

# Construction d'intervalles de confiance et relecture du passé avec le modèle Mésange

Alexandre BOURGEOIS (\*), Benjamin FAVETTO (\*\*)

(\*) Insee, Département des Études Économiques

(\*\*) Direction Générale du Trésor<sup>1</sup>

[alexandre.bourgeois@insee.fr](mailto:alexandre.bourgeois@insee.fr)

[benjamin.favetto@dgtresor.gouv.fr](mailto:benjamin.favetto@dgtresor.gouv.fr)

**Résumé.** Le modèle Mésange, modèle macro-économétrique co-développé par l'Insee et la Direction Générale du Trésor, permet de simuler la réponse de l'économie française à différents types de modifications de son environnement. Les comportements agrégés des agents y sont décrits par une quarantaine d'équations économétriques estimées, qui déterminent la réponse dynamique du modèle à un choc, en écart au sentier de croissance équilibrée. Cette étude analyse l'incertitude du modèle à travers deux approches. La première vise à construire des intervalles de confiance pour les fonctions de réponse du modèle à l'aide d'une méthode de *bootstrap* non-paramétrique. Un algorithme de rééchantillonnage permet de quantifier l'incertitude liée à l'estimation de certains coefficients et celle liée à la spécification du modèle lui-même. Cette première approche teste donc la significativité des effets dynamiques des simulations effectuées avec Mésange. La seconde relit la crise économique de 2008 en s'appuyant sur le principe du rééchantillonnage pour la construction d'un ensemble de scénarios alternatifs. Ces résultats permettent d'analyser la robustesse du modèle Mésange. Ils reposent sur une étude préliminaire approfondie des propriétés statistiques des résidus des équations économétriques, afin de justifier l'utilisation du *bootstrap*. Cette étude met en avant, par ailleurs, quelques points d'attention en vue d'une prochaine réestimation du modèle.

**Mots-clés.** Modèles macroéconométriques, modèles à correction d'erreur, séries temporelles, bootstrap non paramétrique.

**Domaines.** 9. Modélisation, 10. Séries temporelles.

## 1 Introduction

Le modèle Mésange, modèle macroéconométrique co-développé par l'Insee et la Direction Générale du Trésor, permet de simuler la réponse de l'économie française à différents types de chocs et les effets des politiques publiques sur les grands agrégats macroéconomiques. Pour cela, il dispose de caractéristiques lui permettant de modéliser, selon une périodicité trimestrielle, les comportements agrégés des agents : un cadre comptable simplifié, mais néanmoins proche de

1. En poste à l'Insee (Département des Études Économiques) lors de la réalisation de ce travail.

celui proposé par la comptabilité nationale, la prise en compte de rigidités néo-keynésiennes pour la formation des prix d'offre et de demande, et une quarantaine d'équations économétriques<sup>2</sup>. Ces dernières, aussi qualifiées d'*équations de comportement*, déterminent la réponse dynamique du modèle à un choc, à travers son comportement de court-terme et sa vitesse de retour à un sentier de croissance équilibré. Les équations restantes – plus de 1700 – assurent la cohérence comptable des résultats du modèle. Ainsi, les principales mesures économiques des deux dernières décennies ont fait l'objet d'une évaluation de leur impact macroéconomique en amont de leur mise en oeuvre grâce au modèle Mésange.

Bardaji *et al.* (2017) décrit le modèle dans sa troisième version, issue de l'évolution de méthodologie des comptes nationaux (passage aux volumes aux prix chaînés de l'année précédente, sur la base du SEC 2010). Cette version, dénommée dans la suite de ce document *Mésange 2017*, repose en particulier sur une réestimation des équations économétriques à l'aide d'une plage de données comprenant la crise économique de 2008 jusqu'au dernier trimestre de l'année 2014, sur un marché du travail distinguant deux types de travailleurs – qualifiés et non-qualifiés – et sur une désagrégation sectorielle plus riche que dans les précédentes versions.

L'utilisation de Mésange en variante consiste à simuler la réponse du modèle à un choc ou une mesure de politique économique. L'écart des trajectoires des variables du modèle avec et sans ce choc fournit l'effet de ce choc sur l'économie, à la fois à court et long terme. La trajectoire de référence de l'ensemble des variables du modèle, c'est-à-dire avant l'introduction de chocs, suit un sentier de croissance équilibrée, et elle est appelée le compte central du modèle. Dans ce compte central, tous les volumes de l'économie croissent au même taux, à partir de la croissance de la population active et de l'efficacité du travail ; les grandeurs nominales croissent également à un même rythme. Il est également possible de confronter les prévisions conjoncturelles aux équations de Mésange pour affiner le diagnostic conjoncturel.

Les principales variantes sont présentées dans un document de travail de l'Insee (Bardaji *et al.* (2017)) disponible en ligne : ces variantes d'étude sont dites *analytiques* car les chocs portent sur un petit nombre de variables exogènes – en général une seule. Ceci s'oppose à un cadre plus riche, où des variantes dites *réalistes* tiendraient compte, en particulier pour ce qui est de l'environnement international, d'une structure de dépendance entre les différentes variables exogènes, pour la réalisation du choc.

Le présent travail cherche à étudier la robustesse des résultats issus de Mésange à travers deux questions, distinctes et néanmoins complémentaires :

- Dans quelle mesure l'incertitude issue de l'estimation du modèle sur données historiques peut-elle affecter le résultat d'une simulation ? Cela vise à apprécier la significativité des écarts au scénario central lors de la réalisation d'une variante.
- La relecture du passé sur une période récente permet-elle de mesurer empiriquement les performances du modèle face à des chocs observés, et non plus calibrés par le modélisateur ? Cette analyse rétrospective consiste à quantifier l'impact de l'environnement extérieur sur les principales variables du modèle lors de la décennie d'après-crise.

Ces deux questions sont distinctes, car elles abordent les propriétés et les performances du modèle sous deux aspects *a priori* disjoints : d'une part, à travers la variabilité des simulations, mesurée en pratique par la construction d'intervalles de confiance, et d'autre part à travers l'exercice de retour sur le passé récent, qui met en miroir du modèle les faits économiques. Elles sont néanmoins complémentaires, car leur apporter une réponse permet d'analyser les qualités empiriques du modèle au-delà de la théorie économique qui le sous-tend.

Pour y répondre, le présent travail s'appuie sur une méthode désormais éprouvée dans le champ de la macroéconomie : le *bootstrap*, reposant sur des simulations stochastiques qui utilisent la distribution empirique des résidus comme source d'aléa. Cette méthode permet de considérer en premier lieu la distribution des estimateurs des coefficients de court terme présents dans les

---

2. Les sources du modèle sont disponibles en ligne à l'adresse <https://github.com/InseeFr/Mesange>.

équations de comportement du modèle. Ensuite, cette variabilité peut être prise en compte en projection – simulation de variantes – pour mesurer l’incertitude associée au calcul des variables endogènes, comme en analyse rétrospective – retour sur le passé – en complément de la variabilité des résidus des équations économétriques.

Les principales conclusions de cette étude sont principalement d’ordre méthodologique :

- Tout d’abord, une analyse détaillée des propriétés statistiques des résidus économétriques présents dans Mésange permet de justifier l’utilisation du *bootstrap* pour ce type de modèle.
- Ensuite, des intervalles de confiance sont présentés pour les fonctions de réponse de trois variantes issues de [Bardaji et al. \(2017\)](#) représentatives des variantes qu’il est possible d’effectuer avec ce modèle : une hausse d’investissement public, une hausse de demande mondiale adressée à la France et une hausse de l’efficacité du travail. Pour ces trois variantes, les intervalles de confiance à 95 % calculés permettent de confirmer la significativité des réponses du modèle aux chocs à court et moyen terme, pour la plupart des grandeurs macroéconomiques considérées.
- Enfin, un ensemble de scénarios contrefactuels pour la période 2008 - 2014 est construit par simulation, permettant de quantifier la part d’inexpliqué du modèle. Cela permet de construire autour des trajectoires des variables observées sur cette période des intervalles de confiances : ceux-ci représentent l’ensemble des valeurs qu’auraient pu prendre, avec une probabilité élevée, les endogènes du modèle durant la crise compte-tenu des exogènes mesurées.

La suite du document s’organise comme suit : la Partie 2 présente une revue de la littérature portant sur la prise en compte de l’incertitude dans les modèles macroéconométriques. La Partie 3 détaille le principe du *bootstrap* et la méthode de construction des intervalles de confiance pour les fonctions de réponse par ré-échantillonnage. Enfin, la Partie 4 présente l’exercice de relecture du passé.

## 2 La prise en compte de l’incertitude dans les modèles macroéconométriques : une revue de littérature

Par le passé, le modèle de l’Insee dédié à l’analyse économique de la zone euro (MZE, [Barlet et al. \(2011\)](#)) a fait l’objet d’une étude de sa sensibilité et de sa précision. Le calcul d’intervalles de confiance a enrichi les résultats des variantes standard du modèle. En effet, la littérature institutionnelle présente traditionnellement la réaction de l’économie à un choc (par exemple, une hausse de la demande mondiale ou de l’investissement public à hauteur d’un point de PIB) à l’aide de fonctions de réponse (*impulse response functions*, IRF). Celles-ci présentent l’évolution des principales variables endogènes du modèle à court et moyen terme – entre un et dix ans – ainsi que l’impact de long terme en écart au scénario de référence.

L’apport de [Barlet et al. \(2011\)](#) pour le modèle MZE est de pouvoir calculer des intervalles de confiance pour les fonctions de réponse, c’est à dire des *surfaces – ou bandes – de confiance*. Elle s’appuie sur la technique du *bootstrap non paramétrique*, initialement introduite dans l’article fondateur d’Efron ([Efron \(1979\)](#)), mais dont l’idée est déjà présente chez [Adelman et Adelman \(1959\)](#).

Simuler un grand nombre de trajectoires du modèle en utilisant les propriétés de la distribution des paramètres et des résidus du modèle – aussi appelé simulation stochastique – est une pratique courante pour étudier la volatilité des réponses des modèles économiques dynamiques. Une approche du type *Monte-Carlo*, fondée le plus souvent sur une hypothèse paramétrique, est par exemple utilisée dans la littérature pour étudier l’incertitude dans les modèles de type DSGE ([Adjemian et al. \(2008\)](#)). Ce type d’approche est aussi employé pour construire des intervalles de confiance pour les modèles VAR utilisés en prévision. Néanmoins, l’approche paramétrique

se révèle être peu adaptée aux modèles macroéconométriques de grande taille, comme Mésange. C'est pourquoi l'approche fondée sur le *bootstrap*, sans hypothèse paramétrique, a été privilégiée.

Cette méthode, développée par Runkle (1987) pour les modèles VAR, repose sur des tirages aléatoires dans les résidus calculés lors de l'estimation du modèle. Ceci revient à effectuer des simulations selon la distribution empirique du vecteur des quantités inexplicées par le modèle. La méthode a été étendue et améliorée par Kilian (1998) et Sims et Zha (1999) pour les modèles linéaires, en incluant une correction du biais d'estimation des coefficients, et complétée par les résultats de Pesavento et Rossi (2006) pour des intervalles de confiance adaptés à un horizon temporel long. D'un point de vue théorique, Lütkepohl (2000) précise le cadre asymptotique pour l'étude des estimateurs calculés dans le cadre d'un modèle VAR, tandis que Benkwitz *et al.* (1999) fournit une discussion empirique à partir de données allemandes.

Le présent travail est fortement inspiré de celui présenté dans Fair (2003) : cet article propose une méthode de relecture sur le passé en plus de l'application aux modèles macroéconométriques de grande taille de l'évaluation de l'incertitude de leurs résultats en variante par rééchantillonnage. Garratt *et al.* (2003) complète les fonctions de réponse à un choc de prix du pétrole et à un choc de politique monétaire d'un modèle macro-économétrique estimé pour le Royaume-Uni par des bandes de confiance obtenues par bootstrap.

Plus récemment, dans le champ de la modélisation macro-environnementale, Gillingham *et al.* (2018) utilise conjointement une approche par bootstrap avec une forme réduite préalablement estimée, dans le but de comparer différents modèles utilisés pour l'évaluation des effets de long terme des émissions de gaz à effet de serre.

Le développement des modèles macro-économétriques de grande taille et l'étude de leurs qualités empiriques, notamment pour la prévision, font toujours l'objet de développements récents. Bolatbayeva *et al.* (2020) présente notamment un modèle relatif à l'économie russe et en analyse les propriétés grâce à un algorithme de type bootstrap. Gonzalez-Astudillo et Vilan (2019) propose, avec la dernière version du modèle américain FRB/US, une méthode alternative de construction des intervalles de confiance en prévision, et sa comparaison avec le bootstrap usuel.

### 3 Construction d'intervalles de confiance pour les fonctions de réponse

Le modèle Mésange 2017 comprend une quarantaine d'équations de comportement qui déterminent son évolution à court et moyen terme. Ces équations de type ECM (*error correction model*), permettent de tenir compte d'une évolution de court terme, estimée librement, et d'un écart à une relation de long terme issue de la théorie économique, via une force de rappel qui détermine la vitesse de retour à l'équilibre du modèle. Elles permettent d'expliquer l'évolution des principales variables, et déterminent la réponse dynamique du modèle à un choc. En revanche, les équations comptables, qui constituent la majeure partie des équations du modèle, ne déterminent pas directement un comportement dynamique propre, mais assurent la cohérence du cadre comptable à chaque date.

Les coefficients intervenant dans les équations économétriques sont estimés grâce à la méthode des moindres carrés<sup>3</sup>, ce qui donne lieu au calcul d'un ensemble de résidus. Ces résidus représentent l'écart entre les valeurs prises par les variables endogènes du modèle dans l'échantillon de données historiques et ce qui est expliqué par le modèle. Pour une équation donnée, ces résidus sont supposés être indépendants, identiquement distribués et centrés.

Le but de cette partie est d'exposer une méthode de construction d'intervalles de confiance pour les résultats des variantes afin d'en évaluer le degré de précision et d'apprécier la signification des écarts au scénario central.

---

3. En une ou deux étapes, selon les équations.

### 3.1 Principe du bootstrap non-paramétrique

Cette partie s'appuie sur le travail de Fair (2003) pour présenter la méthode de rééchantillonnage adaptée au cas d'un modèle macroéconométrique non-linéaire. La description formalisée du modèle Mésange peut se résumer à un ensemble d'équations de la forme :

$$f_i(y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_t, \dots, x_{t-q}, \alpha_i) = \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

où  $f_i$  est une fonction numérique dépendant des variables et des coefficients du modèle,  $y_t$  est le vecteur des  $n$  variables endogènes à la date  $t$ ,  $x_t$  le vecteur des variables exogènes à la date  $t$ , et  $\alpha_i$  est un vecteur de coefficients.<sup>4</sup> Le vecteur des coefficients du modèle est noté  $\alpha = (\alpha'_1, \dots, \alpha'_m)'$ .

Les  $m$  premières équations sont supposées être des équations économétriques, les autres étant des identités comptables. Le vecteur des termes d'erreur à la date  $t$ ,  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{m,t})$  est supposé i.i.d. et centré. Le vecteur des termes d'erreur est noté  $\varepsilon = (\varepsilon'_1, \dots, \varepsilon'_T)'$ . Pour  $i > m + 1$ , le formalisme précédent reste valide pour les identités comptables avec  $\varepsilon_{i,t} = 0$  et  $f_i$  ne dépendant pas des coefficients  $\alpha_i$ .

Dans le cas du modèle Mésange, ces équations sont du type *modèle à correction d'erreur*. À titre d'exemple, l'évolution de la consommation totale des ménages en volume (aux prix de l'année précédente chaînés) est ainsi donnée par :

$$\begin{aligned} \Delta c_t = & \underbrace{-0.02}_{(-2.9)} + \underbrace{0.11}_{(3.1)} \Delta_4 r d b r_t - \underbrace{0.001}_{(-1.6)} \Delta e u r 3 m r_{t-2} - \underbrace{0.005}_{(-2.2)} \Delta U_t + P A C \\ & - \underbrace{0.16}_{(-3.1)} \underbrace{\left( c - r d b r + 0.04 \text{ libfin} \right)}_{(\text{***})}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

long terme

( $R^2_{adj} = 53.4\%$ ,  $DW = 1.88$ ,  $SER = 0.4\%$ , période d'estimation : 1987T4 – 2014T4).

Les variables intervenant dans cette équation sont :

- la consommation  $c$  des ménages (en log<sup>5</sup>) ;
- le revenu disponible brut des ménages  $r d b r$  déflaté des prix à la consommation (en log) ;
- le taux de chômage  $U$  (en points de pourcentage) ;
- une tendance affine par morceaux  $l i b f i n$  prenant en compte la libération financière entre 1987 et 1993 ;
- des indicatrices de primes à la casse  $P A C$ .

Dans ce type d'équation, le long terme résulte d'un cadre théorique sous-jacent au modèle, et traduit une relation de cointégration entre les variables. Le court terme est, quant à lui, estimé librement. De ce fait, on identifie des mécanismes de court terme centrés sur la demande, tandis que l'équilibre de long terme reste déterminé par la théorie néo-classique. La force de rappel – c'est-à-dire le coefficient présent devant la relation de long terme dans l'équation – quantifie la vitesse de l'ajustement de la variable expliquée à la relation de long terme, au-delà des fluctuations de court terme.

Les coefficients de l'équation sont estimés par moindres carrés ordinaires, soit en une étape (pour la plupart des équations, voir Ericsson et MacKinnon (2002)), soit en deux étapes selon la méthode d'Engle et Granger (avec une estimation préalable de la relation de long terme, voir Salanié (1999)). Dans la suite, on suppose donc, en toute généralité, que l'on dispose d'un

4. On appellera coefficient toute quantité numérique estimée à partir des données historiques, par opposition aux quantités calibrées présentes dans le modèle, et appelées paramètres. Ces paramètres calibrés n'interviennent pas dans la suite du développement, et sont pris en compte dans la définition des fonctions  $f_i$ .

5. De façon usuelle, et dans le reste de ce texte, si  $Z$  est une variable en niveau,  $z = \log(Z)$  désigne son logarithme.

estimateur consistant  $\hat{\alpha}$  pour l'ensemble des coefficients du modèle. On appelle de même  $\hat{\varepsilon}$  le vecteur des résidus calculés lors de l'estimation des équations de comportement du modèle.

La procédure de bootstrap non-paramétrique est la suivante :

1. À l'étape  $j$  de la boucle de rééchantillonnage, on tire avec remise dans  $\hat{\varepsilon}$  un vecteur de résidus  $\varepsilon_t^{*,j}$  pour chaque date  $t = 1, \dots, T$ . Les éléments de  $\varepsilon_t^{*,j}$  proviennent donc tous d'une même date dans la période d'estimation.
2. À partir de ces séries de résidus, on simule la trajectoire des variables endogènes du modèle sur la période  $1 \leq t \leq T$ .
3. À l'aide de ces nouvelles séries d'endogènes simulées, on estime  $\alpha$  par la méthode utilisée lors de l'estimation initiale du modèle. On note  $\hat{\alpha}^{*,j}$  l'estimateur des coefficients obtenu, ainsi que  $\tau^{*,j}$  le vecteur des statistiques de test associées ( $t$ -statistique par exemple).
4. On répète les étapes précédentes pour  $j = 1, \dots, J$ , ce qui fournit  $J$  jeux de données et autant de version du modèle associées.

Cette procédure permet de calculer une distribution empirique pour chaque coefficient. Quelques équations sont plus spécifiquement étudiées dans la suite de ce document à titre d'illustration.

L'incertitude sur les coefficients, analysée à l'aide de la procédure précédente, entraîne une incertitude sur les résultats de simulation du modèle. En effet, pour chaque jeu de coefficients  $\hat{\alpha}^{*,j}$ , on peut ensuite projeter le modèle sur son sentier de croissance équilibrée, puis réaliser la simulation d'une variante – choc sur une variable exogène ou changement de la valeur d'un paramètre. Les écarts sur les valeurs des coefficients entre deux simulations conduisent à des résultats légèrement différents pour le calcul des endogènes, et donc de la fonction de réponse au choc. La variabilité observée sur cette fonction de réponse permet de mesurer le degré d'incertitude associé à la simulation, et de le représenter à travers une bande de confiance.

Ainsi, deux sources d'incertitude sont prises en compte par cette méthode : tout d'abord, effectuer un tirage dans les résidus des équations de comportement permet d'évaluer les propriétés du modèle, suivant le principe de la *simulation stochastique* largement documenté dans la littérature économique, en particulier dans l'utilisation des modèles en prévision, mais aussi en variante (voir par exemple Fair (1998) pour les coûts de stabilisation dans l'Union économique et monétaire). Ensuite, considérer non seulement les valeurs initialement estimées des coefficients du modèle, mais aussi les valeurs obtenues à l'aide des endogènes simulées, permet de quantifier simplement l'incertitude attachée aux coefficients.

