

# Nouvelle version du modèle *MZE*, modèle macroéconométrique pour la zone euro

## Des intervalles de confiance pour contrôler les résultats variantiels

Muriel Barlet, Marie-Émilie Clerc, Marguerite Garnero,  
Vincent Lapègue et Vincent Marcus\*

---

*MZE* (Modèle Zone Euro) a évolué depuis sa version initiale de 2003, cet article en présente la nouvelle version. La rétropolation des séries sur la période 1980-1991 en a allongé la période d'estimation, qui s'étend de 1980 au deuxième trimestre 2008, au lieu de la période 1991-2001 pour la version précédente. Sa structure demeure néoclassique à long terme, contient des éléments keynésiens à court terme. À court terme, l'activité  $y$  est déterminée par la demande et l'ajustement des prix et des salaires est graduel. À long terme, les grandeurs vérifient des relations dérivées de la théorie néoclassique.

Les coefficients des équations étant estimés avec imprécision, l'incertitude sur les coefficients se reporte sur les résultats des variantes. Pour disposer d'intervalles de confiance permettant d'évaluer leur degré de précision, cet article propose une première application pour un modèle macro-économétrique opérationnel de la méthode de *bootstrap* non paramétrique développée par Kilian (1998).

Cette méthode consiste d'abord à révéler l'existence de biais d'estimation des coefficients à l'aide de calculs d'intervalles de confiance, puis, bénéficiant de cette information, à réestimer ces coefficients et de nouveaux intervalles de confiance centrés autour d'eux. L'analyse des résultats variantiels en devient plus nuancée car il est possible de juger de la significativité de leurs écarts au scénario de référence à tous les horizons.

Simulé à l'aide de coefficients ainsi estimés, la nouvelle version du modèle propose des réponses moins inflationnistes aux chocs macroéconomiques usuels que sa version de 2003.

Prenant l'exemple de la réponse à une hausse de 1 % de la demande mondiale, le PIB s'accroît de 0,18 % le premier trimestre, l'intervalle de confiance à 95 % étant de 0,13 % à 0,26 %. Les salaires nominaux augmentent de 1,87 % à long terme (contre 4,44 % dans la version de 2003), l'intervalle de confiance à 95 % étant de 1,67 % à 2,10 %.

---

\* Les auteurs ont rédigé cet article lorsqu'ils étaient membres de la division Croissance et Politiques Macroéconomiques de l'Insee. Les auteurs tiennent à remercier Hélène Erkel-Rousse pour sa lecture attentive et ses commentaires, Pierre-Olivier Befy, Pierre-Yves Cabannes, Benjamin Carton, Éric Dubois, Guy Laroque, Pierre-Alain Pionnier ainsi que Pierre Morin et Pierre Malgrange pour leurs remarques très utiles et les participants au séminaire du Département des études économiques d'ensemble de l'Insee du 10 mars 2008. Les auteurs remercient également Benoît Ourliac pour son aide précieuse lors de la rétropolation des données. Les erreurs qui subsistent sont de leur seule responsabilité.

**L**e modèle zone euro (*MZE*) est un modèle macroéconométrique dont la première version a été développée conjointement par l'Insee et la Direction de la prévision en 2003, dans le but d'enrichir les outils de prévision et d'analyse de l'économie de la zone euro (Beffy *et al.*, 2003). Il s'appuie sur les données des comptes nationaux trimestriels des États membres de la zone euro diffusées par Eurostat. Le modèle *MZE* est utilisé en premier lieu pour réaliser des diagnostics des prévisions conjoncturelles de l'Insee en cours d'élaboration ou passées (exercices dits d'inversion et de post-mortem, cf. Cabannes *et al.*, 2010). Il est également utilisé pour simuler et évaluer les effets de chocs externes comme, par exemple, une appréciation ou une dépréciation de l'euro ou encore une hausse ou une baisse du prix du pétrole.

La taille modeste de *MZE* rend celui-ci plus facile à maîtriser, à maintenir et à utiliser qu'un modèle d'équilibre général intertemporel stochastique (DSGE) ou un modèle multinational. Dans ce dernier type de modèle, les résultats pour la zone euro s'obtiennent par agrégation des résultats nationaux. Le modèle NiGEM, développé par le National Institute of Economic and Social Research (NIESR, 2008), couvre de cette manière la zone euro. *A contrario*, *MZE* ne tient pas compte d'éventuelles hétérogénéités entre pays, qu'elles soient structurelles ou en réaction à des chocs.

Parmi d'autres modélisations macroéconomiques de la zone euro, on peut citer l'Area-Wide Model (AWM) développé par la Banque centrale européenne (Fagan *et al.*, 2001). *MZE* et AWM sont de taille comparable, dotés d'une économie à un seul bien, avec une configuration classique à long terme et keynésienne à court terme. Depuis 2008, AWM est remplacé par le modèle DSGE *New-AWM* (Christoffel *et al.*, 2008). Les principaux avantages de ce type de modèle macroéconométrique résident dans l'existence de fondements microéconomiques et dans la prise en compte des effets des anticipations des agents. Le développement des techniques d'estimation bayésienne de ces modèles permet également d'obtenir des intervalles de confiance sur les résultats des prévisions et des variantes. Le modèle Euro Area and Global Economy (EAGLE, Gomes *et al.*, 2010) est construit à partir de NAWM. Contrairement à ce dernier, il couvre quatre régions : l'Allemagne, le reste de la zone euro, les États-Unis et le reste du monde.

## Caractéristiques générales du modèle et principales nouveautés apportées par rapport à la version de 2003

*MZE* est un modèle macroéconométrique de taille modeste dans lequel la zone euro est appréhendée comme un ensemble agrégé. Il s'appuie sur les données des comptes nationaux trimestriels des États membres de la zone euro mises à disposition sur le site internet d'Eurostat. Le modèle raisonne sur l'activité économique agrégée de la zone (pas de désagrégation sectorielle) et distingue quatre types d'agents : les ménages, l'État, les entreprises et le reste du monde.

*MZE* comporte une cinquantaine d'équations définissant des agrégats intermédiaires ou des équilibres comptables et une quinzaine d'équations comportementales.

En matière de modélisation des comportements, la structure de *MZE* est néoclassique à long terme et contient des éléments keynésiens à court terme, comme dans la plupart des modèles macroéconométriques traditionnels utilisés dans l'administration économique. À court terme, l'activité est déterminée par la demande et l'ajustement des prix et des salaires est graduel. À long terme, les grands agrégats économiques vérifient des relations tirées de la théorie néoclassique. Toute équation comportementale est spécifiée sous forme d'un modèle à correction d'erreur. On cherche premièrement une relation de cointégration (par la méthode en deux étapes d'Engle et Granger) reliant la variable endogène modélisée à ses déterminants de long terme et dictée par la théorie économique. Les variations de la variable modélisée sont en outre expliquées par ses variations antérieures et des déterminants de court terme. Un mécanisme « à correction d'erreur » assure qu'au-delà de divergences temporaires, la variable modélisée tend à être tirée progressivement vers la relation de long terme sous le jeu d'une force de rappel plus ou moins puissante.

Le passage des comptes trimestriels en volumes à prix chaînés a eu pour conséquence de supprimer certaines propriétés d'additivité des volumes dans les comptes<sup>1</sup> (cf. encadré).

1. Un volume annuel demeure la somme des volumes trimestriels de l'année correspondante. A contrario, pour un trimestre donné, un agrégat en volume à prix chaînés n'est plus strictement égal à la somme de ses composantes (cf. Insee, 2007).

La période d'estimation retenue pour les équations de comportement a été notablement modifiée par rapport à la version du modèle datant de 2003. Le modèle est désormais estimé sur la période allant du premier trimestre 1980 au deuxième trimestre 2008. Lors de la campagne de réestimation la plus récente, il a été décidé de ne pas inclure les deux derniers trimestres 2008, qui venaient pourtant d'être publiés à l'époque<sup>2</sup>. Opter pour une période d'estimation se terminant en plein éclatement de la crise financière aurait en effet risqué de perturber excessivement les estimations<sup>3</sup>.

Enfin, un travail méthodologique important a été réalisé sur la nouvelle version de *MZE*, qui a consisté à introduire des intervalles de confiance pour une lecture plus avertie des résultats variantiels du modèle.

## Les principaux comportements économiques modélisés dans *MZE*

On se borne ici à rappeler les principes généraux des principales équations de comportement du modèle *MZE* (cf. annexe 2) sans chercher à présenter de manière exhaustive tous les

comportements modélisés. Pour plus de détails sur les comportements présentés et plus d'exhaustivité sur l'ensemble des mécanismes modélisés, le lecteur pourra se référer à Beffy *et al.* (2003), dont la description du cadre théorique du modèle reste en grande partie valable dans le cas de la version réestimée du modèle. Enfin, le long terme de *MZE* est largement contraint par de nombreuses hypothèses économiques assurant la convergence du modèle selon un sentier de croissance équilibré. Par exemple, la consommation des ménages est étroitement associée au revenu disponible brut sur longue période.

Les variables auxquelles il est fait référence dans cette partie sont définies en annexe 1. Par convention, un nom de variable commençant par une minuscule désigne un logarithme, tandis qu'un nom de variable commençant par une majuscule désigne un niveau. Les lettres grecques désignent des paramètres positifs.

2. Une version intermédiaire du modèle réestimée en base 2000 et en volumes à prix chaînés jusqu'en 2006 a été utilisée temporairement. Puis, le modèle a fait l'objet d'une seconde réestimation sur période plus longue avant la rédaction de cet article. L'année 2008 était alors publiée.

3. L'autre option possible aurait consisté à réestimer le modèle plus tard, pour pouvoir inclure les trimestres de sortie de la phase intense de la crise. Il a été jugé préférable de disposer plus tôt d'une version du modèle stabilisée.

### Encadré

#### PRISE EN COMPTE DANS LE MODÈLE *MZE* DU PASSAGE DES COMPTES NATIONAUX AUX VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS

Depuis 2007, les comptes nationaux des États membres de la zone euro sont publiés en base 2000 et en prix chaînés. Les taux de croissance en volume sont désormais calculés en valorisant les quantités aux prix de l'année précédente. La structure des prix est ainsi mieux actualisée mais les séries de volumes deviennent alors dépendantes des prix. Le principal inconvénient théorique de ce passage des comptes trimestriels aux volumes à prix chaînés est la perte d'additivité des volumes, même si en pratique l'approximation est acceptable lorsqu'on se situe à des niveaux macroéconomiques (cf. Insee, 2007).

Le cadre comptable de *MZE* contient six égalités additives en volume. Les cinq premières servent à définir des agrégats en volume qui ne sont pas disponibles sur le site d'Eurostat (balance commerciale, demande intérieure, demande finale hors stocks, variation de stocks). On a donc défini ces cinq agrégats par approximation additive, ce qui a pour avantage de conserver la structure quasi linéaire du modèle initial, souhaitable pour la réalisation d'exercices variantiels. Le choix fait pour le modèle *Mésange* de conserver une version du modèle avec volumes à prix constants (strictement additifs en volumes, donc)

pour réaliser des exercices variantiels ne pouvait pas être retenu pour *MZE* compte tenu de la non-disponibilité des séries trimestrielles avec volumes à prix constants au niveau européen.

La dernière identité comptable en volume assure l'égalité entre la définition du produit intérieur brut (le PIB, somme de la valeur ajoutée et des impôts nets des subventions sur les produits) et la somme de ses composantes. Pour assurer la cohérence comptable, un résidu a été ajouté dans l'équation de définition du PIB, correspondant à l'écart entre le PIB et ses différentes composantes de sorte à rétablir formellement l'égalité comptable. Le résidu comptable est très faible, au maximum de 0,3 % du PIB sur la période 1995T1-2008T2. Lors de la réalisation de variantes, il est maintenu constant.

Des choix similaires ont été faits par d'autres équipes de modélisation travaillant sur des modèles non strictement nationaux, comme NiGEM. Les approximations faites ont une portée bien plus faible pour un modèle sans désagrégation sectorielle comme *MZE* que pour un modèle à plusieurs secteurs. La structure du modèle n'en a au final pas été profondément affectée.

## La consommation des ménages

À long terme, la consommation des ménages dépend du revenu disponible brut (*Rdb*), du taux d'intérêt réel et de l'inflation. La consommation est liée de manière unitaire au revenu disponible brut pour assurer un sentier de croissance équilibrée. En théorie, une baisse du taux d'intérêt réel a un effet indéterminé sur la consommation : d'une part, elle entraîne une diminution du taux d'épargne en rendant moins rentable le renoncement à la consommation courante (effet de substitution)<sup>4</sup> ; d'autre part, elle peut induire un accroissement d'épargne pour compenser la moindre rémunération du patrimoine consécutive à la baisse des taux (effet revenu). Pour la zone euro, les estimations réalisées, ainsi que celles de Beffy *et al.* (2003), indiquent que le premier effet l'emporte.

