

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

Documents de travail

N° 2024-07- Avril 2024





Institut national de la statistique et des études économiques

2024/07

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

Alexandre BOURGEOIS*, Benjamin FAVETTO**

30 Avril 2024

Département des Études Économiques – Timbre G201
88, avenue Verdier – CS 70058 – 92541 MONTROUGE CEDEX – France
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 – E-mail : d3e-dg@insee.fr – Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

* Insee-Dese – Département des études économiques – Division « Etudes macroéconomiques »

** DG Trésor - SPMAE - Sous-Direction Politiques macroéconomiques - Bureau Prévisions économique France (PREV 1) - Paris-Bercy - Bâtiment Vauban - 139 rue de Bercy - 75572 PARIS CEDEX 12

Les auteurs remercient Laurence Bloch, Pauline Givord, Marie-Baïanne Khder, Adrien Lagouge, Matthieu Lequien, Charlotte Nudelmann, Sébastien Roux et Olivier Simon pour leurs conseils, leurs suggestions avisées et leurs encouragements

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

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 issue de son estimation 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 – qui tire au hasard dans les séries de résidus économétriques pour simuler des trajectoires alternatives du modèle – 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 confirme la significativité des effets dynamiques des simulations effectuées avec Mésange pour la plupart des variables macro-économiques. La seconde propose une relecture de la crise économique de 2008 en s'appuyant sur la construction de scénarios alternatifs simulés aléatoirement. Ces résultats permettent d'analyser et de confirmer la robustesse du modèle Mésange, en apportant une contribution méthodologique pour mesurer l'incertitude issue de la simulation lorsqu'elle est comparée à une trajectoire passée. 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.

Code JEL : C51 ; C53 ; C32

Building confidence intervals and reassessing the past with the Mésange model

The Mésange model, a macro-econometric model co-developed by INSEE and the French Treasury, simulates the response of the French economy to different types of changes in its environment. The aggregate behaviors of agents are described by about forty estimated econometric equations, which determine the dynamic response of the model to a shock, in deviation from the balanced growth path. This study analyzes the uncertainty of the model arising from its estimation through two approaches. The first one aims at constructing confidence intervals for the response functions of the model using a non-parametric bootstrap method. A resampling algorithm – which randomly draws from the series of econometric residuals to simulate alternative paths for the model – is used to quantify the uncertainty linked to the estimation of certain coefficients and the misspecification linked to the model itself. This first approach confirms the significance of the dynamic effects of the simulations carried out with Mésange for most macroeconomic variables. The second approach offers a reassessment of the 2008 economic crisis based on alternative scenarios randomly simulated. These results allow us to analyze and confirm the robustness of the Mésange model, by making a methodological contribution to measuring the uncertainty arising from the simulation when compared with a past trajectory. They are based on a thorough preliminary study of the statistical properties of the residuals of the econometric equations, in order to justify the use of the bootstrap. This study also highlights some points of attention for a future re-estimation of the model.

Keywords: Macroeconometric models, error correction models, time series, non-parametric bootstrap

JEL Code: C51 ; C53 ; C32

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 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 économétriques². 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 et la comparer à la trajectoire de référence. Celle-ci suit un sentier de croissance équilibrée, et 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. L’effet du choc sur l’économie est alors mesuré par l’écart des trajectoires des variables du modèle avec choc à celle de référence, à la fois à court et long terme. 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 :

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

- Dans quelle mesure l’incertitude issue de l’estimation du modèle, qui se traduit par le calcul des distributions des coefficients présents dans les équations de comportement du modèle, peut-elle affecter le résultat d’une simulation ? Y répondre consiste à apprécier la significativité et l’ampleur des écarts au scénario central lors de la réalisation d’une variante, en construisant des intervalles de confiance pour les fonctions de réponse aux chocs considérés.
- La relecture du passé sur une période récente permet-elle d’apprécier empiriquement les performances du modèle en mobilisant les chocs observés plutôt qu’un choc type utilisé typiquement en simulation ? 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 robustesse 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 pour produire de nouveaux jeux de données. Cette méthode permet de considérer en premier lieu la distribution des estimateurs des coefficients de court terme présents dans les 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. Ce cadre d’analyse reste dépendant des spécifications théoriques retenues pour l’élaboration du modèle et des compromis inhérents à son développement en pratique, mais l’approche par *bootstrap* permet néanmoins une analyse empirique relativement poussée des principaux facteurs d’aléa. Dans la suite de ce document, on emploiera le terme de *rééchantillonnage* pour qualifier la méthode de réplification de données consistant à tirer aléatoirement avec remise dans l’échantillon initial des résidus pour constituer de nouveaux jeux de données. Le *bootstrap* désigne l’ensemble des méthodes d’inférence statistique mises en oeuvre à partir de ces nouveaux échantillons simulés.

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 et la taille des multiplicateurs 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 confiance : 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. Pour les principales variables du modèle, la trajectoire effectivement observée se trouve le plus souvent dans l'intervalle de confiance associé.

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. Un panorama de l'utilisation du bootstrap en économétrie peut être trouvé par exemple dans Davidson et MacKinnon (2006) ou MacKinnon (2006).