### 3.2 Propriétés statistiques des résidus dans le modèle Mésange

Le cadre théorique qui sous-tend la méthode du bootstrap repose sur l'obtention d'un échantillon  $\varepsilon$  de résidus, c'est à dire que les vecteurs  $\varepsilon_t$ , pour  $1 \leq t \leq T$ , sont indépendants et identiquement distribués. De plus, ces résidus sont supposés être centrés.

Un travail préliminaire sur le modèle Mésange a consisté à modifier à la marge l'écriture des équations économétriques, celles-ci étant spécifiées à l'aide de *cales*. Il est essentiel de préciser la distinction pratique faite au sein du modèle entre *cale* et *résidu*. Pour cela, on considère un modèle à correction d'erreur simplifié de la forme :

$$\Delta y_t = \gamma \Delta x_t - \beta(y_{t-1} - x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

avec  $\beta > 0$ . Cette équation peut être réécrite sous la forme :

$$\Phi(L)y_t = \Psi(L)x_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

avec  $\Phi(L) = 1 - (1 - \beta)L$  et  $\Psi(L) = \gamma + (\beta - \gamma)L$  les polynômes-retards associés respectivement à  $y_t$  et  $x_t$ . Le polynôme-retard  $\Phi(L)$  étant inversible, la cale est définie par  $cale_t = \Phi(L)^{-1}\varepsilon_t$  :

c'est une fonction des valeurs passées et présentes des résidus. L'intérêt de cette notation est de pouvoir écrire :

$$y_t = \Phi(L)^{-1}\Psi(L)x_t + cale_t \quad (5)$$

de sorte que les variations de  $y_t$  peuvent être décomposées en fonction des seules valeurs – passées et présentes – des exogènes  $x_s$  et des résidus  $\varepsilon_s$ , pour  $s \leq t$ .

Lors de la simulation d'une variante, les cales – et donc les résidus – sont exogènes. Elles peuvent donc être affectées d'un choc, par exemple lorsque le mécanisme économique simulé est modélisé par une équation économétrique dédiée : c'est le cas du montant d'impôt sur le revenu dans Mésange 2017 (voir Bardaji *et al.* (2017)). L'intérêt, dans ce cas, est que le choc ne se répercute pas de façon cumulative : un choc sur la cale à l'instant  $t$  dans l'équation (5) se répercute directement sur  $y_t$ , sans effet sur les dates ultérieures.

Dans les équations économétriques du modèle Mésange, l'inexpliqué est écrit sous la forme de cales, et non de résidus, en raison de son intérêt pratique exposé ci-dessus. Toutefois, la structure de dépendance temporelle des cales ne permet pas d'étudier directement les propriétés statistiques du modèle en conservant les équations de comportement sous leur forme originale. L'étape préalable à la mise en oeuvre du *bootstrap*, consistant à réécrire ces équations sous la forme générique (1), fournit également quelques éléments de statistique descriptive pour les séries des résidus.

### 3.3 Analyse des séries des résidus économétriques

L'objectif de l'analyse des résidus en amont de la procédure de bootstrap consiste à assurer sa validité. On souhaite notamment s'assurer de la validité des tests d'indépendance, d'homoscédasticité et de nullité de la moyenne des résidus. On peut également tester leur normalité.

En pratique, on dispose des tests usuels pour vérifier les points suivants :

- l'espérance des résidus est nulle, c'est-à-dire qu'en moyenne, le modèle est bien spécifié (test de Student) ;
- la variance de l'erreur est constante (homoscédasticité des résidus), c'est-à-dire qu'il n'y a pas de changement de régime dans la volatilité au cours de la période d'estimation (test ARCH d'Engle) ;
- les erreurs ne sont pas auto-corrélées, ce qui constitue une condition affaiblie par rapport à l'indépendance, mais en pratique considérée comme suffisante (test de Durbin-Watson) ;
- les résidus suivent une loi normale, ce point étant essentiellement informatif, et permettant de détecter d'éventuelles valeurs extrêmes problématiques (test de Shapiro-Wilk).

Les résultats de ces différents tests sont présentés en Annexe A. Il ressort de cette analyse plusieurs éléments conduisant à corriger certaines équations de comportement du modèle à la marge, tout en conservant les propriétés du modèle original :

- Le résidu de l'équation d'indice des prix à la consommation (*ipc*) présente une tendance manifeste (Figure 1). Une telle situation nécessite d'être prise en compte pour la procédure de bootstrap : l'addition d'une tendance linéaire à cette équation fait ressortir un coefficient significatif lorsqu'on l'estime de nouveau. Toutefois, afin de ne pas faire diverger le modèle à long terme et de rester proche de la spécification originale, cette tendance est uniquement prise en compte sur la période d'estimation.
- Le résidu de l'équation des prix d'exportation en biens et services exposés à la concurrence internationale (*p6\_dse9\_ch*) présente des valeurs exceptionnellement importantes en début de période (pré-1995).
- Le résidu de l'équation des prix d'importation en biens et services exposés (*p7\_dse9\_ch*) présente un changement de régime en 2003, et une moyenne significativement non-nulle. Ceci résulte d'une estimation de l'équation originale à partir de 2003T1.

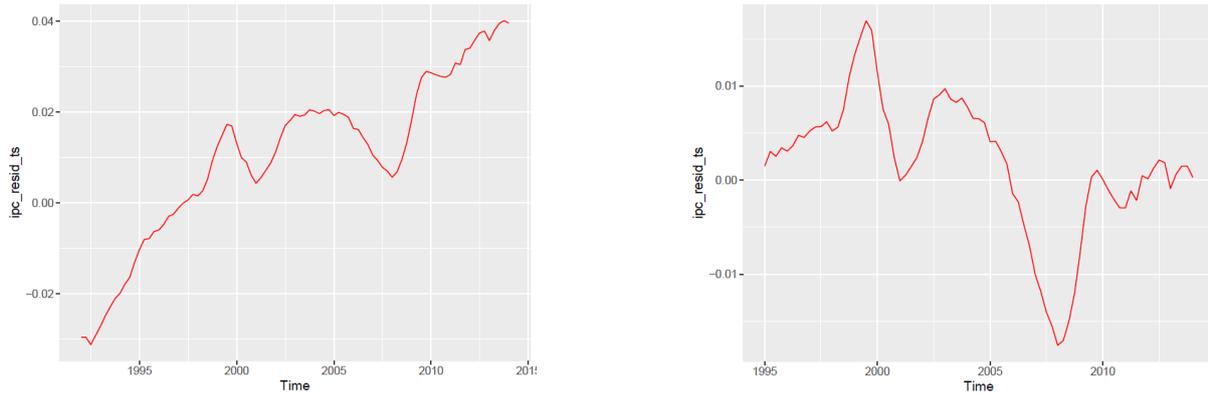


FIGURE 1 – Résidus de l'équation `ipc` avant (g.) et après (d.) correction de la tendance

- Le résidu de l'équation d'impôt sur les sociétés (`d51_s11e3`) révèle la présence d'un *outlier* pendant la crise de 2008.
- Le résidu de l'équation d'impôt sur le revenu (`d51ir_s14e3`) prend une valeur anormalement basse autour de 2003. L'équation initiale comprend déjà une tendance annualisée retardée sur l'ensemble de la période d'estimation.
- Les équations modélisant l'emploi dans les administrations publiques (`emps_s131`) et dans le secteur non-marchand (`emps_dsn_hapu1`) présentent toutes deux une tendance dans leurs résidus. Cette tendance est corrigée de façon analogue au cas de l'indice des prix. Sa présence peut s'expliquer par la forme particulière de ces équations, qui servent à traduire la dépendance directe de l'emploi dans ces deux secteurs à la population active, sans prise en compte de mesures spécifiques affectant leur dynamique.

Compte-tenu du souci de respect du modèle original, seules deux équations ont été modifiées par l'ajout d'une tendance sur leur période d'estimation, les valeurs exceptionnelles observées lors de la crise de 2008 n'ont pas fait l'objet d'un traitement particulier. Lorsqu'une tendance a été ajoutée à une équation pour améliorer ses performances explicatives sur la période d'estimation, sa valeur est figée en 2014Q4 pour l'étape de simulation, afin d'éviter toute divergence sur le sentier de croissance par rapport au modèle initial<sup>6</sup>.

### 3.4 Résultats : distribution des coefficients

Pour chacun des coefficients présents dans les équations de comportement, la distribution empirique issue de la procédure de bootstrap permet de disposer, en sus de l'information sur la dispersion autour des valeurs retenues dans le modèle Mésange<sup>7</sup>, d'informations sur la bonne spécification et la robustesse des équations économétriques. En effet, on va particulièrement s'intéresser à la présence – ou non – de la valeur nulle au sein d'intervalles de confiance construits pour l'estimation de ces coefficients, ce qui nous fournira une information sur la significativité des coefficients. Ces considérations complètent les résultats des tests de Student réalisés pour l'estimation des équations économétriques. Cette étape est aussi l'occasion de vérifier que les forces de rappel de ces équations sont significativement négatives, ce qui constitue un élément important pour assurer la convergence à long terme du modèle.

6. Cette méthode revient à garder la spécification originale de l'équation et à décomposer l'inexpliqué en le purgeant de sa tendance, qui est réintégrée dans les déterminants de l'équation en étant figée à sa dernière valeur en projection.

7. c'est-à-dire des valeurs des coefficients estimées à partir des séries historiques sans rééchantillonnage.

### 3.4.1 Significativité des coefficients

On identifie 5 coefficients sur 214 pour lesquels la valeur nulle appartient à l'intervalle de confiance construit par bootstrap (voir Tableau 1). Il s'agit de l'élasticité des exportations agricoles et manufacturées aux prix étrangers ( $p6dai9\_petx1$ ), l'élasticité de la consommation des ménages en services exposés à l'évolution retardée de la consommation des ménages ( $p3mdse7p3m3$ ), de l'élasticité des exportations en services exposés à la demande mondiale ( $p6dse7\_dw1$ ) et à la compétitivité-prix ( $p6dse7\_comprix2$ ), et du coefficient d'auto-régression de l'équation d'importations industrielles ( $p7dai7ar$ ).

Toutefois il faut noter que dans les 4 premiers cas la borne inférieure de l'intervalle de confiance (IC) à 5% reste proche de la valeur nulle.

Coefficient	IC borne max 5%	Moyenne bootstrap	IC borne inf 5%	Coefficient Mésange
$p6dai9\_petx1$	0.137	0.065	-0.004	0.066
$p3mdse7p3m3$	0.189	0.080	-0.026	0.127
$p6dse7\_dw1$	0.346	0.170	-0.016	0.187
$p6dse7\_comprix2$	0.275	0.126	-0.027	0.157
$p7dai7ar$	0.090	0.018	-0.043	0.060

TABLE 1 – Coefficients dont la valeur nulle se situe dans l'intervalle de confiance

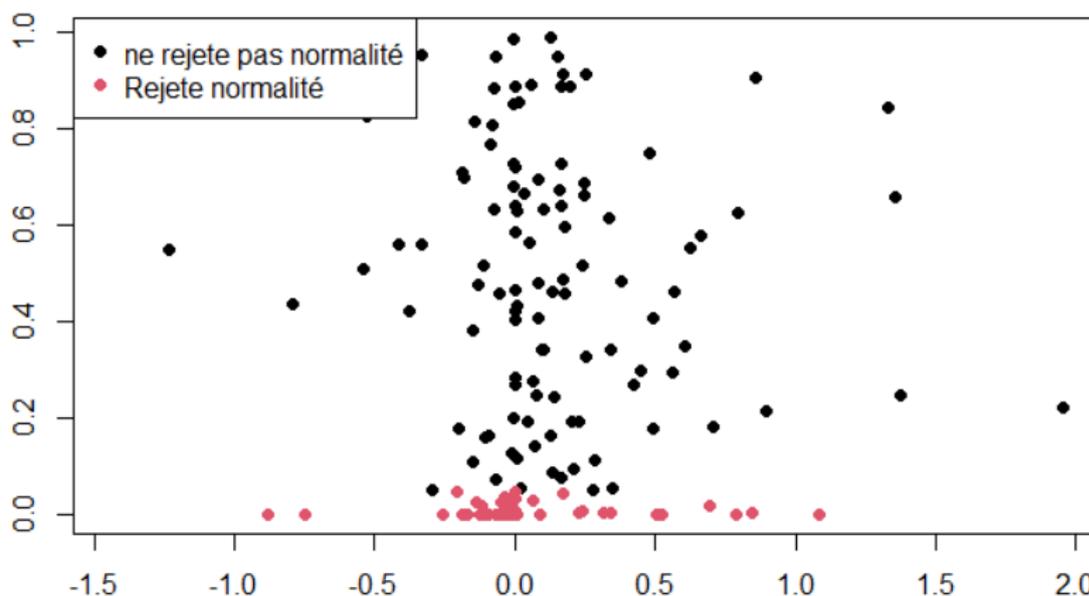


FIGURE 2 – Analyse des rejets de normalité (moyenne du coefficient bootstrap en abscisse et test de student en ordonnée)

### 3.4.2 Normalité des distributions des coefficients

Le test de normalité de Shapiro-Wilk fait apparaître un nombre plus important (74 sur 214) de coefficients dont la distribution empirique s'écarte d'une distribution normale. Pour ne citer que quelques-uns d'entre-eux, on identifie notamment la constante de l'indice des prix à la consommation ( $ipccst$ ), la constante de l'équation de prix à la production des services exposés ( $p1dse9const$ ), la force de rappel de l'équilibre de long-terme de l'équation de prix à la production ( $p1dse9mu$ ), la constante de l'équation de prix à la production agricole et manufacturée

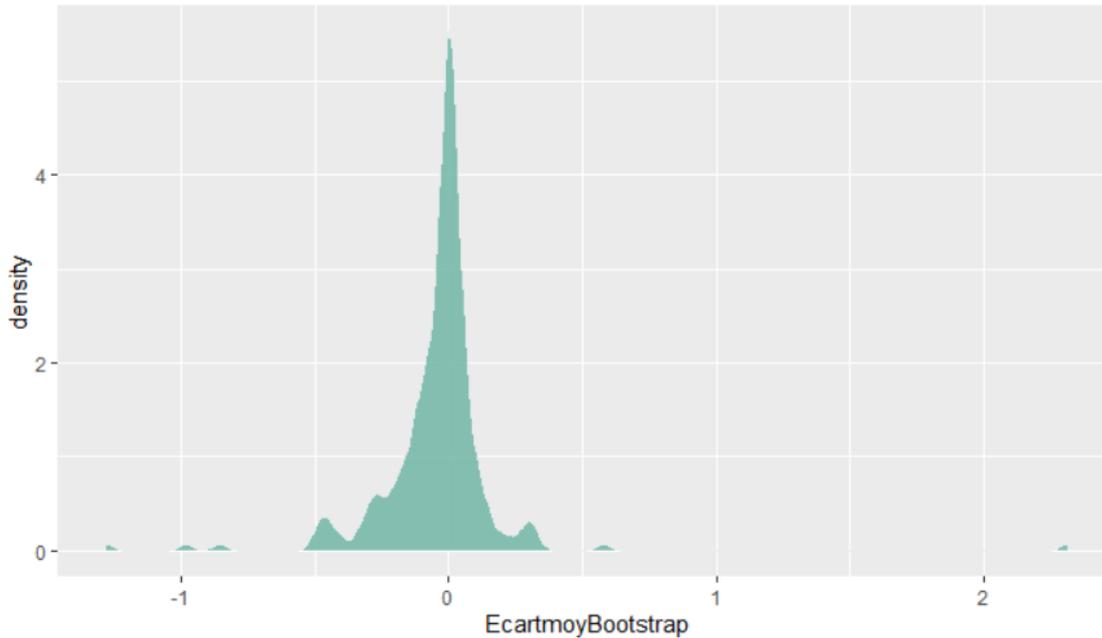


FIGURE 3 – Ecart relatif entre le coefficient Mésange 2017 et la moyenne du bootstrap (pour l'ensemble des 214 coefficient)

( $p1dsa9const$ ), la force de rappel de l'équilibre de long-terme de l'équation de prix à la production des services abrités ( $p1dsa9mu$ ), ou encore la force de rappel de l'équilibre de long-terme de l'équation de consommation en volume des services exposés ( $p3mdse7mu$ ).

Cet écart à la distribution gaussienne pour environ un tiers des coefficients pourrait trouver son origine dans les quelques irrégularités déjà identifiées en termes de répartition des résidus, et dans un test relativement discriminant.

### 3.4.3 Négativité des forces de rappel de long terme

Le cadre théorique des équations ECM impose la négativité des forces de rappel, de manière à assurer la convergence du modèle vers son état d'équilibre. Plus qu'un élément informatif, le test réalisé ici est donc au coeur de la validité de la modélisation de Mésange, cette validité étant par ailleurs assurée par un test de significativité de ces coefficients lors de l'estimation originale du modèle. Parmi les 25 forces de rappel considérées, toutes les moyennes et médianes des coefficients sont bien négatives, les intervalles de confiance à 5 % associés ne contiennent pas la valeur nulle, et les coefficients sont significativement non-nuls. Ces éléments conduisent à apporter une validation complémentaire aux spécifications retenues pour les équations de comportement du modèle.

### 3.4.4 Remarques complémentaires

La taille des intervalles de confiance, et les positionnements relatifs de la moyenne et de la médiane calculées par rééchantillonnage à l'intérieur de ces intervalles de confiance varient selon les coefficients. Les Figures 4 et 5 sont représentatives de la variété des profils rencontrés.

*Lecture : les moyennes empiriques (points noirs) sont comparées aux estimations de Mésange 2017 (points bleus) et aux bornes de l'intervalle de confiance empirique (points rouges et verts).*

Le profil des distributions des coefficients s'approche généralement de celui d'une distribution normale, toutefois dans certains cas on peut observer des distributions empiriques relativement atypiques (Figure 6, 7 et 8).

Pour mieux appréhender la cohérence des résultats obtenus, et pour éviter un inventaire exhaustif, nous avons regroupé les distributions associées aux coefficients de trois des principales

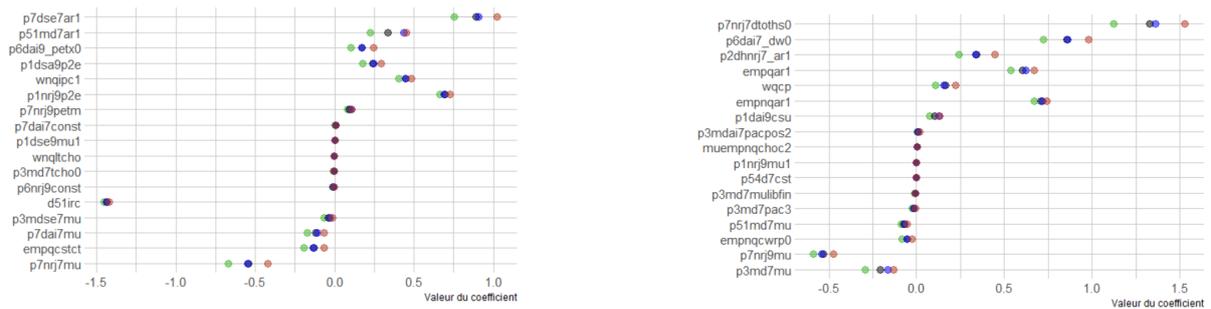


FIGURE 4 – Exemples de profils où la moyenne et de la médiane sont proches

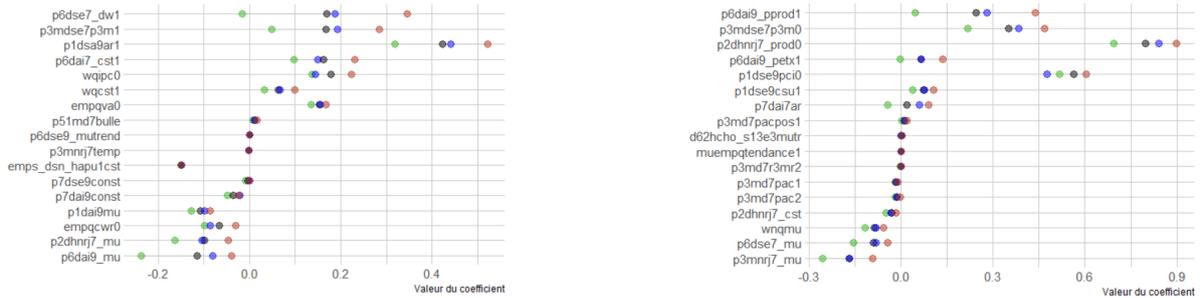


FIGURE 5 – Exemples de profils où la moyenne et de la médiane sont relativement éloignées

équations de Mésange au sein de fiches présentées en Annexe B.