À court terme, on retrouve les mêmes déterminants que ceux retenus pour le long terme. Dans la nouvelle version du modèle, le revenu disponible brut est remplacé par la masse salariale dans la dynamique de court terme : la consommation des ménages semble plus immédiatement réactive à un changement de la masse salariale qu'à celui des autres composantes du revenu disponible brut. La variation du taux de chômage, qui figurait dans la spécification de 2003 pour traduire les comportements d'épargne de précaution, a été écartée car elle n'apparaît plus significative en prenant en compte les séries rétropolées.

## Les variations des stocks

Les variations des stocks permettent d'amortir les fluctuations de la demande et d'éviter les ruptures de stocks. À court terme, les variations des stocks représentent la révision des anticipations des entrepreneurs faisant face à des chocs imprévus ou à des difficultés à accumuler ou à liquider les stocks rapidement. Dans *MZE*, les variations de stocks sont donc modélisées en fonction de leurs variations passées et des variations de la demande finale hors stocks.

## La fonction de production et les demandes de facteurs

C'est une fonction de production Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants. Le taux de croissance annuel de la productivité globale des facteurs est désormais estimé à 0,4 % par an, contre 0,9 % dans le modèle précédent estimé sur 1991-2001. À long terme, compte tenu de la forme fonctionnelle retenue pour la fonction

de production, l'emploi est lié unitairement à la valeur ajoutée diminuée du salaire réel. Symétriquement, l'investissement doit satisfaire l'égalité entre sa productivité et le coût réel du capital (approché par le taux d'intérêt réel à dix ans). La dynamique de court terme contient un effet d'accélérateur : l'investissement apparaît comme un amplificateur du cycle de demande en réagissant fortement à la croissance du PIB.

## Le prix de valeur ajoutée

Les entreprises en situation de concurrence monopolistique calculent leur coût du travail de long terme en fonction du salaire et de la productivité globale des facteurs (*pgf*) et adaptent leur taux de marge en fonction des déséquilibres constatés sur le marché des biens, ces derniers étant approchés par le taux d'utilisation des capacités de production<sup>5</sup> (*tuc*). L'équation fait également apparaître la part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée  $\alpha$ , estimée à 0,36.

$$Pva = w - \frac{1}{\alpha} pgf + \frac{1 - \alpha}{\alpha} tuc$$

À court terme, le prix de la valeur ajoutée (*Pva*) est imparfaitement indexé sur les salaires. Contrairement à la version précédente du modèle, le prix de la valeur ajoutée dépend du prix d'importation, positivement. L'ampleur de cet effet prix reste toutefois faible.

## Les salaires

La modélisation de la boucle prix-salaires permet de passer, lors de la réponse à un choc, des effets de court terme à l'équilibre de long terme du modèle. Deux modélisations sont envisageables pour les salaires. La première consiste à postuler une courbe de Phillips, c'est-à-dire une relation empirique entre les évolutions du salaire réel et le taux de chômage, soit :

$$\Delta(w - pc) = \beta U + \lambda$$

Le cas échéant, l'estimation de cette relation peut conduire à relâcher la contrainte théorique

4. Et, secondairement, en réduisant la charge des intérêts pour les ménages endettés à taux variable.

5. Rapport des capacités de production effectivement mobilisées pour la production et de l'ensemble des capacités de production potentiellement disponibles à une date donnée. La série de *tuc* pour la zone euro est calculée par agrégation des *tuc* extraits des enquêtes nationales de conjoncture dans l'industrie.

à long terme d'indexation unitaire des salaires nominaux sur les prix à la consommation.

La seconde adopte une spécification WS-PS (*Wage Setting - Price Setting*) et fait résulter le salaire d'une négociation entre l'employeur et ses employés :

$$w = wedge + pc + pgf / \alpha - \beta U$$

où  $w$  est le salaire nominal,  $pc$  le prix à la consommation,  $wedge$  le coin fiscal-social (taux de cotisations sociales assises sur le salaire et taux d'imposition sur le revenu),  $U$  le taux de chômage et  $pgf$  la productivité globale des facteurs.

Le choix de modélisation des salaires n'est pas neutre et peut être discuté. La courbe WS bénéficie de fondements microéconomiques<sup>6</sup> mais induit mécaniquement une relation positive entre niveau des prélèvements sociaux et niveau du taux de chômage de long terme, ce qui fait l'objet de discussions. Empiriquement, pour la zone euro, il est apparu difficile d'obtenir une estimation robuste d'une relation de Phillips, peut-être en partie du fait du rapprochement d'une série stationnaire (la variation du logarithme du salaire réel) et d'une série que les tests statistiques désignent comme intégrée d'ordre 1 (le taux de chômage). Pour les résultats variantiels présentés dans la suite de l'article, on retient donc une spécification WS. Dans ce cadre, l'indexation à court terme du salaire sur le prix à la consommation est plus faible que dans la version du modèle de 2003 : elle est désormais de l'ordre de 0,51 le premier trimestre contre une indexation quasi unitaire auparavant.

### Le taux de chômage

Le taux de chômage d'équilibre est obtenu en rapprochant les équations de long terme de salaire et de frontière des prix des facteurs. Cette dernière équation relie les rémunérations du capital et du travail après maximisation du profit. Dans le cadre d'une spécification de type WS-PS, il s'exprime en fonction notamment des prélèvements sociaux ( $wedge$ ), des termes de l'échange intérieur (rapport du prix de consommation  $Pc$  au prix de valeur ajoutée  $Pva$ ) et du taux d'utilisation des capacités<sup>7</sup> :

$$u^* = \left[ (pc - pva) + wedge + \frac{\alpha}{1 - \alpha} tuc \right] / \beta$$

Du côté de l'offre de travail, on modélise l'évolution de la population active, qui dépend de

l'évolution démographique (population en âge de travailler) et pour partie également des conditions sur le marché du travail (population en emploi).

### Le bloc de commerce extérieur

Le bloc de commerce extérieur comprend la modélisation des échanges extérieurs (exportations et importations) en volumes et en prix. Deux options sont proposées suivant l'utilisation du modèle. Pour les exercices conjoncturels, il paraît essentiel de prendre en compte l'ensemble des biens et services pour décrire les dynamiques de court terme. Le modèle est donc estimé sur l'agrégat biens et services, intégrant à la fois les échanges extra-zone et intra-zone. À l'inverse, pour les exercices variantiels, la cohérence théorique compte plus que l'adéquation aux données. Seuls les échanges extra-zone disponibles sont ainsi pris en compte dans l'estimation. Dans ce dernier cas, les prix associés aux échanges extra-zone présentant des évolutions parfois très heurtées, l'indice de prix des échanges extra-zone est approché par l'indice de prix des échanges extra et intra-zone, plus lisse. Sauf mention contraire, les indications relatives aux équations du bloc extérieur dans la suite de l'article portent sur la modélisation extra-zone.

À long terme, l'élasticité des exportations à la demande mondiale est contrainte à l'unité, afin d'assurer l'existence à très long terme d'un sentier de croissance équilibré. L'élasticité des exportations à la compétitivité-prix à l'exportation est contrainte à 0,60 pour satisfaire la condition de Marshall-Lerner<sup>8</sup>. Ce sont les mêmes facteurs qui jouent à court terme : la demande mondiale et la compétitivité-prix. L'équation portant sur les importations est construite de manière symétrique. Les deux principaux déterminants des volumes d'importations de biens à long terme sont la demande intérieure et la compétitivité-prix à l'importation. On retrouve les mêmes variables pour les ajustements de

6. Bonnet et Mahfouz (1996) soulignent néanmoins que le cadre théorique de la courbe de Phillips et celui de la relation WS ne sont pas fondamentalement si éloignés.

7. Ce dernier s'écrit également comme le coût réel du capital (en logarithme, à une constante près) compte tenu de la condition du premier ordre dans la maximisation du profit en fonction du capital (Befy et al., 2003).

8. La condition de Marshall-Lerner assure l'existence d'une « courbe en J », selon laquelle une dévaluation a un impact d'abord négatif puis positif sur le solde de la balance commerciale. Cette condition est vérifiée lorsque la somme des élasticités-prix des exportations et des importations en valeur absolue est supérieure à 1.

court terme. Le prix d'exportation (respectivement d'importation) est modélisé comme la moyenne géométrique du coût salarial unitaire (respectivement du prix de valeur ajoutée) et d'un prix de référence étranger. Une variable représentative de la part croissante des pays émergents dans le commerce mondial, identique à celle utilisée dans les deux versions du modèle Mésange (cf. Klein et Simon, 2010, et Cabannes *et al.*, 2010), figure également dans ces équations pour prendre en compte la concurrence croissante des pays à bas coûts, qui induit une pression à la modération des prix des échanges. Cette variable n'est pas redondante dans la mesure où le prix de référence étranger également présent dans chaque équation de prix est défini sur un champ restreint de pays, majoritairement des vieux pays industrialisés (pour lesquelles des séries fiables de prix d'échanges sont disponibles sur suffisamment longue période). Enfin, le solde de la balance commerciale en biens (en volume) est estimé en fonction du solde de la balance commerciale tous biens et services (en volume).

### Les prix de demande

Les prix à la consommation et d'investissement sont, à long terme, une moyenne géométrique des prix intérieurs (prix de la valeur ajoutée) et des prix extérieurs (prix des importations). Faute de données sur la TVA par produit, on fait l'hypothèse que les taxes sur les produits ne concernent que la consommation. Les chocs de TVA transitent donc uniquement via le prix à la consommation.

### Les variables financières

Le taux d'intérêt à long terme (taux à dix ans) fait l'objet d'une modélisation. À long terme, il s'exprime comme une moyenne du taux d'intérêt à court terme (à trois mois) et de l'inflation. À court terme figurent les variations du taux court, de la valeur ajoutée et de l'inflation. Le déficit public exprimé en point de PIB ne figure plus dans la spécification retenue, faute d'adéquation aux données.

En fonctionnement normal, seul le taux d'intérêt à long terme est modélisé. Il est également possible de modéliser en option le taux à trois mois. On spécifie alors une fonction de réaction de la Banque centrale européenne. Taylor (1993) proposait de décrire le taux directeur

réel d'une banque centrale (la Réserve fédérale américaine dans son cas) comme une moyenne pondérée de l'écart entre productions effective et potentielle (ou *output gap*) et de l'écart entre l'inflation observée et l'inflation cible de la Banque.

$$R_t - \Pi_t = \bar{R} + 0,5 \cdot (\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,5 \cdot (Y_t - \bar{Y}_t) \quad (\text{règle de Taylor})$$

où  $R_t$  représente le taux directeur de la banque centrale (assimilé au taux d'intérêt à court terme),  $\Pi_t$  le taux d'inflation courant,  $Y_t - \bar{Y}_t$  l'*output gap*,  $\bar{R}$  le taux d'intérêt réel d'équilibre et  $\bar{\Pi}$  l'objectif d'inflation de long terme. Cette formulation suppose que le taux d'intérêt réel s'ajuste aux déviations de l'inflation par rapport à son sentier stationnaire et au creusement de l'écart de production. Lorsque l'activité est à son potentiel et que l'inflation est stabilisée, le taux d'intérêt réel est égal au taux réel neutre de l'économie.

Cette règle initiale est usuellement augmentée d'un terme de retard qui prend en compte l'ajustement progressif des taux d'intérêt directeurs en réponse aux évolutions conjoncturelles. On reprend ainsi la règle de Taylor inertielle avec anticipations adaptatives de Beffy *et al.* (2003) :

$$R_t = (1 - 0,85) [\bar{R} + \Pi_t + (\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,3(Y_t - \bar{Y}_t)] + 0,85R_{t-1}$$

Le coefficient correspondant à la prise en compte des pressions inflationnistes est égal à 1. Il est supérieur à celui correspondant à l'écart de production (égal à 0,3), ce qui est conforme à la priorité donnée par la BCE à la stabilité des prix.

### L'environnement international

L'environnement international de la zone euro est considéré comme exogène, en particulier la demande mondiale adressée à la zone, les prix des produits étrangers concurrençant les exportations européennes et les prix des matières premières. Le taux de change euro contre dollar est également considéré comme exogène dans le modèle. L'utilisation du modèle en variante permet tout particulièrement d'évaluer les effets des chocs affectant cet environnement international (change euro contre dollar, prix du pétrole, demande mondiale) sur l'économie de la zone.

## Des méthodes de *bootstrap* permettent de calculer des intervalles de confiance pour les variantes

L'analyse des résultats de variantes est considérablement enrichie si l'on dispose d'intervalles de confiance pour évaluer leur degré de précision et, plus particulièrement, apprécier la significativité des écarts au scénario central<sup>9</sup>.

