Gordon, 1997 et Heyer *et al.*, 2007). Le ratio doit être fixé de manière à ce que le Nairu et le taux d'activité tendanciel soient lisses et ne possèdent pas de fluctuations trimestrielles. Ce critère de lissage limite fortement la largeur de l'intervalle dans lequel le ratio signal-bruit peut être fixé. Au sein de cet intervalle, le choix de ce ratio n'affecte pas significativement l'estimation du PIB potentiel et de l'écart de production. Pour le modèle du Nairu, ainsi que pour les modèles de durée du travail et de taux d'activité dont les spécifications sont proches de la décomposition HP, nous avons fixé un ratio égal à 1/7000<sup>11</sup>.

L'écart de chômage sort significativement avec le bon signe pour la zone euro et pour l'Allemagne. Il n'est significatif qu'à un seuil de 10 % pour la France. Les termes de l'échange et le TUC sortent significativement pour la zone euro et la France, mais pas pour l'Allemagne.

---

10. Pour limiter les effets de bord, les séries ont préalablement été extrapolées jusqu'en 2017:4 à l'aide de modèles autorégressifs selon une approche similaire à celle de Denis *et al.* (2006).

11. Pour une période de coupure égale à 8 ans, ce ratio permet de limiter à 10 % les effets de compression, c'est-à-dire que moins de 10 % de la variance des cycles de période inférieure à 8 ans est attribué aux composantes tendancielles (Bouthévilain, 2002).

Tableau 2 : Paramètres estimés des modèles MCI

Variables	Paramètres	Zone euro	Allemagne	France
Modèle: variable expliquée = $\Delta p_t^C$				
$\Delta p_{t-1}^C$	$\beta_1$	1,12 (11,5)	1,07 (15,3)	1,25 (12,0)
	$\beta$	-0,12 (-)	-0,07 (-)	-0,25 (-)
$u_t - u_t^*$	$\beta_3$	0,18 (3,2)	0,12 (2,4)	0,17 (1,9)
$\Delta p_{t-1}^M - \Delta p_{t-1}^C$	$\beta_4$	0,07 (6,4)	0,03 (1,4)	0,04 (-2,5)
$\Delta p_{t-2}^M - \Delta p_{t-2}^C$	$\beta_5$	-0,07 (-8,2)	-0,06 (-2,5)	-0,05 (-4,3)
$\Delta C_{ur_t}$	$\beta_6$	0,04 (3,3)	0,02 (1,4)	0,03 (1,9)
$\varepsilon_t^{\Delta p, C}$	$\sigma^2 \Delta_{p, C}$	0,14	0,33	0,35
$\varepsilon_t^{u^{**}}$	$q_{u^{**}}$	1/7000	1/7000	1/7000
Modèle: variable expliquée = $a_t^{g^t}$				
$u_t$	$\lambda$	7,60e-3 (16,24)	2,56e-3 (3,8)	4,53e-3 (6,3)
$\varepsilon_t^{act}$	$\sigma^2_{act}$	1,17e-5	7,51e-5	2,70e-5
$\varepsilon_t^{act^{**}}$	$q_{act^{**}}$	1/7000	1/7000	1/7000
Modèle: variable expliquée = $g_t$				
$C_t^{cycle}$	$\rho_1$	0,85	0,96	0,94
$C_t^{cycle}$	$\rho_2$	0,23	0,03	0,14
$\varepsilon_t^g$	$\sigma_g^2$	-	1,15e-5	8,29e-9
$\varepsilon_t^{g^{**}}$	$\sigma_{g^{**}}^2$	1,78e-7	1,30e-7	6,41e-8
$\varepsilon_t^{cycle}$	$\sigma_{cycle}^2$	1,77e-5	6,34e-5	2,00e-5
$\varepsilon_t^{cycle^*}$	$q_{cycle^*}$	1	1	1
Modèle : variable expliquée = $h_t$				
$\varepsilon_t^h$	$\sigma_h^2$	2,49e-5	3,17e-5	1,44e-4
$\varepsilon_t^{h^{**}}$	$q_{h^{**}}$	1/7000	1/7000	1/7000

Lecture : Statistiques de Student présentées entre parenthèses.