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 macroéconométrique 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. Enfin, Turunen *et al.* (2022) développe une méthode originale pour le modèle FR-BDF de la Banque de France, reposant sur un modèle à composantes inobservées pour les résidus.

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 carrés³, 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 significativité des écarts au scénario central.

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 α_i est un vecteur de coefficients.⁴ 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 , $\varepsilon_t =$

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

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 .

$(\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{m,t})$ 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 α_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 :

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

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

Les variables intervenant dans cette équation sont :

- la consommation c des ménages (en \log^5);
- 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 estimateur convergent $\hat{\alpha}$ 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 t dans la période d'estimation, afin de pouvoir conserver les propriétés de la distribution jointe des résidus le cas échéant.

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

2. À partir de ces séries de résidus, on simule la trajectoire des variables endogènes du modèle sur la période $1 \leq t \leq T$ ⁶, à résoudre en x_t , itérativement pour chaque date t , le système :

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

sachant les valeurs passées x_{t-1}, \dots, x_{t-q} des endogènes, pour l'étape j de la procédure de *bootstrap*.

3. À l'aide de ces nouvelles séries d'endogènes simulées, on estime α 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 jointe pour l'ensemble des coefficients. 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, comme c'est parfois mis en place avec 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 Mé-sange

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

6. Cela revient, avec le formalisme des équations du type (1)

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 résidus⁷. 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 ε_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 ultérieures⁸.

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 et d'homoscedasticité. On peut également tester leur normalité.

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

7. Un processus $MA(\infty)$ construit à partir des ε_t .

8. Plus précisément, avec l'équation (5), il vient directement que la contribution de l'inexpliqué à l'évolution Δy_t à la date t est donnée par $\Delta cale_t$.

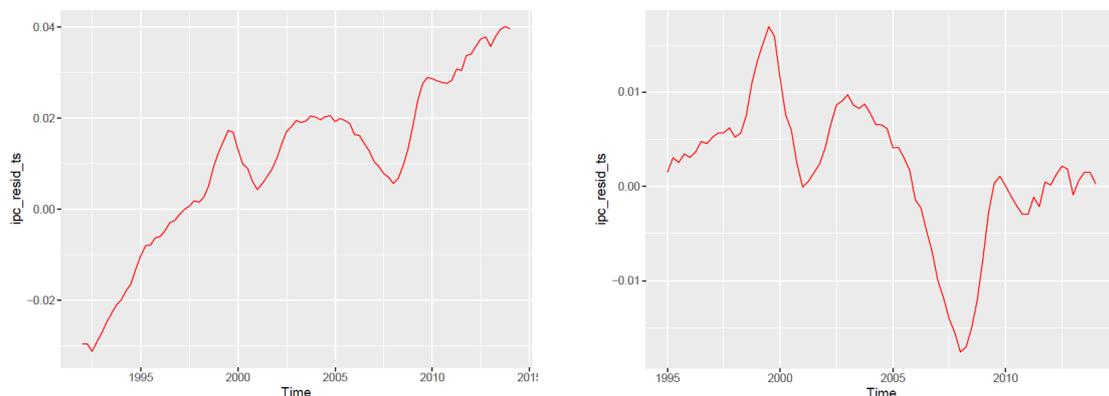


FIGURE 1 – Résidus de l'équation `ipc` avant (g.) et après (d.) correction de la tendance

- 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).
- l'espérance des résidus sur la période commune à toutes les plages d'estimation est nulle, c'est-à-dire qu'en moyenne, le modèle est bien spécifié (test de Student) : en effet les équations de comportement sont estimées séparément, et sur des périodes d'estimation qui peuvent débuter à des dates différentes.

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, c'est-à-dire à une date postérieure au début de la période historique commune d'ajustement des équations du modèle aux données.
- 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 initial⁹.

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 Mésange¹⁰, 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 confiances construits pour l'estimation de ces coefficients, afin de confirmer la non-nullité des coefficients. Cet exercice permet aussi de confirmer la magnitude 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.

9. 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.

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

Les intervalles de confiance qui sont construits par cette méthode ne sont pas nécessairement centrés, ainsi, les tirages avec remise lors du bootstrap tendent à produire un ensemble de trajectoires en variante distribuées de façon asymétrique par rapport à la variante centrale. Il existe une méthode dite de *bootstrap after bootstrap* (Kilian (1998)) qui consiste à corriger le biais des coefficients *a posteriori*, et donc à centrer les distributions précédemment calculées. Pour autant, cette méthode donne de bons résultats empiriques lorsque le biais est faible par rapport à l'ordre de grandeur des coefficients. Dans le cas de cette étude, les valeurs estimées des forces de rappel présentes dans les équations de comportement sont relativement faibles, notamment par rapport aux précédentes versions du modèle. Par ailleurs, cette méthode tend à accroître la largeur des bandes de l'intervalle de confiance. Dans le cas présent, elle a conduit à rejeter trop de versions simulées des trajectoires du modèle en raison de forces de rappel devenues non-significatives. Le choix de ne pas implémenter cette méthode dans les résultats définitifs procède donc d'un compromis visant à conserver le plus grand nombre possible de simulations.

