

UNE ÉVALUATION SEMI-STRUCTURELLE DU POTENTIEL D'ACTIVITÉ POUR LA FRANCE

Éric Heyer et Xavier Timbeau

OFCE, Sciences Po

Dans cet article nous proposons une évaluation du niveau d'activité potentiel de l'économie française, notion centrale dans le diagnostic de la situation économique. Cette évaluation est réalisée à partir de l'estimation d'un modèle semi-structurel espace-état. On suppose que le potentiel, variable inobservable, suit une marche aléatoire avec tendance alors que l'équation de signal est une équation de retour à 0 de l'écart de croissance et d'écart impacté par des variables exogènes. Parmi ces dernières figurent les conditions financières, un terme de compétitivité, le prix du baril de pétrole, le prix de l'immobilier, l'impulsion budgétaire et enfin l'environnement macroéconomique d'ensemble. L'écart de production estimé est à la fois assez vraisemblable dans l'enchaînement de phases de conjoncture déprimée et de période de surchauffe et stable dans les estimations en quasi temps réel. Une dernière partie conclut et présente les nombreuses voies pour l'extension de cette approche.

Mots clés : Filtre de Kalman, production potentielle, *output gap*.

1. Introduction

Le niveau d'activité potentiel d'une économie – et son taux de croissance – est une notion centrale dans le diagnostic de la situation économique et devrait jouer un rôle majeur dans la conduite de la politique économique. L'argument a été développé théoriquement depuis longtemps, que ce soit pour anticiper les évolutions futures de l'inflation ou pour mesurer l'ampleur des fluctuations cycliques et déterminer à quel moment les politiques de régulation conjoncturelle doivent intervenir. En filtrant les évolutions de l'économie de leur composante conjoncturelle, on disposerait d'une évaluation de la croissance de long terme,

essentielle pour juger de la pleine utilisation des facteurs de production (et en particulier définir et mesurer le plein emploi) et traiter les questions de soutenabilité.

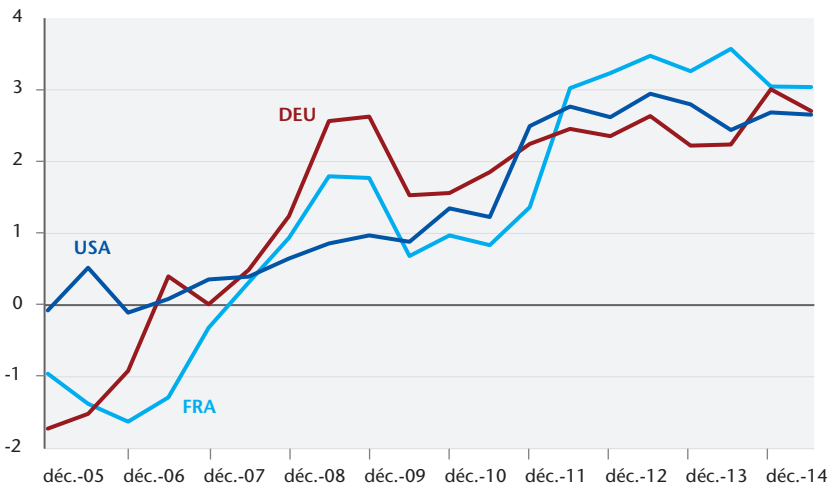
En pratique, cependant, cette notion est difficile à définir et à mesurer. Son usage est ainsi source de confusion, de révisions drastiques des évaluations et fournit un guide peu fiable pour l'ensemble des problèmes évoqués. Cela n'a pas empêché que la croissance potentielle soit inscrite dans les règles de politique budgétaire dans la récente réforme du Pacte de stabilité et de croissance (à partir de 2011, le fiscal compact, 6-pack, 2-pack). Havik *et al.* (2014) donnent une description détaillée de la méthodologie employée par la Commission européenne (ECFIN) et portent un diagnostic mitigé sur la portée de cette notion qui sert pourtant de référence quantifiée aux règles budgétaires. Ceci est d'autant plus frappant que la difficulté de mise en pratique du concept de croissance potentielle est connue depuis longtemps pour un ensemble de raisons tenant au manque de robustesse de la définition théorique et, partant, d'estimations fiables des écarts de production (parmi d'autres, Gaiduch et Hunt, 2000 ; Kuttner, 1994 ; Laxton et Tetlow, 1992 ; Orphanides et Norden, 2002 ; Orphanides, Porter, Reifschneider, Tetlow, et Finan, 2000 ; St-Amant et van Norden, 1997 ; Sterdyniak, Le Bihan, Cour, et Delessy, 1997). Notons également que la difficulté d'attribution d'un ralentissement ou d'une accélération de la croissance à un facteur conjoncturel ou structurel est inhérente à tout exercice d'analyse de la conjoncture et qu'il n'existe pas de réponses définitives à cette question. La décomposition tendance-cycle par des techniques de lissage statistique rencontre cette difficulté connue sous le nom d'effet de bord. Mais le problème n'est pas statistique. Pour juger d'un cycle irrégulier en présence d'une tendance non linéaire, *en l'absence de variables explicatives complètes du cycle*, il faut attendre que le cycle soit achevé.

La crise de 2008 et la chute brutale de l'activité qui a suivi dans les pays développés ont considérablement accru le problème. Il n'est pas sûr que le concept de croissance potentielle y survive. Par exemple, pour la France l'écart de production estimé par l'OCDE (tel que le documente la base de données *Economic Outlook*) était évalué négatif à l'hiver 2005 (première prévision faite à l'hiver 2005 pour l'année 2007, voir graphique 1) alors qu'il est estimé

aujourd'hui à plus de 3 points de PIB. Le graphique 1 permet de constater que les révisions ont eu lieu non seulement au moment de la crise (au cours de l'année 2008 et 2009) mais également fin 2011. Ces révisions ne sont pas limitées à la France ni à l'année 2007. Elles ne sont pas non plus le fait des révisions de la comptabilité nationale. Pour la France, la révision des données de comptabilité nationale conduit à réviser le PIB de 0,9 point (en prenant comme référence 1995 et en comparant 2007 pour les différentes évaluations du PIB).