### 3.5 Résultats : fonctions de réponse

Afin d'illustrer la méthode décrite ci-dessus, trois variantes ont été réalisées, en se fondant sur celles décrites dans [Bardaji et al. \(2017\)](#) :

1. Une hausse permanente de l'investissement public de 1 % du PIB en volume, non financée. Ceci constitue un choc de demande pur, en l'absence de prise en compte par le modèle de la productivité du stock de capital public.
2. Une hausse permanente de 1 % de la demande mondiale adressée à la France. C'est également un choc de demande pur, d'ampleur plus limitée toutefois.
3. Une hausse permanente de l'efficacité du travail de 1 %, portant à la fois sur le secteur privé et le secteur public. Il s'agit d'un pur choc d'offre.

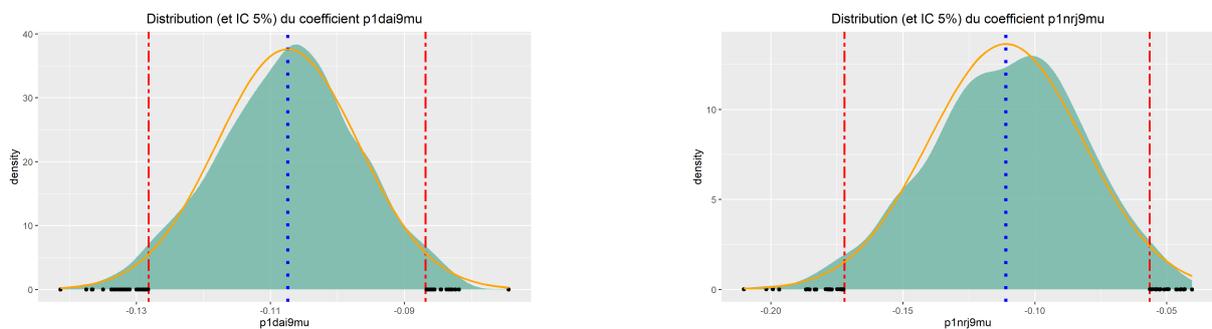


FIGURE 6 – Distribution (et IC 5%) de deux forces de rappel au profil normal classique (loi normale de même moyenne et écart-type en orange, bornes de l'intervalle de confiance empirique en rouge)

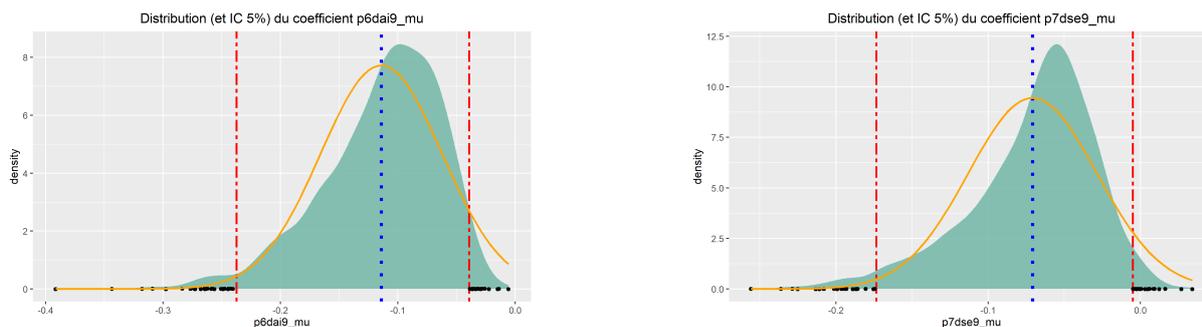


FIGURE 7 – Distribution (et IC 5%) de deux forces de rappel au profil décentré (loi normale de même moyenne et écart-type en orange, bornes de l'intervalle de confiance empirique en rouge)

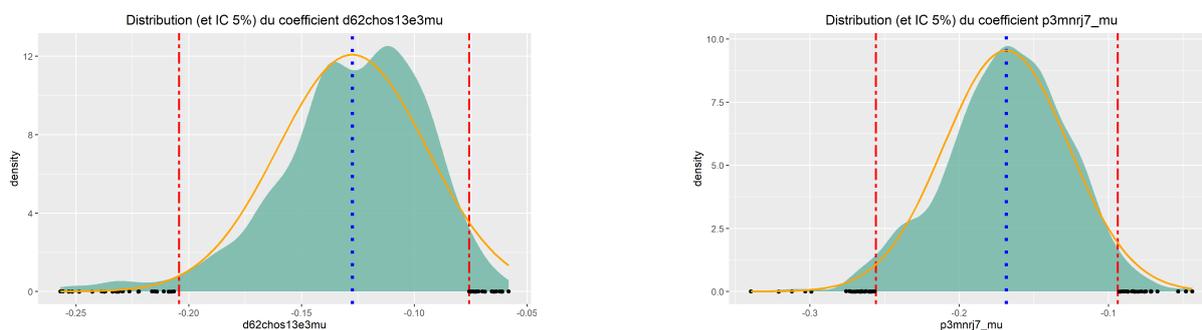


FIGURE 8 – Distribution (et IC 5%) de deux forces de rappel au profil atypique (loi normale équivalente en orange)

Les hypothèses de projection sont communes, et pour chaque jeu de coefficients estimé sur données simulées, on calcule un compte central à l'horizon 2200 et un compte variantiel. Les résultats sont présentés en écart au compte central. Pour chaque variante, 1000 simulations sont effectuées, les quantiles 2,5 % et 97,5 % constituant les bornes des bandes de confiance.

### 3.5.1 Investissement public

La Figure 9 et le Tableau 2 présentent les résultats en variante d'une hausse permanente de l'investissement public de 1 % du PIB en volume. Ce choc n'est pas financé par la baisse d'autres dépenses publiques ou des hausses de recettes, et son effet est réparti en proportion de la répartition observée – entre services abrités, services exposés et bien manufacturés. Il s'agit dans Mésange d'un choc de demande pur, en l'absence d'action sur la productivité prévue par le modèle.

À court terme, l'effet multiplicateur de l'investissement public est important : l'accroissement de l'activité la première année est supérieure à l'impulsion initiale, et ceci pour l'ensemble de l'intervalle de confiance à 95 %. À moyen terme, les prix augmentent sensiblement, avec une fourchette d'incertitude plus importante pour l'effet du choc.

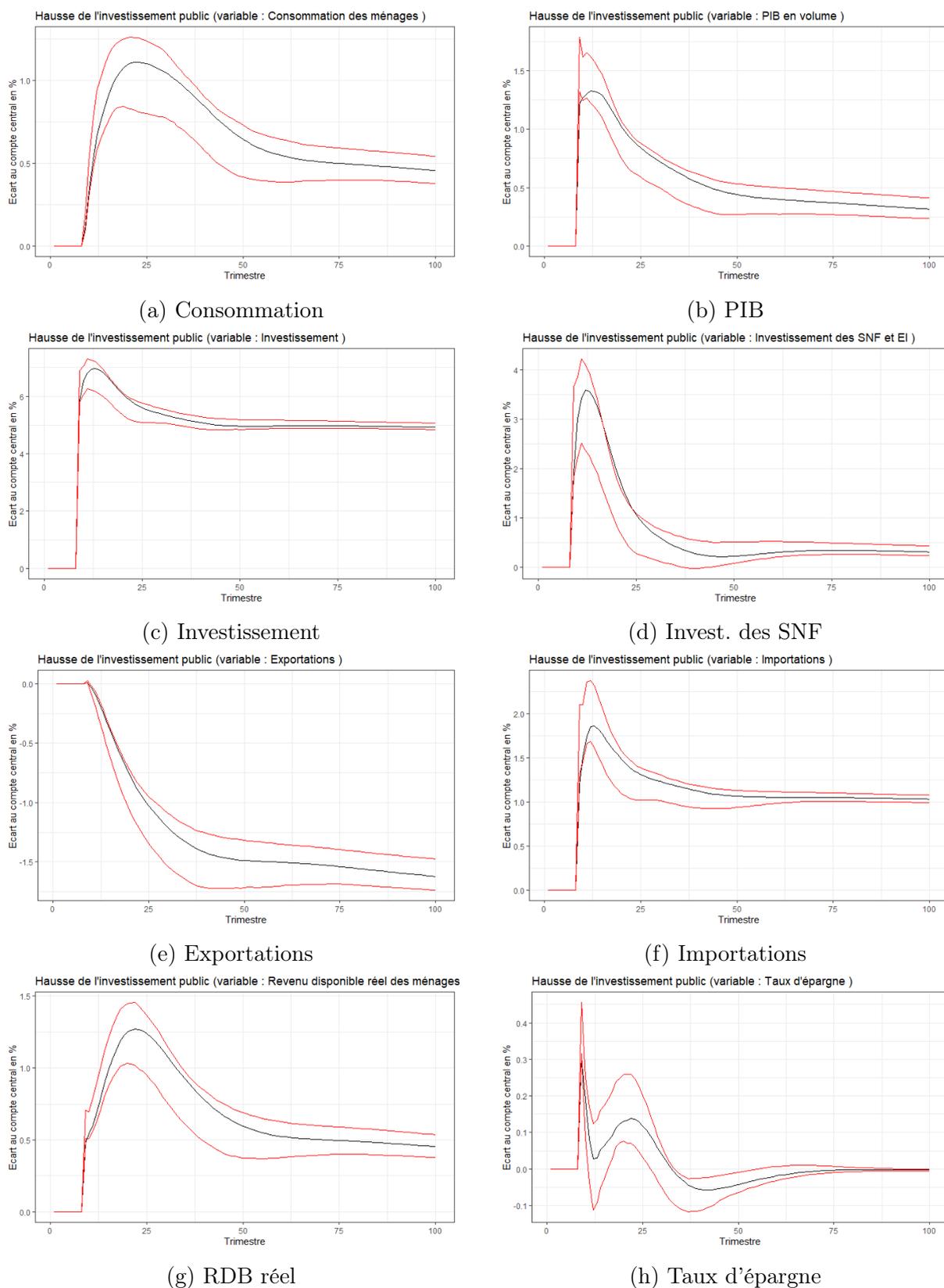
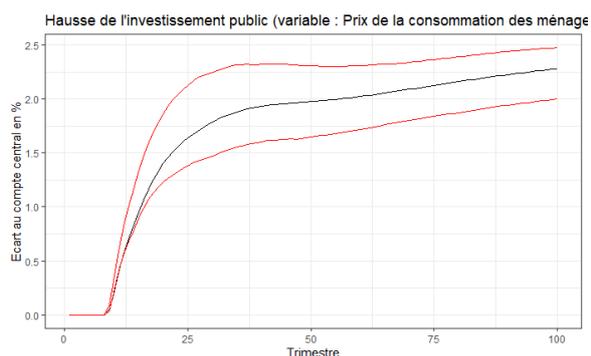
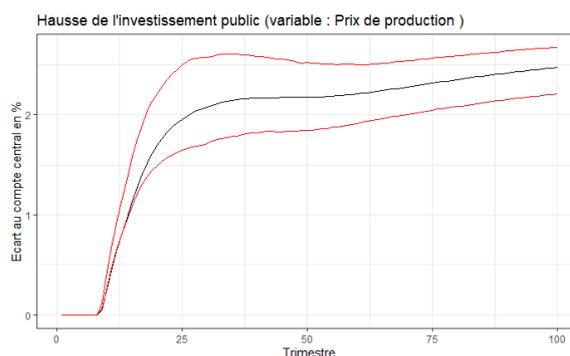


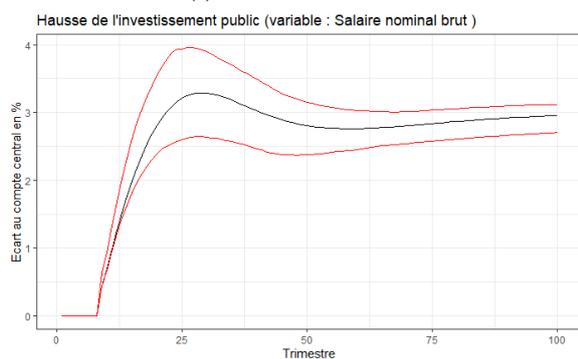
FIGURE 9 – Hausse de l'investissement public de 1% du PIB en volume



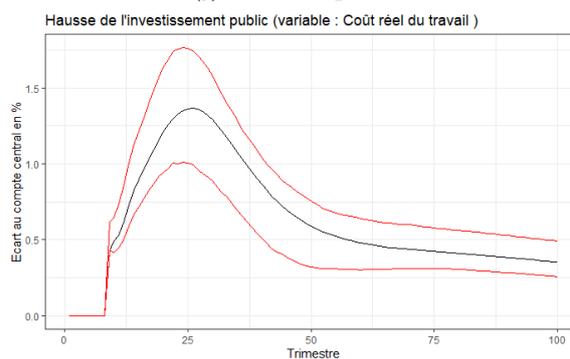
(i) Prix de conso.



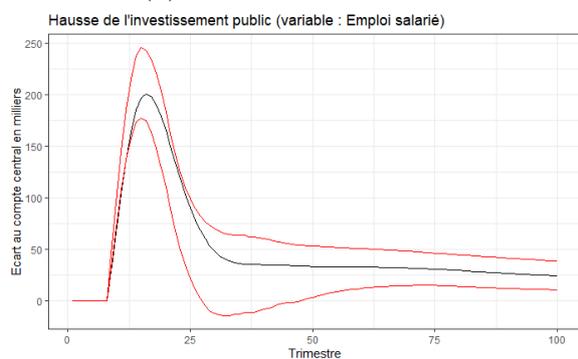
(j) Prix de prod.



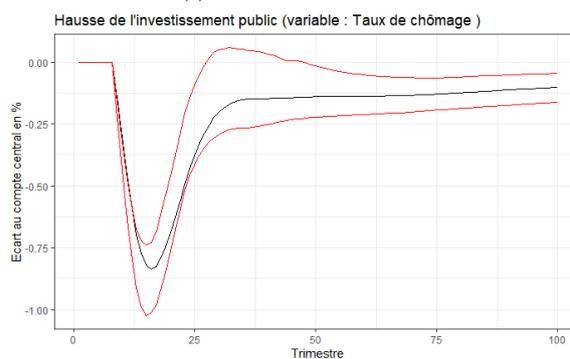
(k) Salaire nominal brut



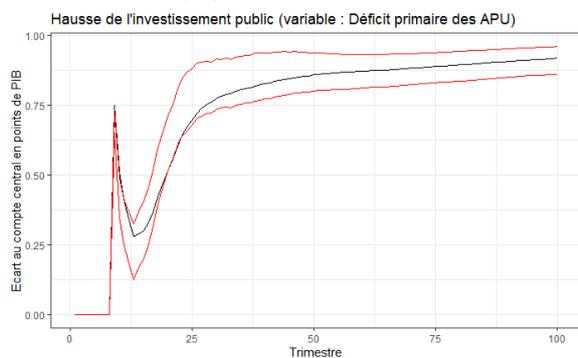
(l) Coût du travail



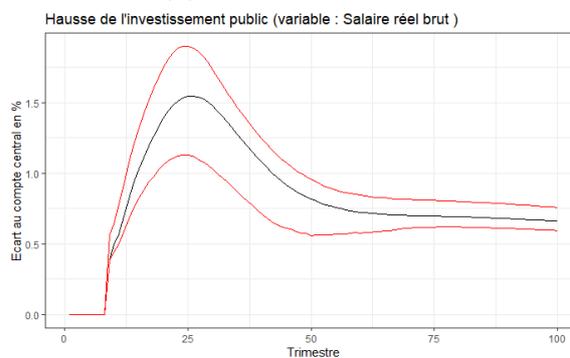
(m) Emploi salarié



(n) Taux de chômage



(o) Déficit primaire APU



(p) Salaire réel brut

FIGURE 9 – Hausse de l'investissement public de 1% du PIB en volume (suite)

	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	10 ans
PIB (en volume)	1,28 [1,26; 1,67]	1,29 [1,11; 1,49]	1,1 [0,85; 1,17]	0,8 [0,56; 0,85]	0,47 [0,27; 0,55]
VA du secteur marchand	1,67 [1,65; 2,21]	1,63 [1,4; 1,9]	1,36 [1,02; 1,45]	0,93 [0,62; 1]	0,49 [0,24; 0,61]
Consommation des ménages	0,4 [0,36; 0,6]	0,86 [0,73; 1,11]	1,06 [0,84; 1,24]	1,09 [0,79; 1,22]	0,7 [0,45; 0,78]
Investissement	6,54 [6,09; 7,13]	6,84 [6,03; 7]	6,3 [5,54; 6,35]	5,53 [5,09; 5,7]	4,98 [4,84; 5,21]
Investissement des SNF et EI	2,99 [2,23; 3,96]	3,32 [1,98; 3,52]	2,34 [1,14; 2,23]	0,91 [0,23; 0,99]	0,21 [0,03; 0,5]
Exportations	-0,07 [-0,14; -0,05]	-0,36 [-0,57; -0,34]	-0,66 [-0,95; -0,63]	-1,09 [-1,41; -0,99]	-1,47 [-1,72; -1,3]
Importations	1,57 [1,53; 2,24]	1,79 [1,47; 2,13]	1,56 [1,17; 1,69]	1,28 [1,02; 1,36]	1,08 [0,93; 1,14]
Revenu disponible réel des ménages	0,58 [0,55; 0,77]	0,93 [0,83; 1,15]	1,2 [1,01; 1,41]	1,2 [0,9; 1,31]	0,64 [0,39; 0,73]
Taux d'épargne	0,15 [0,06; 0,25]	0,06 [-0,04; 0,17]	0,11 [0,06; 0,24]	0,1 [0,01; 0,16]	-0,05 [-0,08; -0,02]
Prix de la consommation des ménages	0,3 [0,3; 0,46]	0,89 [0,84; 1,24]	1,29 [1,16; 1,73]	1,69 [1,41; 2,18]	1,96 [1,63; 2,31]
Prix de production	0,37 [0,37; 0,55]	1,05 [1,02; 1,46]	1,56 [1,41; 2,07]	2 [1,67; 2,54]	2,17 [1,83; 2,54]
Prix de production marchande	0,3 [0,3; 0,48]	0,94 [0,91; 1,34]	1,41 [1,28; 1,91]	1,82 [1,53; 2,35]	2,08 [1,75; 2,45]
Prix de VA marchande	0,32 [0,3; 0,49]	1,01 [0,9; 1,38]	1,46 [1,25; 1,92]	1,87 [1,51; 2,37]	2,19 [1,79; 2,59]
Prix des exportations	0,15 [0,13; 0,28]	0,6 [0,56; 0,99]	1,01 [0,92; 1,53]	1,41 [1,19; 1,92]	1,66 [1,42; 1,99]
Prix des importations	0,23 [0,25; 0,44]	0,64 [0,71; 1,12]	0,99 [1,04; 1,62]	1,37 [1,26; 1,94]	1,61 [1,43; 1,91]
Salaire nominal brut	0,84 [0,82; 1,14]	1,87 [1,71; 2,45]	2,6 [2,25; 3,31]	3,25 [2,63; 3,95]	2,86 [2,37; 3,24]
Coût réel du travail	0,52 [0,45; 0,71]	0,85 [0,69; 1,16]	1,12 [0,89; 1,52]	1,36 [0,98; 1,72]	0,66 [0,36; 0,83]
Emploi salarié (en milliers)	89,65 [92,17; 125,35]	187,5 [171,99; 236,1]	183,17 [137,85; 210,57]	74,52 [7,87; 86,99]	34,36 [-0,42; 55,03]
Taux de chômage	-0,37 [-0,52; -0,38]	-0,78 [-0,98; -0,72]	-0,76 [-0,88; -0,58]	-0,31 [-0,36; -0,03]	-0,14 [-0,23; 0]
Balance commerciale (en pts de PIB)	-0,53 [-0,76; -0,53]	-0,7 [-0,88; -0,64]	-0,74 [-0,89; -0,65]	-0,81 [-0,97; -0,74]	-0,88 [-0,97; -0,81]
Taux de marge (EBE/VA)	0,43 [0,35; 0,6]	-0,26 [-0,57; -0,24]	-0,66 [-0,99; -0,57]	-0,65 [-0,84; -0,39]	-0,28 [-0,39; -0,12]
Déficit primaire (en pts de PIB)	0,51 [0,36; 0,5]	0,3 [0,19; 0,39]	0,44 [0,42; 0,62]	0,73 [0,7; 0,9]	0,85 [0,79; 0,94]

TABLE 2 – Hausse de l'investissement public de 1% du PIB en volume (en % d'écart au compte central)

On retient que les largeurs respectives des bandes de confiance sont hétérogènes entre les variables : l'incertitude à court terme est souvent plus importante qu'à moyen ou long terme, puisque elle provient de l'aléa issu de l'estimation des coefficients de court terme des équations de comportement. Enfin, l'incertitude des effets entre 6 et 10 ans après le choc sur l'emploi, par exemple, incite à les prendre en compte avec prudence, puisqu'un effet nul n'est alors pas à exclure.