3.4.1 Significativité des coefficients

On identifie 5 coefficients sur 214 pour lesquels la valeur nulle appartient à l'intervalle de confiance à 95 % 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 95% reste proche de la valeur nulle.

Coefficient	IC borne max 95%	Moyenne bootstrap	IC borne inf 95%	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

On observe visuellement dans la figure 2 que les coefficients pour lesquels on rejette la normalité ont une distribution de leur moyenne qui est proche de celles des coefficients pour lesquels on ne rejette pas la normalité. Ils ne présentent donc pas spécialement de caractéristiques particulières

Enfin, on observe visuellement dans la figure 3 que les moyennes obtenues par bootstrap pour chaque coefficient sont assez proches, et distribuées de façon assez homogène

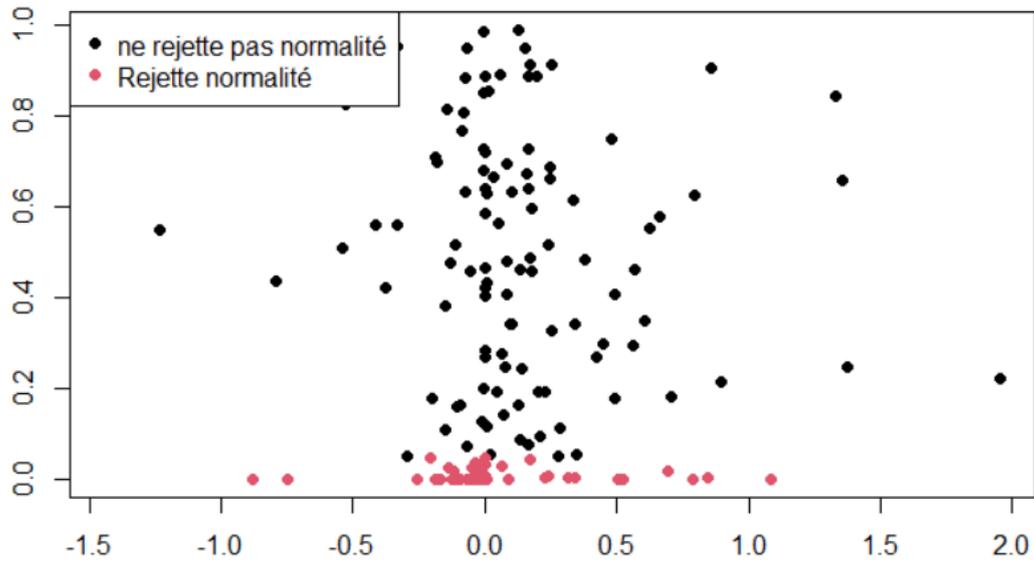


FIGURE 2 – Analyse des rejets de normalité (moyenne du coefficient bootstrap en abscisse et test de Student en ordonnée)

(sans forte asymétrie) autour des coefficients Mésange correspondants.

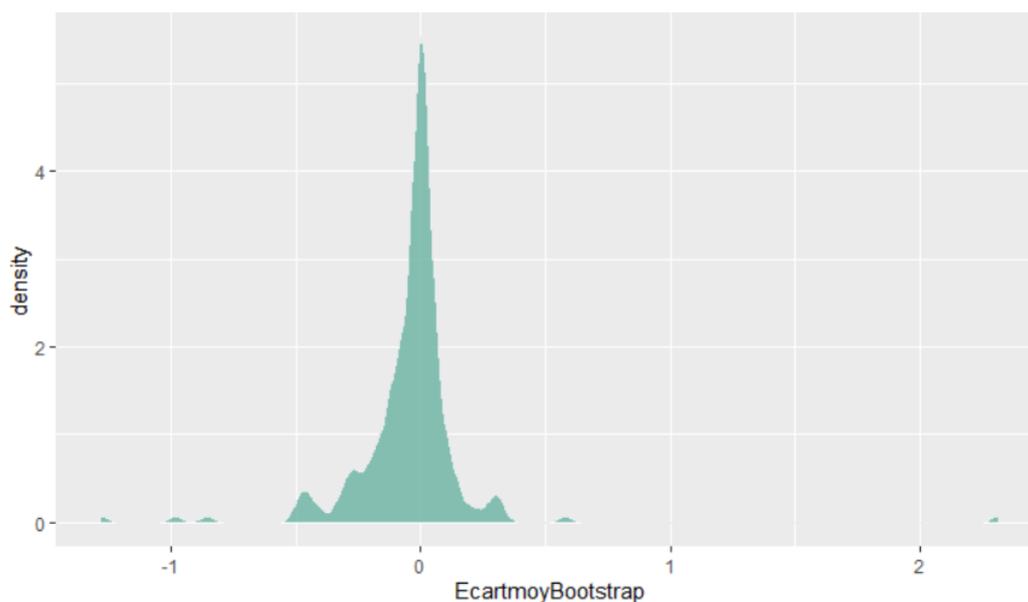


FIGURE 3 – Ecart relatif entre le coefficient Mésange 2017 et la moyenne du bootstrap (pour l'ensemble des 214 coefficients)

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 (*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 liées à la 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 95 % 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.