Réviser l'écart de production de quelques dixièmes de point de PIB en fonction des informations nouvelles peut laisser la possibilité de l'utiliser comme guide de la politique économique. Une révision de plusieurs points de PIB, (graphique 1), qui inverse le diagnostic conjoncturel, est réhabilitaire. Ainsi, en décembre 2006, en suivant les règles de politique monétaire ou budgétaire telles qu'elles sont proposées dans la littérature, on a recommandé, sur la base d'un écart de production de -1 point de PIB en France, une politique monétaire accommodante et une politique budgétaire expansive, d'autant que le déficit d'alors (2,75 % du PIB) signifiait un léger surplus primaire structurel (0,4 point de PIB dans EO79 de juin 2006). Aujourd'hui, rétrospectivement, le diagnostic est tout autre puisque le déficit structurel primaire est évalué à 1,5 point de PIB.

Graphique 1. Évaluation de l'écart de production en 2007



Source : OCDE, *Economic Outlook*, n° 78 à 97, EO78 à EO97, calculs des auteurs.

La recherche d'une méthodologie satisfaisante est donc toujours en cours. L'utilisation de filtres statistiques simples (univariés) ne répond pas à la question. Les estimations sont instables (de nouvelles données modifient l'estimation de l'écart de croissance plusieurs années en arrière), victimes de forts effets de bord (l'estimation change beaucoup en fin de période au fur et à mesure de l'arrivée de nouvelles données) et la trajectoire de potentiel connaît des évolutions peu vraisemblables, affichant des changements de pentes peu compréhensibles et difficiles à relier à d'autres analyses.

Une autre approche serait de préciser le modèle sous-jacent de l'économie, fondé sur des hypothèses explicites, acceptées, de le valider par des données macro ou micro, et d'en déduire l'écart de production. Un modèle correctement spécifié donnerait une vision riche et stable de ce qui provoque les mouvements conjoncturels, permettant d'identifier les facteurs de ces mouvements et de préciser les politiques adaptées. Nous sommes très loin de la réalisation de ce projet. Par exemple, Hirose et Naganuma (2010) estiment l'écart de production des États-Unis à partir d'un DSGE et leurs estimateurs répondent aux « bons » critères d'un écart de production (stabilité de l'estimation suivant les périodes retenues, décomposition de l'évolution en fonction de la nature des chocs avec une dominance des chocs de demande, capacité à prendre en compte des évolutions à fréquences suffisamment basses). Ils en illustrent également les principales difficultés : les estimateurs d'écart de production sont très dépendants des hypothèses de modélisation comme par exemple des règles de politique monétaire, ce qui est difficilement interprétable. Les *a-priori* (*prior*) de l'estimation bayésienne des paramètres influent également sur les estimations d'écart de production. Mais surtout ils n'explicitent pas comment leur modèle se comporte dans la crise récente et donc ils ne sont pas confrontés à la difficulté posée par le graphique 1. La définition d'un modèle sous-jacent complet pose au moins autant de questions qu'il n'en résout. En spécifiant les *a priori* théoriques, cette approche donne un sens précis à la notion de potentiel qui est mesurée et clarifie le poids relatif des hypothèses. Mais la complexité de l'ensemble des paramètres ou contraintes n'éclaire pas vraiment le choix. Ainsi, on ne peut écarter l'idée que les hypothèses et les contraintes ont été posées afin d'obtenir le résultat voulu et jugé acceptable.

La parcimonie du modèle et de la méthode est une réponse possible à cette impasse. L'approche semi-structurelle peut répondre techniquement à cette exigence de parcimonie. Dans cette approche, on réduit le modèle à quelques équations et quelques variables explicatives qui conditionnent l'écart de production estimé. L'approche par le potentiel comme n'accélérateur pas l'inflation ou l'approche par la fonction de production précèdent de cette logique¹. Dans l'approche du potentiel non-inflationniste, le potentiel (\bar{y}) est une variable non observable qui permet de comprendre les évolutions de l'inflation, en fonction de l'écart au potentiel (noté $y - \bar{y}$), de variables explicatives et de la dynamique de l'inflation (notée i_t) :

$$\Delta i_t = A(L)\Delta i_t + b.X_t + c.(y - \bar{y}) \quad (1)$$

Un filtre multivarié ou un filtre de Kalman permet de produire des estimations en fonction des variances relatives de l'écart de production, du taux de croissance du potentiel et des résidus de l'équation d'inflation (Boone, 2000). Borio, Disyatat, et Juselius (2014) suggèrent que l'évaluation du potentiel par cette méthode souffre de la tendance au ralentissement de l'inflation au cours des précédentes décennies. L'écart au potentiel au sens non-inflationniste intègre alors cette tendance. Les auteurs montrent que si l'on estime librement le paramètre qui pondère l'équation d'inflation dans l'estimation de l'écart de production, le paramètre estimé est faible, indiquant que cette relation doit avoir peu de poids sur l'évaluation de l'écart de production alors que l'écart de production peut expliquer significativement les évolutions de l'inflation².

La méthode par la fonction de production est la méthode retenue par la Commission européenne pour évaluer les écarts de production qui servent à la quantification des règles budgétaires (D'Auria *et al.*, 2010 et Lequien et Montaut, 2014 pour une application à la France). Cette approche semi-structurelle définit le potentiel comme la production possible à la pleine utilisation des

1. On peut considérer l'approche univariée comme un cas limite de l'approche multivariée sans autre variable explicative que le PIB et ses retards.

2. Ce résultat de Borio *et al.* (2014) tend à écarter la définition du potentiel comme le niveau de production non-inflationniste pour lui préférer une définition plus souple d'un niveau de production associé à des indicateurs financiers sans déséquilibre. Dans un travail ultérieur nous développerons ce point.

facteurs de production. Elle permet de distinguer deux horizons temporels selon que le stock de capital est considéré comme fixe (court terme) ou peut s'ajuster (moyen terme). Cette méthode peine à donner un résultat probant. Elle demande en effet d'évaluer la sous- (ou sur-) utilisation des facteurs pour estimer la productivité globale des facteurs et en filtrer les effets du cycle de productivité. Pour le capital, les enquêtes de taux d'utilisation sont utilisées pour corriger le stock de capital. Ces enquêtes sont cependant limitées à l'industrie, c'est-à-dire une fraction du tissu productif. De plus l'évaluation du capital découle d'une hypothèse particulière sur le déclassement. Il serait plus réaliste de tenir compte d'un déclassement variable au cours du cycle, mais la comptabilité nationale ne propose pas une telle mesure. Concernant le facteur travail, la mesure de la sous-utilisation renvoie au problème à la mesure d'un NAIRU (ou NAWRU)³ et ceux rencontrés dans la méthode précédente. On pourrait ajouter que la méthode de la fonction de production ne prend pas en compte la (mes)allocation sectorielle des facteurs (Bis, 2012).