### 3.5.2 Efficience

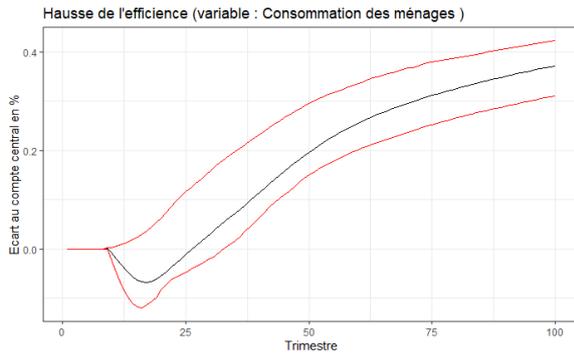
La Figure 10 et le Tableau 3 présentent les résultats d'une augmentation permanente de 1 % de l'efficience du travail, portant à la fois sur les salariés du secteur privé et ceux du secteur public. Il s'agit d'un pur choc d'offre, considéré comme spécifique à la France.

À court terme, l'emploi s'ajuste à la baisse du fait de la plus grande productivité du travail, car la demande est rigide. L'augmentation du chômage limite la diffusion des gains de productivité aux salariés, et pèse sur la consommation en raison d'un mécanisme d'épargne de précaution. À moyen terme, la baisse des prix, plus marquée que celle des salaires, conduit à une amélioration progressive de la consommation des ménages.

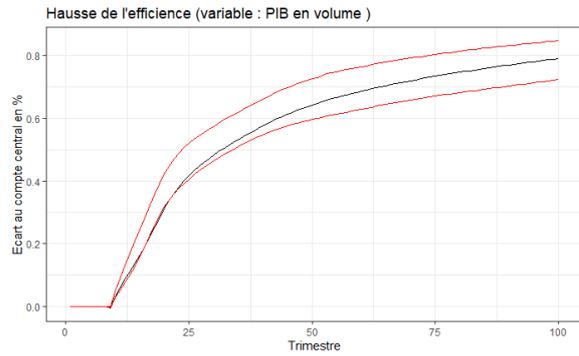
L'étude de l'incertitude par bootstrap autour de cette variante conduit à des résultats notables sur la consommation : en particulier, la borne supérieure de la bande de confiance traduit un effet positif dès la première année, tandis que la borne inférieure ne devient positive qu'au-delà de 5 ans. De plus, l'estimation centrale – courbe noire sur la Figure 10 (a) – conduirait à retenir un effet sur la consommation à la baisse les 5 premières années suivant le choc avant une hausse progressive. L'information apportée par les intervalles de confiance nuance cette conclusion car on ne peut exclure une hausse dès la première année. Enfin, la hausse de consommation à moyen-long terme est confirmée dans tous les cas.

Si l'effet sur la consommation à long terme est significativement positif, la vitesse de réponse de l'économie au choc demeure marquée par l'incertitude d'estimation des forces de rappel des équations économétriques du modèle, qui en déterminent la dynamique de retour sur son sentier de croissance équilibré.

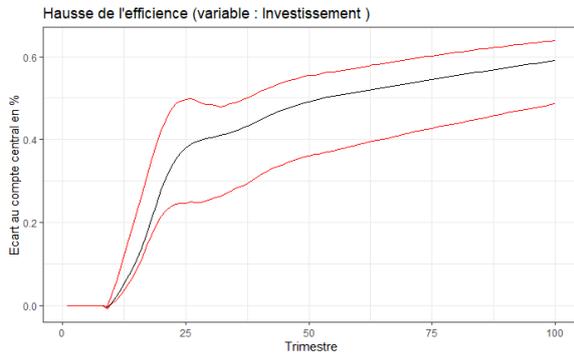
Les fonctions de réponse originales, associées à la variante calculée à partir des séries historiques – *i.e.* sans rééchantillonnage ni réestimation – ne sont pas nécessairement centrées à l'intérieur des bandes de confiance, contrairement à un intervalle de confiance fondé sur une approche paramétrique. Cela tient à la méthode de construction choisie.



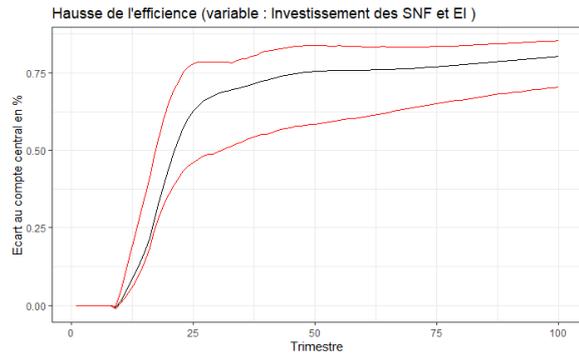
(a) Consommation



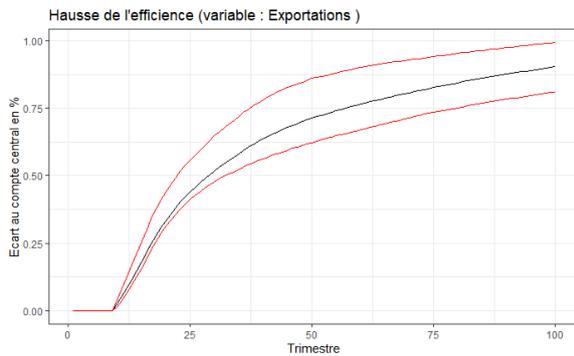
(b) PIB



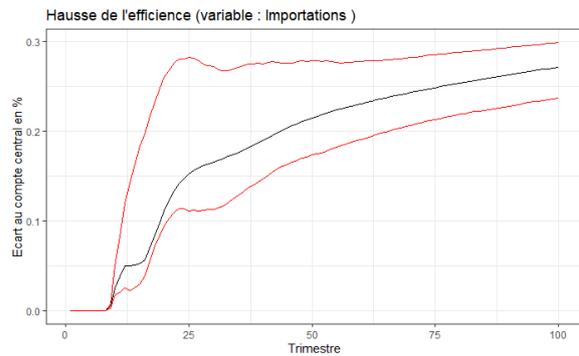
(c) Investissement



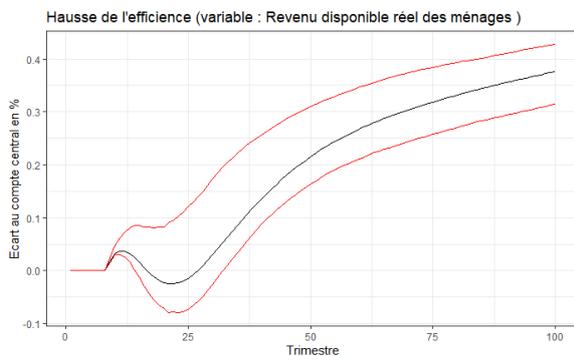
(d) Invest. des SNF



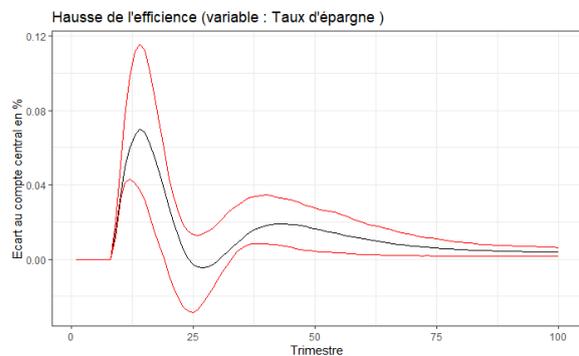
(e) Exportations



(f) Importations

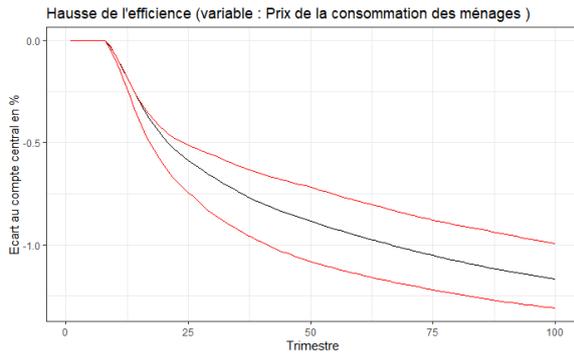


(g) RDB réel

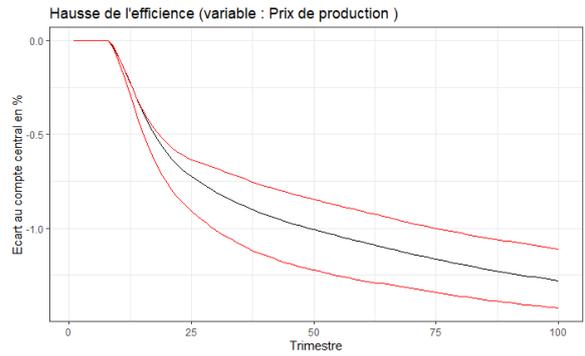


(h) Taux d'épargne

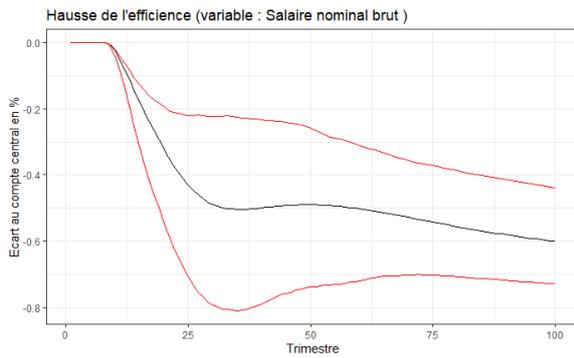
FIGURE 10 – Hausse de 1% de l'efficience du travail



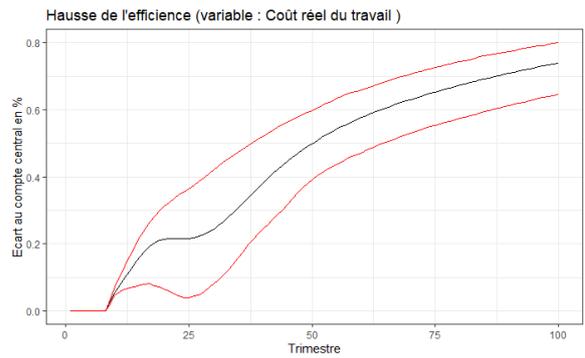
(i) Prix de conso.



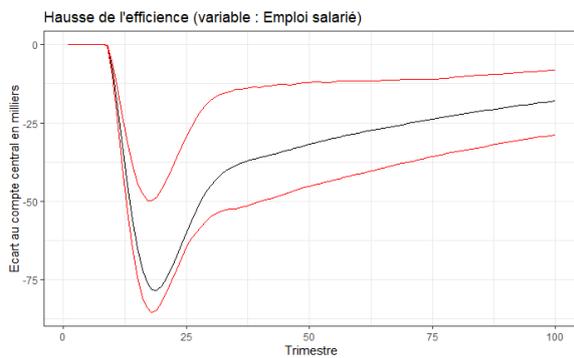
(j) Prix de prod.



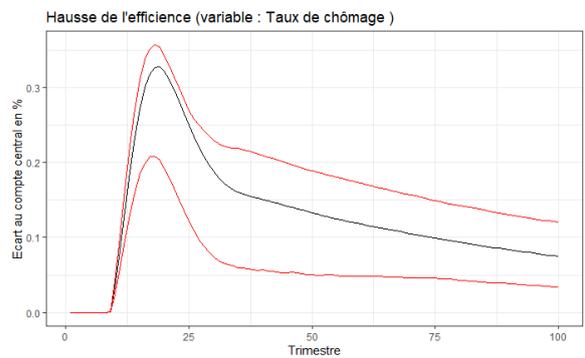
(k) Salaire nominal brut



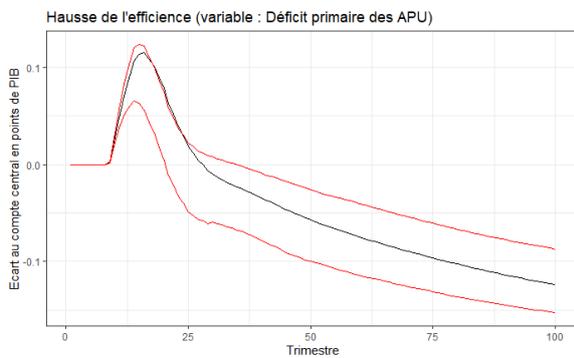
(l) Coût du travail



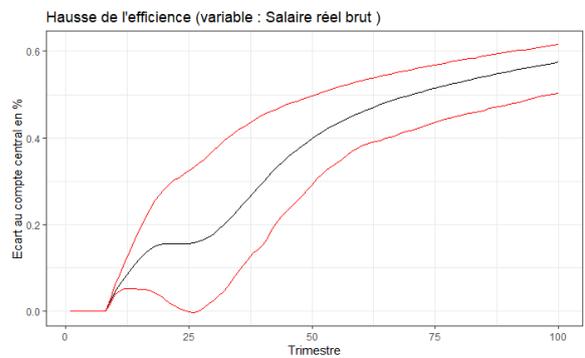
(m) Emploi salarié



(n) Taux de chômage



(o) Déficit primaire APU



(p) Salaire réel brut

FIGURE 10 – Hausse de 1% de l'efficacité du travail (suite)

	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	10 ans
PIB (en volume)	0,04 [0,04; 0,07]	0,15 [0,14; 0,23]	0,27 [0,27; 0,37]	0,44 [0,43; 0,54]	0,62 [0,58; 0,71]
VA du secteur marchand	0,02 [0,01; 0,05]	0,09 [0,08; 0,19]	0,2 [0,2; 0,34]	0,37 [0,35; 0,5]	0,57 [0,51; 0,68]
Consommation des ménages	-0,01 [-0,04; 0,01]	-0,06 [-0,11; 0,02]	-0,06 [-0,1; 0,05]	0 [-0,04; 0,13]	0,17 [0,12; 0,28]
Investissement	0,02 [0,01; 0,05]	0,1 [0,08; 0,2]	0,23 [0,18; 0,37]	0,39 [0,25; 0,49]	0,48 [0,35; 0,54]
Investissement des SNF et EI	0,03 [0,02; 0,08]	0,16 [0,12; 0,32]	0,36 [0,3; 0,57]	0,65 [0,47; 0,78]	0,75 [0,58; 0,84]
Exportations	0,04 [0,03; 0,06]	0,16 [0,14; 0,23]	0,29 [0,27; 0,39]	0,46 [0,43; 0,58]	0,69 [0,6; 0,84]
Importations	0,03 [0,02; 0,06]	0,05 [0,03; 0,17]	0,09 [0,08; 0,24]	0,16 [0,11; 0,28]	0,21 [0,17; 0,28]
Revenu disponible réel des ménages	0,03 [0,03; 0,05]	0,02 [-0,01; 0,08]	-0,01 [-0,06; 0,08]	0 [-0,06; 0,14]	0,19 [0,14; 0,29]
Taux d'épargne	0,04 [0,03; 0,06]	0,07 [0,03; 0,11]	0,04 [0; 0,07]	0 [-0,02; 0,01]	0,02 [0,01; 0,03]
Prix de la consommation des ménages	-0,09 [-0,12; -0,09]	-0,27 [-0,36; -0,27]	-0,43 [-0,55; -0,4]	-0,61 [-0,78; -0,53]	-0,86 [-1,05; -0,7]
Prix de production	-0,11 [-0,14; -0,11]	-0,34 [-0,45; -0,34]	-0,54 [-0,69; -0,5]	-0,75 [-0,94; -0,65]	-0,98 [-1,2; -0,82]
Prix de production marchande	-0,1 [-0,14; -0,1]	-0,31 [-0,41; -0,31]	-0,49 [-0,63; -0,46]	-0,67 [-0,86; -0,59]	-0,91 [-1,13; -0,76]
Prix de VA marchande	-0,11 [-0,13; -0,1]	-0,31 [-0,39; -0,29]	-0,49 [-0,6; -0,43]	-0,67 [-0,84; -0,56]	-0,95 [-1,17; -0,76]
Prix des exportations	-0,06 [-0,09; -0,05]	-0,23 [-0,35; -0,21]	-0,39 [-0,56; -0,35]	-0,56 [-0,74; -0,48]	-0,74 [-0,93; -0,63]
Prix des importations	-0,09 [-0,15; -0,09]	-0,24 [-0,4; -0,26]	-0,38 [-0,59; -0,4]	-0,53 [-0,75; -0,51]	-0,71 [-0,89; -0,62]
Salaire nominal brut	-0,04 [-0,07; -0,03]	-0,16 [-0,28; -0,12]	-0,28 [-0,48; -0,18]	-0,45 [-0,74; -0,22]	-0,49 [-0,75; -0,24]
Coût réel du travail	0,07 [0,05; 0,09]	0,15 [0,07; 0,2]	0,2 [0,07; 0,29]	0,22 [0,05; 0,38]	0,46 [0,34; 0,57]
Emploi salarié (en milliers)	-15,08 [-18,49; -10,79]	-59,29 [-68,29; -40,33]	-77,4 [-84,2; -48,64]	-54,62 [-61,07; -25,02]	-33,37 [-46,91; -12,67]
Taux de chômage	0,06 [0,05; 0,08]	0,25 [0,17; 0,28]	0,32 [0,2; 0,35]	0,23 [0,1; 0,25]	0,14 [0,05; 0,2]
Balance commerciale (en pts de PIB)	0,01 [0; 0,03]	0,04 [0,01; 0,08]	0,07 [0,03; 0,11]	0,1 [0,06; 0,17]	0,16 [0,12; 0,22]
Taux de marge (EBE/VA)	0,03 [0,01; 0,06]	0,21 [0,17; 0,3]	0,34 [0,26; 0,46]	0,35 [0,23; 0,46]	0,22 [0,14; 0,3]
Déficit primaire (en pts de PIB)	0,04 [0,03; 0,05]	0,11 [0,06; 0,12]	0,09 [0,02; 0,09]	0,01 [-0,05; 0,02]	-0,05 [-0,09; -0,02]

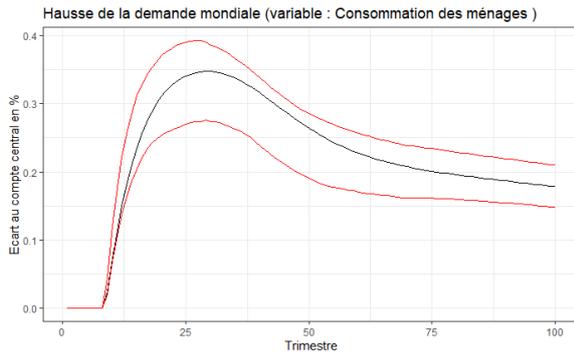
TABLE 3 – Hausse de 1% de l'efficacité du travail (en % d'écart au compte central)

### 3.5.3 Demande mondiale

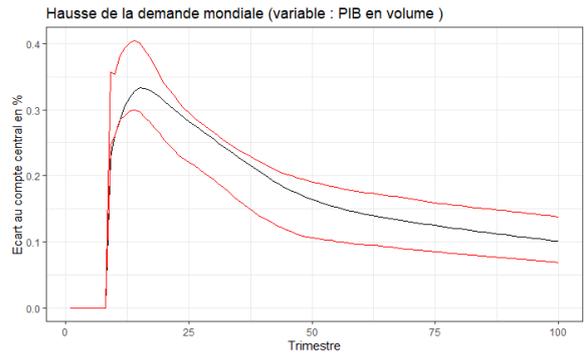
La Figure 11 et le Tableau 4 présentent le résultat d'une hausse pérenne de 1% de la demande mondiale adressée à la France. Il s'agit d'un choc de demande, dont les résultats sont analogues à une hausse d'investissement public, mais dont l'ampleur est plus faible, et les effets plus limités.

À court terme, la hausse de la demande mondiale entraîne une hausse des exportations, qui induit un gain d'activité. Cette stimulation de l'emploi salarié améliore la balance commerciale. Au-delà de 5 ans, l'effet n'est toutefois plus significatif.

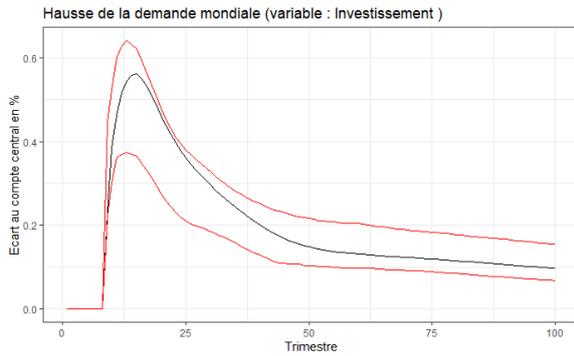
L'incertitude de l'effet du choc sur l'emploi salarié est ici encore importante, puisque l'intervalle de confiance pour cette variable est assez large entre 5 et 15 ans, et assez proche de 0.