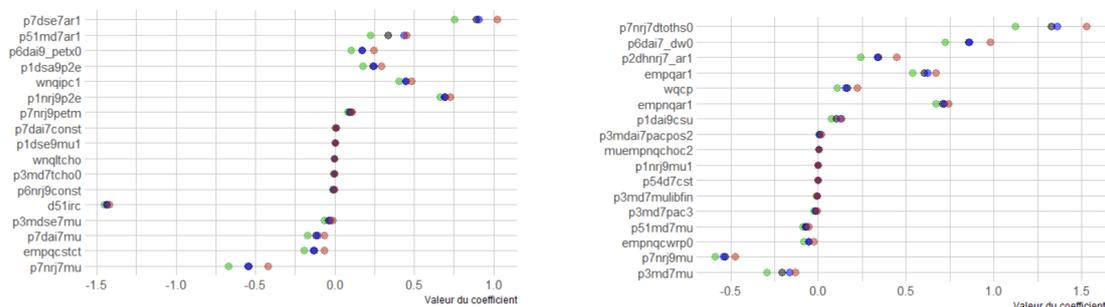


FIGURE 4 – Exemples de profils où la moyenne et la médiane sont proches

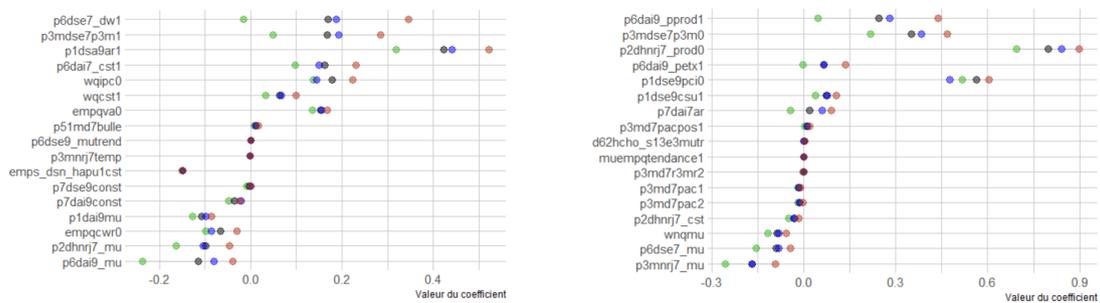


FIGURE 5 – Exemples de profils où la moyenne et la médiane sont relativement éloignées

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).

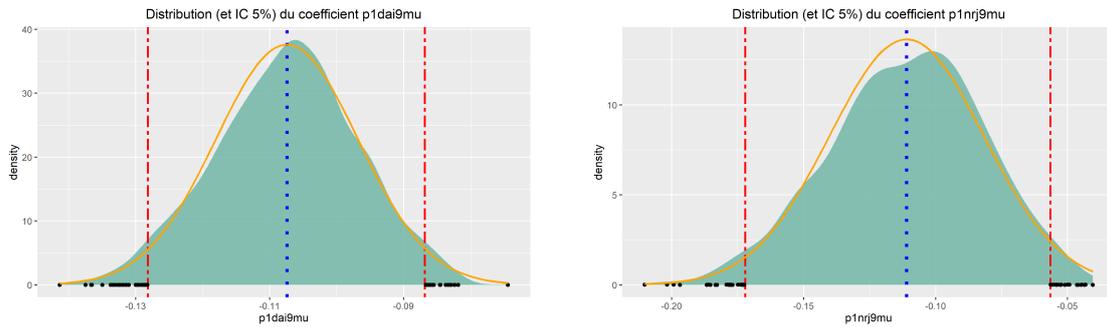


FIGURE 6 – Distribution (et IC 95%) de deux forces de rappel au profil normal classique (loi normale de même moyenne et écart-type en orange, bornes de l'intervalle de confiance empirique en rouge)

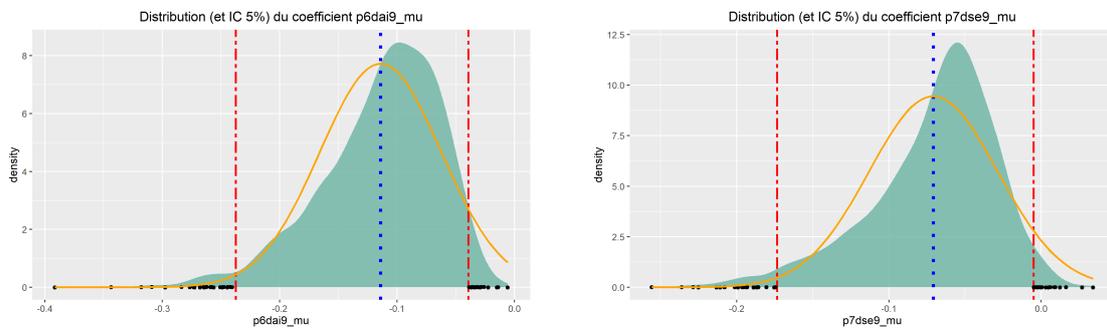


FIGURE 7 – Distribution (et IC 95%) de deux forces de rappel au profil décentré (loi normale de même moyenne et écart-type en orange, bornes de l'intervalle de confiance empirique en rouge)