Source : Calculs des auteurs.



### 3. Présentation des résultats

Nous présentons dans cette section les résultats obtenus pour la France, l'Allemagne et la zone euro à partir de l'estimation du modèle à composantes inobservables, présenté dans la section précédente. Il s'agira notamment de comparer les évaluations du PIB potentiel réalisées par les grandes institutions internationales avec celles obtenues par la méthode retenue. L'analyse des contributions à la croissance potentielle que nous effectuerons par la suite nous permettra d'affiner notre diagnostic et de proposer une lecture de l'impact de la crise sur le marché du travail en France et en Allemagne.

#### 3.1. Comparaison des croissances potentielles

Comme nous l'avons souligné précédemment, les évaluations empiriques du PIB potentiel sont particulièrement fragiles sur la période la plus récente. De plus, elles reposent ici sur le scénario de prévision à horizon 2012 élaboré par l'Eurosystème<sup>12</sup>.

Alors que les premiers signes de la crise économique et financière apparaissent dans le courant de l'année 2007, les conséquences sur le taux de croissance du PIB potentiel des principaux pays de la zone euro se manifestent essentiellement entre 2008 et 2009 (tableau 3). Selon nos estimations, la croissance potentielle en Allemagne s'est réduite de 0,3 pp sur cette même période, pour s'établir à 1,0 % en 2009. L'économie française semble avoir davantage souffert de la crise ; nos évaluations montrent qu'entre 2008 et 2009 le taux de croissance du PIB potentiel a reculé de 0,4 pp. À l'échelle de la zone euro, le recul du taux de croissance du PIB potentiel est également substantiel. Ce dernier s'est réduit de 0,6 pp entre 2008 et 2009 (de 0,9 % à 0,3 %) <sup>13</sup>.

Sur la base des prévisions de l'Eurosystème, le taux de croissance du PIB potentiel de la zone euro devrait augmenter de manière très progressive pour atteindre +0,8 % en 2012, après avoir atteint un point bas en 2009. En Allemagne, le potentiel devrait continuer à croître à un rythme constant (+1,0 %). Le taux de croissance du PIB potentiel en France continuerait de ralentir jusqu'en 2012. À ce terme, la croissance potentielle française devrait atteindre +0,7 % alors même que celle-ci atteignait 1,7 % cinq ans plus tôt. Ce ralentissement très net n'est pas sans conséquence, notamment en matière de politiques économiques. Marqué par le

---

12. Ces prévisions reposent notamment sur des hypothèses de politiques budgétaires menées dans la zone euro. Comme mentionné lors de la section 2.2, la diminution de certaines dépenses publiques pourrait réduire la croissance potentielle à long terme. Dans le cas des dépenses de R&D, cet effet joue toutefois à un horizon plus long que l'horizon de prévision retenu ici, comme l'indiquent les résultats de Comin et Gertler (2006).

13. Sachant que la France et l'Allemagne représentent la majeure partie de la zone euro, on pourrait être tenté de conclure qu'une croissance potentielle de la zone euro de 0,3 % en 2009 impliquerait une croissance potentielle négative en 2009 pour le reste de la zone euro. Il faut toutefois prendre garde au fait que l'estimation réalisée sur la zone euro agrégée ne coïncide pas nécessairement avec l'agrégation des estimations que l'on pourrait faire sur chaque pays membre de la zone.

creusement des déficits et une augmentation de la dette publique, le pilotage de la politique budgétaire peut dans ces conditions s'avérer complexe.

**Tableau 3 : Estimations de la croissance potentielle en France, en Allemagne et en zone euro**

En %

Croissance potentielle	2006	2007	2008	2009	2010*	2011*	2012*
<b>France</b>							
Méthode MCI	1,7	1,7	1,5	1,1	0,9	1,0	0,7
OCDE	1,6	1,6	1,7	1,8	1,5	1,4	–
Commission européenne	1,8	1,8	1,6	1,2	1,3	1,1	–
FMI	1,9	2,1	1,6	1,2	1,1	1,4	1,4
<b>Allemagne</b>							
Méthode MCI	1,4	1,4	1,3	1,0	0,9	0,8	0,9
OCDE	1,1	1,5	1,6	1,2	1,0	1,3	–
Commission européenne	0,9	1,0	1,0	0,8	1,0	1,3	–
FMI	1,2	1,2	1,2	0,2	0,4	0,7	0,8
<b>Zone euro</b>							
Méthode MCI	1,4	1,2	0,9	0,3	0,5	0,7	0,8
OCDE	1,6	1,8	1,7	1,2	0,9	1,0	–
Commission européenne	1,5	1,5	1,3	0,7	0,8	1,0	–
FMI	1,5	1,7	1,3	-0,1	0,4	0,7	1,0

\* Prévisions.