### Le principe général

Le calcul des intervalles de confiance pour les variantes de modèles macro-économétriques traditionnels est moins documenté que pour les fonctions d'impulsion-réponse de modèles vectoriels autorégressifs (VAR). Les modèles macro-économétriques traditionnels sont en effet généralement de plus grande taille et ne sont pas strictement linéaires. Le calcul d'intervalles de confiance est dans ce cas beaucoup plus lourd, voire peu envisageable dès que les modèles dépassent une certaine taille<sup>10</sup>. Les méthodes utilisées sont pour la plupart inspirées de l'approximation asymptotique de Lütkepohl (1990), de la procédure paramétrique de Monte Carlo initiée par Doan (1990) ou de la méthode de *bootstrap* non paramétrique proposée par Runkle (1987). La méthode de Lütkepohl (1990) consiste à calculer formellement des intervalles de confiance en exploitant les propriétés asymptotiques des modèles VAR ; elle est difficilement adaptable aux gros modèles macro-économétriques, qui ont une structure plus complexe que celle des modèles VAR. On s'en tiendra donc aux méthodes de *bootstrap*, plus adaptées à la structure de MZE.

Le principe du *bootstrap* pour le calcul d'intervalles de confiance pour les résultats variantiels des modèles économétriques est le suivant. Les coefficients de court terme des équations économétriques du modèle considéré sont estimés avec une certaine imprécision. L'incertitude sur les coefficients se reporte sur les résultats des variantes : si l'on connaissait la vraie valeur des coefficients, les résultats variantiels seraient parfaitement précis. L'idée du *bootstrap* est donc d'obtenir un grand nombre de jeux de coefficients et de simuler des variantes à partir de chacun de ces jeux de coefficients. On déduit de cet ensemble de résultats varian-

tiels simulés un intervalle de confiance<sup>11</sup> pour la variante de référence<sup>12</sup>. Pour obtenir un grand nombre de jeux de coefficients, les équations du modèle sont estimées en utilisant à chaque fois des variables endogènes légèrement différentes, générées à partir du modèle en utilisant de nouveaux résidus. Ces nouveaux résidus sont rééchantillonnés à partir des résidus observés<sup>13</sup> (*bootstrap* non paramétrique).

### Premiers résultats : la mise en évidence de biais

Les premiers résultats obtenus à partir de cette procédure de *bootstrap* non paramétrique ont révélé l'existence d'un biais dans l'estimation des coefficients du modèle. Comme Sims et Zha (1999), on a en effet pu constater que nos résultats variantiels se situaient parfois légèrement en dehors de leur intervalle de confiance à 95 %.

À titre d'exemple, on reproduit ici la réponse trimestre par trimestre de quatre des principales variables endogènes du modèle à un choc permanent de 1 % sur la demande mondiale (cf. graphique I). Chacun des résultats variantiels est assorti d'un intervalle de confiance à 95 %. On constate que les résultats variantiels de référence (courbes en gras) sont très souvent au bord de leur intervalle de confiance (notamment pour l'effet à long terme d'un choc de demande mondiale sur le PIB de la zone euro).

Sims et Zha (1999), dans un article traitant du calcul d'intervalles de confiance pour les variantes de modèles linéaires dynamiques, ont été confrontés au même problème. Ils ont constaté que leurs résultats variantiels étaient parfois légèrement en dehors des intervalles de confiances calculés avec la méthode de Monte Carlo. Ils ont conclu que les coefficients estimés en première étape (à partir des variables observées) étaient biaisés et que ce biais se répercutait sur chacun des jeux de coefficients simulés par la suite. En effet, si les coefficients estimés n'étaient pas biaisés, ils permettraient en moyenne de reproduire les vraies valeurs des

9. Le scénario central décrit la trajectoire de l'économie de la zone euro en l'absence de choc.

10. L'innovation méthodologique réalisée pour le modèle MZE a été rendue possible par sa taille réduite.

11. Cette méthode est donc moins exigeante. Une explication détaillée sur l'utilisation des intervalles de confiance présentés ici figure dans Runkle (1987).

12. C'est-à-dire la variante réalisée sur le modèle dont le jeu de coefficients est celui des coefficients estimés.

13. Pour former un nouveau jeu de résidus, on tire à chaque date, avec remise, un vecteur de résidus parmi l'ensemble des réalisations, chaque trimestre de la période d'estimation correspondant à une réalisation.

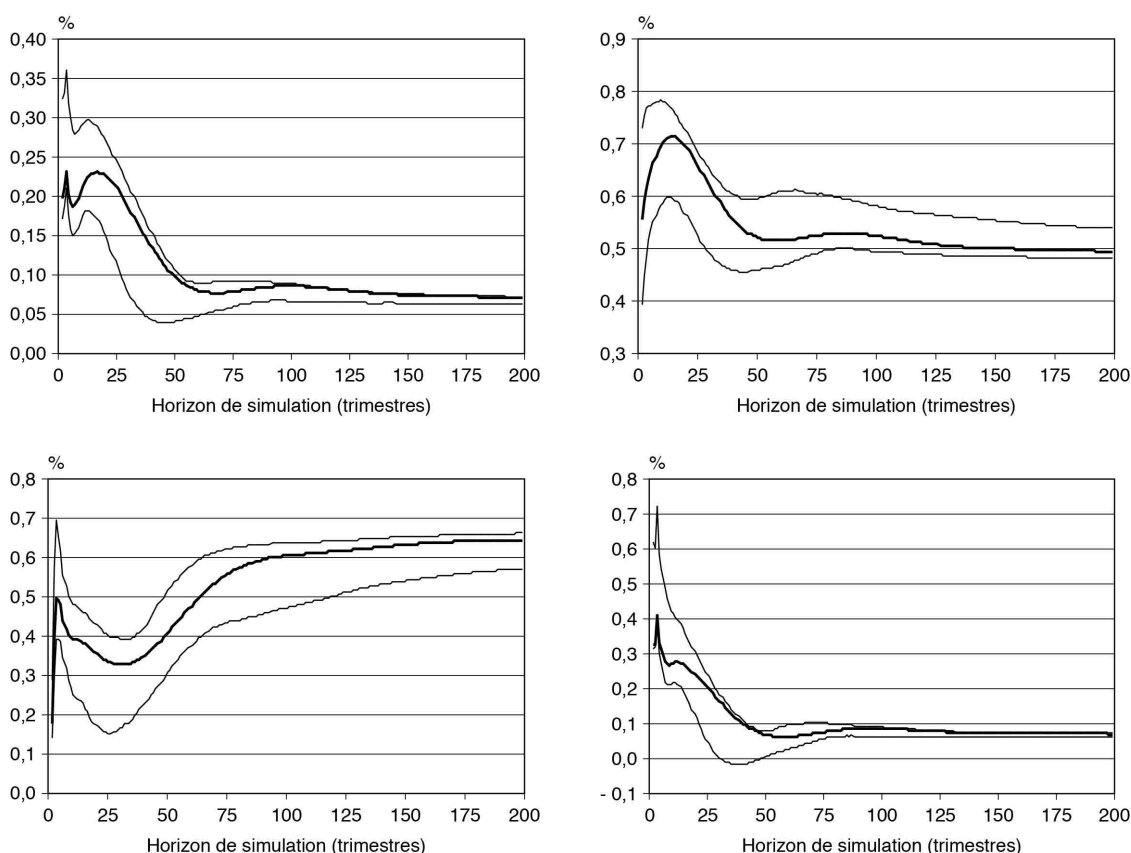
endogènes, même après rééchantillonnage des résidus. L'espérance des coefficients estimés à partir des endogènes simulées serait donc égale à la valeur des coefficients estimés et la moyenne des résultats variantiels serait identique aux résultats de la variante de référence. Autrement dit, l'intervalle de confiance devrait être centré autour de la variante de référence. Il serait donc très improbable que les résultats de la variante de référence se situent en dehors de leurs intervalles de confiance, voire même au voisinage d'une de leurs limites.

### Le calcul d'intervalles de confiance

Kilian (1998) a, lui aussi, été confronté à ce problème de biais d'estimation des coefficients : le biais était causé par la taille trop réduite des séries dont il disposait. Il a donc proposé une méthode de « *bootstrap after bootstrap* » pour corriger le biais affectant ses coefficients estimés (cf. annexe 3). Cette méthode de correction de biais de petit échantillon a par la suite été

répliquée par Sims et Zha (1999) puis par Fair (2003). Elle se déroule en deux étapes. La première étape consiste à estimer le biais affectant chaque coefficient estimé, à l'aide de la moyenne des jeux de coefficients obtenus par la méthode de *bootstrap* décrite ci-dessus. En théorie, cette moyenne devrait correspondre à l'estimateur observé si ce dernier était sans biais. En pratique, il existe un écart entre les deux, qui est un indicateur approximatif de l'ampleur des biais. On déduit alors un nouvel estimateur en retranchant de l'estimateur initial cet écart. La seconde étape consiste à dérouler l'algorithme du *bootstrap* pour le calcul des intervalles de confiance en corrigeant du biais les coefficients lors de chacune des 1 000 itérations effectuées. Cette méthode de correction partielle appliquée à *MZE* permet d'éviter à la variante de référence d'être trop excentrée par rapport aux bornes de l'intervalle de confiance. Les coefficients ainsi corrigés ont cependant une variance plus élevée, ce qui se traduit par des intervalles de confiance plus larges. Ces intervalles restent cependant suffisamment

Graphique I  
Effets d'une hausse de 1 % de la demande mondiale dans *MZE* : résultats obtenus en l'absence de correction des biais affectant les coefficients estimés du modèle



Lecture : la courbe épaisse représente la réponse de la variable endogène à un choc permanent de 1 % de la demande mondiale et les deux courbes fines représentent les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % de la variante de référence.  
Champ : zone euro.  
Source : Calculs des auteurs.



étroits pour garantir la significativité des résultats variantiels (cf. graphique II). Enfin les intervalles de confiance calculés par *bootstrap* paramétrique (méthode de Monte-Carlo) sont très proches de ceux issus de la méthode non-paramétrique.

Au total, les biais affectant les coefficients estimés seraient d'ampleur relativement réduite, au sens où les intervalles de confiance des coefficients obtenus par *bootstrap* contiennent l'estimateur des moindres carrés ordinaires. Néanmoins, un des coefficients du modèle est significativement biaisé : il s'agit de l'élasticité contemporaine de court terme de l'investissement à la valeur ajoutée (équation d'investissement en volume).

## Les propriétés de quelques variantes analytiques

La qualité d'un modèle s'apprécie également à ses réponses face à des chocs économiques permanents. À titre illustratif, on présente ici

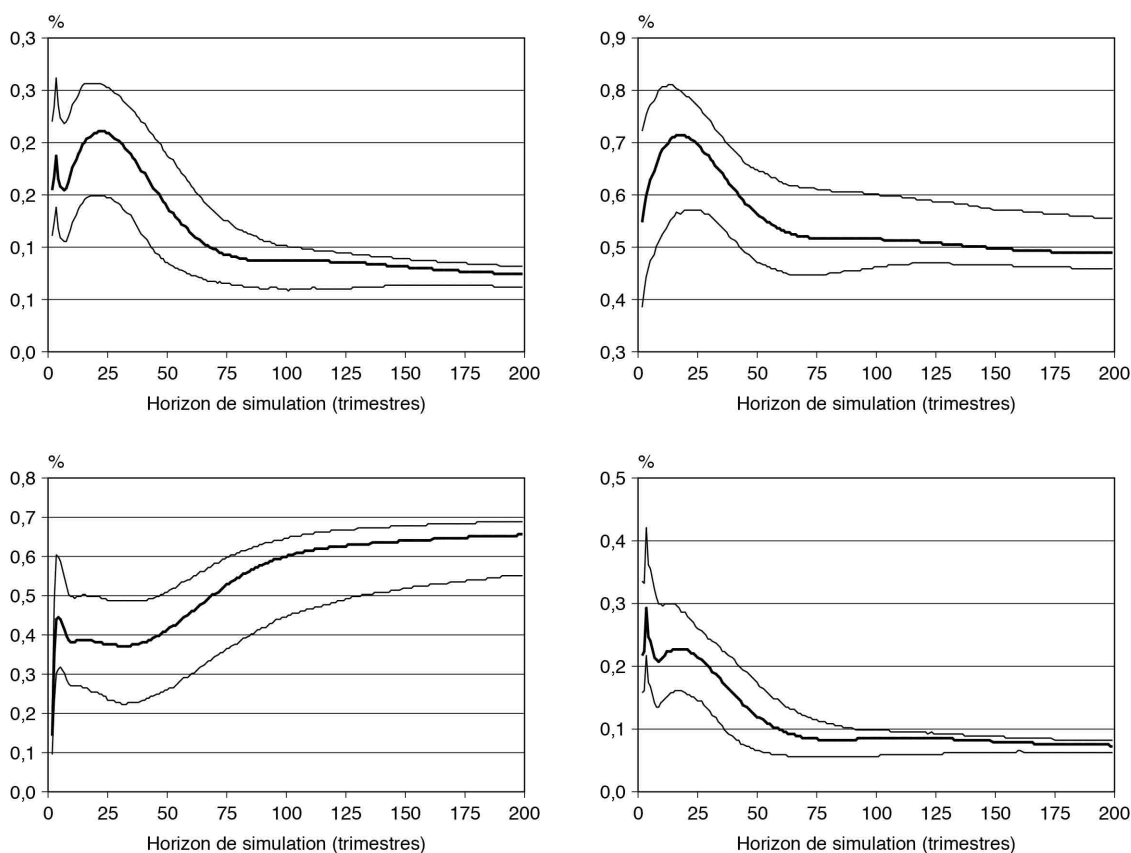
quelques-unes des variantes les plus intéressantes. On se place dans un cadre où le taux de change et le taux d'intérêt réel sont exogènes. L'annexe 4 présente l'ensemble des résultats variantiels, assortis d'intervalles de confiance. Les variantes ont été réalisées à partir du modèle avec les nouveaux coefficients estimés corrigés du biais de petit échantillon car il constitue la version opérationnelle du modèle *MZE*.