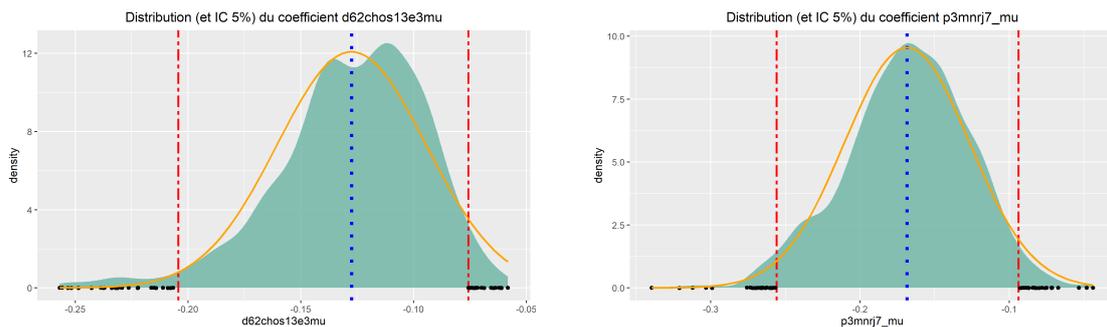


FIGURE 8 – Distribution (et IC 95%) de deux forces de rappel au profil atypique (loi normale de même moyenne et écart-type en orange, bornes de l'intervalle de confiance empirique en rouge)

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 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.* \(2017\)](#) :

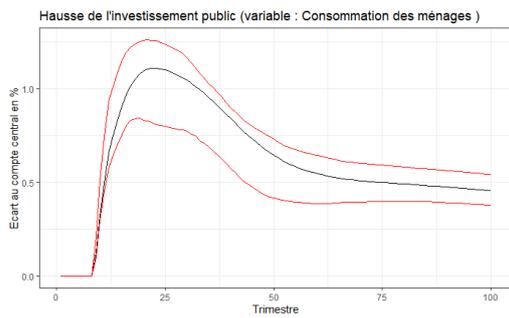
1. Une hausse permanente de l'investissement public de 1 % du PIB en volume, non financée. Ceci constitue un choc de demande pur, en l'absence de prise en compte par le modèle de la productivité du stock de capital public.
2. Une hausse permanente de 1 % de la demande mondiale adressée à la France. C'est 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.

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.

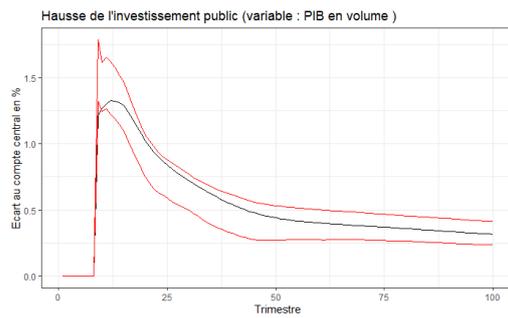
3.5.1 Investissement public

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.

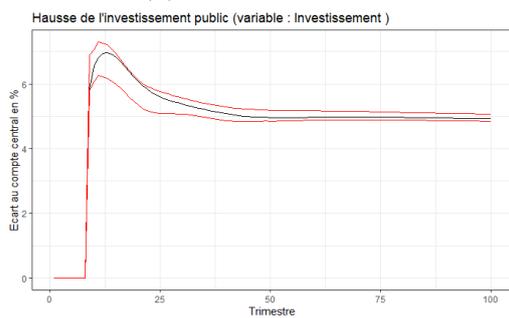
À court terme, l'effet multiplicateur de l'investissement public est important : l'accroissement de l'activité la première année est supérieure à l'impulsion initiale, et ceci pour l'ensemble de l'intervalle de confiance à 95 %. À moyen terme, les prix augmentent sensiblement, avec une fourchette d'incertitude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