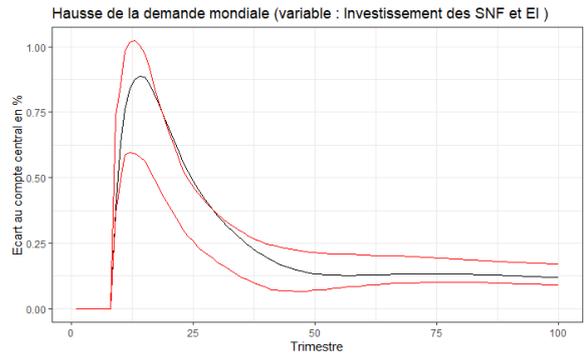
(a) Consommation



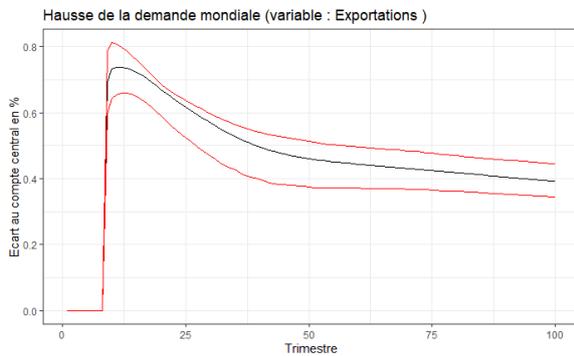
(b) PIB



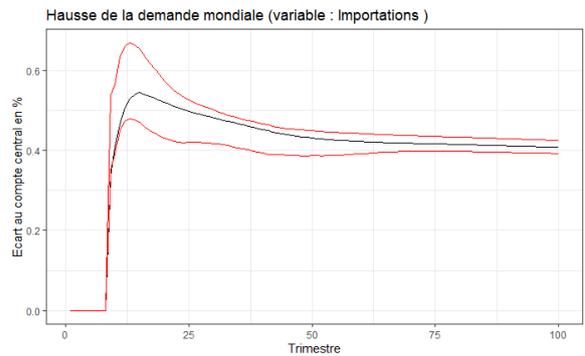
(c) Investissement



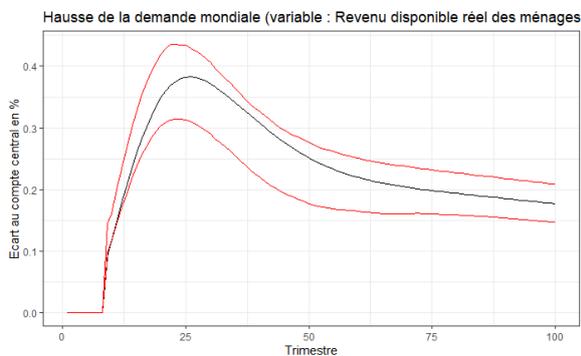
(d) Invest. des SNF



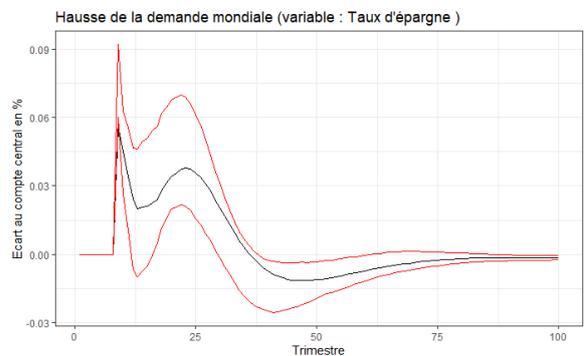
(e) Exportations



(f) Importations

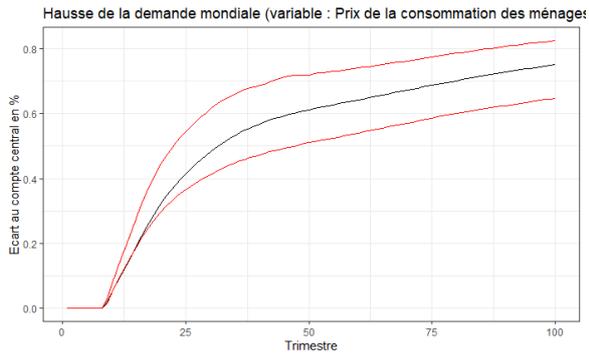


(g) RDB réel

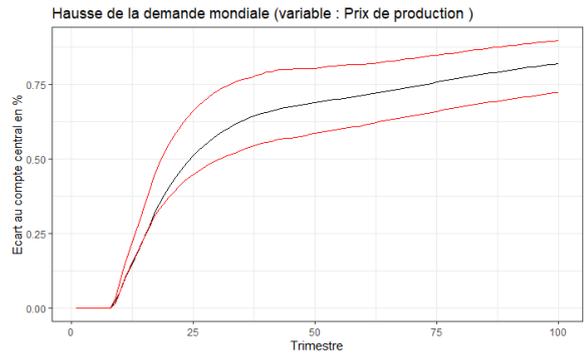


(h) Taux d'épargne

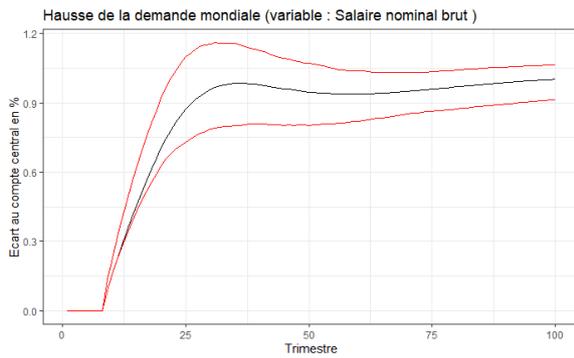
FIGURE 11 – Hausse de 1 % la demande mondiale adressée à la France



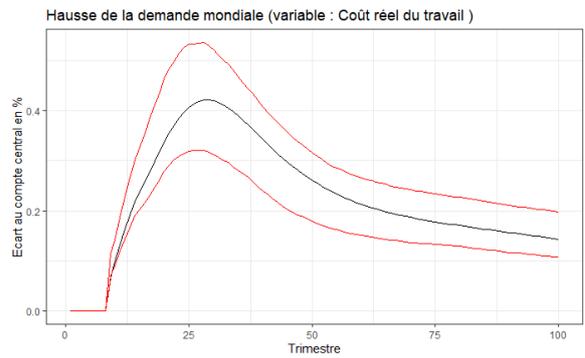
(i) Prix de conso.



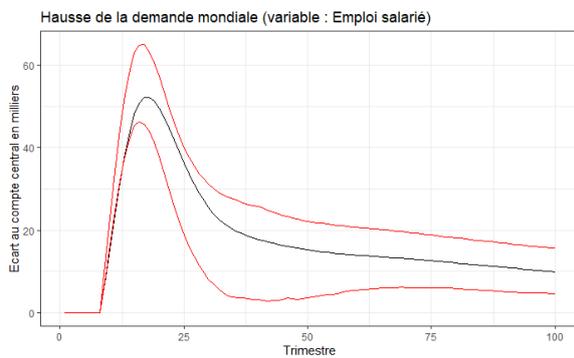
(j) Prix de prod.



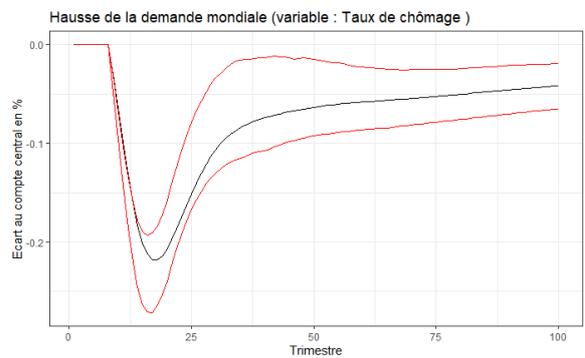
(k) Salaire nominal brut



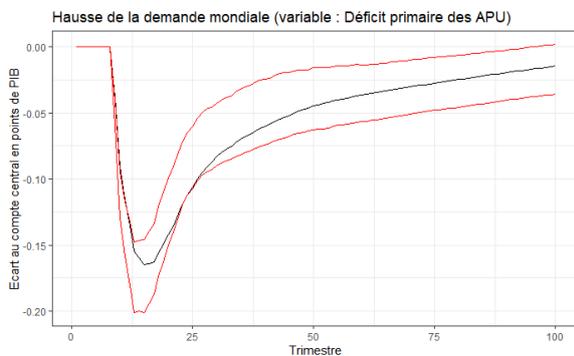
(l) Coût du travail



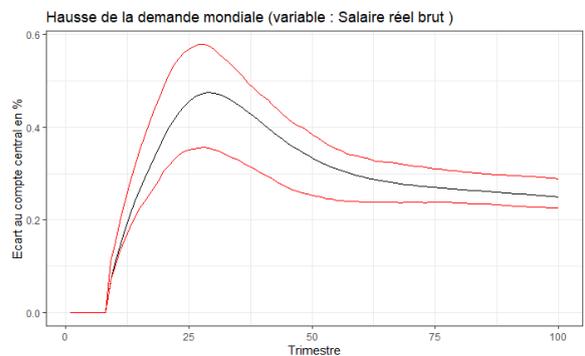
(m) Emploi salarié



(n) Taux de chômage



(o) Déficit primaire APU



(p) Salaire réel brut

FIGURE 11 – Hausse de 1 % la demande mondiale adressée à la France (suite)

	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	10 ans
PIB (en volume)	0,27 [0,27; 0,37]	0,33 [0,3; 0,4]	0,32 [0,27; 0,36]	0,27 [0,21; 0,29]	0,18 [0,11; 0,2]
VA du secteur marchand	0,37 [0,37; 0,51]	0,44 [0,4; 0,54]	0,42 [0,35; 0,47]	0,35 [0,27; 0,37]	0,22 [0,14; 0,25]
Consommation des ménages	0,09 [0,08; 0,14]	0,22 [0,19; 0,29]	0,29 [0,24; 0,36]	0,34 [0,27; 0,39]	0,28 [0,2; 0,3]
Investissement	0,4 [0,31; 0,55]	0,55 [0,36; 0,62]	0,5 [0,3; 0,52]	0,34 [0,2; 0,36]	0,16 [0,11; 0,22]
Investissement des SNF et EI	0,65 [0,51; 0,9]	0,88 [0,57; 0,98]	0,76 [0,44; 0,76]	0,44 [0,23; 0,43]	0,15 [0,07; 0,22]
Exportations	0,73 [0,64; 0,8]	0,73 [0,65; 0,77]	0,69 [0,61; 0,71]	0,6 [0,51; 0,63]	0,47 [0,38; 0,52]
Importations	0,43 [0,42; 0,6]	0,54 [0,47; 0,66]	0,53 [0,44; 0,6]	0,49 [0,42; 0,52]	0,44 [0,39; 0,45]
Revenu disponible réel des ménages	0,13 [0,13; 0,18]	0,24 [0,23; 0,31]	0,33 [0,29; 0,4]	0,38 [0,31; 0,43]	0,27 [0,19; 0,29]
Taux d'épargne	0,04 [0,02; 0,06]	0,02 [-0,01; 0,05]	0,03 [0,01; 0,06]	0,03 [0,01; 0,05]	-0,01 [-0,02; 0]
Prix de la consommation des ménages	0,06 [0,06; 0,09]	0,18 [0,18; 0,26]	0,29 [0,27; 0,4]	0,44 [0,38; 0,57]	0,6 [0,5; 0,72]
Prix de production	0,08 [0,08; 0,12]	0,22 [0,22; 0,32]	0,36 [0,34; 0,5]	0,53 [0,46; 0,68]	0,68 [0,57; 0,8]
Prix de production marchande	0,06 [0,06; 0,1]	0,19 [0,19; 0,29]	0,32 [0,3; 0,45]	0,48 [0,42; 0,62]	0,64 [0,54; 0,76]
Prix de VA marchande	0,07 [0,07; 0,1]	0,2 [0,19; 0,28]	0,33 [0,29; 0,44]	0,49 [0,41; 0,62]	0,67 [0,55; 0,8]
Prix des exportations	0,04 [0,03; 0,07]	0,14 [0,13; 0,23]	0,25 [0,22; 0,38]	0,39 [0,33; 0,54]	0,52 [0,45; 0,64]
Prix des importations	0,06 [0,06; 0,11]	0,16 [0,17; 0,27]	0,25 [0,27; 0,41]	0,38 [0,37; 0,55]	0,51 [0,46; 0,62]
Salaire nominal brut	0,18 [0,18; 0,26]	0,43 [0,41; 0,58]	0,64 [0,57; 0,84]	0,9 [0,75; 1,12]	0,96 [0,8; 1,09]
Coût réel du travail	0,11 [0,11; 0,17]	0,23 [0,19; 0,31]	0,31 [0,26; 0,42]	0,42 [0,32; 0,53]	0,29 [0,19; 0,34]
Emploi salarié (en milliers)	19,5 [20,13; 28,34]	45,33 [43,11; 59,91]	51,3 [42,27; 61,62]	32,58 [14,98; 36,7]	15,97 [3,37; 23,18]
Taux de chômage	-0,08 [-0,12; -0,08]	-0,19 [-0,25; -0,18]	-0,21 [-0,26; -0,18]	-0,14 [-0,15; -0,06]	-0,07 [-0,1; -0,01]
Balance commerciale (en pts de PIB)	0,08 [0,02; 0,08]	0,06 [0; 0,07]	0,05 [0; 0,07]	0,04 [-0,01; 0,06]	0,02 [-0,02; 0,04]
Taux de marge (EBE/VA)	0,11 [0,09; 0,15]	-0,04 [-0,11; -0,03]	-0,14 [-0,24; -0,13]	-0,19 [-0,26; -0,13]	-0,12 [-0,16; -0,06]
Déficit primaire (en pts de PIB)	-0,09 [-0,13; -0,1]	-0,16 [-0,2; -0,14]	-0,15 [-0,17; -0,12]	-0,1 [-0,1; -0,05]	-0,05 [-0,07; -0,02]

TABLE 4 – Hausse de 1% de la demande mondiale adressée à la France (en % d'écart au compte central)

## 4 Retour sur le passé : l'exemple de la Grande Récession

### 4.1 Ce que peut apporter un modèle à l'analyse rétrospective des faits

La décennie de croissance consécutive à la crise financière de 2008 a marqué durablement l'économie française, qui a connu, entre 2017 et 2019, une phase de redémarrage prudente avant d'être de nouveau affectée lourdement par la pandémie de Covid-19. Cette lenteur de la reprise économique a souvent été justifiée par la conjonction de plusieurs facteurs externes : ralentissement des grands pays émergents, consolidation budgétaire dans l'Union européenne, montée des incertitudes en politique étrangère . . . Durant les années qui ont suivi la grande récession, la France a mis en place des mesures de politique économique propres à soutenir l'activité et à simuler l'emploi : pacte de responsabilité ou encore crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi, afin d'amortir les effets négatifs des chocs internationaux, et notamment financiers, sur l'économie nationale. Elle a pu également bénéficier d'une politique monétaire accommodante menée par la Banque Centrale Européenne en zone euro.

Sur cette période, l'utilisation du modèle Mésange a permis, d'une part, de mesurer *ex ante* les effets d'un choc d'environnement extérieur (demande mondiale ou prix du pétrole, par exemple), et d'autre part d'évaluer le résultat d'une nouvelle mesure de politique économique, dans un cadre bouclé (voir Cabannes *et al.* (2012) pour la version précédente du modèle, utilisée à cette période, et dont les propriétés sont proches). En cela, la qualité du modèle, mesurée par sa capacité à reproduire les trajectoires observées des principales variables macro-économiques, influe de façon cruciale sur les résultats en projection. L'exercice variantiel conduit en effet à comparer deux trajectoires de l'économie simulées – ou projetées – à partir de valeurs différentes pour certaines variables exogènes du modèle. Cette dernière catégorie comprend les variables déterminées hors modèle, notamment l'environnement extérieur, et les résidus des équations économétriques.

À cet égard, le choix du scénario de référence, ou *compte central*, constitue un point essentiel dans l'élaboration de la variante. Il permet de comparer les trajectoire simulées avec et sans un choc. Dans les variantes dites *analytiques*, le modèle est projeté sur une longue période, en prolongeant les exogènes selon des hypothèses *ad hoc* assurant l'existence d'un sentier de croissance équilibré<sup>8</sup>.

Les variantes dites *historiques* visent en revanche à estimer l'impact de l'évolution d'une variable à un moment donné. Concrètement, on considère que les données observées correspondent à une variante et qu'elles sont à comparer à une situation de référence. Ainsi, comparer le passé récent et le résultat d'une simulation du modèle fondée sur un scénario contrefactuel construit à partir d'hypothèses portant sur l'évolution des variables des exogènes du modèle permet d'identifier les principaux canaux de transmission des politiques visant à assurer la stabilisation de l'économie après 2008.

Un exercice proche, mais néanmoins distinct, porte sur l'étude *post-mortem* d'une prévision. En effet, l'utilisation de modèles macroéconométriques structurels à des fins de prévision de court terme – deux ans pour le modèle Opale (Bardaji *et al.* (2010)) – conduit à utiliser la maquette en variante afin d'expliquer les écarts entre la prévision et la réalisation, une fois atteint l'horizon temporel de la période. Cet exercice a aussi été mené avec le modèle Mésange, dans sa version 2010, à l'appui des prévisions de la note de conjoncture trimestrielle de l'Insee (Cabannes *et al.* (2010)). Il s'agit d'analyser *ex post* les divergences entre les prévisions de l'année passée, et les observations disponibles une fois les données des comptes trimestriels publiées. Ici encore, ce retour sur prévision permet de décrire la performance empirique du modèle, et de l'incertitude attachée à ses résultats.

---

8. Sur un sentier de croissance équilibré, toutes les variables en volume croissent au même taux.

Une dernière approche permettant d’apprécier la qualité globale du modèle est de simuler sur le passé le modèle en maintenant fixes l’ensemble des cales et des coefficients techniques présents dans le modèle à une valeur donnée, correspondant à une date antérieure à la plage de relecture du passé. Ainsi, la contribution de ce qui reste inexpliqué par le modèle dans les équations de comportement est nulle (dans le cas où la date de référence est postérieure à la fin de la période d’estimation). La comparaison entre la simulation et l’observation permet de distinguer ce qui est expliqué par le modèle des effets qui échappent à la modélisation. En particulier, les effets propres des politiques de soutien gouvernemental à la crise, qui sont absentes des équations de comportement, peuvent apparaître lors de cette comparaison.

L’ensemble de ces utilisations du modèle, qui le confrontent aux données disponibles, concourt à évaluer ses performances empiriques. Elles peuvent être utilement combinées avec une approche fondée sur la simulation aléatoire pour les compléter par des intervalles de confiance.

## 4.2 Pratique du retour sur le passé avec Mésange

Fair (2003) propose une méthode systématique d’analyse de l’incertitude des résultats d’un modèle macro-économique par bootstrap qui s’applique également à l’analyse d’une plage de dates incluse dans la période d’estimation du modèle. On se place dans le cadre de la dernière méthode évoquée précédemment : le but est de construire, sur une période incluse dans la période d’estimation, un intervalle autour de la trajectoire effectivement observée des principales variables du modèle Mésange. Cet intervalle est calculé à l’aide de simulations dans lesquelles les résidus des équations de comportement ont été rééchantillonnés. Cela permet de quantifier l’incertitude du modèle sur le passé, en simulant celui-ci.

En pratique, on dispose pour la réalisation de cette analyse rétrospective :

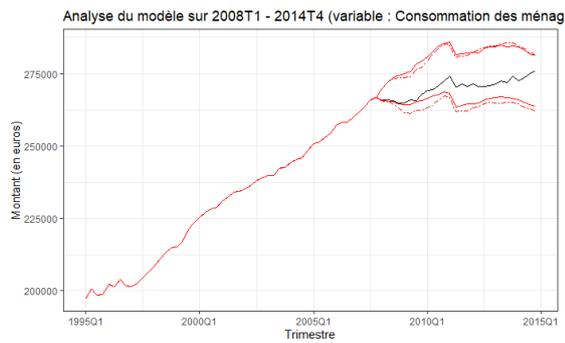
- de la trajectoire des variables exogènes et endogènes du modèle jusqu’en 2014T4,
- de l’ensemble des coefficients du modèle, présents dans les équations de comportement, et estimés à partir des séries précédentes,
- des résidus sur la période historique, calculés par inversion du modèle, c’est à dire en rendant exogènes les variables endogènes du modèle, et en faisant une étape de simulation du modèle pour en déduire la part inexpliquée.