Ces deux méthodes illustrent l'intérêt de l'approche semi-structurale et sa limite. Facilement reproductible, reposant sur un ensemble de paramètres restreints, la méthode ne produit pas plus que ce que l'on en comprend. Mais spécifiée à partir d'un ensemble trop limité de variables – parce que le modélisateur omet des déterminants essentiels –, elle ne parvient pas à capturer le phénomène d'écart de production. Le piège est, selon l'expression de Borio, Disyatat, et Juselius (2013), de faire violence aux données et d'imposer une structure incomplète ou inadaptée sur des données qui ne la contiennent pas. Dans ce cas, l'écart de production raconte une histoire très différente de celle qu'on voudrait qu'il raconte et l'estimation a de bonnes chances d'être instable.

Borio *et al.* (2013) mais aussi Lequien et Montaut (2014) proposent une stratégie différente d'évaluation des deux méthodes ci-dessus. Au lieu de reposer sur la fonction de production ou l'inflation, ils utilisent des variables représentant le cycle financier afin d'intégrer cette composante dans l'écart de production. Cette approche est bien sûr plus facile à justifier après une crise financière majeure et, bien qu'elle cherche à exploiter une éventuelle

3. *Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment; Non Accelerating Wage Rate of Unemployment.*

relation entre « cycle » financier et « cycle »⁴ réel (Aglietta, 2014), elle peut se heurter à un obstacle : les crises financières, surtout de l'ampleur de celle que l'on vient de traverser, sont peu fréquentes et l'estimation peut reposer au final sur peu d'observations. Étendre l'analyse statistique à une période de temps plus longue ou plus de pays apporterait une réponse à cette critique, mais ouvrirait sans doute d'autres problèmes. Intégrant des variables financières (le taux d'intérêt réel, le crédit aux ménages, les prix de l'immobilier), Borio *et al.* (2013) améliorent significativement l'évaluation du potentiel, en particulier avec beaucoup moins de révisions avant et après la crise. L'écart de production mesuré est également plus creusé après la crise, ce qui implique moins d'effets de la crise sur le potentiel. Bien que l'analyse historique du FMI (Zdzienicka et Furceri, 2011) suggère que cet effet pourrait être important, ce résultat est intéressant. La révision d'un modèle après une série d'observations qui ne sont pas expliquées par les modèles antérieurs améliore la capacité à reproduire le passé. Ce n'est pas une garantie de pouvoir anticiper les prochains retournements brutaux qui passeront peut-être par d'autres canaux. L'approche semi-structurelle permet néanmoins cette souplesse, tout en maîtrisant le contenu du modèle implicite.

L'évaluation que nous proposons ici s'inscrit dans cette démarche semi-structurelle. Nous utilisons des variables explicatives des fluctuations choisies parce qu'elles nous semblent essentielles pour comprendre les fluctuations de l'activité. Outre des variables financières dont Borio *et al.* (2013) ont montré l'intérêt, la prise en compte de la politique monétaire et budgétaire nous est apparue comme centrale, en particulier pour comprendre les importants écarts de production récents.

L'objectif est d'estimer un potentiel dont le taux de croissance est assez stable. Mais cette hypothèse est parcimonieuse et la significativité statistique de l'estimation ainsi que sa stabilité renforcent la pertinence de l'évaluation. L'enrichissement du modèle avec variables financières se fait en intégrant 3 éléments supplémentaires :

4. Le terme « cycle » est à prendre ici dans un sens très général sans que celui-ci ne soit de période(s) régulière(s).

- Les écarts de production des pays partenaires, pondérés par des coefficients « part de marché γ_i » afin de représenter le canal des échanges commerciaux. Ce canal est complété par un effet de compétitivité, noté PXR . Ces ajouts rapprochent le modèle de celui utilisé dans GPM, du FMI (Carabenciov, Garcia-Saltos et Laxton, 2011) ;
- Le prix du pétrole réel (P_{oil}), le prix de l'immobilier rapporté au revenu des ménages (P_{immo}), un écart de taux souverain entre la France et l'Allemagne (SP) et un indicateur des conditions financières (ICF) (Heyer et Sampognaro, 2015) afin de représenter à la fois la sphère financière et d'intégrer des éléments qui jouent fortement sur l'activité ;
- Une mesure de l'impulsion budgétaire, par la variation du solde structurel primaire (FI), en supposant qu'elle n'a pas d'impact à long terme. Ce dernier terme est essentiel pour analyser la conjoncture récente (Timbeau, 2014 ; Blot, Creel, et Timbeau, 2015) et a joué un rôle très important dans le creusement des écarts de production.

Le choix de ces variables correspond à un *a priori* sur les mécanismes causals à court terme. Le modèle semi-structurel estimé cherche donc à prendre en compte ses causalités et ne se limite pas à l'évaluation du potentiel. Il diffère d'approches où le choix des variables est guidé par un souci de décrire le cycle économique, en incluant par exemple dans les régresseurs le taux de chômage. Ce type d'approche suppose en particulier que l'écart de production soit nul lorsque les régresseurs eux-mêmes sont à 0 ou à leur valeur moyenne. Cela reporte alors l'évaluation du potentiel sur ce qui définit la neutralité dans les régresseurs. Lorsqu'on inclue le chômage (c'est-à-dire une loi d'Okun), alors on reporte l'évaluation du potentiel à l'évaluation du chômage d'équilibre, défini soit comme la valeur moyenne du chômage, soit si cela est explicité comme une variable non-observable « chômage d'équilibre ».

L'article est organisé comme suit : une première partie présente le modèle semi-structurel utilisé et décrit la méthode d'estimation. Une deuxième partie précise la construction des variables exogènes employées. Une troisième partie présente les résultats. L'écart de production estimé est à la fois assez vraisemblable dans l'enchaînement de phases de conjoncture déprimée et de période (assez rares) de surchauffe et stable dans les estimations en quasi temps réel.