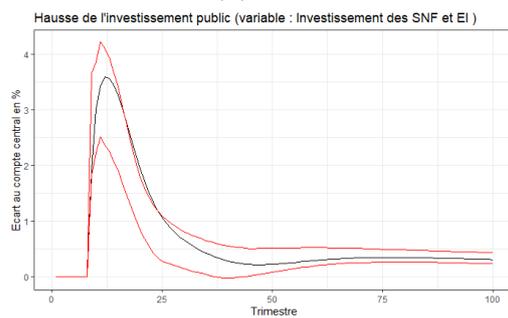
(a) Consommation



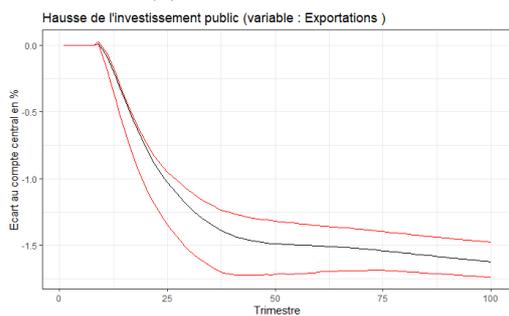
(b) PIB



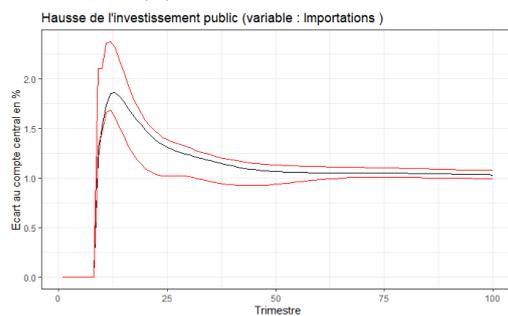
(c) Investissement



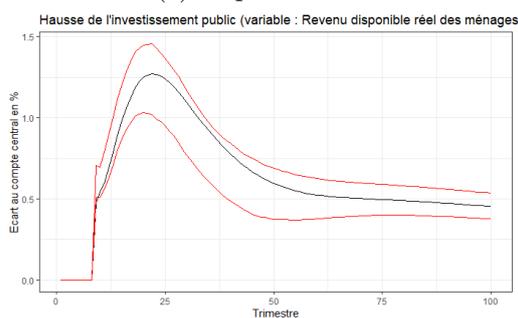
(d) Invest. des SNF



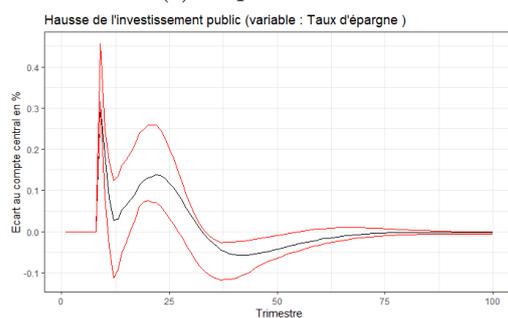
(e) Exportations



(f) Importations

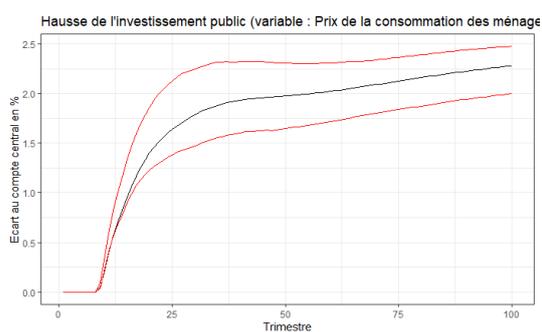


(g) RDB réel

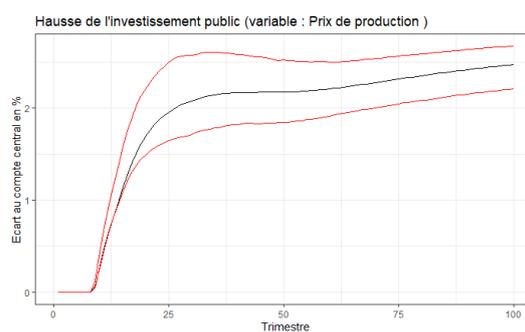


(h) Taux d'épargne

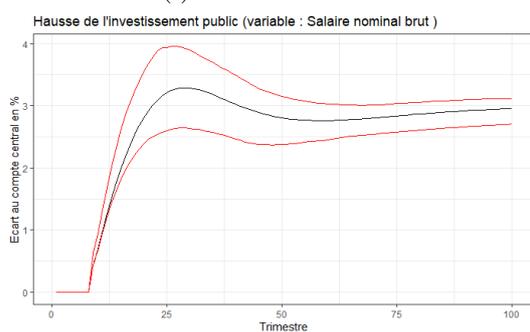
FIGURE 9 – Hausse de l'investissement public de 1% du PIB en volume
 Lecture : sur chaque graphique, la fonction de réponse représente l'écart au scénario central, ainsi que les bornes des intervalles de confiance à 95% estimés par bootstrap non-paramétrique. La fonction de réponse est en noir et les bornes des intervalles de confiance sont en rouge.



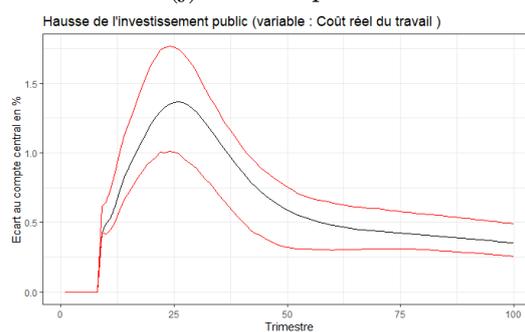
(i) Prix de conso.



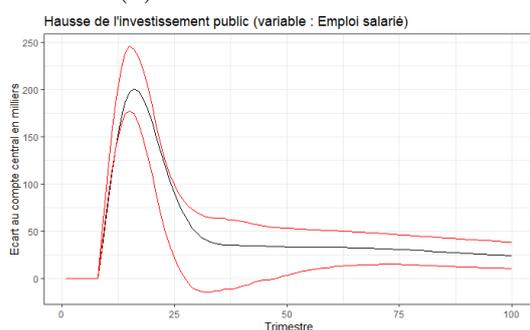
(j) Prix de prod.