On dispose aussi de  $J$  jeux de coefficients calculés par bootstrap lors de l’étape de rééchantillonnage et de réestimation décrite dans la Partie 3.

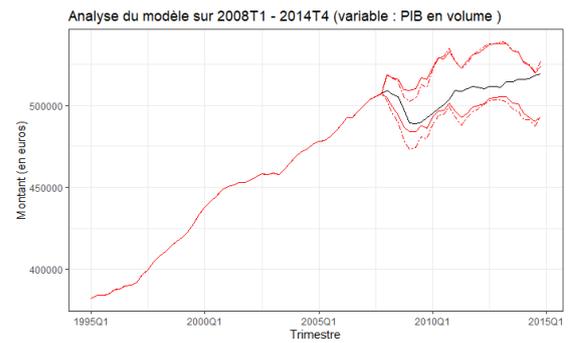
Les résidus calculés sur la période historique par inversion du modèle correspondent donc aux résidus économétriques issus de l’estimation des coefficients des équations de comportement. Ils permettent d’ajuster le modèle aux données. On retient comme intervalle d’étude la période 2008T1 – 2014T4, l’intervalle d’estimation des coefficients restant inchangé : même si les coefficients des équations de comportement estimées sur la totalité de la période retranscrivent partiellement les comportements observés sur 2008 – 2014, le choix a été fait de ne pas réaliser de réestimation en tronquant la période d’estimation en 2007T4 afin de disposer de séries suffisamment longues.

Enfin, il est possible avec cette méthode de faire une variante historique : cela revient dans ce contexte à changer la valeur d’une exogène (en laissant les autres exogènes et les résidus inchangés) puis à simuler le modèle sur la même période.

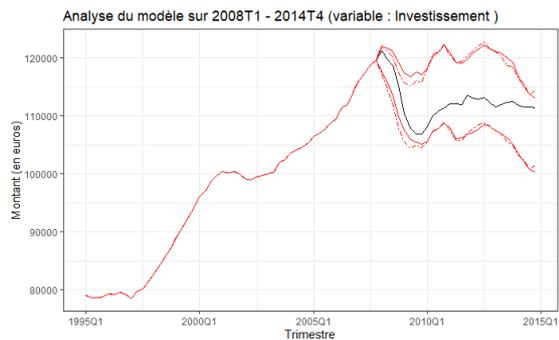
## 4.3 Analyse du comportement du modèle par rééchantillonnage



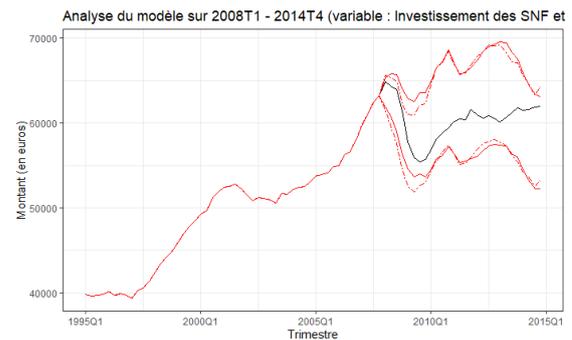
(a) Consommation



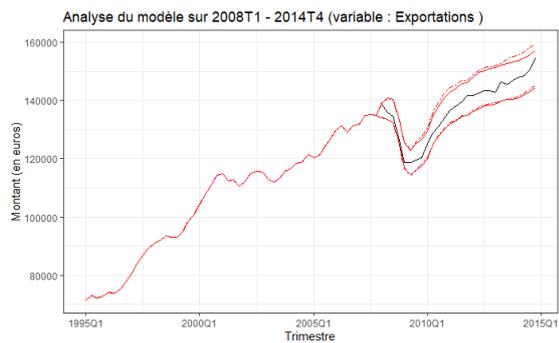
(b) PIB



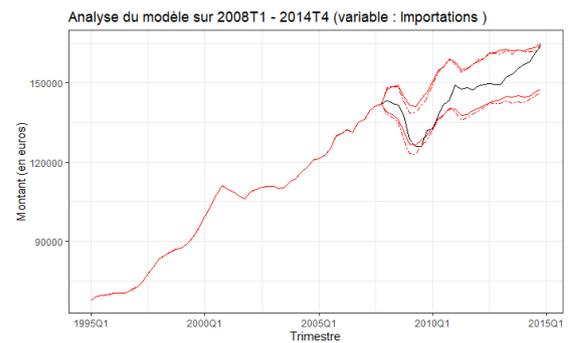
(c) Investissement



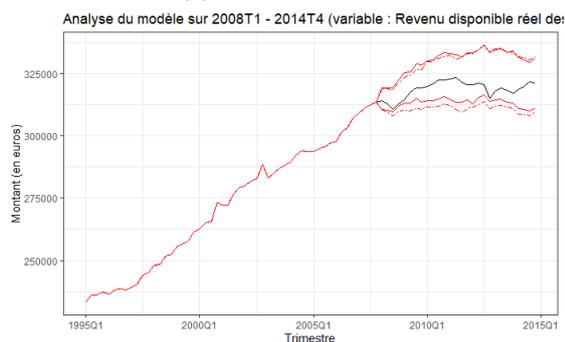
(d) Invest. des SNF



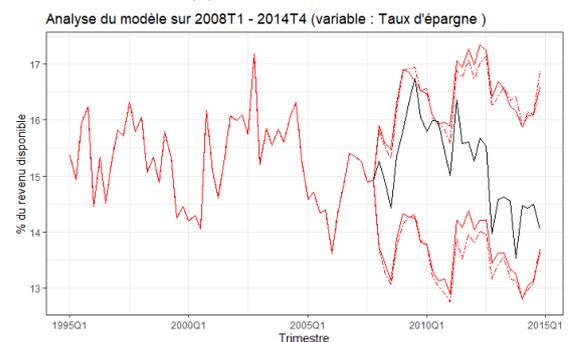
(e) Exportations



(f) Importations



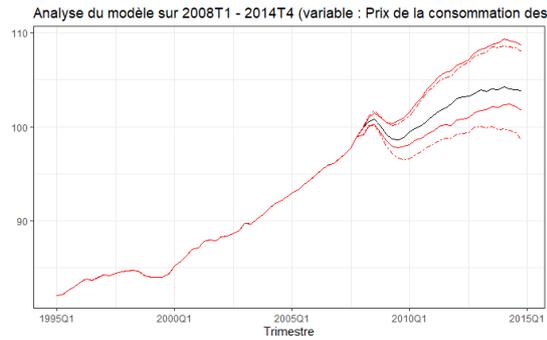
(g) RDB réel



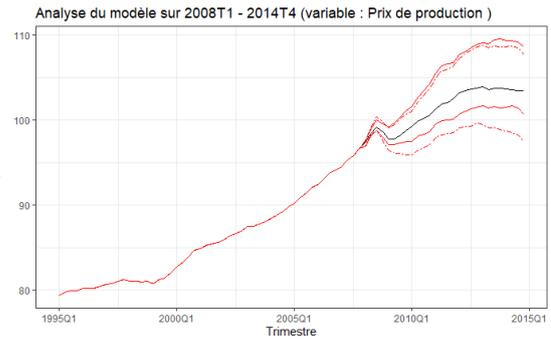
(h) Taux d'épargne

FIGURE 12 – Retour sur la crise (2008 – 2014)

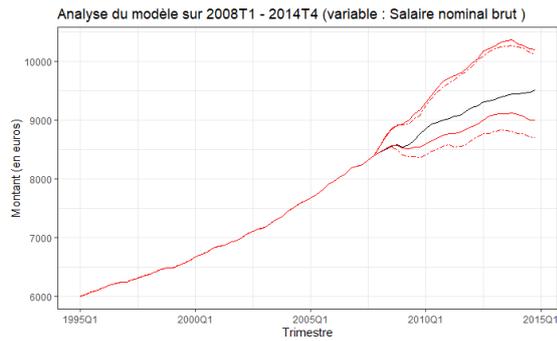
Note : sur chaque graphique, après 2008, la trajectoire en noir est la trajectoire observée sur la période de crise, les bornes des intervalles de confiance sans réestimation des coefficients sont en rouge plein, et les bornes des intervalles de confiance avec réestimation des coefficients sont en rouge pointillé.



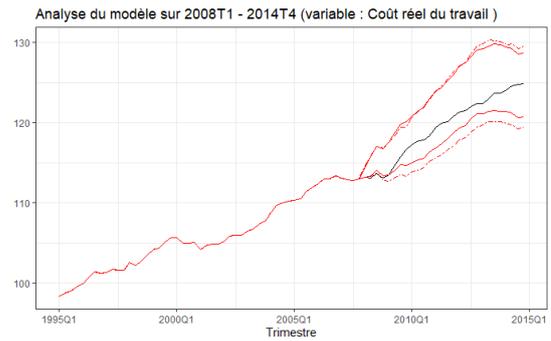
(i) Prix de conso.



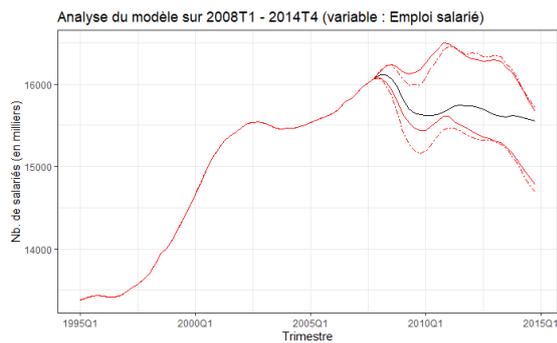
(j) Prix de prod.



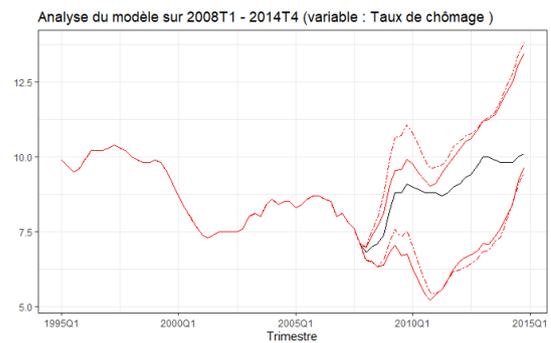
(k) Salaire nominal brut



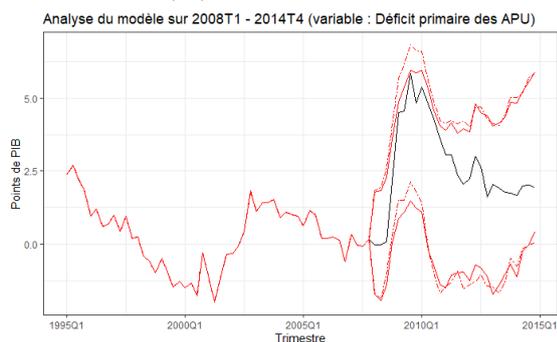
(l) Coût du travail



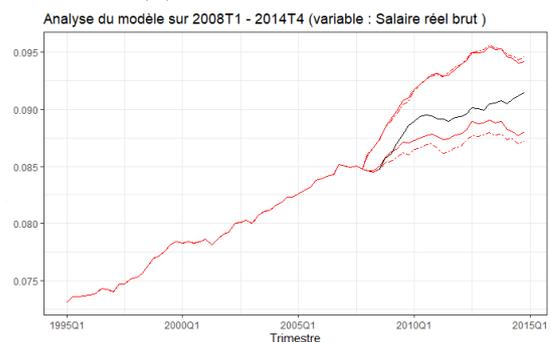
(m) Emploi salarié



(n) Taux de chômage



(o) Déficit primaire APU



(p) Salaire réel brut

FIGURE 12 – Retour sur la crise (2008 – 2014) (suite)

Note : sur chaque graphique, après 2008, la trajectoire en noir est la trajectoire observée sur la période de crise, les bornes des intervalles de confiance sans réestimation des coefficients sont en rouge plein, et les bornes des intervalles de confiance avec réestimation des coefficients sont en rouge pointillé.

La Figure 12 présente les résultats de l'analyse de Mésange par rééchantillonnage entre le premier trimestre de l'année 2008 et le dernier trimestre de l'année 2014, pour les principales variables en sortie du modèle. Le scénario historique est présenté en noir sur cette période, les intervalles de confiance à 95 % calculés par bootstrap sans prise en compte de la variabilité des coefficients sont en traits pleins rouges et ceux obtenus en intégrant la simulation préliminaire des 1000 jeux de coefficients sont en traits pointillés. Dans les deux cas, les résidus sont tirés dans la période 2008T1 – 2014T4.

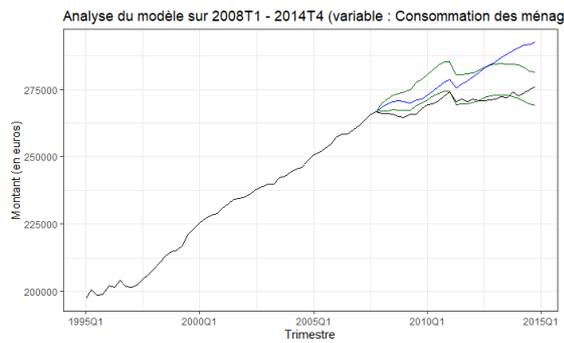
Ces deux types d'intervalles de confiance donnent des résultats très proches, même si l'intervalle calculé à coefficients fixés – c'est à dire en ne tenant compte que de la distribution des résidus comme source de variabilité dans les simulations du modèle – est légèrement moins large.

Cette analyse appelle plusieurs commentaires, tant de nature statistique qu'économique. Tout d'abord, les variables étudiées réagissent de façon hétérogène à l'approche par rééchantillonnage : la volatilité des prix augmente de façon plus importante que celle des variables en volume. En outre, la proximité de la trajectoire avec l'une des bornes des bandes de confiance, comme c'est le cas pour l'investissement, le déficit public ou le taux de chômage, souligne le caractère exceptionnel de cette crise, par rapport aux trajectoires simulées. De surcroît, sur la fin de la période, le rattrapage de l'économie a placé la trajectoire observée dans la fourchette haute de la bande d'incertitude pour le PIB et la consommation des ménages. Ce déplacement dans la partie haute de l'intervalle de confiance a notamment pour origine possible l'effet des mesures de soutien public mises en places mais aussi une meilleure résilience à la crise de l'économie française que celle simulée par le modèle.

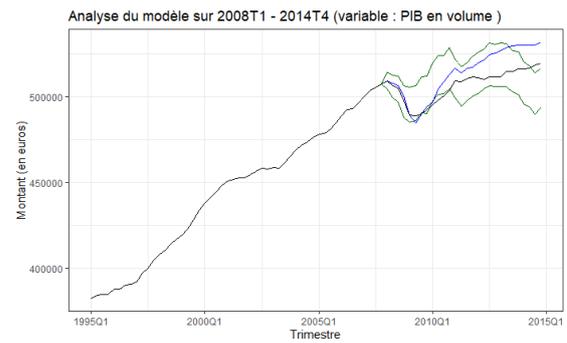
#### 4.4 Construction d'un scénario contrefactuel historique

Au-delà de l'analyse des propriétés du modèle Mésange présentées précédemment, deux extensions sont désormais envisagées dans cette partie.

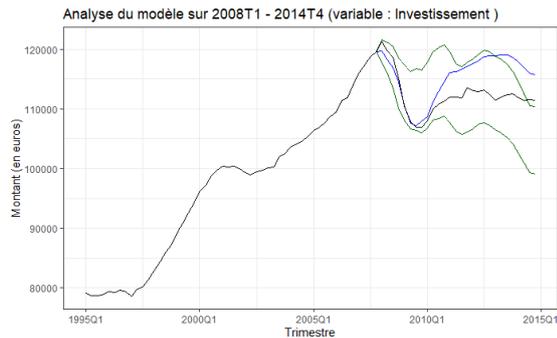
D'une part, une analyse en robustesse de l'approche précédente est développée, en procédant à un rééchantillonnage avec tirage des résidus dans la période 2001T1 – 2007T4. Ce choix a été notamment fait pour simuler des trajectoires sans avoir la possibilité de tirer les résidus correspondant aux trimestres de crise, qui correspondent pour certaines équations aux valeurs extrêmes observées dans la distribution empirique. Sur les graphiques de la Figure 13, ce sont les courbes vertes visibles après 2008.



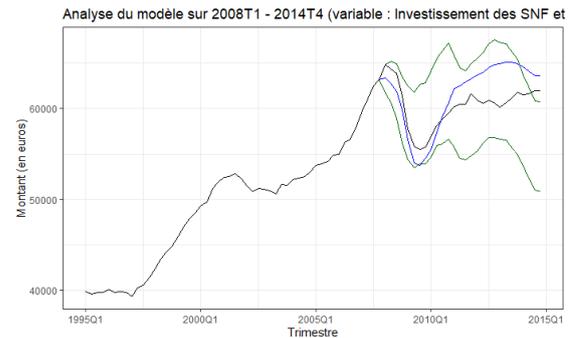
(a) Consommation



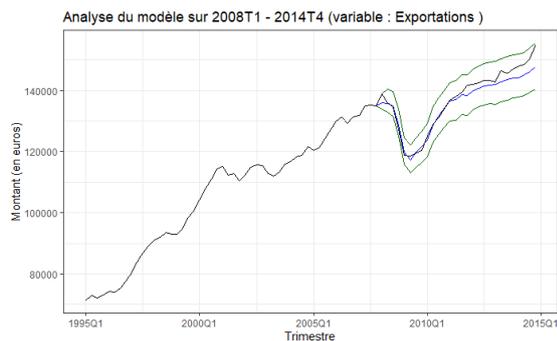
(b) PIB



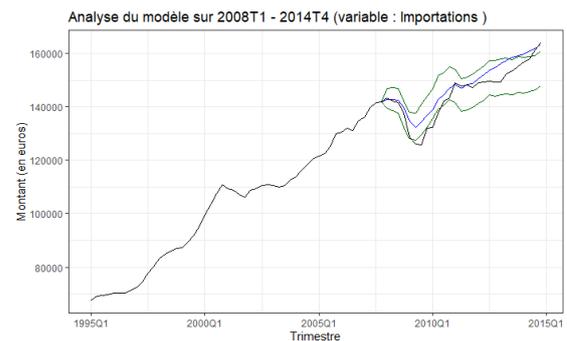
(c) Investissement



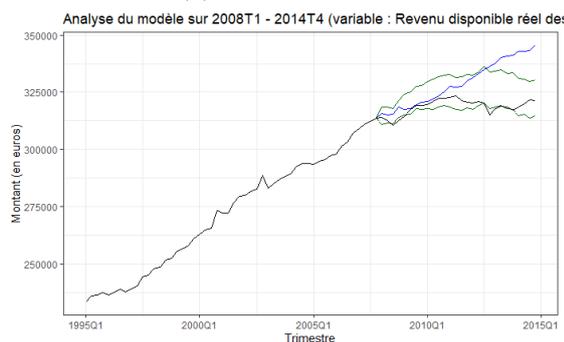
(d) Invest. des SNF



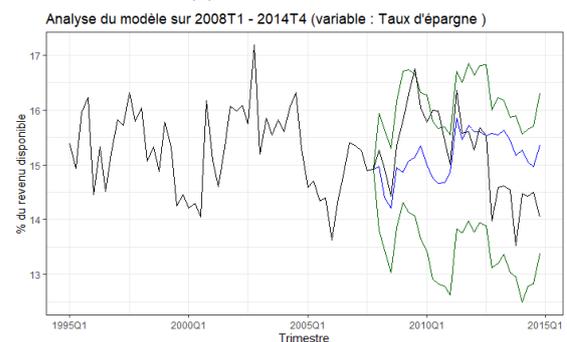
(e) Exportations



(f) Importations



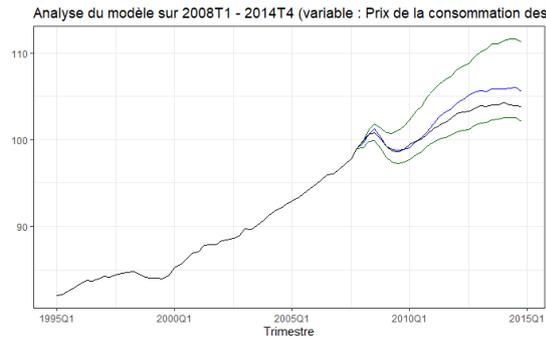
(g) RDB réel



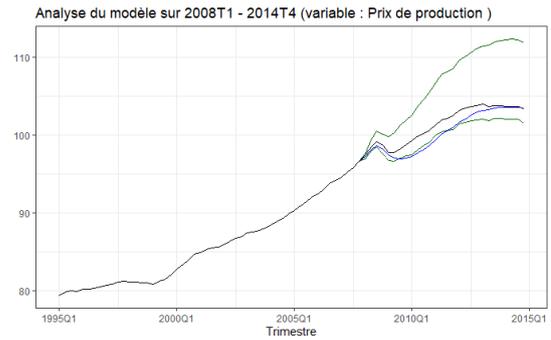
(h) Taux d'épargne

FIGURE 13 – Retour sur la crise (2008 – 2014) : scénario contrefactuel et rééchantillonnage sur 2001 – 2007

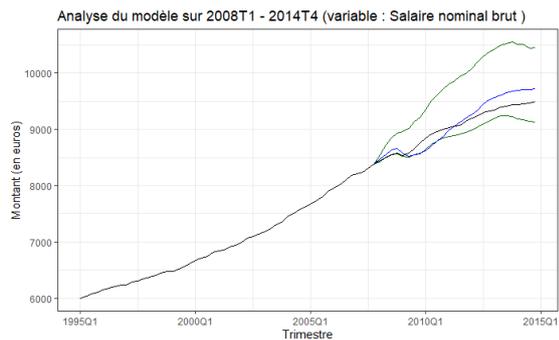
Note : sur chaque graphique, après 2008, la trajectoire en noir est la trajectoire observée sur la période de crise, les bornes des intervalles de confiance calculés par bootstrap avec tirage dans la période pré-crise sont en vert, et la trajectoire contrefactuelle est en bleu.