## Chocs extérieurs

### Une hausse de 1 % de la demande mondiale

Il s'agit d'un choc de demande. À court terme, une augmentation de la demande mondiale stimule les exportations et donc l'activité économique. Cela entraîne une hausse de la demande intérieure et une légère diminution du taux de chômage. En un an, l'impact global sur le PIB est de près de 0,19 %, avec un intervalle de confiance à 95 % de [0,14 ; 0,26]. Avec la

Graphique II  
Effets d'une hausse de 1 % de la demande mondiale dans *MZE* : résultats obtenus après correction des biais affectant les coefficients estimés du modèle



Lecture : la courbe épaisse représente la réponse de la variable endogène à un choc permanent de 1 % de la demande mondiale et les deux courbes fines représentent les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % de la variante de référence.  
Champ : zone euro.  
Source : calculs des auteurs.

baisse du chômage et les pressions du côté de la demande, une réaction inflationniste se met en place, entraînant au cours de la deuxième année une hausse des salaires et des prix à la production de 0,10 % par rapport à leur niveau de référence. À long terme, l'effet expansionniste s'annule presque entièrement ; l'écart du PIB au compte central devient égal à 0,09 %, avec un intervalle de confiance à 95 % de [0,08 ; 0,11]. Toutefois le niveau des salaires nominaux et des prix à la consommation est durablement plus élevé que dans le compte central. Par rapport à la version de 2003, le modèle est moins inflationniste et amplifie moins le choc de demande : le niveau des salaires nominaux augmente de 1,87 % à long terme, contre 4,44 % dans la version de 2003.

#### *Une hausse de 10 % du prix des matières premières*

Le prix du pétrole (prix du baril de Brent en dollars) n'intervient pas en tant que tel mais contribue très largement aux variations d'un prix agrégé des matières premières qui constitue une des variables exogènes du modèle.

À très court terme, une hausse de 10 % de ce prix augmente le prix des importations de 0,9 % (ce qui reflète simplement la part des importations de pétrole dans l'ensemble des importations, égale à 9 %). Cette hausse du prix des produits importés se répercute dans les prix à la consommation et pèse ainsi négativement sur la consommation des ménages. L'inflation importée affecte aussi les salaires nominaux, ce qui déclenche une boucle prix-salaires. Au bout du compte, comme attendu, ce choc est principalement inflationniste, aussi bien à court terme qu'à long terme.

### **Chocs monétaires et financiers**

#### *Une dépréciation de 10 % du taux de change nominal de l'euro contre le dollar*

La dépréciation de l'euro par rapport au dollar réduit le prix des produits exportés de la zone euro par rapport à celui des produits originaires du reste du monde et, par conséquent, accroît les exportations de la zone euro. Néanmoins, à très court terme, cet effet favorable à la balance commerciale est contrebalancé par des importations plus coûteuses. Il faut donc attendre plusieurs trimestres pour que la balance commerciale s'améliore. L'inflation importée pousse les prix à la consommation à la hausse. Du fait

d'une augmentation de l'emploi, le revenu disponible réel des ménages n'est pas affecté et soutient la demande intérieure. À long terme, ce type de choc n'a pas d'effet sur l'activité réelle et reste purement nominal.

La prise en compte de la règle de Taylor aboutit à une légère stimulation de l'activité. Ce paradoxe apparent s'explique par le fait que, dans la version du modèle sans règle de Taylor, le taux d'intérêt réel à court terme est exogène. Dans ce cas, le taux nominal suit les variations de l'inflation, elle-même particulièrement affectée par ce choc.

#### *Une hausse de 100 points de base des taux d'intérêt*

Cette variante correspond à une augmentation de 100 points de base du taux d'intérêt à trois mois. Le taux à dix ans, endogène dans le modèle, s'ajuste partiellement à cette augmentation. La hausse du taux d'intérêt joue directement un rôle négatif sur l'investissement et la consommation et entraîne ainsi une baisse de la production, avec près de 0,07 % d'écart au niveau de référence au bout de trois ans, l'intervalle de confiance à 95 % étant de [-0,11 ; -0,04]. La contraction de l'activité entraîne une hausse du chômage et pousse les prix à la baisse, ce qui déclenche une spirale désinflationniste des prix et des salaires nominaux. À long terme, l'augmentation des taux d'intérêt freine l'accumulation du capital et affecte durablement le niveau du PIB, inférieur de près de 0,37 % à son niveau de référence, avec un intervalle de confiance à 95 % de [-0,40 ; -0,34].

Le modèle AWM de la BCE (Christoffel *et al.*, 2008) rend compte de réponses analogues, mais ses effets désinflationnistes sont plus précoces et plus marqués, en raison de la dynamique endogène du change. En effet, près des deux tiers de l'effet obtenu sur la première année provient de l'ajustement du change.

### **Un choc de dépenses publiques : une hausse de la consommation publique de 1 point de PIB**

Ce choc est un choc classique de demande pour tout modèle macroéconomique. Dans le cas de la nouvelle version de *MZE*, le modèle ne comporte pas de rétroaction fiscale pour ajuster les dépenses publiques excessives et garantir la viabilité budgétaire. L'augmentation des dépenses publiques se répercute sur l'activité globale et

stimule l'investissement et l'emploi. La hausse du revenu des ménages (en termes réels) renforce la consommation, qui bénéficie en partie aux importations, en dégradant alors la balance commerciale. L'impact sur l'activité atteint son maximum au cours du deuxième trimestre après le choc, où l'écart du PIB au compte central s'élève à 0,93 %. L'intervalle de confiance à 95 % est de [0,74 ; 1,12]. Le multiplicateur « keynésien » de la dépense publique est ainsi de l'ordre de l'unité. L'accroissement de la demande pousse à la hausse le prix à la consommation et le prix de valeur ajoutée, ce qui compense partiellement la croissance du salaire nominal. À long terme, les impacts sont pour la plupart inflationnistes, avec un effet résiduel de l'ordre de 0,26 % sur le niveau d'activité principalement dû à l'absence de contrainte budgétaire dans le modèle.

#### **Un choc « d'offre » structurel : une hausse de 1 % de la productivité globale des facteurs**

Ce choc sur la productivité globale des facteurs, consécutif à un changement technologique améliore en permanence le niveau de la productivité. À court terme, une amélioration de la productivité augmente les salaires réels mais fait baisser

l'emploi, la demande restant inchangée. Comme le coût unitaire du travail diminue, les entreprises réagissent en ajustant à la baisse leur prix de production, ce qui restaure le revenu réel disponible des ménages. Au bout de cinq ans, le PIB augmente de 0,28 %. L'intervalle de confiance à 95 % est de [0,20 ; 0,45]. Les gains de productivité bénéficient finalement aux travailleurs via une augmentation du salaire réel, mais sans effet positif sur l'emploi.

\* \*  
\*

Certains comportements ou agents économiques ne sont pas encore modélisés dans MZE, laissant la place à plusieurs pistes d'amélioration. Dans le modèle actuel, il n'y a pas de règle de bouclage des finances publiques. Par conséquent, l'augmentation de la dette publique consécutive à une augmentation des dépenses publiques ne déclenche pas de mesures fiscales rétroactives. Les simulations de dépenses publiques ne peuvent donc pas être considérées comme réalistes au-delà du court-moyen terme. Une autre amélioration possible serait d'affiner la description du « reste du monde » spécifiant par exemple un modèle analogue pour les États-Unis, partenaire commercial privilégié de la zone euro. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Adjemian S., Cahn C., Devulder A. et Maggiani N. (2009)**, « Variantes en univers incertain », *Document de travail*, Banque de France, n° 236.

**Beffy P.-O., Bonnet X., Montfort B. et Darracq-Pariès M. (2003)**, « MZE, un modèle macro-économique pour la zone euro », *Économie et Statistique*, n° 367, pp. 3-37.

**Bonnet X. et Mahfouz S. (1996)**, « The Influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the Nairu : the Case of France », *Document de travail*, Insee, n° G9611.

**Bourquard V., Carnot N., Deruennes A. et Pamies-Sumner S. (2005)**, « Une maquette de prévision à court terme pour la France », *Document de travail*, DGTPE.

**Cabannes P.-Y., Erkel-Rousse H., Lalanne G., Monso O. et Pouliquen E. (2010)**, « Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000.

Tome 2 - « Version avec volumes à prix chaînés », *Document de travail*, Insee, n° G2010/17.

**Christoffel K., Coenen G. et Warne A. (2008)**, « The New Area-Wide Model of Euro Area. A Micro-Founded Open-Economy Model for Forecasting and Policy Analysis », *Working Paper*, ECB, n° 944.

**Doan T.A. (1990)**, « RATS User's Manual Version 3.10 », *VAR Econometrics*.

**Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001)**, « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », *Working Paper*, ECB, n° 42.

**Fair R. (2003)**, « Bootstrapping Macroeconometric Model », *Cowles Foundation Discussion Paper*, n° 1345, Cowles Foundation, Yale University.

**Gomes S., Jacquinet P. et Pisani M. (2010)**, « The EAGLE - A Model for Policy Analysis of

Macroeconomic Interdependence in the Euro Area », *Working Paper*, ECB, n° 1195.

**Klein C. et Simon O. (2010)**, « Le modèle Mésange réestimé en base 2000. Tome 1 - Version avec volumes à prix constants », *Document de travail*, Insee, n° G2010/03, et DGTPE, n° 2010/02.

**Insee (2007)**, « Méthodologie des volumes en prix chaînés », [http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat\\_trim/Pub\\_Meth/M %E9thodologie CT prix cha %EEn %E9s.pdf](http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat_trim/Pub_Meth/M%20M%20thodologie%20CT%20prix%20cha%20en%20E9s.pdf)

**Kilian L. (1998)**, « Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n° 2, pp. 218-230.

**Lütkepohl H. (1990)**, « Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions and Forecast Error Variance Decompositions of Vector Autoregressive models », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, n° 1, pp. 116-125.

**McAdam P. et Morgan J. (2001)**, « The Monetary Transmission Mechanism at the Euro-Area Level : Issues and Results using Structural Macroeconomic Models », *Working Paper*, ECB, n° 93.

**NIESR (2008)**, « NiGEM Model and software », *National Institute of Economic and Social Research*.

**Peersman G. et Smets F. (2001)**, « The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area : More Evidence from VAR Analysis », *Working Paper*, ECB, n° 91.

**Runkle D.E. (1987)**, « Vector Autoregressions and Reality », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 5, n° 4, pp. 437-442.

**Sims C.A et Zha T. (1999)**, « Error Bands for Impulse Responses », *Econometrica*, vol. 67, n° 5, pp. 1113-1156.

**Taylor J.B. (1993)**, « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, n° 1, pp. 195-214.

## DICTIONNAIRE DES VARIABLES

Les variables auxquelles il est fait référence dans cet article sont définies ci-dessous. Par convention, un nom de variable commençant par une minuscule désigne un logarithme, tandis qu'un nom de variable commençant par une majuscule désigne un niveau. Les lettres grecques désignent des paramètres positifs.