Source : Calculs des auteurs.

Nous pouvons par ailleurs observer que le chiffrage du potentiel peut varier de manière considérable d'une institution à l'autre. Ainsi, les estimations du FMI font état d'un profil plus marqué pour la zone euro avec notamment un taux de croissance du PIB potentiel négatif en 2009. Sur ce point, les prévisions de la Commission européenne et de l'OCDE se montrent plus optimistes que celles de la méthode MCI. De la même manière, nos projections indiquent un ralentissement progressif du taux de croissance du PIB potentiel en France, jusqu'à l'horizon 2012 alors que le FMI prévoit une hausse du potentiel à partir de 2011. Les disparités sont également significatives concernant l'économie allemande : les prévisions du FMI et de la méthode MCI se montrent plus pessimistes que celles de l'OCDE et de la Commission européenne.

### 3.2. Analyse des contributions

Une analyse des contributions à la croissance potentielle nous permettra de comprendre les causes des écarts entre la France et l'Allemagne. Par ailleurs, compte

tenu du rôle déterminant du facteur travail dans l'évolution du PIB potentiel, nous proposons une décomposition de ce facteur en termes de contributions.

Dès 2007, la contribution de la productivité globale des facteurs à la croissance du PIB potentiel est devenue négative pour la zone euro (tableau 4). En Allemagne, elle s'est progressivement réduite entre 2007 et 2009. En dépit d'une légère baisse, la contribution de la PGF potentielle a moins pâti de la crise économique en France que dans les autres zones.

**Tableau 4 : Contributions à la croissance potentielle en France, en Allemagne et en zone euro**

En points de pourcentage

Contribution à la croissance potentielle	2006	2007	2008	2009	2010*	2011*	2012*
<b>France</b>							
Croissance potentielle	<b>1,7</b>	<b>1,7</b>	<b>1,5</b>	<b>1,1</b>	<b>0,9</b>	<b>1,0</b>	<b>0,7</b>
Stock de capital	0,8	0,9	0,9	0,7	0,6	0,6	0,6
Travail	0,4	0,4	0,3	0,2	0,1	0,2	-0,1
Productivité des facteurs	0,5	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2
<b>Allemagne</b>							
Croissance potentielle	<b>1,4</b>	<b>1,4</b>	<b>1,3</b>	<b>1,0</b>	<b>0,9</b>	<b>0,8</b>	<b>0,9</b>
Stock de capital	0,5	0,6	0,6	0,5	0,4	0,5	0,4
Travail	0,6	0,6	0,6	0,5	0,4	0,2	0,2
Productivité des facteurs	0,3	0,2	0,1	0,0	0,1	0,1	0,2
<b>Zone euro</b>							
Croissance potentielle	<b>1,4</b>	<b>1,2</b>	<b>0,9</b>	<b>0,3</b>	<b>0,5</b>	<b>0,7</b>	<b>0,8</b>
Stock de capital	0,8	0,9	0,8	0,6	0,5	0,5	0,5
Travail	0,5	0,4	0,3	0,0	0,1	0,0	-0,1
Productivité des facteurs	0,1	-0,1	-0,3	-0,3	-0,1	0,2	0,4

\* Prévisions.

Source : Calculs des auteurs.