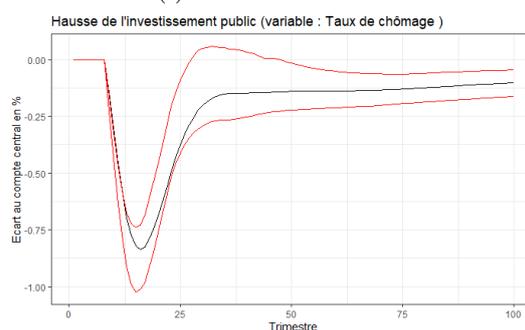
(k) Salaire nominal brut



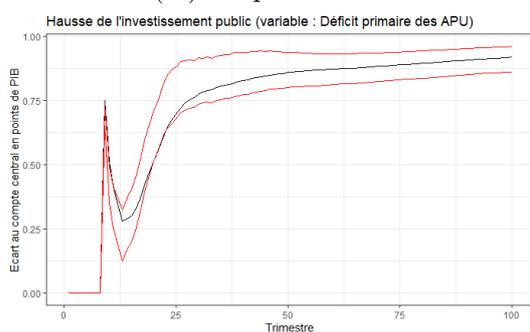
(l) Coût du travail



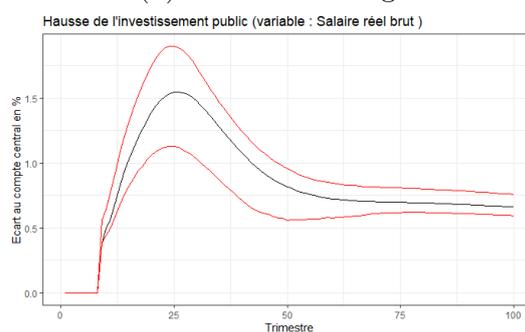
(m) Emploi salarié



(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)

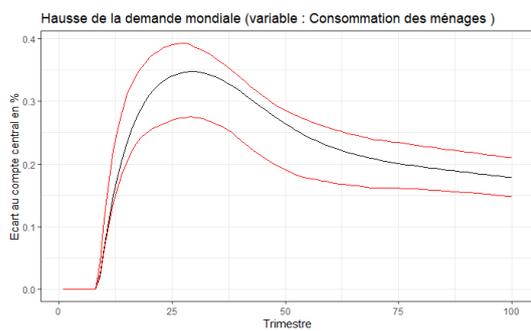
On retient que les largeurs respectives des bandes de confiance sont hétérogènes entre les variables : l'incertitude à court terme est souvent plus importante qu'à moyen ou long terme, puisque elle provient de l'aléa issu de l'estimation des coefficients de court terme des équations de comportement. 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 Demande mondiale

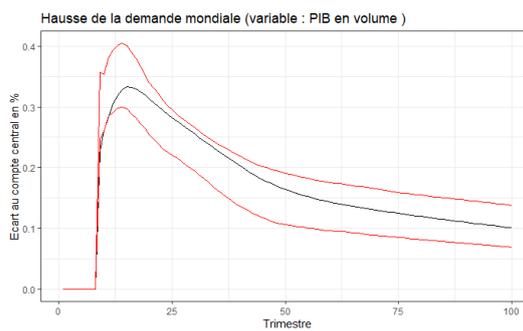
La Figure 10 et le Tableau 3 présentent le résultat d'une hausse pérenne de 1% de la demande mondiale adressée à la France. Il s'agit d'un choc de demande, dont les résultats sont analogues à une hausse d'investissement public, mais dont l'ampleur est plus faible, et les effets plus limités.

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.

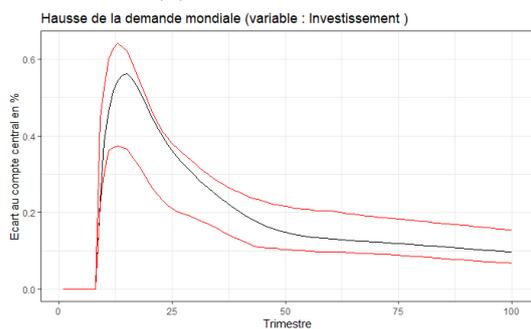
L'incertitude de l'effet du choc sur l'emploi salarié est ici encore importante, puisque l'intervalle de confiance pour cette variable est assez large entre 5 et 15 ans, et assez proche de 0.