Symbole	Nom
$\alpha$	Part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée
$c$	Consommation des ménages
$compet$	Indice de compétitivité déflaté par le prix des exportations
$compit$	Prix des importations déflaté par le prix de la valeur ajoutée
$compithe$	Prix des importations (hors biens énergétiques) déflaté par le prix de la valeur ajoutée
$csu$	Coût salarial unitaire
$\delta$	Taux de déclasserement du capital
$df$	Demande finale
$Dfinhs$	Demande finale hors stocks
$dm$	Demande mondiale
$I$	Investissement
$I_{1992T4}$	Indicatrice pour le trimestre 4 de 1992
$I_{01T102T2}$	Indicatrice pour la période couvrant le trimestre 1 de 2001 au trimestre 2 de 2002
$I_{be93T1}$	Indicatrice pour la période se terminant avant le trimestre 1 de 1993
$k$	Capital
$m$	Importations en biens
$l$	Emploi
$ls$	Population active
$part_eme$	Part des pays émergents dans le commerce mondial
$pc$	Prix à la consommation
$pgf$	Productivité globale des facteurs
$pi$	Prix de l'investissement
$pm_{he}$	Prix des importations (hors énergie)
$pva$	Prix de valeur ajoutée
$px$	Prix des exportations
$pop1564$	Population en âge de travailler
$prixetext$	Prix étrangers
$\Pi$	Taux d'inflation
$\bar{\Pi}$	Cible d'inflation de long terme
$\bar{R}$	Taux d'intérêt réel d'équilibre
$R3m$	Taux d'intérêt à court terme
$R10a$	Taux d'intérêt à long terme
$rdb$	Revenu disponible brut
$stocks$	Stocks
$t$	Tendance linéaire, égale à 0 en T1 2000
$t_{des95T1}$	Tendance linéaire à partir du premier trimestre 1995, égal à 0 avant.
$Taxe$	TVA
$tuc$	Taux d'utilisation des capacités
$U$	Taux de chômage
$va$	Valeur ajoutée en volume
$w$	Salaires
$wb$	Masse salariale
$wedge$	Coin fiscal-social
$x$	Exportations en biens
$Y_t - \bar{Y}_t$	Écart entre productions effective et potentielle ( <i>output gap</i> )

## PRÉSENTATION DES PRINCIPALES ÉQUATIONS ESTIMÉES DU MODÈLE MZE

On renseigne pour chaque équation sa relation de cointégration ou relation de long terme, période d'estimation, ainsi que les statistiques suivantes obtenues après correction des biais :  $R^2$ , Durbin-Watson et écart-type de la régression (SER).

Les nombres sous les coefficients estimés sont les statistiques de Student obtenues lors de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les coefficients contraints sont signalés par un c.

### Taux d'utilisation des capacités de production

$$\Delta tuc = 0,99 + 0,31 \Delta tuc_{-1} + 0,78 \Delta (va - k) - 0,004 I_{be93T1} - 0,01 I_{1992T4} - 0,02 I_{1993T3}$$

4,26    3,89
5,58
-2,96
-1,99
-3,10

$$- 0,14 (tuc - (va - k))_{-1}$$

-4,26

Relation de cointégration :  $tuc = va - k$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2  $R^2 = 0,47$  DW = 2,43 SER = 0,006

### Consommation des ménages (volumes en prix chaînés)

$$\Delta c = 0,25 - 0,34 \Delta c_{-1} - 0,14 \Delta_4 pc_{-2} + 0,27 \Delta (wb - pc) - 0,01 I_{1987T1} - 0,01 I_{1993T2}$$

2,67    -4,64
-5,91
4,73
-3,09
-4,68

$$- 0,05 \left[ c - (rd b - pc) + 0,40 (R10a - \Delta_4 pc) \right]_{-1}$$

-2,59

Relation de cointégration :  $c = rdb - pc - 0,40(R10a - \Delta_4 pc)$

Période d'estimation : 1981T3-2008T2  $R^2 = 0,54$  DW = 1,90 SER = 0,003

### Investissement (volumes en prix chaînés)

$$\Delta i = -0,15 + 0,22 \Delta i_{-2} + 1,47 \Delta va - 0,03 I_{1985T1} - 0,03 I_{1987T1} - 0,02 I_{1996T1}$$

-3,67    3,21
9,19
-3,74
-3,18
-2,19

$$- 0,10 \left[ i - va + 0,80 (R10a - \Delta_4 pi + \delta) \right]_{-1}$$

-3,53

Relation de cointégration :  $i = va - 0,80(R10a - \Delta_4 pi + \delta)$

Période d'estimation : 1982T1-2008T2  $R^2 = 0,61$  DW = 1,66 SER = 0,008

### Variations de stocks (volumes en prix chaînés)

$$\frac{\Delta Stocks}{Dfinhs_{-1}} = -0,001 + 0,41 \frac{\Delta Stocks_{-1}}{Dfinhs_{-2}} + 0,17 \Delta \log(Dfinhs)_{-1} + 0,15 \Delta \log(Dfinhs)_{-2} - 0,004 I_{be87T3}$$

-2,33    5,32
3,90
3,41
-4,93

Période d'estimation : 1981T4-2008T2  $R^2 = 0,68$  DW = 2,20 SER = 0,003

### Exportations de biens (extra-zone, volumes en prix chaînés)

$$\Delta x = 0,49 + 0,59 \Delta dm + 0,21 \Delta compet + 0,10 \Delta compet_{-1} - 0,01 I_{be89T1} - 0,04 I_{1991T2} - 0,04 I_{1995T3}$$

2,68    6,33
3,54
1,75
-2,80
-2,46
-2,68

$$- 0,07 \left[ x - dm - 0,60 compet + 0,005t \right]_{-1}$$

-2,65

Relation de cointégration :  $x = dm + 0,60 compet - 0,005t$

Période d'estimation : 1980T4-2008T2  $R^2 = 0,47$  DW = 1,98 SER = 0,015

### Importations de biens (extra-zone, volumes en prix chaînés)

$$\Delta m = -0,07 + 0,28 \Delta m_{-2} + 1,76 \Delta df + 0,22 \Delta x_{-1} + 1 \Delta compithe_{-1} + 0,02 I_{be85T1} - 0,04 I_{1995T1} - 0,06 I_{2001T1}$$

-2,25    3,42
5,63
3,28
c
1,79
-2,63
-4,27

$$- 0,03 \left[ m - df + 0,60 compit - 0,04t \right]_{-1}$$

-2,24

Relation de cointégration :  $m = df - 0,60 compit + 0,004t$

Période d'estimation : 1981T1-2008T2  $R^2 = 0,52$  DW = 1,95 SER = 0,014

### Prix d'exportations de biens (extra-zone)

$$\Delta px = -0,003 + 0,17 \Delta \text{prixetext} + 0,27 \Delta px_{-1} + 0,81 \Delta csu + 0,01 I_{1990T4} - 0,02 I_{1991T2} + 0,02 I_{1995T1} + 0,004 I_{2003T4}$$
$$\begin{matrix} -2,12 & 9,93 & 4,47 & 8,09 & 2,89 & -3,95 & 4,75 & 3,26 \end{matrix}$$
$$- 0,03 \left[ px - 0,57 csu - (1 - 0,57) \text{prixetext} + 0,17 \text{part\_eme} \right]_{-1}$$
$$\begin{matrix} -1,83 & c & c & c & c & c & c & c \end{matrix}$$

Relation de cointegration :  $px = 0,57 csu + 0,43 \text{prixetext} - 0,17 \text{part\_eme}$

Période d'estimation : 1983T1-2008T2  $R^2 = 0,70$  DW = 1,98 SER = 0,005

Note : La somme des deux coefficients de long terme a été contrainte à valoir 1 pour assurer l'existence d'un sentier de croissance équilibré à long terme.

### Prix d'importations de biens hors énergie (extra-zone)

$$\Delta pm_{he} = 0,002 + 0,23 \Delta pm_{he-1} + 0,13 \Delta \text{prixetext} + 0,13 \Delta \text{prixetext}_{-1} + 0,47 pva$$
$$\begin{matrix} 0,75 & 2,78 & 4,28 & 3,83 & 3,54 \end{matrix}$$
$$- 0,02 I_{1990T3} + 0,02 I_{1990T4} + 0,03 I_{1995T1} - 0,01 I_{01T102T2}$$
$$\begin{matrix} -2,85 & 2,87 & 3,62 & -2,46 \end{matrix}$$
$$- 0,06 \left[ pm_{he} - 0,55 \text{prixetext} - 0,45 pva + 0,23 \text{part\_eme} \right]_{-1}$$
$$\begin{matrix} -2,51 & c & c & c & c \end{matrix}$$

Relation de cointegration :  $pm_{he} = 0,55 \text{prixetext} + 0,45 pva - 0,23 \text{part\_eme}$

Période d'estimation : 1982T2-2008T2  $R^2 = 0,71$  DW = 2,25 SER = 0,008

### Prix de l'investissement

$$\Delta pi = 0,0002 + 0,77 \Delta pva + 0,11 \Delta pm + 0,002 I_{be95T1}$$
$$\begin{matrix} 0,54 & 10,86 & 5,48 & 3,28 \end{matrix}$$
$$- 0,07 \left( pi - 0,88 pva - (1 - 0,88) pm \right)_{-1}$$
$$\begin{matrix} -3,72 & 115,71 & c \end{matrix}$$

Relation de cointegration :  $pi = 0,88 pva + 0,12 pm$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2  $R^2 = 0,64$  DW = 2,01 SER = 0,003

### Prix de la valeur ajoutée

$$\Delta pva = -0,64 + 0,46 \Delta w + 0,07 \Delta pm_{he-1} - 0,003 I_{90T4-92T1} - 0,003 I_{99T2-01T2}$$
$$\begin{matrix} -3,13 & 10,14 & 3,36 & -1,97 & -2,09 \end{matrix}$$
$$- 0,09 (pva - w + pgf/\alpha - (1 - \alpha)/\alpha * tuc)_{-1}$$
$$\begin{matrix} -3,14 \end{matrix}$$

Relation de cointegration :  $pva = w - pgf/\alpha + (1 - \alpha)/\alpha * tuc$

Période d'estimation : 1980T4-2008T2  $R^2 = 0,55$  DW = 2,11 SER = 0,003

### Prix à la consommation

$$\Delta (pc - \log(1 + \text{Taxe})) = -0,01 + 0,81 \Delta pva + 0,11 \Delta pm - 0,01 I_{1984T3}$$
$$\begin{matrix} -3,76 & 13,37 & 5,25 & -3,43 \end{matrix}$$
$$- 0,08 \left( pc - \log(1 + \text{Taxe}) - 0,90 pva - 0,10 pm \right)_{-1}$$
$$\begin{matrix} -3,94 & c & c \end{matrix}$$

Relation de cointegration :  $pc - \log(1 + \text{Taxe}) = 0,90 pva + 0,10 pm$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2  $R^2 = 0,73$  DW = 1,84 SER = 0,003

### Salaires (WS)

$$\Delta w = 0,20 + 0,51 \Delta pc - 0,02 I_{1984T2} + 0,004 I_{be95T1}$$
$$\begin{matrix} 4,11 & 6,96 & -3,54 & 3,38 \end{matrix}$$
$$- 0,05 \left( w - (\text{wedge} + pc + pgf/\alpha) + 0,02 U \right)_{-1}$$
$$\begin{matrix} -4,06 & c \end{matrix}$$

Relation de cointegration :  $w = \text{wedge} + pc + pgf/\alpha - 0,02 U$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2  $R^2 = 0,59$  DW = 1,88 SER = 0,005

### Emploi

$$\Delta l = 0,09 + 0,48 \Delta l_{-1} + 0,17 \Delta va + 0,06 \Delta va_{-1} - 0,09 \Delta(w - pva) - 0,0004 l_{be92T1}$$

4,05    6,20            5,55            1,68            -3,80            -1,26

$$- 0,06 \left( l - va + w - pva + 0,004t \right)_{-1}$$

Relation de cointegration :  $l = va - (w - pva) - 0,004t$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2  $R^2 = 0,76$  DW = 2,29 SER = 0,001

### Taux d'intérêt de long terme

$$\Delta R10a = 0,13 + 0,17 \Delta R3m + 0,18 \Delta va + 0,11 \Delta(\Delta pc) + 0,32 \Delta R10a_{-1} - 0,92 l_{1986T2} + 1,19 l_{1994T2}$$

1,66    3,30            2,65            2,60            4,61            -2,87            4,10

$$- 0,12 \left( R10a - 0,62 R3m - 0,38 \Delta_4 pc \right)_{-1}$$

Relation de cointegration :  $R10a = 0,62 R3m + 0,38 \Delta_4 pc$

Période d'estimation : 1981T3-2008T2  $R^2 = 0,53$  DW = 2,13 SER = 0,277

### Population active

$$\Delta ls = -0,02 + 0,27 \Delta ls_{-1} + 0,36 \Delta l + 0,50 \Delta pop1564$$

-3,58    2,91            9,98            4,49

$$- 0,11 \left( ls - 0,30 l - 0,70 pop1564 - 0,001t - 0,002t_{des95T1} \right)_{-1}$$

Relation de cointegration :  $ls = 0,30 l + 0,70 pop1564 + 0,001t + 0,002t_{des95T1}$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2  $R^2 = 0,58$  DW = 1,90 SER = 0,001

### Règle de Taylor contrainte

$$R_t = (1 - 0,85) \left[ \bar{R} + \Pi_t + (\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,3(Y_t - \bar{Y}_t) \right] + 0,85 R_{t-1}$$



### CALCUL DES NOUVEAUX COEFFICIENTS ET DES INTERVALLES DE CONFIANCE CENTRÉS

Kilian (1998) a proposé une méthode de correction dite de *Bootstrap after bootstrap* adaptée aux intervalles de confiance pour les fonctions impulsion-réponse. Fair (2003) a appliqué cette méthode aux intervalles de confiance pour les variantes de modèles macroéconométriques traditionnels.