Le modèle utilisé ne contient pas de facteur explicatif de cette évolution. Ce ralentissement de la PGF potentielle pourrait être surestimé sur la période récente, s'il est lié à la chute du taux d'utilisation des capacités de production (TUC)<sup>14</sup>. Comme dans Cahn et Saint-Guilhem (2007), ce ralentissement de la PGF pourrait également être lié à une accélération du vieillissement du capital liée à la diminution

14. Le rôle du TUC dans la meilleure décomposition en temps réel de la PGF a récemment été établi par Planas *et al.* (2010), au sein d'une même approche fondée sur des modèles à composantes inobservables. Ce point pourrait par conséquent donner lieu à une extension des modèles présentés ici.

de l'investissement en capital matériel occasionné par la crise économique. Par ailleurs, à plus long terme, la crise financière pourrait peser sur le niveau de la PGF par le biais de deux canaux :

- les restrictions de crédits engendrées par la crise pourraient conduire de nombreuses entreprises à restreindre leurs dépenses de R&D ;
- les phénomènes de réallocations sectorielles provoqués par la crise pourraient accélérer la disparition d'entreprises ou des secteurs moins productifs (comme le secteur de l'immobilier en Espagne).

La contribution du capital est positive dans la zone euro, en Allemagne et en France, sur toute la période d'étude. La crise a cependant eu un impact sur la contribution du stock de capital à la croissance potentielle. Selon nos estimations, entre 1990 et 2007, la contribution moyenne du stock de capital atteignait 0,8 pp en zone euro, en Allemagne ainsi qu'en France. Entre 2008 et 2009, la contribution moyenne du stock de capital diminue de 0,2 pp en zone euro ainsi qu'en France et de 0,1 pp en Allemagne. La crise économique a provoqué un ralentissement de la progression du stock de capital à travers le canal de l'investissement matériel et de l'investissement en bâtiment.

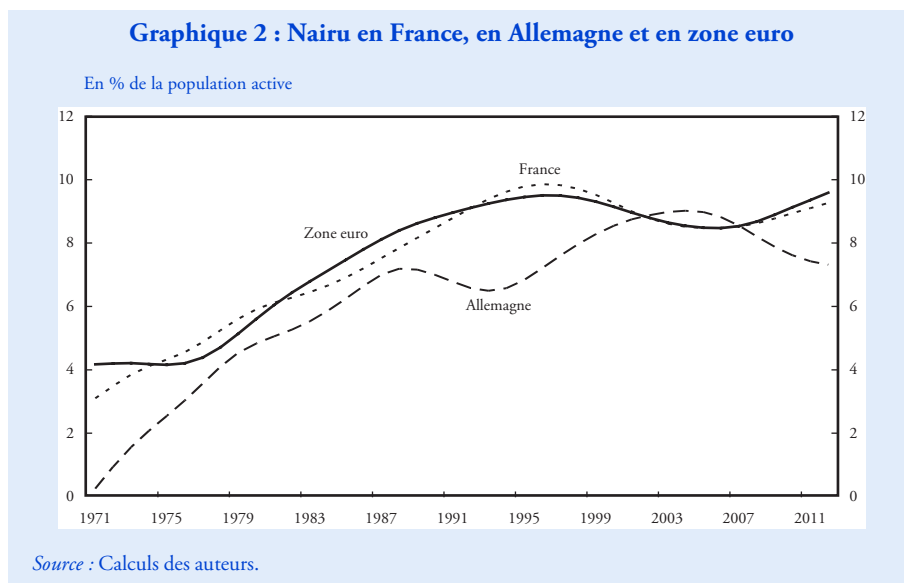
Depuis le début des années 1990, la contribution du travail à la croissance potentielle de la zone euro est positive en raison du dynamisme de la population en âge de travailler et de l'augmentation graduelle du taux d'activité. La contribution du Nairu, positive entre la fin des années 1990 et le milieu des années 2000, est redevenue nulle, voire négative depuis le début de la crise économique, ce qui signifie que la crise n'a pas entraîné de désinflation aussi importante qu'aurait pu le laisser penser la pente de la courbe de Phillips.

En France, depuis les années 2000, le facteur travail a positivement contribué à la croissance du PIB potentiel, alors même que cette contribution était faible, voire négative au début des années 1990. L'importance de cette contribution s'explique intégralement par la croissance de la population en âge de travailler, le vieillissement de la population étant moins marqué qu'en Allemagne notamment. Mais le taux d'activité et le Nairu contribuent négativement au facteur travail depuis 2007, date à laquelle la contribution du travail au potentiel diminue pour devenir négative en 2012.