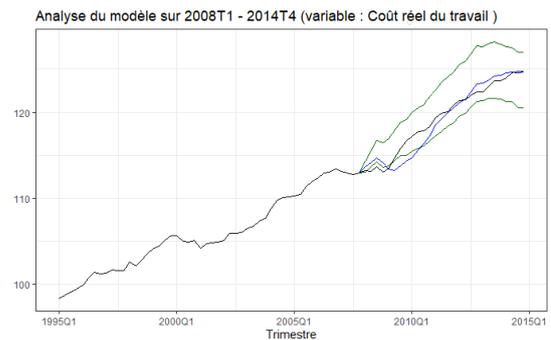
(i) Prix de conso.



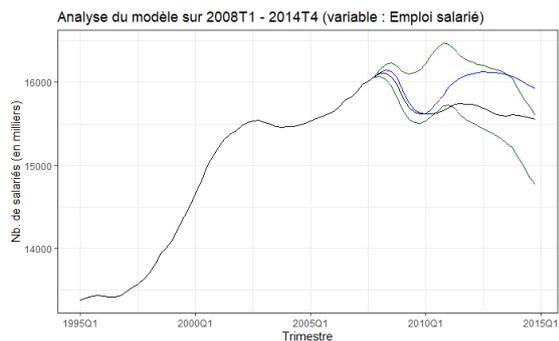
(j) Prix de prod.



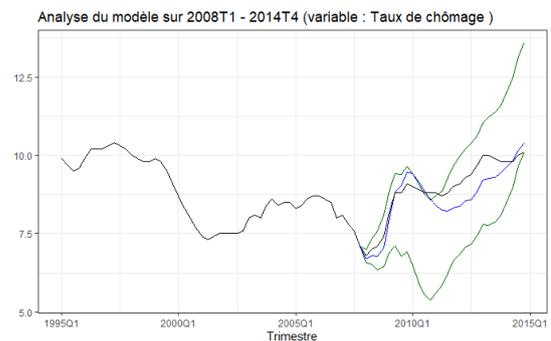
(k) Salaire nominal brut



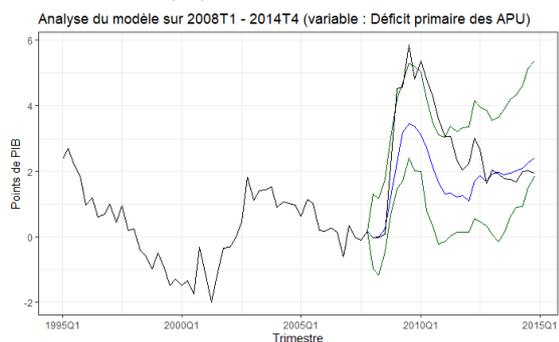
(l) Coût du travail



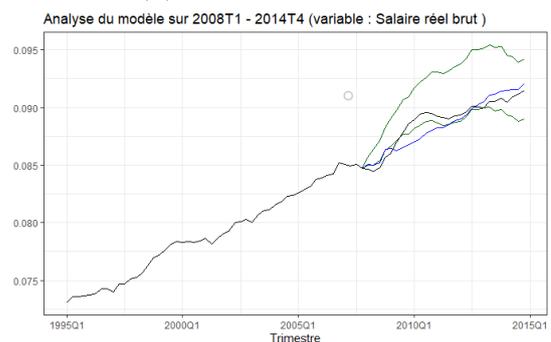
(m) Emploi salarié



(n) Taux de chômage



(o) Déficit primaire APU



(p) Salaire réel brut

FIGURE 13 – Retour sur la crise (2008 – 2014) : scénario contrefactuel et rééchantillonnage sur 2001 – 2007 (suite)

Note : sur chaque graphique, après 2008, la trajectoire en noir est la trajectoire observée sur la période de crise, les bornes des intervalles de confiance calculés par bootstrap avec tirage dans la période pré-crise sont en vert, et la trajectoire contrefactuelle est en bleu.

D'autre part, un scénario contrefactuel a été construit en figeant la valeur des cales, à partir du premier trimestre de 2008, à celle calculée au 4ème trimestre de l'année 2007. Cela revient à faire l'hypothèse que la contribution de l'inexpliqué à la dynamique du modèle est nulle à partir du début de l'année 2008. En d'autres termes, on postule que la crise n'affecte pas, dans ce scénario, les propriétés explicatives des équations économétriques. Cette trajectoire est représentée par la courbe bleue sur les graphiques de la Figure 13 à partir de 2008. Par simplicité, et pour conserver une période d'estimation suffisamment large, le choix a été fait de ne pas réestimer les coefficients des équations économétriques du modèle en s'arrêtant au 4ème trimestre 2007. En revanche, aucune information portant sur l'inexpliqué du modèle postérieure à 2007 n'est utilisée dans ce scénario contrefactuel, c'est pourquoi il est présenté conjointement avec l'analyse qui s'appuie sur un rééchantillonnage pré-crise. Dans ce contexte, seules les évolutions des variables exogènes contribuent à définir la trajectoire de l'économie pendant la crise, la contribution de l'inexpliqué des équations de comportement étant nulle par construction.

Les résultats de ces deux exercices sont présentés pour les principales variables endogènes sur la Figure 13, la trajectoire observée étant en noir.

Tout d'abord, la volatilité des trajectoires simulées à partir des jeux de résidus pré-crise est moindre que lors des simulations avec tirages des résidus pendant la crise : les bandes de confiance sont moins larges avec les résidus pré-crise. De plus, la trajectoire historique de plusieurs des variables considérés sort des bandes de confiance, comme par exemple dans le cas de la consommation, du PIB ou du déficit public.

Ensuite, la trajectoire du scénario contrefactuel s'écarte significativement de la trajectoire observée pour la plupart des variables. De façon plus notable, elle s'écarte aussi pour certaines de la bande de confiance. Une des explications possibles tient compte de l'état de l'économie française à la fin de l'année 2007 : faible niveau de chômage en deçà de son niveau moyen sur la période d'estimation, bonne tenue de l'emploi salarié et accélération du pouvoir d'achat des ménages (comme le mentionnent les notes de conjoncture de l'Insee de décembre 2007 et mars 2008).

De ce fait, figer les cales à leur valeur calculée au 4ème trimestre 2007 reviendrait à faire l'hypothèse d'une poursuite de cette dynamique dans l'inexpliqué du scénario contrefactuel, c'est à dire hors contribution des variables exogènes, pour ce qui concerne les évolutions des variables modélisées par des équations de comportement.

Une autre source d'explication de l'écart entre la trajectoire observée et la trajectoire contrefactuelle pourrait se trouver dans l'ampleur de l'intervention publique sur la période, visible notamment à travers l'écart entre le déficit public observé et sa trajectoire contrefactuelle.

## 5 Conclusion

Ce travail présente des résultats originaux relatifs à la prise en compte de la variabilité présente dans les simulations du modèle Mésange. Il repose sur la mise en oeuvre d'une méthode de bootstrap sur les résidus des équations économétriques du modèle. L'utilisation d'un rééchantillonnage est justifiée empiriquement par une étude approfondie des résidus des équations de comportement, et désormais largement employée dans la littérature macroéconomique.

Les conclusions de cette étude portent d'une part sur l'effet à moyen terme d'un choc en variante sur certaines variables du modèle, dont l'ampleur peut être relativisée par un intervalle de confiance de grande taille. À cet effet, la mise en oeuvre du calcul des intervalles de confiance est illustrée sur trois des variantes présentées dans le document de référence du modèle ([Bardaji et al. \(2017\)](#)).

D'autre part, une méthode d'analyse rétrospective est proposée afin d'inscrire la trajectoire observée de l'économie sur une période dans une bande de fluctuation afin d'en déduire une appréciation sur la robustesse et la qualité globale du modèle. Le retour sur la crise – entre 2008 et 2014 – offre une illustration de cette méthode.

Enfin, ce travail pourra utilement guider de futures réflexions sur l'évolution du modèle Mésange, notamment dans l'analyse de ses variantes, et de la significativité de leurs effets.

## Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier tout d'abord Harri Turunen (Banque de France) pour sa discussion lors du séminaire du Département des Études Économiques de février 2022. Ils remercient également Laurence Bloch, Marie-Baïanne Khder, Adrien Lagouge, Matthieu Lequien, Charlotte Nudelmann et Olivier Simon pour leurs conseils, leurs suggestions avisées et leurs encouragements.

## Références

- José BARDAJI, Benoît CAMPAGNE, Marie-Baïanne KHDER, Quentin LAFFÉTER, Olivier SIMON, Anne-Sophie DUFRERNEZ, Claire ELEZAAR, Pierre LEBLANC, Emmanuelle MASSON et Harry PARTOUCHE : Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés. Rapport technique, INSEE, 2017.
- Muriel BARLET, Marie-Emilie CLERC, Marguerite GARNERO, Vincent LAPÈGUE et Vincent MARCUS : La nouvelle version du modèle mze, modèle macroéconométrique pour la zone euro. *Document de travail INSEE*, 2011.
- Bradley EFRON : Bootstrap methods : Another look at the jackknife. *The Annals of Statistics*, pages 1–26, 1979.
- Irma ADELMAN et Frank L ADELMAN : The dynamic properties of the Klein-Goldberger model. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 596–625, 1959.
- Stéphane ADJEMIAN, Christophe CAHN, Antoine DEVULDER et Nicolas MAGGIAR : Variantes en univers incertain. *Economie prevision*, (2):223–238, 2008.
- David E RUNKLE : Vector autoregressions and reality. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(4):437–442, 1987.
- Lutz KILIAN : Small-sample confidence intervals for impulse response functions. *Review of economics and statistics*, 80(2):218–230, 1998.
- Christopher A SIMS et Tao ZHA : Error bands for impulse responses. *Econometrica*, 67(5):1113–1155, 1999.
- Elena PESAVENTO et Barbara ROSSI : Small-sample confidence intervals for multivariate impulse response functions at long horizons. *Journal of Applied Econometrics*, 21(8):1135–1155, 2006.
- Helmut LÜTKEPOHL : Bootstrapping impulse responses in var analyses. *In COMPSTAT*, pages 109–119. Springer, 2000.
- Alexander BENKWITZ, Helmut LÜTKEPOHL et Jürgen WOLTERS : Comparison of bootstrap confidence intervals for impulse responses of german monetary systems. Rapport technique, SFB 373 Discussion Paper, 1999.
- Ray C FAIR : Bootstrapping macroeconomic models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 7(4), 2003.

- Anthony GARRATT, Kevin LEE, M Hashem PESARAN et Yongcheol SHIN : Forecast uncertainties in macroeconomic modeling : An application to the uk economy. *Journal of the American Statistical Association*, 98(464):829–838, 2003.
- Kenneth GILLINGHAM, William NORDHAUS, David ANTHOFF, Geoffrey BLANFORD, Valentina BOSETTI, Peter CHRISTENSEN, Haewon MCJEON et John REILLY : Modeling uncertainty in integrated assessment of climate change : a multimodel comparison. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 5(4):791–826, 2018.
- Aizhan BOLATBAYEVA, Alisher TOLEPBERGEN et Nurdaulet ABILOV : A macroeconometric model for russia. *Russian Journal of Economics*, 6:114, 2020.
- Manuel GONZALEZ-ASTUDILLO et Diego VILAN : A new procedure for generating the stochastic simulations in frb/us. Rapport technique, Board of Governors of the Federal Reserve System (US), 2019.
- Neil R ERICSSON et James G MACKINNON : Distributions of error correction tests for cointegration. *The Econometrics Journal*, 5(2):285–318, 2002.
- Bernard SALANIÉ : Guide pratique des séries non-stationnaires. *Économie & prévision*, 137(1):119–141, 1999.
- Ray C FAIR : Estimated stabilization costs of the emu. *National Institute Economic Review*, 164(1):90–99, 1998.
- Pierre-Yves CABANNES, Hélène ROUSSE, Caroline KLEIN, Guy LALANNE, Olivier MONSO, Erwan POULIQUEN et Olivier SIMON : Survol de mésange : un modèle macroéconomique à l’usage du praticien. *Économie et statistique*, 451(1):179–216, 2012.
- José BARDAJI, Aymeric de LOUBENS et Harry PARTOUCHE : La maquette de prévision opale 2010. *Les Cahiers de la DG Trésor*, (2010-07):66, 2010.
- Pierre-Yves CABANNES, Hélène ERKEL-ROUSSE, Guy LALANNE, Olivier MONSO et Erwan POULIQUEN : Le modèle mesange réestimé en base 2000 : tome 2, version avec volumes à prix chaînés. 2010.
- Idris A ECKLEY, Paul FEARNHEAD et Rebecca KILLICK : Analysis of changepoint models. *Bayesian time series models*, pages 205–224, 2011.

## A Statistiques descriptives des résidus

Le Tableau 5 résume les *p-values* des tests de normalité (Shapiro-Wilk), d'indépendance (Durbin-Watson), d'homoscedasticité (ARCH / Engle) et de nullité de la moyenne (Student), ainsi que les décisions de rejet au seuil de 5 %. Pour le test de Durbin-Watson, on rejette l'hypothèse nulle si la statistique de test  $DW$  vérifie  $|DW - 2| > 0.5$ .

Pour rappel, dans le test de normalité de Shapiro-Wilk, la distribution est normale sous l'hypothèse nulle  $\mathcal{H}_0$ . On rejette donc  $\mathcal{H}_0$  si la *p-value* est inférieure à 5%. Pour le test de Durbin-Watson, l'hypothèse nulle  $\mathcal{H}_0$  est l'absence d'auto-corrélation des résidus ; sous  $\mathcal{H}_0$ , la statistique de test est proche de 2.

Le profil théorique des résidus du modèle correspond à ce qui est, par exemple, représenté dans la Figure 14. Toutefois, certaines séries de résidus peuvent présenter des irrégularités ponctuelles, ou *outliers* (voir Figure 15). Les profils ainsi identifiés au sein des résidus représentent une difficulté potentielle pour la mise en oeuvre pratique du rééchantillonnage, lorsque ces séries de données ne peuvent plus être considérées comme centrées, indépendantes et identiquement distribuées sur la période considérée. La présence de la crise de 2008 dans la période d'estimation, et le choix des auteurs de ce travail de ne pas corriger spécifiquement les équations de comportement à des dates spécifiques par l'ajout de variables indicatrices, conduit à conserver des séries de résidus dont la distribution empirique conduit au rejet d'au moins un des quatre tests statistiques effectués. Cela conduit à privilégier l'analyse empirique du modèle tel qu'il est construit, et utilisé, par rapport à la recherche d'une amélioration de ses propriétés.

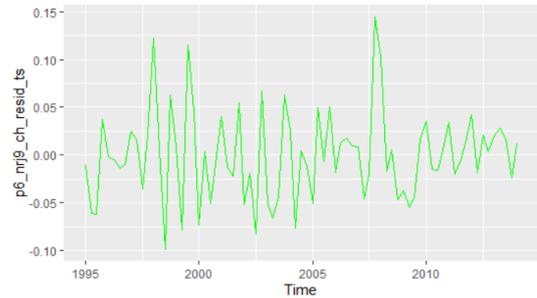
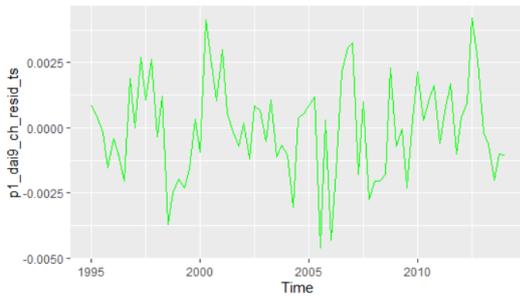


FIGURE 14 – Exemples de profils-type pour les résidus d’une équation de comportement du modèle

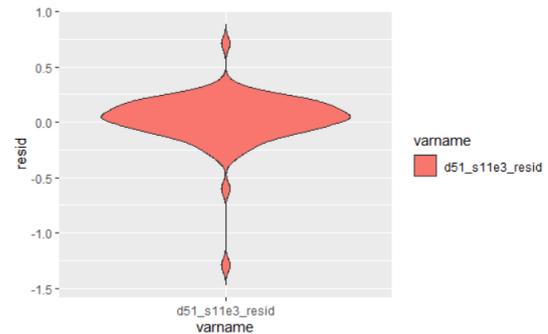
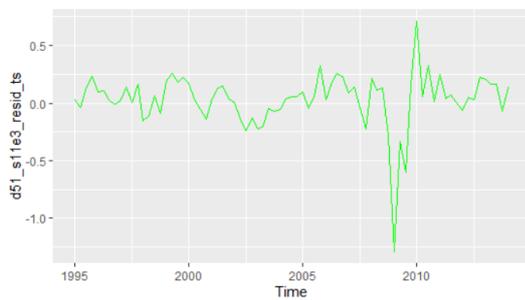


FIGURE 15 – Impact de la crise de 2008 sur les résidus de l’équation d’impôt sur les sociétés

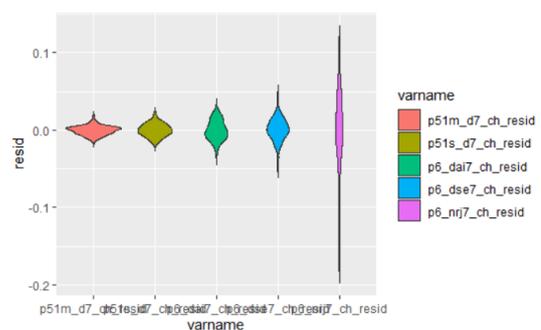
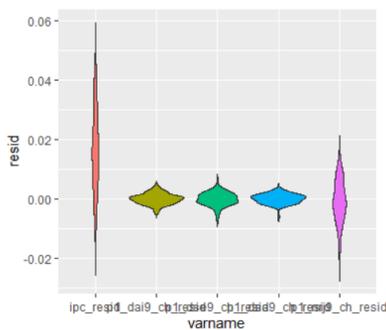


FIGURE 16 – Exemple de la variété des profils de distributions des résidus rencontrés

Pour chaque équation de comportement modélisant l’évolution d’une variable  $\text{var}^9$ , la série associée  $\text{var\_resid}$  comprend les résidus calculés lors de l’estimation de l’équation. Les résultats des quatre tests sont présentés sur la ligne correspondante.