Cette méthode se déroule en deux étapes : dans un premier temps, on cherche à évaluer les biais de petit échantillon affectant les coefficients estimés (étape i à vii). Dans un deuxième temps, on applique l'algorithme de *bootstrap* en utilisant les nouveaux coefficients (étape viii à xii).

#### L'algorithme de *bootstrap after bootstrap* de Kilian (1998)

- i. Estimer l'ensemble des équations du modèle par les MCO et garder en mémoire les résidus  $\hat{u}$  et les coefficients estimés  $\hat{\beta}$ .

Itérer un grand nombre de fois (par exemple 1 000 fois) les étapes (ii) à (iv) suivantes :

- ii. Générer, à chaque itération  $i$ , un nouveau jeu de résidus  $\hat{u}_i^*$  en tirant des vecteurs de résidus de façon aléatoire, avec remise, dans leurs réalisations (*bootstrap* non paramétrique).
- iii. Simuler le modèle sur la période d'estimation en utilisant les nouvelles séries de résidus  $\hat{u}_i^*$  et les variables exogènes observées.
- iv. Réestimer l'ensemble des équations du modèle en utilisant les nouvelles séries d'endogènes. Sauvegarder le nouveau jeu de coefficients  $\hat{\beta}_i^*$ .
- v. Calculer la moyenne des 1 000 vecteurs de coefficients estimés, qu'on notera  $\bar{\hat{\beta}}^*$ . L'estimation par *bootstrap* du vecteur des biais sur les coefficients estimés est définie par  $\hat{\Psi} = \bar{\hat{\beta}}^* - \hat{\beta}$ .
- vi. Réestimer les constantes de chaque équation du modèle en utilisant le vecteur de coefficients (hors constantes)  $(\hat{\beta} - \hat{\Psi})$ . De cette façon, les résidus du modèle seront toujours centrés. On note  $\tilde{\beta}$  le vecteur des coefficients valant  $(\hat{\beta} - \hat{\Psi})$  exception faite des constantes, qui ont été recalculées de telle sorte que les résidus soient centrés. Le vecteur des biais estimés (avec constantes ajustées) est  $\theta = \hat{\beta} - \tilde{\beta}$ .
- vii. « Caler » le modèle : calculer les résidus  $\tilde{u}$  du modèle sur la période d'estimation, à partir des vraies variables endogènes et des coefficients  $\tilde{\beta}$ .

Itérer un grand nombre de fois les étapes (viii) à (xi) suivantes :

- viii. Générer un nouveau jeu de résidus  $\tilde{u}_i^*$  (*bootstrap* non paramétrique à partir de  $\tilde{u}$ ).
- ix. Simuler le modèle sur la période d'estimation en utilisant les nouvelles séries de résidus  $\tilde{u}_i^*$  et les variables exogènes observées. Sauvegarder les séries des variables endogènes ainsi obtenues.
- x. Réestimer l'ensemble des équations du modèle en utilisant les nouvelles séries des variables endogènes. Corriger les coefficients obtenus du biais estimé  $\theta$ .
- xi. Effectuer une variante.
- xii. Une fois que l'on dispose de 1000 résultats variantiels, écarter à chaque date les 5 % de résultats les plus extrêmes et en déduire un intervalle de confiance à 95 %.

## CAHIER DE VARIANTES AVEC SPÉCIFICATION WS-PS DE L'ÉQUATION DE SALAIRE

Les tableaux ci-dessous présentent, à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré), le pourcentage d'écart entre la variante et le compte central. Les résultats suivis d'un astérisque (\*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %. Ceux suivis de deux astérisques (\*\*) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Tableau A  
Hausse de 1 % de la demande mondiale

	Écart au compte central (%)							
	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0.18 [0,13;0,26]	0.20 [0,14;0,27]	0.22 [0,17;0,29]	0.19 [0,14;0,26]	0.18 [0,13;0,24]	0.21 [0,16;0,26]	0.23 [0,18;0,29]	0.09 [0,08;0,11]
Consommation	0.01 [0,00;0,02]	0.02 [0,01;0,04]	0.03 [0,02;0,05]	0.04 [0,02;0,07]	0.05 [0,02;0,09]	0.06 [0,02;0,11]	0.08 [0,01;0,14]	0.20 [0,17;0,22]
Investissement	0.27 [0,19;0,40]	0.28 [0,20;0,39]	0.36 [0,27;0,50]	0.30 [0,22;0,42]	0.25 [0,17;0,35]	0.26 [0,19;0,34]	0.26 [0,20;0,33]	0.09 [0,08;0,11]
Exportations de biens (extra-zone)	0.59 [0,43;0,76]	0.61 [0,47;0,77]	0.64 [0,50;0,79]	0.66 [0,52;0,80]	0.71 [0,58;0,83]	0.75 [0,62;0,84]	0.77 [0,65;0,84]	0.37 [0,27;0,43]
Importations de biens (extra-zone)	0.18 [0,12;0,26]	0.40 [0,28;0,56]	0.53 [0,38;0,72]	0.52 [0,39;0,69]	0.46 [0,34;0,57]	0.46 [0,33;0,58]	0.44 [0,30;0,58]	0.81 [0,72;0,91]
Demande intérieure	0.10 [0,07;0,15]	0.15 [0,11;0,21]	0.20 [0,14;0,27]	0.16 [0,12;0,22]	0.12 [0,08;0,18]	0.14 [0,10;0,19]	0.15 [0,10;0,21]	0.15 [0,13;0,17]
Revenu disponible brut des ménages	0.16 [0,12;0,23]	0.18 [0,13;0,24]	0.21 [0,15;0,27]	0.19 [0,14;0,25]	0.19 [0,14;0,25]	0.22 [0,17;0,28]	0.26 [0,19;0,32]	0.20 [0,17;0,23]
Prix à la consommation	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,01;0,02]	0.03 [0,02;0,04]	0.04 [0,03;0,07]	0.10 [0,07;0,15]	0.15 [0,11;0,22]	0.28 [0,20;0,39]	1.75 [1,57;1,97]
Prix de la valeur ajoutée	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,01;0,02]	0.03 [0,02;0,05]	0.05 [0,03;0,07]	0.11 [0,07;0,16]	0.17 [0,12;0,24]	0.32 [0,23;0,42]	1.86 [1,67;2,10]
Prix des exportations (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,01;0,02]	0.03 [0,02;0,04]	0.05 [0,03;0,07]	0.11 [0,07;0,17]	0.17 [0,12;0,25]	0.30 [0,21;0,42]	1.06 [0,94;1,22]
Prix des importations (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,00;0,01]	0.01 [0,01;0,03]	0.02 [0,01;0,04]	0.06 [0,03;0,10]	0.09 [0,05;0,15]	0.15 [0,09;0,24]	0.75 [0,67;0,85]
Salaires nominaux	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,01;0,02]	0.02 [0,02;0,04]	0.04 [0,03;0,06]	0.10 [0,07;0,14]	0.17 [0,11;0,23]	0.32 [0,22;0,43]	1.87 [1,67;2,10]
Salaires réels	0.00 [0,00;0,00]	0.00* [0,00;0,00]	0.00* [-0,01;0,00]	0.00* [-0,01;0,00]	0.00* [-0,02;0,01]	0.01* [-0,01;0,03]	0.04* [0,00;0,06]	0.11 [0,10;0,13]
Coûts salariaux unitaires	-0.15 [-0,21;-0,11]	-0.12 [-0,16;-0,09]	-0.10 [-0,13;-0,07]	-0.03 [-0,07;0,00]	0.07 [0,03;0,11]	0.14 [0,08;0,21]	0.30 [0,20;0,43]	1.86 [1,67;2,10]
Emploi	0.03 [0,02;0,05]	0.07 [0,05;0,10]	0.10 [0,07;0,13]	0.12 [0,09;0,16]	0.15 [0,11;0,20]	0.18 [0,13;0,23]	0.21 [0,17;0,27]	0.09 [0,07;0,10]
Taux de chômage	-0.02 [-0,03;-0,01]	-0.04 [-0,05;-0,03]	-0.05 [-0,07;-0,04]	-0.06 [-0,08;-0,04]	-0.08 [-0,11;-0,06]	-0.10 [-0,13;-0,07]	-0.13 [-0,16;-0,10]	-0.06 [-0,07;-0,05]
Population active	0.01 [0,01;0,02]	0.03 [0,02;0,04]	0.04 [0,03;0,06]	0.05 [0,04;0,07]	0.06 [0,04;0,08]	0.06 [0,05;0,09]	0.07 [0,05;0,09]	0.03 [0,02;0,03]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0.07 [0,05;0,10]	0.04 [0,02;0,06]	0.02 [0,00;0,04]	0.03 [0,01;0,05]	0.07 [0,04;0,09]	0.09 [0,06;0,11]	0.11 [0,07;0,15]	-0.11 [-0,42;-0,03]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.03 [0,02;0,05]	0.04 [0,03;0,07]	0.05 [0,03;0,08]	0.05 [0,03;0,07]	0.05 [0,04;0,08]	0.06 [0,04;0,08]	0.07 [0,05;0,09]	0.00 [0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	0.03 [0,02;0,05]	0.03 [0,02;0,05]	0.03 [0,01;0,04]	0.00* [-0,02;0,02]	-0.01* [-0,02;0,00]	0.00* [0,00;0,01]	0.00* [0,00;0,00]	0.00 [0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (\*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (\*\*) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau B  
Hausse de 10 % du prix des matières premières

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	-0.01	-0.01	-0.01	-0,01*	0.00*	0,01*	0,03*	-0.04
	[-0,02;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,03;0,00]	[-0,03;0,00]	[-0,03;0,03]	[-0,02;0,05]	[0,00;0,07]	[-0,05;-0,03]
Consommation	-0.02	-0.01	-0.03	-0.05	-0.08	-0.08	-0.09	-0.09
	[-0,03;-0,01]	[-0,02;-0,01]	[-0,05;-0,02]	[-0,06;-0,03]	[-0,11;-0,05]	[-0,11;-0,06]	[-0,11;-0,06]	[-0,11;-0,08]
Investissement	-0.02	-0,01*	-0,01*	-0,01*	0.00*	0,02*	0.04	-0.04
	[-0,03;-0,01]	[-0,02;0,00]	[-0,03;0,01]	[-0,03;0,02]	[-0,04;0,05]	[-0,02;0,07]	[0,00;0,09]	[-0,05;-0,03]
Exportations de biens (extra-zone)	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.03	-0.05	-0.18
	[-0,01;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,02;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,04;-0,02]	[-0,05;-0,02]	[-0,08;-0,03]	[-0,21;-0,13]
Importations de biens (extra-zone)	-0.03	-0.04	-0.09	-0.11	-0.24	-0.27	-0.34	-0.40
	[-0,04;-0,01]	[-0,06;-0,02]	[-0,12;-0,05]	[-0,16;-0,08]	[-0,31;-0,17]	[-0,35;-0,20]	[-0,42;-0,26]	[-0,46;-0,35]
Demande intérieure	-0.01	-0.01	-0.03	-0.03	-0.05	-0.04	-0.03	-0.07
	[-0,03;-0,01]	[-0,02;-0,01]	[-0,04;-0,01]	[-0,05;-0,02]	[-0,08;-0,02]	[-0,07;-0,01]	[-0,06;-0,01]	[-0,08;-0,06]
Revenu disponible brut des ménages	-0.09	-0.09	-0.09	-0.09	-0.09	-0.07	-0.05	-0.10
	[-0,12;-0,06]	[-0,12;-0,06]	[-0,12;-0,06]	[-0,13;-0,06]	[-0,12;-0,05]	[-0,11;-0,03]	[-0,09;-0,01]	[-0,11;-0,08]
Prix à la consommation	0.12	0.12	0.12	0.13	0.14	0.16	0.19	0.58
	[0,08;0,16]	[0,09;0,16]	[0,09;0,17]	[0,10;0,17]	[0,12;0,18]	[0,13;0,20]	[0,16;0,25]	[0,44;0,67]
Prix de la valeur ajoutée	0.03	0.03	0.04	0.04	0.06	0.08	0.12	0.53
	[0,02;0,05]	[0,02;0,06]	[0,03;0,06]	[0,03;0,07]	[0,04;0,08]	[0,06;0,11]	[0,08;0,17]	[0,37;0,62]
Prix des exportations (extra-zone)	0.02	0.03	0.04	0.04	0.06	0.07	0.11	0.30
	[0,01;0,04]	[0,02;0,06]	[0,03;0,07]	[0,03;0,07]	[0,04;0,09]	[0,05;0,11]	[0,07;0,17]	[0,21;0,35]
Prix des importations (extra-zone)	0.87	0.88	0.88	0.88	0.89	0.90	0.92	1.08
	[0,87;0,89]	[0,87;0,90]	[0,87;0,90]	[0,88;0,91]	[0,88;0,91]	[0,89;0,93]	[0,90;0,96]	[1,01;1,12]
Salaires nominaux	0.06	0.06	0.07	0.07	0.08	0.10	0.14	0.53
	[0,04;0,10]	[0,04;0,10]	[0,05;0,11]	[0,05;0,11]	[0,07;0,12]	[0,08;0,14]	[0,10;0,19]	[0,37;0,63]
Salaires réels	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.05	-0.06	-0.06	-0.05
	[-0,07;-0,03]	[-0,07;-0,04]	[-0,07;-0,04]	[-0,07;-0,04]	[-0,07;-0,04]	[-0,07;-0,05]	[-0,07;-0,05]	[-0,06;-0,05]
Coûts salariaux unitaires	0.07	0.06	0.07	0.07	0.06	0.07	0.11	0.53
	[0,04;0,10]	[0,04;0,10]	[0,05;0,11]	[0,05;0,11]	[0,05;0,09]	[0,05;0,10]	[0,08;0,16]	[0,37;0,63]
Emploi	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	-0.03	-0,02*	0.00*	-0.04
	[-0,01;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,02;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,05;-0,01]	[-0,05;0,01]	[-0,03;0,03]	[-0,05;-0,04]
Taux de chômage	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0,01*	0.00*	0.03
	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,00;0,01]	[0,00;0,02]	[0,00;0,03]	[0,00;0,03]	[-0,02;0,02]	[0,02;0,03]
Population active	0.00	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0,01*	0.00*	-0.01
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,02;0,01]	[-0,01;0,01]	[-0,02;-0,01]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	-0.16	-0.16	-0.15	-0.15	-0.13	-0.13	-0.13	-0.21
	[-0,17;-0,14]	[-0,17;-0,14]	[-0,17;-0,14]	[-0,16;-0,13]	[-0,15;-0,11]	[-0,15;-0,11]	[-0,15;-0,10]	[-0,36;-0,16]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.03	0.04	0.05	0.07	0.04	0.03	0.02	0.00
	[0,02;0,05]	[0,03;0,06]	[0,04;0,08]	[0,05;0,09]	[0,03;0,05]	[0,02;0,04]	[0,01;0,04]	[0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	-0.09	-0.08	-0.07	-0.06	0.03	0.01	0.00	0.00
	[-0,12;-0,06]	[-0,11;-0,06]	[-0,10;-0,05]	[-0,09;-0,05]	[0,02;0,04]	[0,01;0,02]	[0,00;0,01]	[0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (\*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (\*\*) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau C  
Dépréciation de 10 % du taux de change nominal