En Allemagne, la contribution positive du facteur travail est principalement imputable à la remontée du taux d'activité potentiel. La population en âge de travailler contribue négativement, en raison du vieillissement de la population. Le Nairu cesse quant à lui de contribuer négativement à partir de 2005. Malgré le net repli de l'activité enregistré entre 2008 et 2009, le Nairu allemand a poursuivi sa baisse entamée depuis 2005 soutenant ainsi de manière très substantielle la contribution du facteur travail et de fait la croissance potentielle allemande.

### 3.3. La situation sur le marché du travail

Les écarts observés entre la France et l'Allemagne concernant le Nairu nous conduisent à nous intéresser aux facteurs gouvernant l'évolution du Nairu. En France comme en zone euro, le Nairu a connu une remontée pendant la crise alors qu'il diminuerait de manière progressive en Allemagne, de 8,7 % en 2004 à 7,6 % en 2012<sup>15</sup> (graphique 2).



Si la crise économique n'a pas provoqué d'augmentation du Nairu en Allemagne, la productivité par tête a cependant fortement ralenti. Plusieurs études se sont penchées sur les facteurs explicatifs d'un tel phénomène. L'analyse de l'OCDE (2010) indique que, au point le plus fort de la crise, la baisse de la productivité horaire du travail s'explique comptablement par le recours au chômage partiel pour environ 25 %, par des baisses transitoires conventionnellement encadrées de la durée du travail et des salaires pour environ 40 % et enfin par une baisse de la productivité horaire du travail pour environ 35 %. Bosch (2010) aboutit à une décomposition assez proche. Selon l'INSEE (2009), le chômage partiel n'explique qu'une partie du phénomène de rétention de main-d'œuvre observé en Allemagne durant la récession : même en corrigeant les effets du chômage partiel, ce cycle de productivité reste particulièrement marqué comparé aux cycles passés ; le salaire moyen par tête global aurait baissé de 1,5 % au premier trimestre 2009 et le chômage partiel n'expliquerait que la moitié de cette perte de salaire.

15. Les projections de la Commission européenne et du FMI concernant le Nairu en Allemagne font état du même constat.

Dans de nombreux pays de l'OCDE, et tout particulièrement en Europe, des dispositifs de chômage partiel permettent d'amortir transitoirement les effets sur l'emploi de chocs conjoncturels. Ces dispositifs ont été étendus dans de nombreux pays durant la crise (allègement des procédures de recours, allongement des périodes de bénéfice possible et augmentation du taux de contribution de l'État). Les ajustements opérés tant en France qu'en Allemagne en 2008 et 2009 vont dans ce sens. Néanmoins, des différences notoires de recours à ces dispositifs apparaissent entre ces pays. À son maximum, dans le courant de l'année 2009, le chômage partiel aurait concerné environ 300 000 personnes en France contre 1,5 million en Allemagne. Ces divergences semblent avoir de multiples causes : complexité des dispositifs, importance de l'aide publique, positions syndicales, facteurs culturels, ... Néanmoins, il importe de souligner que le recours à des baisses conventionnelles du temps de travail et des salaires, sans contribution financière de l'État, est, parmi les grands pays industrialisés, une quasi-spécificité allemande.

## ■ Conclusion

L'utilisation d'un modèle à composantes inobservables permet de réconcilier les approches dites traditionnelles, fondées sur l'utilisation d'une fonction de production, et les approches statistiques basées sur des méthodes de filtrage. Malgré leur diversité, les évaluations existantes convergent vers l'idée d'un redressement des croissances potentielles à l'horizon 2012, sans que les pertes en niveau ne soient compensées. Ces évaluations sont toutefois fragiles en fin de période et sensibles aux hypothèses de prévision. Ce diagnostic est donc malheureusement temporaire et pourra être révisé de façon importante, lorsque nous disposerons d'un recul plus important sur le profil effectif de la reprise après la crise.