Une dernière partie conclut et présente les nombreuses voies pour l'extension de cette approche.

2. Le modèle

Le modèle utilisé est un modèle espace-état dont la principale variable endogène est la production y . Le potentiel \bar{y} est la seule variable non observable et c'est l'équation de transition (3) qui contraint la dynamique du potentiel. On suppose que le potentiel suit une marche aléatoire avec tendance. L'équation de signal (2) est une équation de retour à 0 de l'écart de croissance et d'écart impacté par les variables exogènes. Si le paramètre λ n'est pas significatif, alors le modèle sera rejeté. Autrement dit, ce paramètre permet de tester l'hypothèse de retour à la moyenne de l'écart de production (une force de rappel qui résume les mécanismes endogènes propres à une économie de marché), lorsque l'ensemble des variables exogènes sont revenues elles-mêmes à leur moyenne.

$$\Delta y = cte + \alpha. \Delta y_{-1} - \lambda. (y_{-1} - \bar{y}_{-1}) + \kappa. FI + \gamma. \Sigma \gamma_i. \Delta GAP_i + \rho. P_{oil} + \theta. P_{immo} + \eta. PXR + \mu. ICF + \zeta. SP + \epsilon_{signal} \quad (2)$$

$$\bar{y} = \bar{y}_{-1} + \varphi + \epsilon_{état} \quad (3)$$

3. Les données

La production est mesurée par le PIB en volume à prix chaînés issu de la comptabilité trimestrielle. L'environnement macroéconomique d'ensemble est résumé par l'écart de production des pays partenaires commerciaux de la France. À partir des données de la version de décembre 2014 de l'*Economic Outlook* de l'OCDE (e096), nous avons calculé un écart de production « agrégé » des pays partenaires de la France en pondérant les écarts de production de chacun des partenaires par le poids des exportations françaises vers ces pays dans le total des exportations de la France.

La première variable explicative introduite est celle des conditions financières : elle est mesurée par l'intermédiaire d'un indicateur synthétique (*ICF*) construit par Heyer et Sampognaro (2015). La méthodologie s'inspire de celle proposée par Swiston (2008) consistant à sélectionner un ensemble de variables financières ayant une forte corrélation avec le taux de croissance du PIB⁵.

Les variables retenues dans cette évaluation sont : le taux d'intérêt du crédit bancaire aux sociétés non-financières (SNF), le CAC 40, le *spread* entre le taux des Bons du Trésor à 3 mois et le taux interbancaire EURIBOR à 3 mois et l'écart entre le taux d'intérêt payé par les SNF françaises et celui payé par les SNF allemandes.

La deuxième variable explicative est la compétitivité, mesurée à travers le prix relatif des exportations des concurrents par rapport au prix des exportations françaises, issu de la comptabilité nationale. Le prix des concurrents est la somme pondérée des prix à l'exportation des concurrents pondérée par leur part dans les échanges avec la France. Les prix étrangers étant libellés en dollars, ce ratio incorpore le taux de change euro-dollar.

Le prix du baril de pétrole en euros est intégré afin de rendre compte de l'impact des chocs et contre-chocs pétroliers sur l'activité économique (troisième choc).

Nous prenons en compte également l'effet d'un choc immobilier sur l'activité mesuré ici par le prix de l'immobilier rapporté au revenu des ménages (quatrième choc).

Enfin, le dernier choc est le choc budgétaire. Il est pris en compte par l'introduction dans l'équation de l'impulsion budgétaire évaluée comme la variation du solde structurel primaire. Ce dernier étant calculé à partir de la production potentielle, variable inobservable de notre modèle, nous avons procédé par itération. Dans la première itération, nous sommes partis de l'évaluation du solde structurel fourni par l'OCDE dans les *Perspectives économiques* (eo96). Puis, nous avons recalculé un solde structurel à partir de l'évaluation de la production potentielle issue de cette première itération. Nous avons répété cette opération jusqu'à ce que la procédure converge vers une évaluation stable de la production potentielle.

5. Dans l'ICF ainsi construit, chaque variable est pondérée en fonction de sa contribution à la variance de la croissance dans un modèle VAR. Par sa structure autorégressive, cette méthode tient compte du délai de transmission des chocs financiers sur l'activité réelle.

Les données utilisées et leurs mnémoniques

y :	PIB en volume, prix chaînés, INSEE
FI :	Impulsion budgétaire (variation du solde budgétaire structurel), OCDE, calculs des auteurs
P_{oil} :	Prix du baril de pétrole en euros déflaté par le prix de consommation (France)
P_{immo} :	Prix de l'immobilier en euros rapporté au revenu des ménages (France)
ICF :	Indicateur de conditions financières, OFCE
GAP :	Écart de production français (PIB-PIB potentiel), INSEE et OCDE
$\Sigma y_i \cdot GAP_i$:	Somme des écarts de production de chacun des partenaires de la France pondérée par le poids des exportations françaises vers ces pays dans le total des exportations de la France, OCDE
SP :	Écart entre un taux d'intérêt des SNF et un taux sur les obligations d'État à 10 ans
PXR :	Prix relatif des exportations des concurrents par rapport au prix des exportations françaises, INSEE

4. Les résultats

Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance à l'aide d'un filtre de Kalman⁶ sur la période allant du premier trimestre de 1982 au troisième trimestre de 2014. Les résultats des estimations sont résumés dans le tableau et les graphiques 2, 3 et 4.

Les six principaux résultats peuvent être synthétisés de la manière suivante :

1. Les coefficients estimés sont tous significatifs et du signe attendu, cohérent avec l'intuition économique. Pour la variable pétrole, la meilleure estimation est obtenue en retardant de 4 trimestres le taux de croissance du prix du pétrole dans l'estimation⁷. Selon le même critère, les prix relatifs et l'effet immobilier sont intégrés avec un retard de 2 trimestres tandis que les autres variables sont coïncidentes ;

2. Les résultats se stabilisent dès la cinquième itération : la plupart des coefficients ne connaissent pas de variations significatives entre la première et la cinquième itération. Des variations

6. Pour plus de détails sur l'estimation par maximum de vraisemblance et sur le filtre de Kalman, le lecteur pourra se référer à Hamilton (1994) et Harvey (1989, 1993).