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0.51 [0,23;0,81]	0.90 [0,60;1,26]	1.10 [0,82;1,47]	1.10 [0,83;1,45]	1.01 [0,70;1,31]	1.15 [0,82;1,47]	1.21 [0,87;1,56]	0.02 [0,01;0,04]
Consommation	-0,01* [-0,03;0,01]	0,01* [-0,03;0,05]	0,02* [-0,05;0,09]	0,00* [-0,10;0,10]	-0,21 [-0,46;-0,01]	-0,21* [-0,53;0,05]	-0,18* [-0,63;0,20]	0,02* [-0,04;0,03]
Investissement	0.74 [0,35;1,23]	1.31 [0,88;1,89]	1.74 [1,28;2,44]	1.82 [1,34;2,53]	1.51 [1,02;2,07]	1.47 [0,99;1,97]	1.33 [0,89;1,78]	0.02 [0,01;0,04]
Exportations de biens (extra-zone)	1.67 [0,80;2,47]	2.56 [1,65;3,37]	2.51 [1,73;3,22]	2.51 [1,80;3,13]	2.56 [1,91;3,03]	2.56 [1,95;2,97]	2.31 [1,78;2,72]	0.01 [0,00;0,08]
Importations de biens (extra-zone)	0.47 [0,18;0,78]	0.99 [0,47;1,57]	1.17 [0,41;1,92]	1.05 [0,28;1,80]	-0,22* [-1,03;0,40]	-0,63* [-1,47;0,06]	-1.11 [-1,99;-0,30]	0.00* [-0,15;0,00]
Demande intérieure	0.26 [0,11;0,45]	0.59 [0,37;0,86]	0.83 [0,57;1,18]	0.81 [0,55;1,14]	0.42 [0,11;0,70]	0.46 [0,14;0,75]	0.45 [0,06;0,80]	0,02* [0,00;0,03]
Revenu disponible brut des ménages	0.25 [0,01;0,51]	0.48 [0,17;0,80]	0.65 [0,32;1,00]	0.66 [0,33;1,00]	0.63 [0,22;0,94]	0.79 [0,34;1,14]	0.93 [0,42;1,31]	0.02 [0,01;0,03]
Prix à la consommation	0.27 [0,19;0,36]	0.63 [0,50;0,85]	0.92 [0,78;1,25]	1.10 [0,94;1,49]	1.59 [1,38;2,06]	2.03 [1,73;2,55]	2.98 [2,46;3,70]	9.96 [9,62;9,99]
Prix de la valeur ajoutée	0.07 [0,04;0,12]	0.29 [0,24;0,41]	0.57 [0,46;0,80]	0.74 [0,60;1,02]	1.24 [1,01;1,59]	1.69 [1,37;2,12]	2.69 [2,12;3,35]	9.96 [9,60;9,99]
Prix des exportations (extra-zone)	1.73 [1,46;2,03]	2.46 [2,10;2,87]	2.94 [2,53;3,45]	3.26 [2,82;3,85]	4.07 [3,55;4,78]	4.71 [4,10;5,41]	5.93 [5,13;6,68]	9.98 [9,86;10]
Prix des importations (extra-zone)	2.06 [1,98;2,11]	3,81** [3,86;4,06]	4,47** [4,52;4,80]	4,79** [4,79;5,17]	5.48 [5,25;5,95]	5.98 [5,58;6,47]	6.80 [6,17;7,37]	9.98 [9,84;10]
Salaires nominaux	0.15 [0,10;0,23]	0.35 [0,27;0,54]	0.54 [0,44;0,80]	0.68 [0,57;0,98]	1.18 [0,98;1,56]	1.70 [1,38;2,14]	2.82 [2,22;3,52]	9.97 [9,61;10]
Salaires réels	-0.12 [-0,17;-0,08]	-0.28 [-0,38;-0,19]	-0.38 [-0,54;-0,27]	-0.41 [-0,59;-0,29]	-0.40 [-0,59;-0,26]	-0.32 [-0,53;-0,18]	-0.15* [-0,43;0,00]	0,01* [0,00;0,02]
Coûts salariaux unitaires	-0.28 [-0,50;-0,03]	-0.31 [-0,55;-0,03]	-0,14* [-0,34;0,17]	0,13* [-0,07;0,47]	0.96 [0,72;1,36]	1.49 [1,15;1,94]	2.68 [2,07;3,37]	9.96 [9,60;9,99]
Emploi	0.08 [0,03;0,14]	0.24 [0,15;0,34]	0.41 [0,28;0,57]	0.55 [0,39;0,75]	0.78 [0,56;1,04]	0.95 [0,65;1,24]	1.08 [0,73;1,43]	0.01 [0,00;0,02]
Taux de chômage	-0.05 [-0,08;-0,02]	-0.13 [-0,19;-0,08]	-0.22 [-0,30;-0,15]	-0.29 [-0,39;-0,20]	-0.43 [-0,55;-0,29]	-0.54 [-0,70;-0,37]	-0.65 [-0,85;-0,44]	-0.01 [-0,01;0,00]
Population active	0.03 [0,01;0,05]	0.09 [0,06;0,15]	0.17 [0,12;0,26]	0.23 [0,17;0,34]	0.32 [0,22;0,46]	0.35 [0,23;0,49]	0.35 [0,24;0,49]	0.00 [0,00;0,00]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0.17 [0,04;0,29]	0,04* [-0,11;0,14]	-0,03* [-0,18;0,05]	-0,01* [-0,16;0,10]	0.33 [0,13;0,52]	0.47 [0,27;0,68]	0.65 [0,43;0,87]	0,00* [-0,00;0,20]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.17 [0,11;0,24]	0.38 [0,29;0,50]	0.56 [0,45;0,73]	0.68 [0,56;0,89]	0.66 [0,55;0,85]	0.56 [0,45;0,69]	0.49 [0,36;0,61]	0.00 [0,00;0,01]
Taux d'intérêt réel à long terme	-0.11 [-0,20;-0,03]	-0.27 [-0,46;-0,16]	-0.39 [-0,65;-0,26]	-0.45 [-0,72;-0,31]	0.17 [0,08;0,31]	0.12 [0,07;0,20]	0,02* [0,00;0,04]	0.00 [0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (\*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (\*\*) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau D  
Hausse de 100 points de base du taux d'intérêt

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,00**	0.00	-0.01	-0.02	-0.05	-0.07	-0.11	-0.37
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,08;-0,03]	[-0,11;-0,04]	[-0,16;-0,06]	[-0,40;-0,34]
Consommation	0,00**	0.00	-0.01	-0.02	-0.05	-0.09	-0.15	-0.65
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,03;-0,01]	[-0,08;-0,02]	[-0,13;-0,04]	[-0,22;-0,08]	[-0,70;-0,60]
Investissement	0,00**	-0.02	-0.04	-0.07	-0.22	-0.32	-0.44	-0.71
	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,06;-0,03]	[-0,11;-0,05]	[-0,29;-0,16]	[-0,40;-0,25]	[-0,50;-0,36]	[-0,74;-0,68]
Exportations de biens (extra-zone)	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	0.00	0.01	0.03	0.22
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,00;0,02]	[0,01;0,05]	[0,08;0,38]
Importations de biens (extra-zone)	0,00**	-0.01	-0.03	-0.06	-0.20	-0.31	-0.43	-0.83
	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,04;-0,02]	[-0,09;-0,04]	[-0,27;-0,13]	[-0,40;-0,21]	[-0,55;-0,29]	[-1,03;-0,65]
Demande intérieure	0,00**	-0.01	-0.02	-0.03	-0.10	-0.15	-0.22	-0.60
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,03;-0,01]	[-0,05;-0,02]	[-0,13;-0,07]	[-0,19;-0,10]	[-0,27;-0,15]	[-0,64;-0,57]
Revenu disponible brut des ménages	0,00**	0.00	-0.01	-0.02	-0.05	-0.07	-0.12	-0.40
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,01;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,07;-0,03]	[-0,11;-0,04]	[-0,16;-0,06]	[-0,46;-0,36]
Prix à la consommation	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	-0.01	-0.03	-0.06	-0.60
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,04;-0,01]	[-0,10;-0,03]	[-1,04;-0,21]
Prix de la valeur ajoutée	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	-0.01	-0.03	-0.07	-0.63
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,05;-0,01]	[-0,11;-0,03]	[-1,10;-0,22]
Prix des exportations (extra-zone)	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	-0.01	-0.03	-0.07	-0.36
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,05;-0,01]	[-0,11;-0,03]	[-0,63;-0,13]
Prix des importations (extra-zone)	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	-0.01	-0.01	-0.04	-0.26
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,03;-0,01]	[-0,06;-0,01]	[-0,45;-0,09]
Salaires nominaux	0,00**	0.00*	0.00	0.00	-0.01	-0.03	-0.08	-0.83
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,04;-0,01]	[-0,12;-0,04]	[-1,30;-0,41]
Salaires réels	0,00**	0.00	0.00	0.00*	0.00*	0.00*	-0.01	-0.23
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,26;-0,21]
Coûts salariaux unitaires	0,00**	0.00	0.01	0.01	0.02	0.00*	-0.05	-0.63
	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,00;0,01]	[0,01;0,02]	[0,01;0,03]	[-0,01;0,01]	[-0,08;-0,02]	[-1,10;-0,22]
Emploi	0,00**	0.00	0.00	-0.01	-0.03	-0.05	-0.09	-0.17
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,04;-0,02]	[-0,07;-0,03]	[-0,12;-0,05]	[-0,20;-0,15]
Taux de chômage	0,00**	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.05	0.12
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,01;0,02]	[0,01;0,04]	[0,03;0,07]	[0,10;0,13]
Population active	0,00**	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.02	-0.03	-0.05
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,05;-0,02]	[-0,06;-0,05]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0,00*	0.00	0.01	0.01	0.04	0.07	0.10	0.40
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,01;0,02]	[0,03;0,06]	[0,05;0,09]	[0,07;0,13]	[0,23;0,99]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.17	0.28	0.36	0.41	0.53	0.58	0.60	0.62
	[0,13;0,21]	[0,23;0,33]	[0,30;0,42]	[0,35;0,48]	[0,47;0,58]	[0,53;0,60]	[0,59;0,61]	[0,62;0,62]
Taux d'intérêt réel à long terme	0.17	0.28	0.36	0.41	0.54	0.59	0.62	0.62
	[0,13;0,21]	[0,23;0,33]	[0,30;0,42]	[0,35;0,48]	[0,48;0,59]	[0,55;0,62]	[0,60;0,63]	[0,62;0,62]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (\*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (\*\*) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau E  
Hausse de la consommation publique de 1 point de PIB