Les évaluations réalisées à l'aide des modèles à composantes inobservables pour la France l'Allemagne et la zone euro montrent également que la crise a eu un impact marqué sur la croissance potentielle dès 2009 et que la croissance potentielle devrait rester atone à l'horizon 2012. La faiblesse de la croissance potentielle s'explique en partie par un net repli de la contribution du facteur travail notamment en France et en zone euro. À l'exception de l'Allemagne, ce repli est imputable à la montée du Nairu, ce qui correspond à une situation de remontée du taux de chômage sans désinflation marquée. L'Allemagne se distingue du reste de la zone euro par une baisse continue du Nairu, y compris dans notre prévision à l'horizon 2012. Ceci pourrait s'expliquer par les baisses de salaires, par les diminutions de durée du travail ainsi que par des mesures de chômage partiel très largement utilisées depuis le début de la crise en Allemagne.

Par la suite, il conviendrait de modéliser explicitement les effets d'hystérèse pour distinguer les effets issus des réformes structurelles des effets de perte de capital humain. De plus, nous pourrions tester des déterminants supplémentaires dans l'équation d'inflation, comme par exemple la productivité. Afin de limiter les révisions portant sur le rythme tendanciel de la productivité globale des facteurs,

nous cherchons également à intégrer des indicateurs de demande tel le taux d'utilisation des capacités de production. En ce qui concerne l'accumulation du capital, il serait enfin intéressant d'incorporer une dépréciation accélérée en s'appuyant sur des travaux micro-économétriques.

## Références bibliographiques

- Aghion P. et G. Saint Paul, 1998, « Virtues of bad times: interaction between productivity growth and economic fluctuations », *Macroeconomic Dynamics*, n° 2(3).
- Aghion P., D. Hemous et E. Kharroubi, 2009, « Credit constraints, cyclical fiscal policy and industry growth », *NBER working paper*, n° 15 119
- Aghion P. et E. Marinescu E., 2007, « Cyclical budgetary policy and growth: what do we learn from OECD panel data? », *Macroeconomics Annual*, n° 22.
- Blanchard O. et L.F. Katz, 1997, « What do we know and do not know about the natural rate of unemployment? », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, n° 1.
- Blanchard O. et L. Summers, 1986, « Hysteresis and the European unemployment problem », *NBER Macro Annual*.
- Bosch G., 2010, « Labour Administration and the Economic Crisis, Challenges, Responses and Opportunities », Ed. J. Heyes et L. Rychly, ILO, à paraître.
- Bouthevillain C., 2002, « Filtre de Hodrick-Prescott et choix de la valeur du paramètre lambda », *Document de Travail Banque de France*, n° 89.
- Cahn C. Saint-Guilhem A., 2007, « Potential output growth in several industrialised countries: a comparison » *European Central Bank working paper series*, n° 828.
- Canova F., 1998, « Detrending and business cycle facts », *Journal of Monetary Economics*, n° 41.
- Camba-Mendez G. et D. Rodriguez-Palenzuela, 2003, « Assessment criteria for output gap estimates », *Economic Modelling*, Vol. 20(3).
- Cerra V. et S. Saxena, 2008, « Growth dynamics: the myth of economic recovery », *American Economic Review*, n° 98.
- Cechetti S.G., M. Kohler et C. Upper, 2009, « Financial crises and economic activity », *NBER working paper*, n° 15379.
- Chagny O. et J. Döpke, 2001, « Measures of the output Gap in the Euro-zone: an empirical assessment of selected methods », *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, n° 70.
- Chari V., P. Kehoe et E. Mc Grattan, 2009, « New Keynesian models are not yet useful for policy analysis », *American Economic Journal: Macroeconomics*, n° 1(1).
- Coe D.T. et E. Helpman, 1995, « International R&D Spillovers », *European Economic Review*, n° 39, pp. 859-887.
- Comin D. et M. Gertler, 2006, « Medium-term business cycles », *American Economic Review*, n° 93(3).
- Durbin J. et S. J. Koopman, 2001, *Time series analysis by state-space methods*, Oxford, Oxford University Press.