7. Le critère est celui du t-stat et des critères de sélection (Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn).

sont toutefois observées pour le *trend* de productivité (constante de l'équation de signal) et de l'élasticité du PIB à l'impulsion budgétaire (multiplicateur budgétaire) ;

3. Le multiplicateur budgétaire est, en moyenne sur la période d'estimation, proche de 1 lors de la première itération et se stabilise à 0,6 à la cinquième. Notons que cet effet est la somme des élasticités obtenues sur les 4 trimestres de l'année ;

4. La croissance potentielle s'élève à 1,83 en moyenne sur la période d'estimation ;

5. En moyenne annuelle, en 2014, l'écart de production de la France est estimée à -4,5 % ;

6. Compte tenu de la valeur de la force de rappel, 4 années seraient nécessaires pour « fermer » l'écart de production : au cours de cette période, l'économie française connaîtrait un supplément de 1,2 % ($0,07 \cdot 4 \cdot 4,5$) de croissance par rapport à son potentiel.

Tableau. Résultats des estimations par un filtre de Kalman

	iter 1	Iter 2	Iter 3	Iter 4	Iter 5
λ	-0,06 (-3,13)	-0,07 (-2,84)	-0,07 (-2,77)	-0,07 (-2,73)	-0,07 (-2,73)
FI	0,95 (3,60)	0,70 (2,68)	0,60 (2,61)	0,60 (2,61)	0,60 (2,61)
P_{oil}	-0,006 (-2,78)	-0,005 (-2,57)	-0,005 (-2,54)	-0,005 (-2,53)	-0,005 (-2,53)
P_{immo}	0,06** (-1,76)	0,06** (-1,71)	0,06** (-1,71)	0,06** (-1,71)	0,06** (-1,71)
PXR	0,046 (3,80)	0,047 (3,96)	0,047 (4,02)	0,047 (4,02)	0,047 (4,02)
ICF	0,016* (2,00)	0,015** (1,79)	0,015** (1,79)	0,015** (1,80)	0,015*** (1,80)
SP	-0,004 (-3,56)	-0,004 (-3,58)	-0,004 (-3,64)	-0,004 (-3,66)	-0,004 (-3,66)
$\Sigma y_i \cdot GAP_i$	0,004 (3,15)	0,005 (3,84)	0,005 (3,81)	0,005 (3,80)	0,005 (3,79)
σ_{eq2}^2	$6,24 \cdot 10^{-6}$ (6,34)	$6,33 \cdot 10^{-6}$ (6,22)	$6,37 \cdot 10^{-6}$ (6,28)	$6,39 \cdot 10^{-6}$ (6,29)	$6,39 \cdot 10^{-6}$ (6,29)
Constante	0,48 (6,05)	0,46 (6,17)	0,46 (6,01)	0,46 (6,03)	0,46 (6,03)
Ratio signal/bruit	0,13c	0,13c	0,13c	0,13c	0,13c
Likelihood	582,16	577,46	577,21	575,19	575,19
Akaike	-8,58	-8,48	-8,48	-8,48	-8,48
Schwarz	-8,14	-8,00	-7,99	-7,99	-7,99
Hannan-Quinn	-8,40	-8,28	-8,28	-8,28	-8,28

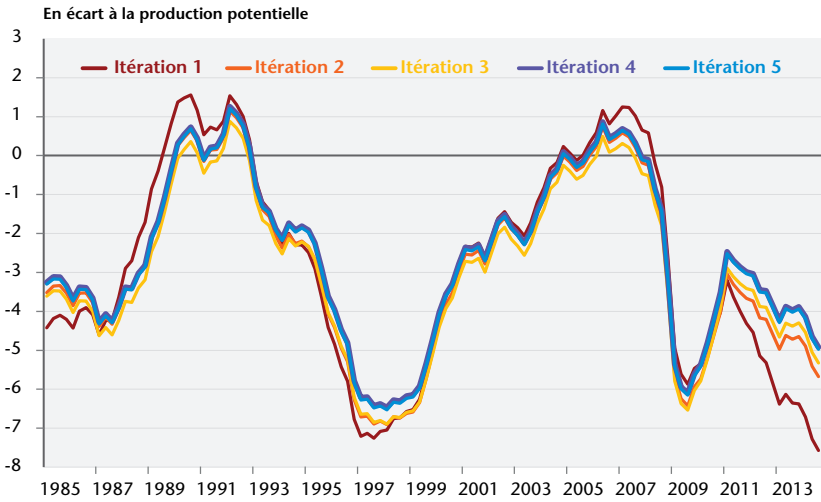
Notes : Entre parenthèses figure le t-stat.

* ; ** ; *** signifie une non-significativité des coefficients à respectivement 1 % , 5 % et 10 %.

C : variable contrainte.

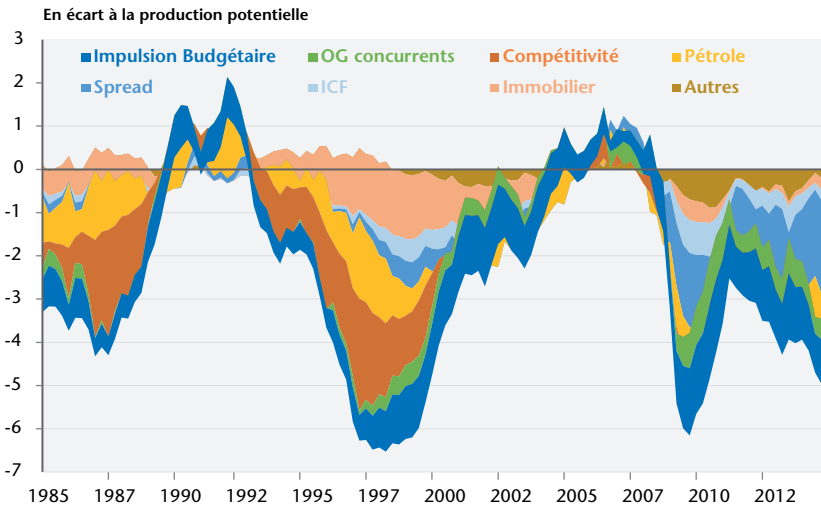
Sources : INSEE, calculs des auteurs ; période d'estimation : 1982 t1-2014 t3.