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0.75 [0,60;0,89]	0.93 [0,74;1,12]	0.89 [0,62;1,15]	0.76 [0,49;1,00]	0.58 [0,35;0,78]	0.61 [0,40;0,80]	0.61 [0,42;0,80]	0.26 [0,16;0,40]
Consommation	0.04 [0,02;0,06]	0.10 [0,06;0,14]	0.15 [0,08;0,21]	0.18 [0,10;0,25]	0.18 [0,05;0,29]	0.19 [0,04;0,32]	0.23 [0,01;0,40]	0.57 [0,35;0,82]
Investissement	1.11 [0,86;1,39]	1.33 [1,02;1,70]	1.46 [1,03;1,96]	1.24 [0,81;1,69]	0.76 [0,42;1,08]	0.70 [0,45;0,94]	0.64 [0,42;0,86]	0.26 [0,16;0,40]
Exportations de biens (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	-0.01 [-0,02;0,00]	-0.03 [-0,05;-0,02]	-0.06 [-0,09;-0,03]	-0.16 [-0,26;-0,09]	-0.25 [-0,37;-0,14]	-0.43 [-0,61;-0,25]	-1.80 [-2,59;-1,15]
Importations de biens (extra-zone)	2.11 [1,78;2,33]	2.59 [2,17;2,91]	3.42 [2,84;3,88]	3.19 [2,65;3,62]	2.61 [2,11;3,00]	2.35 [1,87;2,74]	2.09 [1,62;2,49]	3.28 [2,42;4,25]
Demande intérieure	1.19 [1,13;1,26]	1.48 [1,36;1,62]	1.62 [1,45;1,80]	1.44 [1,28;1,60]	1.19 [1,06;1,31]	1.19 [1,06;1,31]	1.20 [1,04;1,34]	1.35 [1,19;1,53]
Revenu disponible brut des ménages	0.67 [0,54;0,79]	0.85 [0,67;1,02]	0.84 [0,59;1,07]	0.74 [0,49;0,98]	0.62 [0,37;0,81]	0.67 [0,43;0,86]	0.72 [0,46;0,92]	0.58 [0,36;0,85]
Prix à la consommation	0.00 [0,00;0,01]	0.05 [0,03;0,07]	0.11 [0,07;0,17]	0.18 [0,12;0,28]	0.39 [0,25;0,57]	0.56 [0,36;0,79]	0.92 [0,61;1,25]	5.13 [3,25;7,26]
Prix de la valeur ajoutée	0.00 [0,00;0,01]	0.05 [0,04;0,08]	0.13 [0,08;0,18]	0.21 [0,13;0,30]	0.44 [0,28;0,62]	0.63 [0,40;0,84]	1.03 [0,67;1,34]	5.46 [3,46;7,73]
Prix des exportations (extra-zone)	0.00 [0,00;0,01]	0.05 [0,03;0,07]	0.12 [0,07;0,18]	0.20 [0,12;0,30]	0.45 [0,27;0,67]	0.62 [0,38;0,88]	0.97 [0,60;1,30]	3.08 [1,95;4,47]
Prix des importations (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,04]	0.06 [0,03;0,11]	0.10 [0,05;0,18]	0.23 [0,12;0,37]	0.31 [0,18;0,49]	0.49 [0,29;0,73]	2.18 [1,39;3,08]
Salaires nominaux	0.01 [0,01;0,01]	0.05 [0,03;0,06]	0.11 [0,07;0,14]	0.17 [0,11;0,23]	0.39 [0,26;0,54]	0.61 [0,39;0,82]	1.06 [0,70;1,38]	5.47 [3,46;7,75]
Salaires réels	0.01 [0,00;0,01]	0.00* [-0,01;0,01]	-0.01* [-0,04;0,01]	-0.01* [-0,06;0,01]	0.01* [-0,07;0,05]	0.05* [-0,04;0,11]	0.14 [0,02;0,20]	0.33 [0,21;0,47]
Coûts salariaux unitaires	-0.61 [-0,72;-0,48]	-0.58 [-0,71;-0,44]	-0.36 [-0,51;-0,20]	-0.10* [-0,22;0,02]	0.34 [0,19;0,51]	0.57 [0,32;0,80]	1.04 [0,66;1,38]	5.46 [3,46;7,78]
Emploi	0.13 [0,10;0,16]	0.30 [0,24;0,37]	0.42 [0,32;0,54]	0.49 [0,35;0,64]	0.52 [0,33;0,71]	0.57 [0,36;0,74]	0.59 [0,39;0,77]	0.25 [0,15;0,38]
Taux de chômage	-0.08 [-0,09;-0,06]	-0.17 [-0,20;-0,12]	-0.23 [-0,28;-0,16]	-0.25 [-0,32;-0,17]	-0.29 [-0,38;-0,18]	-0.34 [-0,44;-0,21]	-0.37 [-0,47;-0,24]	-0.17 [-0,25;-0,11]
Population active	0.05 [0,04;0,07]	0.12 [0,09;0,16]	0.18 [0,14;0,25]	0.21 [0,16;0,29]	0.21 [0,13;0,30]	0.20 [0,13;0,28]	0.19 [0,12;0,26]	0.08 [0,05;0,11]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	-0.41 [-0,46;-0,34]	-0.51 [-0,58;-0,43]	-0.68 [-0,77;-0,56]	-0.64 [-0,73;-0,53]	-0.55 [-0,64;-0,44]	-0.53 [-0,62;-0,42]	-0.52 [-0,62;-0,41]	-1.78 [-4,59;-1,01]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.13 [0,08;0,18]	0.21 [0,13;0,28]	0.22 [0,13;0,30]	0.20 [0,12;0,28]	0.18 [0,11;0,26]	0.18 [0,12;0,25]	0.18 [0,12;0,23]	0.00 [0,00;0,01]
Taux d'intérêt réel à long terme	0.13 [0,08;0,18]	0.16 [0,08;0,22]	0.10 [0,02;0,17]	0.01* [-0,07;0,07]	-0.03 [-0,06;-0,01]	0.01* [-0,01;0,04]	0.00* [-0,01;0,00]	0.00* [0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (\*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (\*\*) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau F  
Hausse de 1 % de la productivité globale des facteurs

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,00** [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,03]	0.04 [0,02;0,06]	0.06 [0,04;0,11]	0.15 [0,10;0,30]	0.20 [0,15;0,40]	0.28 [0,20;0,45]	0,91** [0,83;0,87]
Consommation	0,00** [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,03]	0.03 [0,01;0,05]	0.05 [0,03;0,08]	0.16 [0,09;0,26]	0.23 [0,14;0,38]	0.28 [0,19;0,46]	0.80 [0,77;0,82]
Investissement	0,00** [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,04]	0.05 [0,03;0,08]	0.08 [0,05;0,14]	0.19 [0,10;0,34]	0.26 [0,15;0,44]	0.35 [0,22;0,53]	0.91 [0,89;0,92]
Exportations de biens (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,03]	0.04 [0,02;0,08]	0.07 [0,03;0,13]	0.18 [0,08;0,31]	0.25 [0,13;0,41]	0.35 [0,21;0,53]	0.64 [0,57;0,75]
Importations de biens (extra-zone)	0,00** [0,00;0,00]	0.04 [0,02;0,06]	0.06 [0,03;0,09]	0.11 [0,06;0,18]	0.33 [0,19;0,58]	0.44 [0,26;0,76]	0.45 [0,29;0,74]	0.18 [0,06;0,27]
Demande intérieure	0,00** [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,03]	0.04 [0,02;0,06]	0.07 [0,03;0,09]	0.18 [0,08;0,24]	0.24 [0,11;0,32]	0.30 [0,17;0,41]	0,85** [0,89;0,92]
Revenu disponible brut des ménages	0,00** [0,00;0,00]	0.01 [0,00;0,03]	0.03 [0,01;0,07]	0.05 [0,02;0,11]	0.12 [0,06;0,25]	0.16 [0,09;0,32]	0.22 [0,13;0,38]	0.80 [0,76;0,82]
Prix à la consommation	0.00 [0,00;0,00]	-0.08 [-0,14;-0,04]	-0.15 [-0,26;-0,07]	-0.21 [-0,38;-0,10]	-0.41 [-0,69;-0,22]	-0.54 [-0,85;-0,31]	-0.72 [-1,02;-0,47]	-1.75 [-1,99;-1,56]
Prix de la valeur ajoutée	0,00** [0,00;0,00]	-0.09 [-0,15;-0,04]	-0.17 [-0,28;-0,08]	-0.25 [-0,41;-0,11]	-0.47 [-0,74;-0,24]	-0.60 [-0,91;-0,34]	-0.79 [-1,07;-0,51]	-1.86 [-2,11;-1,66]
Prix des exportations (extra-zone)	0,00** [0,00;0,00]	-0.07 [-0,13;-0,03]	-0.16 [-0,28;-0,07]	-0.24 [-0,42;-0,11]	-0.48 [-0,78;-0,23]	-0.60 [-0,93;-0,32]	-0.73 [-1,03;-0,46]	-1.06 [-1,23;-0,95]
Prix des importations (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	-0.04 [-0,08;-0,02]	-0.08 [-0,17;-0,03]	-0.12 [-0,25;-0,05]	-0.24 [-0,46;-0,12]	-0.30 [-0,54;-0,16]	-0.37 [-0,59;-0,24]	-0.76 [-0,86;-0,68]
Salaires nominaux	0.00 [0,00;0,00]	0,01* [-0,04;0,04]	0,02* [-0,08;0,07]	0,03* [-0,12;0,10]	0,04* [-0,22;0,17]	0,04* [-0,27;0,20]	-0,05* [-0,34;0,15]	-0.88 [-1,14;-0,68]
Salaires réels	0,00* [0,00;0,00]	0.09 [0,06;0,11]	0.17 [0,11;0,21]	0.24 [0,16;0,30]	0.46 [0,33;0,54]	0.58 [0,46;0,65]	0.67 [0,58;0,74]	0.89 [0,87;0,90]
Coûts salariaux unitaires	0,00** [0,00;0,00]	-0,01* [-0,07;0,02]	-0,04* [-0,15;0,02]	-0,07* [-0,23;0,02]	-0.22 [-0,55;-0,02]	-0.38 [-0,72;-0,12]	-0.69 [-1,00;-0,38]	-1.86 [-2,11;-1,66]
Emploi	0.00 [0,00;0,00]	-0.01 [-0,01;0,00]	-0.02 [-0,03;-0,01]	-0.03 [-0,05;-0,01]	-0.12 [-0,17;-0,05]	-0.22 [-0,29;-0,10]	-0.36 [-0,43;-0,20]	-0.09 [-0,11;-0,08]
Taux de chômage	0.00 [0,00;0,00]	0.00 [0,00;0,01]	0.01 [0,00;0,02]	0.02 [0,01;0,03]	0.07 [0,03;0,09]	0.12 [0,05;0,15]	0.21 [0,11;0,25]	0.06 [0,05;0,07]
Population active	0.00 [0,00;0,00]	0.00 [0,00;0,00]	-0.01 [-0,01;0,00]	-0.01 [-0,02;0,00]	-0.05 [-0,08;-0,02]	-0.09 [-0,12;-0,04]	-0.13 [-0,16;-0,08]	-0.03 [-0,03;-0,02]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0,00* [0,00;0,00]	-0.01 [-0,02;-0,00]	-0.02 [-0,03;-0,0]	-0.03 [-0,05;-0,01]	-0.08 [-0,13;-0,04]	-0.10 [-0,17;-0,05]	-0.10 [-0,16;-0,05]	0.12 [0,03;0,45]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.00 [0,00;0,00]	-0.02 [-0,04;-0,01]	-0.04 [-0,08;-0,02]	-0.07 [-0,13;-0,03]	-0.14 [-0,25;-0,07]	-0.14 [-0,21;-0,08]	-0.09 [-0,11;-0,06]	0.00 [0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	0.00 [0,00;0,00]	0.06 [0,03;0,10]	0.11 [0,05;0,20]	0.15 [0,07;0,27]	0.06 [0,03;0,10]	-0,01* [-0,05;0,02]	0,00* [-0,03;0,01]	0.00 [0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (\*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (\*\*) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