- Denis C., D. Grenouilleau, K. Mc Morrow et W. Röger, 2006, « Calculating potential growth rates and output gaps - A revised production function approach », *European Economy*, n° 247.
- De Masi P.R., 1997, « IMF estimates of potential output: Theory and Practice », *IMF working paper*, n° 97/177.
- Dernburg T. et K. Strand, 1964, « Cyclical Variation in Civilian Labor Force Participation », *Review of Economics and Statistics*; Vol. 46(4).
- Dernburg T. et K. Strand, 1966, « Hidden Unemployment 1953-62: A Quantitative Analysis by Age and Sex », *American Economic Review*, Vol. 56(1).
- Filatriau O., 2007, « Estimation de l'impact du taux de chômage sur le taux d'activité dans les pays de l'OCDE », *Mimeo*.
- FMI, 2009, « What's the damage? Medium-term output dynamics after financial crises », *World Economic Outlook*, Chapitre 4, octobre.
- Furceri D. et A. Mourougane, 2009, « The effect of financial crises on potential output: new empirical evidence from OECD countries », *OECD Working Paper*, n° 699.
- Guellec D. et B. van Pottelsberghe de la Potterie, 2004, « From R&D to Productivity Growth: do the Institutional Setting and the Source of Funds of R&D Matter? », *Oxford Bulletin in Economics and Statistics*, n° 66(3), pp. 353-378.
- Gordon R.J., 1997, « The Time-varying NAIRU and its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11(1).
- Harvey A.C., 1985, « Trend and cycles in macroeconomic time series », *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 3.
- Harvey A.C., 1989, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Harvey A.C. et A. Jaeger, 1993, « Detrending, stylised facts and the business cycle », *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20(1).
- Haugh D., P. Ollivaud et D. Turner, 2009, « The macroeconomic consequences of banking crises in OECD countries », *OECD working paper*, n° 683.
- Heyer É., F. Reynès et H. Sterdyniak, 2007, « Structural and reduced approaches of the equilibrium rate of unemployment, a comparison between France and the United States », *Economic Modelling*, n° 24.
- INSEE, 2009, « Le chômage partiel en Allemagne », *note de conjoncture*, décembre, pp. 101-102.
- Irac D., 2000, « Estimation of a time-varying NAIRU for France », *Banque de France working paper*, n° 75.
- Justiniano A. et G.E. Primiceri, 2008, « Potential and natural output », *Northwestern University manuscript*.
- Kao C., M.-H. Chiang et B. Chen, 1999, « International R&D Spillovers: an Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration », *Oxford Bulletin in Economics and Statistics*, n° 61, pp. 691-709.
- Laeven L. et P. Valencia, 2008, « Systemic banking crises: a new database », *IMF Working Paper*, n° 224.
- Llaudes R., 2005, « The Phillips curve and long-term unemployment », *ECB working paper*, n° 441.



- Lemoine M., G. L. Mazzi, P. Monperrus-Veroni et F. Reynes, 2010, « A new production function estimate of the euro area output gap », *Journal of Forecasting*, n° 29(1-2).
- Observatoire des entreprises, 2010, « France : Défaillance d'Entreprise, mai 2010 », *Stat Info Banque de France DGAFP-DE-OBSRDE*.
- OCDE, 2010, « OECD Economic Survey – Germany », Vol. 2010/9.
- OCDE, 2010, « The impact of the economic crisis on potential output », *Working Party No. 1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis*.
- OCDE, 2010, « The response of labour force participation to severe downturns », *Working Party No. 1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis*.
- Orphanides A. et S. Van Norden, 2002, « The unreliability of output gap estimates in real-time », *Review of Economic and Business Statistics*, Vol. 84.
- Planas C., W. Roeger et A. Rossi, 2010, « Does capacity utilisation help estimating the TFP cycle? », *Economic Papers* 410, European Economy.
- Reinhard C.M. et K.S. Rogoff, 2009, « This time is different : a panoramic view of eight centuries of financial crises », *NBER Working Paper Series*, n° 13 882.
- Richardson P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae et D. Turner, 2000, « The Concept, Policy Use And Measurement of Structural Unemployment: Estimating A Time Varying Nairu Across 21 OECD Countries », *OECD Economic Department Working Paper*, n° 250.
- Romer P., 1990, « Endogenous technological change », *Journal of Political Economy*, n° 98, p. 71-102.
- Woodford M., 2003, *Interest and prices*, Princeton, Princeton University Press.
- Smets F. et R. Wouters, 2007, « Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian approach », *American Economic Review*, n° 93.