Graphique 2. Estimation de l'écart de production pour l'économie française



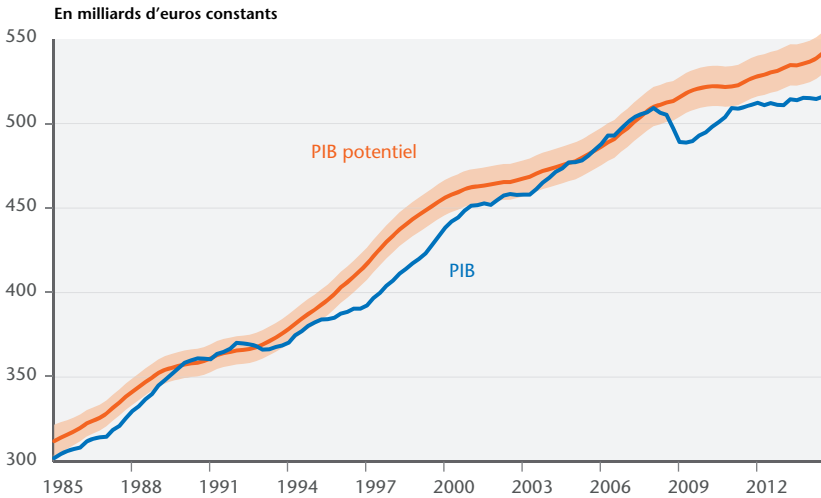
Source : calculs des auteurs.

Graphique 3. Contribution des différents facteurs à l'output gap



Source : calculs des auteurs.

Graphique 4. Évolution du PIB et du PIB potentiel pour l'économie française



Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Une critique couramment adressée aux évaluations des écarts de production a trait à son instabilité dans le temps (Gaiduch et Hunt, 2000 ; Kuttner, 1994 ; Laxton et Tetlow, 1992 ; St-Amant et van Norden, 1997).

Les écarts de production basés sur des filtres purement statistiques font effectivement souvent l'objet de révisions importantes *ex post* (Garratt, Lee, Mise, et Shields, 2008 ; Mise, Kim, et Newbold, 2005 ; Orphanides et Norden, 2002) sapant leur utilisation dans la mise en pratique et la recommandation de politique économique⁸.

Notre approche s'affranchit-elle de cette critique et offre-t-elle de meilleures performances en temps réel ? Parmi les propriétés importantes que devraient avoir nos estimations pour éviter cet écueil figurent (1) le pouvoir explicatif par des variables faiblement révisées⁹ et (2) la stabilité des coefficients estimés¹⁰ : plus les fluctuations de la production seront expliquées par des variables peu

8. Borio *et al.*, 2013 ; Ehrmann et Smets, 2001 ; Gaiduch et Hunt, 2000 ; Orphanides *et al.*, 2000 ; Orphanides, 1998, 2003 ; Rudebusch, 2001 ; Smets, 2002 ; Svensson et Woodford, 2003 ; Swanson, 2004 ; Yetman, 2003.

9. Voir notamment à ce sujet (Croushore et Stark, 2000 ; Orphanides, 1998, 2003 ; Robertson et Tallman, 1998).

10. Doménech et Gómez (2006) et Runstler (2002) ont montré que les écarts de production estimés à partir de modèles multivariés étaient soumis à de plus faibles révisions que celles obtenues à partir des méthodes univariées.

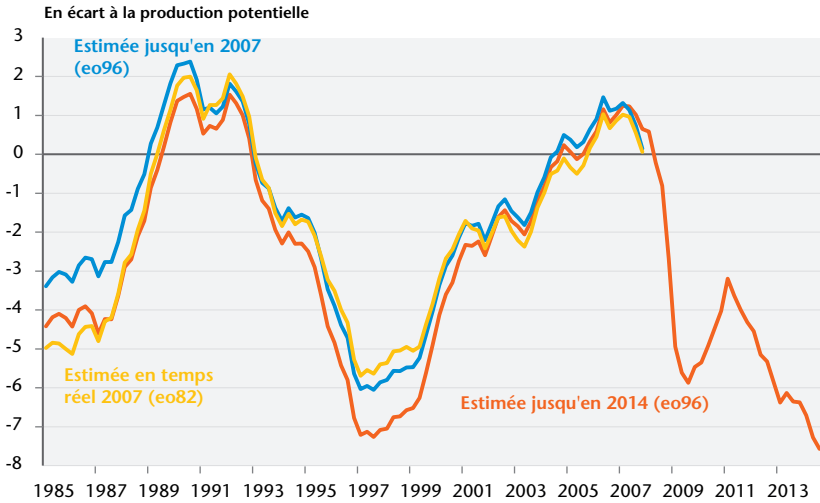
révisées et plus la relation estimée sera stable, plus petit sera l'écart entre temps réel et les estimations *ex post*.

Dans cette perspective, certaines variables introduites dans notre équation d'état ne sont jamais révisées et remplissent par conséquent la première propriété. C'est le cas du prix du pétrole, de l'indicateur des conditions financières, du *spread* de taux. C'est moins le cas pour l'indicateur de compétitivité qui repose sur des données de la comptabilité nationale et qui sont donc sujettes à révision. Notons toutefois que la variable à expliquer, le PIB, est elle-même soumise à révision, ce qui doit nous amener à nuancer l'importance de cette propriété et nous faire préférer l'intégration de variables pertinentes, mais révisées, à leur omission. En ce qui concerne l'impulsion budgétaire, évaluée au travers de la variation du solde budgétaire structurel, sa prise en compte pose davantage un problème d'endogénéité que de fortes révisions : une évaluation à travers une impulsion narrative permettrait de lever cette fragilité. Enfin, dans la version proposée ici, l'environnement international, évalué à l'aide des écarts de production des partenaires, ne remplit pas non plus les critères de stabilité. Cela milite pour une évaluation conjointe des écarts de production, autrement dit de reproduire cette procédure pour les pays partenaires et de les évaluer simultanément.