9. Les variables sont nommées dans Mésange par un code reprenant la nomenclature des comptes nationaux.

TABLE 5 – Synthèse des tests sur les résidus

Variable	Normalité (S-W)	Rejet (S-W)	Indépendance (D-W)	Rejet (D-W)	Homoscedasticité (E)	Rejet (E)	Nullité (t)	Rejet (t)
ipc_resid	0.013	X	0.008	X	0	X	0	X
p1_dai9_ch_resid	0.51		1.687		0.916		0.983	
p1_dse9_ch_resid	0.757		1.381	X	0.736		0.537	
p1_dsa9_ch_resid	0.246		1.963		0.945		0.862	
p1_nrj9_ch_resid	0.615		2.034		0.754		0.766	
p6_dai9_ch_resid	0.262		1.786		0.476		0.085	
p6_dse9_ch_resid	0	X	0.763	X	0	X	0.029	X
p6_nrj9_ch_resid	0.127		2.21		0.11		0.608	
p7_dai9_ch_resid	0	X	1.451	X	0.012	X	0.99	
p7_dse9_ch_resid	0.244		0.723	X	0	X	0	X
p7_nrj9_ch_resid	0.202		2.079		0.917		0.908	
p3m_d7_ch_resid	0.111		1.858		0.767		0.745	
p3m_dai7_ch_resid	0.802		2.401		0.371		0.815	
p3m_dse7_ch_resid	0.239		1.373	X	0.45		0.4	
p3m_nrj7_ch_resid	0.034	X	1.731		0.566		0.68	
p5lm_d7_ch_resid	0.101		1.591		0.286		0.803	
p5ls_d7_ch_resid	0.967		1.583		0.342		0.784	
p6_dai7_ch_resid	0.622		2.353		0.074		1	
p6_dse7_ch_resid	0.171		1.07	X	0.008	X	1	
p6_nrj7_ch_resid	0.027	X	1.786		0.272		0.9	
p7_dai7_ch_resid	0.36		1.985		0.579		0.978	
p7_dse7_ch_resid	0.07		1.874		0.982		0.537	
p7_nrj7_ch_resid	0.928		2.108		0.324		0.523	
ds_pib_resid	0.762		1.917		0.846		0.791	
p2dhnrij_nrj7_ch_resid	0.019	X	1.662		0.876	X	0.58	
d51_s11e3_resid	0	X	1.067	X	0.403		0.619	
d51lr_s14e3_resid	0.153		0.793	X	0.243		0.001	X
d62cho_resid	0.045	X	1.756		0.305	X	0.793	
d62hcho_resid	0	X	2.341		0.186		0.996	
emps_s131_resid	0.08		0.042	X	0	X	0.02	X
emps_dsn_hapu1_resid	0	X	0.106	X	0	X	0	X
emps_q_resid	0.662		1.741		0.003	X	0.796	
emps_nq_resid	0.414		1.329	X	0.006	X	0.878	
smpt_q7_resid	0.372		1.864		0.109		0.887	
smpt_nq7_resid	0.596		1.77		0.375		0.971	

L'exercice de retour sur le passé sur la période 2008 – 2014 nécessite de réaliser des analyses par sous-périodes sur les résidus, afin de pouvoir disposer de distributions empiriques aux caractéristiques comparables. Ceci permet de garantir une certaine homogénéité de l'adéquation du modèle aux données avant et pendant la crise.

Ainsi, on s'intéresse à l'analyse des séries de résidus avant et après 2008. Pour cela, on met en oeuvre un indicateur de détection des changements de moyenne et de variance. Les changements, identifiés par un test de rupture, peuvent correspondre à une date de changement unique ou à de multiples dates. L'indicateur de détection mobilisé s'appuie sur [Eckley \*et al.\* \(2011\)](#), il calcule le positionnement optimal et (potentiellement) le nombre de points de changement de moyenne et de variance pour les données en utilisant une statistique de test donnée.

Par exemple, pour la détection de point unique, la méthode employée est celle du maximum de vraisemblance. En calculant la valeur maximale de la log-vraisemblance sous les deux hypothèses, nulle et alternative, il est possible de construire une statistique de test qui décidera si une rupture a lieu. Ainsi, une rupture est détectée si l'augmentation de la log-vraisemblance est supérieure à un certain seuil. Il est aussi possible avec ce type de méthode d'ajouter une pénalité, notamment pour le cas de la détection de points multiples. Les paramètres utilisés dans notre travail sont une méthode Amoc associée à une pénalité MBIC, avec une statistique de test issue d'une loi normale.

Les graphiques [17](#) et [18](#) présentent différents exemples de détection de rupture : les périodes pour lesquelles les moyennes des résidus peuvent être considérées comme homogènes sont représentées sous la forme de segments rouges.

On constate que les points de rupture sont rarement proches de l'année 2008, ce qui confirme qu'il n'y a pas d'impact significatif de la crise sur la distribution des résidus des équations de comportement. C'est pourquoi, à titre d'analyse de la robustesse de la méthode de retour sur le passé par rééchantillonnage, on a choisi d'effectuer un tirage dans les résidus pré-crise pour la construction d'intervalles de confiance.

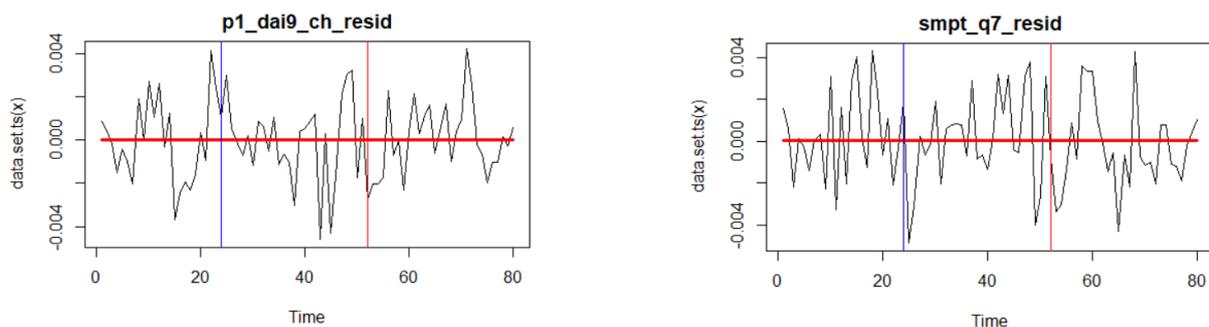


FIGURE 17 – Exemples de séries sans rupture temporelle identifiée

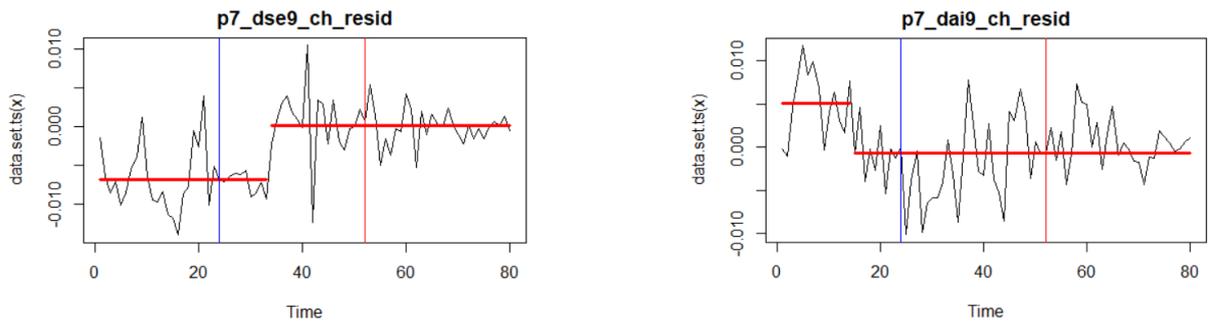


FIGURE 18 – Exemples de séries avec une rupture temporelle identifiée

## B Focus sur trois équations économétriques de Mésange

Trois équations de comportement du modèle ont été retenues pour fournir un éclairage sur les distributions de leurs coefficients. Ce sont celles qui modélisent :

- **la consommation des ménages (en volume) en biens agricoles et manufacturés.** La consommation totale des ménages fait l'objet d'une équation économétrique spécifique. Elle est ensuite ventilée à l'aide d'équations économétriques portant sur la consommation en biens agricoles et manufacturés (DAI), en services exposés (DSE) et en biens énergétiques (NRJ).
- **les exports (en volume) en biens agricoles et manufacturés.** De façon analogue, dans le modèle Mésange, les volumes d'exportations ont été modélisés pour les branches de biens agricoles et manufacturés, énergie et services exposés.
- **l'emploi salarié qualifié des branches marchandes en équivalent temps plein.** Dans Mésange, l'emploi est modélisé selon la qualification. Il correspond à l'emploi salarié des branches marchandes mesuré en équivalent temps plein.

Pour chacune de ces équations, les distributions des coefficients estimés sont présentées dans les fiches suivantes, destinées à être utiles aux praticiens du modèle. Pour rappel, les intitulés des coefficients et leur signification sont rappelés dans les pages suivantes.

## Notations des fiches équations

c, c <sup>x</sup>	Consommation des ménages en tous produits (en produits x) en volume (en log)
rdbr	Revenu disponible réel des ménages, déflaté des prix à la consommation (en log)
eur3mr	Taux d'intérêt réel Euribor à trois mois, déflaté par l'inflation de l'IPC (en points de pourcentage)
U	Taux de chômage (en points de pourcentage)
libfin	Tendance coudeée prenant en compte la libéralisation financière (entre 1987 et 1993) puis nulle
PAC, PAC'	Indicatrices d'entrée et sortie de primes à la casse <sup>21</sup>
PxRel <sup>x</sup>	Prix relatif de la consommation des ménages en produits x par rapport au prix de la consommation des ménages en tous produits (en log)
libfin <sup>DAI</sup>	Tendance coudeée prenant en compte la libéralisation financière (entre 1985 et 1999) puis nulle
temperature	Écart de la température à la moyenne saisonnière sur les premiers et quatrièmes trimestres (en degrés Celsius)
pib/tête	Ratio entre le PIB en volume et la population active, représentant la hausse du niveau de vie des ménages (en milliers d'euros constants par personne active)

FIGURE 19 – Notations de l'équation de consommation

x <sup>x</sup>	Exportations en produit x en volume (en log)
dw	Demande mondiale en biens adressée à la France en volume, <i>cf.</i> annexe (en log)
compet <sup>x</sup>	Compétitivité-prix à l'exportation en produit x i.e. rapport entre les prix de référence étrangers à l'exportation (en biens, sauf pour certains pays où il s'agit de tous les produits) corrigé et les prix de production en produit x, <i>cf.</i> encadré 12 et annexe (en log)
pdm_em	Part de marché des pays émergents dans le commerce mondial, en volume, <i>cf.</i> annexe (en log)
temp	Tendance nulle jusqu'en 1995T1 et linéaire ensuite
trend	Tendance linéaire
trend>2010	Tendance linéaire commençant en 2010

FIGURE 20 – Notations de l'équation d'exportations

emps_(n)q	Emploi salarié (non) qualifié des branches marchandes, en équivalent temps plein (en log)
va	Valeur ajoutée des branches marchandes en volume (en log)
eff_(n)q	« Efficience » du travail (non) qualifié dans les branches marchandes
cwr_(n)q	Coût réel du travail des travailleurs (non) qualifiés, déflaté par le prix de la valeur ajoutée des branches marchandes (en log)

FIGURE 21 – Notations de l'équation d'emploi

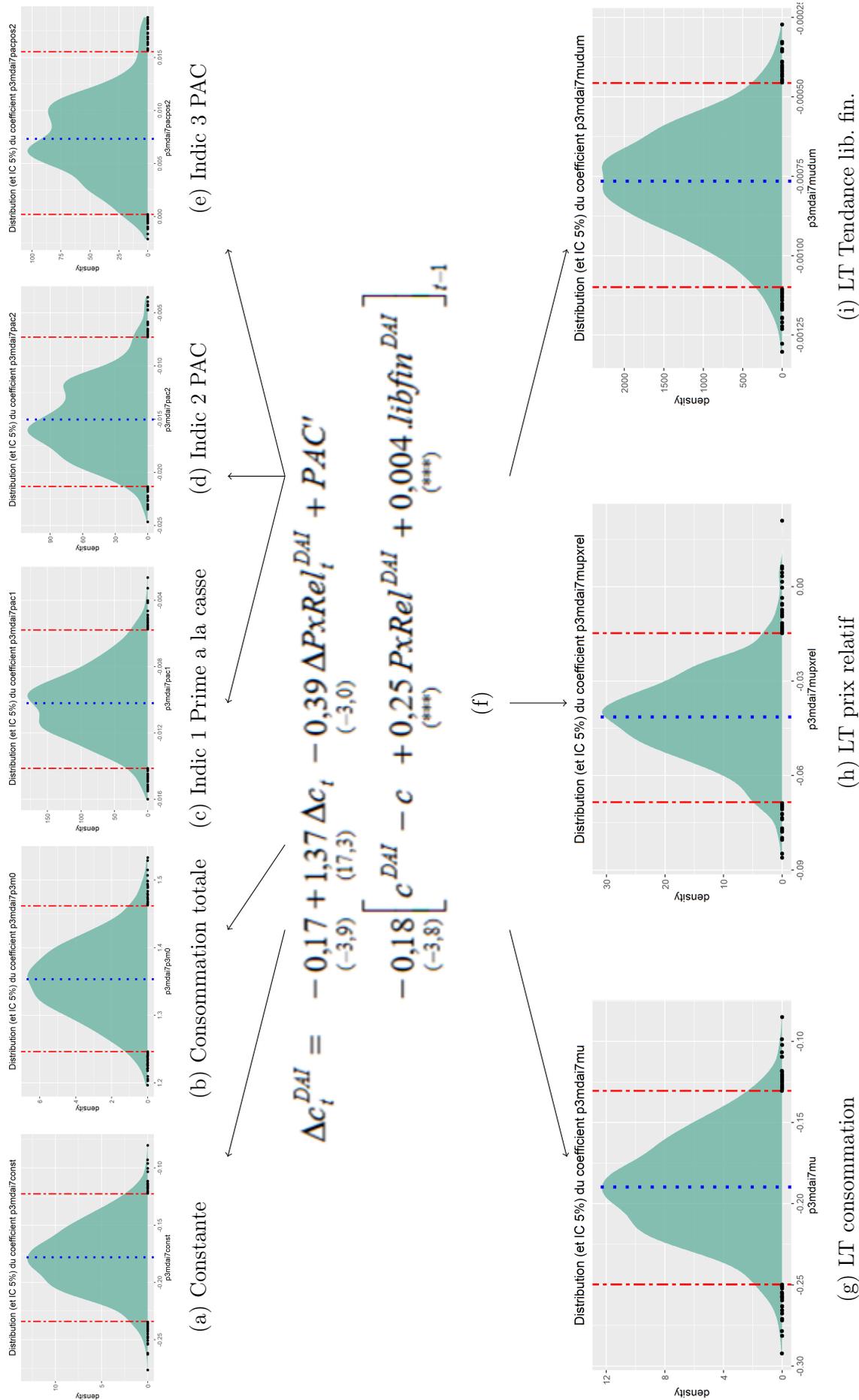
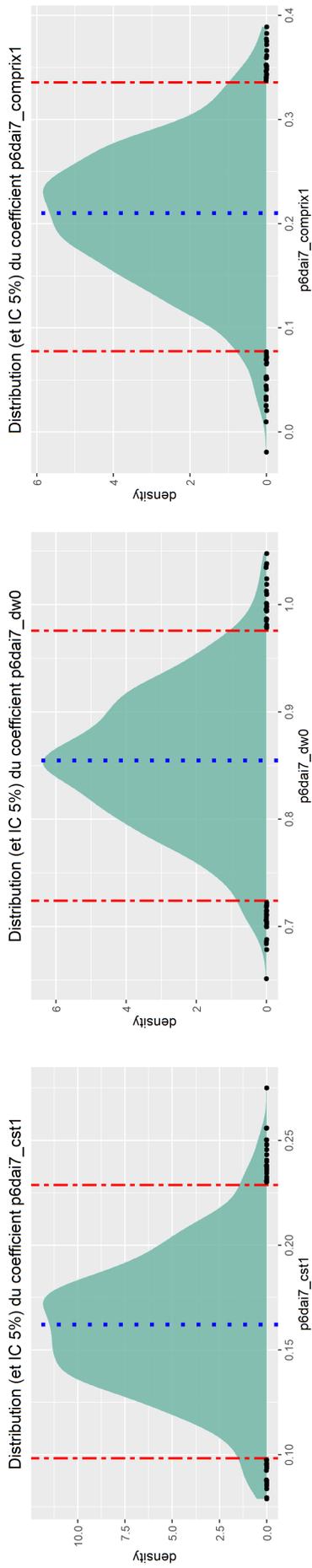


FIGURE 22 – Consommation des ménages (en volume) en biens agricoles et manufacturés (DAI)



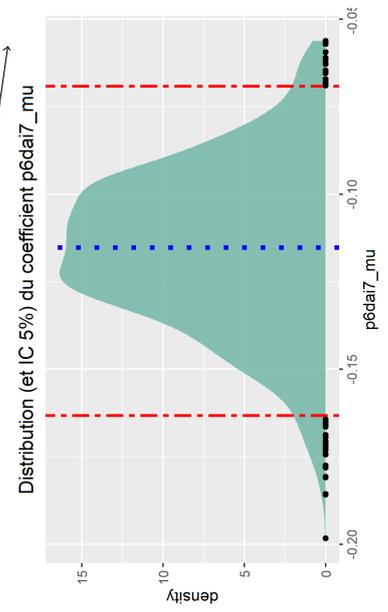
(a) Constante

(b) Demande mondiale

(c) Compétitivité-prix

$$\Delta X_t^{DAI} = \begin{matrix} 0,15 & + & 0,86 \Delta dw_t & + & 0,22 \Delta compet_{t-1}^{DAI} \\ (2,8) & & (10,8) & & (2,4) \end{matrix} - 0,11 \begin{bmatrix} X_{t-1}^{DAI} - dw_{t-1} - 0,77 compet_{t-1}^{DAI} + 0,39 pdm\_em_{t-1} \\ (-2,8) & & (5,5) & & (-7,0) \end{bmatrix}$$

(d)



(e) Long-terme

FIGURE 23 – Exports (en volume) en biens agricoles et manufacturés

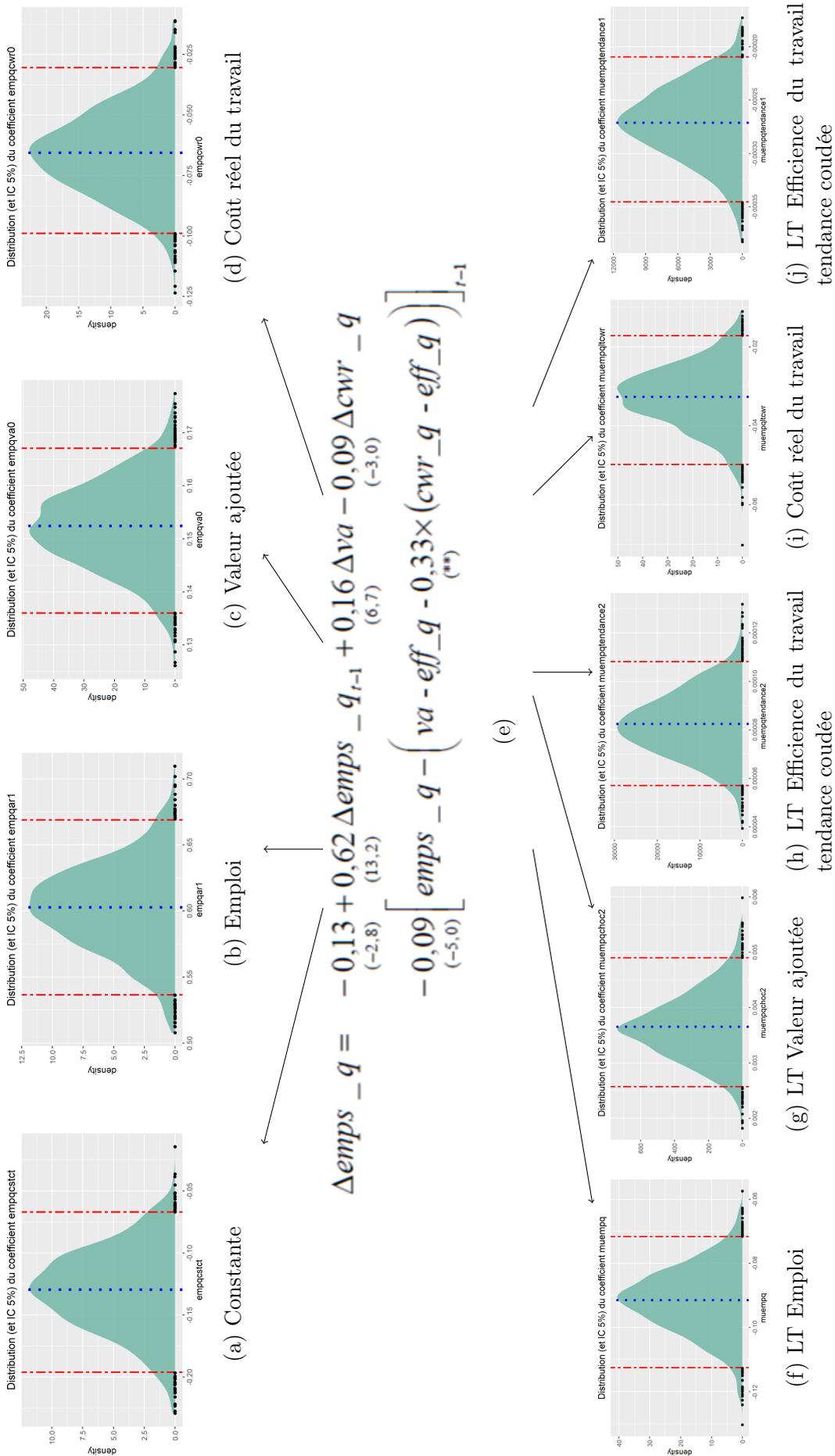


FIGURE 24 – Emploi salarié qualifié des branches marchandes en équivalent temps plein