Nous avons ensuite testé la seconde propriété, celle relative à la stabilité de l'équation estimée, en arrêtant l'estimation en 2007 (trait bleu) et en comparant l'évaluation de l'écart de production alors obtenu à celle estimée sur l'intégralité de la période (e096, trait rouge). Enfin, nous avons réalisé la même opération mais en temps réel, en utilisant la version des comptes trimestriels du quatrième trimestre 2007 (eo82, trait orange). Le graphique 5 illustre les résultats et souligne une stabilité du diagnostic conjoncturel.

La propriété de stabilité de l'évaluation du potentiel est une propriété importante. Elle est obtenue probablement en disposant d'un ensemble de variables explicatives suffisant et répondant ainsi au risque de variable omise. Ainsi, le diagnostic sur une période passée est porté par ces variables et ne dépend plus de nouvelles réalisations de la série observée du PIB. Ce point pourrait être précisé en introduisant de façon séquentielle les variables explicatives retenues afin de voir celles qui sont nécessaires pour que la propriété de stabilité soit vérifiée. Une conséquence de cet ensemble

Graphique 5. Estimation de l'écart de production pour l'économie française



Source : Calculs des auteurs

de variables explicatives supplémentaires est que les variables explicatives retenues peuvent s'écarter de leurs valeurs moyennes pour des périodes de temps assez longues. C'est une condition nécessaire pour expliquer des déviations assez longues du PIB potentiel. Ainsi, pour ne pas associer le ralentissement récent du PIB à un ralentissement du PIB potentiel, il faut une variable explicative qui est significative (dans le passé), dont l'estimation est stable (ce n'est pas la période récente qui suffit à rendre la variable significative) et qui dévie fortement de sa valeur moyenne dans la période récente. Dans notre modèle plusieurs variables jouent ce rôle, comme par exemple les impulsions budgétaires, la compétitivité ou les variables financières. Ceci demande cependant une certaine prudence quant à la définition de ce qu'est le PIB potentiel. Le PIB potentiel que nous utilisons est en fait un PIB potentiel toutes choses égales par ailleurs. Or, rien n'empêche qu'une des variables explicatives connaisse un choc permanent. En intégrant l'effet de ce choc permanent sur le PIB potentiel toutes choses égales par ailleurs, on construirait une notion de PIB potentiel plus proche de celle qui est mesurée par un filtre univarié ou par un filtre multivarié, dont les variables explicatives ont de la variance, surtout dans les hautes fréquences. Cela conduit également à être prudent sur l'interprétation de la moyenne de l'écart de production que nous estimons. Celle que nous calcu-

lons ici est faite sans tenir compte des évolutions futures des variables explicatives du modèle qui peuvent connaître des chocs structurels. La propriété importante est donc celle de la stabilité, puisqu'elle indique que l'ensemble des variables explicatives est complet plus que l'interprétation du niveau moyen (ou du dernier niveau) de l'écart de production, qui suppose d'avoir une vision normative sur le futur des variables explicatives.

5. Conclusion – prolongement

Le modèle semi-structurel proposé ici résout certaines des difficultés liées à l'estimation du potentiel. Plusieurs étapes sont cependant nécessaires à ce stade afin de poursuivre cette méthode.

Borio *et al.* (2013) proposent de sélectionner parmi les variables exogènes celles qui contribuent à l'évaluation du potentiel et particulièrement à sa stabilité en temps réel ou en quasi temps réel. Bien que dans notre approche les variables explicatives n'interviennent pas uniquement pour décrire le cycle mais aussi parce qu'elles sont supposées avoir une relation causale avec l'écart de production, documenter ce point apparaît pertinent.

Une seconde étape consiste à utiliser l'information contenue dans l'inflation et à estimer un NAIRU conjointement. La liaison entre le potentiel et le NAIRU passerait alors par une loi d'Okun disposant d'une dynamique spécifique afin de distinguer les effets de court terme (cycle de productivité) des effets de long terme (effet de flexion).

Comme l'ont montré Creel, Heyer, et Plane (2011), l'hypothèse d'un multiplicateur budgétaire variable au cours du cycle est une hypothèse importante pour comprendre la crise récente. Le modèle retenu peut être étendu pour prendre en compte la possibilité d'un multiplicateur qui dépend de l'écart de production et permettrait de proposer une validation empirique de cette hypothèse différente de celle de Auerbach et Gorodnichenko (2010). L'analyse du multiplicateur budgétaire serait également enrichie en distinguant les recettes des dépenses, voire en ayant une catégorisation plus fine, et en associant à chaque catégorie un profil temporel spécifique. L'analyse faite du CICE dans l'exercice de prévision de l'OFCE (voir les dernières prévisions Heyer, Ducoudré, Péléraux, et Plane, 2014) montre que, par exemple, dans le cas du CICE, cet effet peut être

très important et qu'une impulsion agrégeant dépenses et recettes ou dépenses de nature différente peut être nulle alors qu'il y a un impact net de la mesure sur l'activité et l'emploi.

Enfin, le même modèle doit être testé sur les autres grands pays développés afin de vérifier que la sélection des variables proposées est robuste. Une estimation jointe des écarts de production (puisque l'écart de production de chaque pays dépend de celui des autres) éviterait de reposer sur une évaluation *a priori* du potentiel (en l'occurrence celle de l'OCDE) dont on a vu les critiques qu'on peut lui porter. Cette approche permettrait d'introduire des contraintes sur les paramètres, comme par exemple d'être égaux dans tous les pays considérés. En réduisant le degré de liberté, on accroîtrait ainsi la parcimonie de l'approche.

Références

- Aglietta M., 2014, « La politique monétaire de la Banque Centrale Européenne dans tous ses états », *notes de Terra Nova*, 1-21.
- Auerbach A. et Y. Gorodnichenko, 2010, « Measuring the output responses to fiscal policy », *NBER Working Paper*, 16311.
- Bis, 2012, *82nd Annual Report, Bank of International Settlements*.
- Blot C., J. Creel and X. Timbeau, 2015, « iAGS 2015 : Une Europe divisée et à bout de souffle », *Billet du blog de l'OFCE*, 16 décembre 2014, <http://www.ofce.sciences-po.fr/blog/iags-2015-une-europe-divisee-bout-de-souffle/.16>
- Boone L., 2000, « Comparing semi-structural methods to estimate unobserved variables: the HPMV and Kalman Filters approaches », *Economics Department Working Paper*, (240).
- Borio C., P. Disyatat et M. Juselius, 2014, « A Parsimonious Approach to Incorporating Economic Information in Measures of Potential Output », *BIS Working Papers*, (442) ; 1-41.
- Borio C., P. Disyatat et M. Juselius, 2013, *Rethinking potential output: Embedding information about the financial cycle*, *BIS Working Papers*.
- Carabenciov I., R. Garcia-saltos et D. Laxton, 2011, « The Global Projection Model with 6 Regions », *Imf*, 1-62.
- Creel J., É. Heyer et M. Plane, 2011, « Petit précis de politique budgétaire par tous les temps », *Revue de l'OFCE*, (116) : 61-88.
- Croushore D. et Stark T., 2000, « A funny thing happened on the way to the data bank: A real-time data set for macroeconomists », *Federal Reserve Bank of Philadelphia, Business Review*, 5(October) : 15-27.

- D'Auria F., C. Denis, K. Havik, K. Mc Morrow, C. Planas, R. Raciborski, A. Rossi, 2010, *The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps*, *European Economy – Economic Papers*, Vol. no. 420. doi:10.2765/43454
- Doménech R. et V. Gómez, 2006, « Estimating Potential Output, Core Inflation, and the NAIRU as Latent Variables », *Journal of Business and Economic Statistics*, 24(3), 354-365. doi:10.1198/073500105000000315
- Ehrmann M. et F. Smets, 2001, « Uncertain Potential Output: Implications For Monetary Policy », *European Central Bank Working Paper Series*, 59(60).
- Gaiduch V. et B. Hunt, 2000, « Inflation Targeting under Uncertainty », *IMF Working paper*, WP/00/158.
- Garratt a., K. Lee, E. Mise et K. Shields, 2008, « Real-time representations of the output gap », *The Review of Economics and Statistics*, 90(November), 792–804. doi:10.1162/rest.90.4.792
- Hamilton J. D., 1994, *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Harvey A. C., 1989, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- Harvey A. C., 1993, *Time Series Models*. Harvester Wheatsheaf.
- Havik K., K. M. Morrow, F. Orlandi, C. Planas, R. Raciborski, W. Röger, V. Vandermeulen, 2014, « The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps », *Economic Papers*, (535). doi:10.2765/71437
- Heyer É., B. Ducoudré, H. Péléraux et M. Plane, 2014, « France : croissance hors taxes, Perspectives économiques 2014-2015 pour l'économie française », *Revue de l'OFCE – Le piège de la déflation, perspectives 2014-2015 sous la direction de Xavier Timbeau*, 136.
- Heyer E. et R. Sampognaro, 2015, « L'impact des chocs économiques sur la croissance dans les pays développés depuis 2011 », *Revue de l'OFCE*, 138.
- Hirose Y. et S. Naganuma, 2010, « Structural estimation of the output gap: A bayesian dsge approach », *Economic Inquiry*, 48(4), 864-879. doi:10.1111/j.1465-7295.2009.00228.x
- Kuttner K.N., 1994, « Estimating Potential Output as a Latent Variable », *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3), 361-368.
- Laxton D. et R. Tetlow, 1992, « A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output », *Bank of Canada, Working Paper*.
- Lequien M. et A. Montaut, 2014, « Croissance potentielle en France et en zone euro: un tour d'horizon des méthodes d'estimation », *Document de travail INSEE*, (G2014/09).
- Mise E., T. H. Kim et P. Newbold, 2005, « On suboptimality of the Hodrick-Prescott filter at time series endpoints », *Journal of Macroeconomics*, 27(1), 53–67. doi:10.1016/j.jmacro.2003.09.003

- Orphanides A., 1998, « Monetary Policy Evaluation With Noisy Information », *Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, Washington*, 1998-50.
- Orphanides A., 2003, « The quest for prosperity without inflation », *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 633-663. doi:10.1016/S0304-3932(03)00028-X
- Orphanides A. et S. van Norden, 2002, « The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time », *Review of Economics and Statistics*, 84(4), 569-583. doi:10.1162/003465302760556422
- Orphanides A., R. D. Porter, D. Reifschneider, R. Tetlow et F. Finan, 2000, « Errors in the measurement of the output gap and the design of monetary policy », *Journal of Economics and Business*, 52(1-2), 117-141. doi:10.1016/S0148-6195(99)00031-4
- Robertson J. C. et E.W. Tallman, 1998, « Data vintages and measuring forecast model performance », *Economic Review*, (Q 4), 4-20.
- Rudebusch G. D., 2001, « Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World », *Review of Economics and Statistics*, 83(2), 203-217. doi:10.1162/00346530151143752
- Runstler G., 2002, *The information content of real-time output gap estimates: An application to the Euro area*.
- Smets F., 2002, « Output gap uncertainty: Does it matter for the Taylor rule? », *Empirical Economics*, 27(1), 113-129. doi:10.1007/s181-002-8362-4
- St-Amant P. et S. van Norden, 1997, *Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada, Technical Report of Bank of Canada*, 79.
- Sterdyniak H., H. Le Bihan, P. Cour et H. Delessy, 1997, « Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches », *Revue de l'OFCE*, 60(1), 147-186. doi:10.3406/ofce.1997.1448
- Svensson L. E. O. et M. Woodford, 2003, « Indicator variables for optimal policy », *Journal of Monetary Economics*, 50(3) : 691-720.
- Swanson E.T., 2004, « Signal Extraction and Non-Certainty-Equivalence in Optimal Monetary Policy Rules », *Macroeconomic Dynamics*, 8(01) : 0-30. doi:10.1017/S1365100504020279
- Swiston A. J., 2008, « A U.S. Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due », *IMF Working Paper*, 08/161. doi:10.2139/ssrn.1160054
- Timbeau X. (dir.), 2014, « Le piège de la déflation, Perspectives 2014-2015 pour l'économie mondiale », *Revue de l'OFCE – Le piège de la déflation, Perspectives 2014-2015*, 136.
- Yetman J., 2003, « Probing potential output: Monetary policy, credibility, and optimal learning under uncertainty », *Journal of Macroeconomics*, 25(3), 311-330. doi:10.1016/S0164-0704(03)00040-5
- Zdzienicka A. et D. Furceri, 2011, « How Costly are Debt Crises? », *IMF Working paper*, 11/280, 1-30.