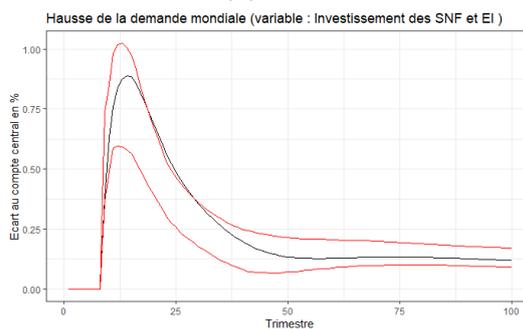
(a) Consommation



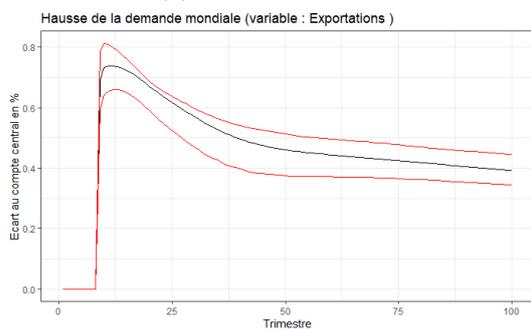
(b) PIB



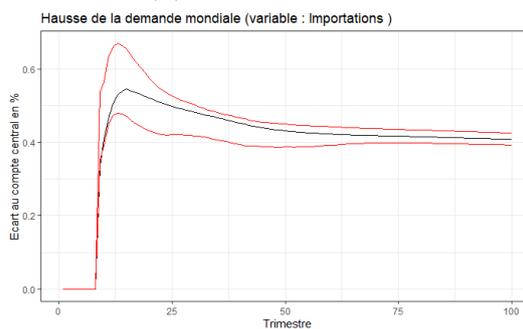
(c) Investissement



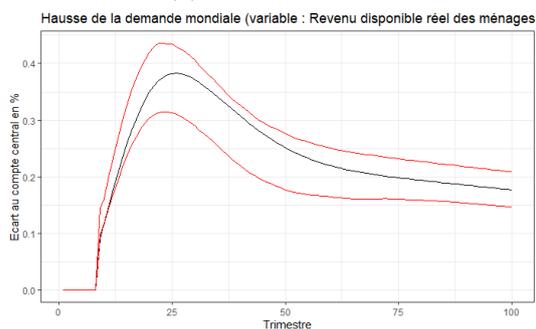
(d) Invest. des SNF



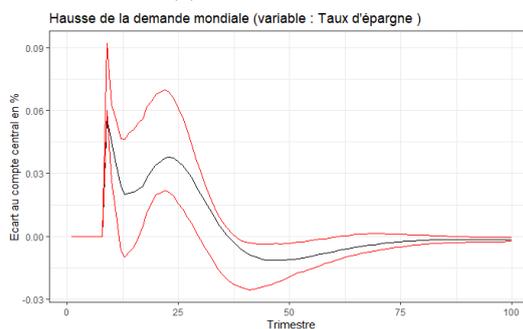
(e) Exportations



(f) Importations

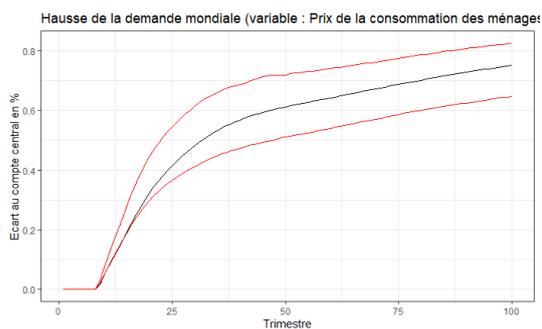


(g) RDB réel

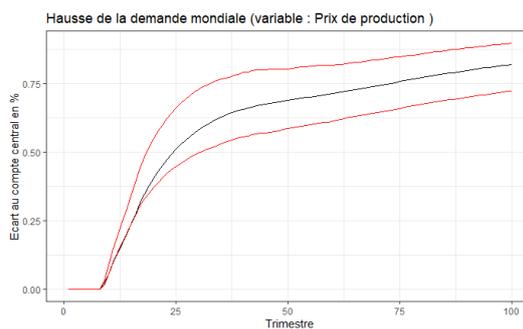


(h) Taux d'épargne

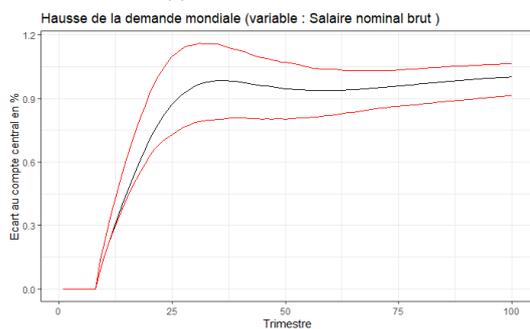
FIGURE 10 – Hausse de 1 % la demande mondiale adressée à la France



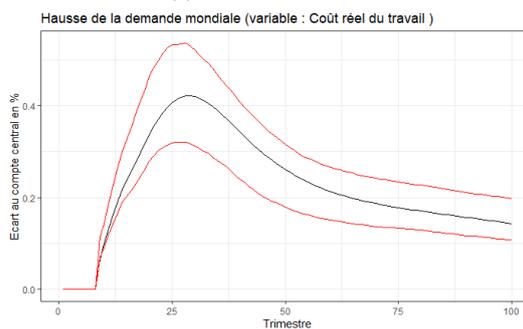
(i) Prix de conso.



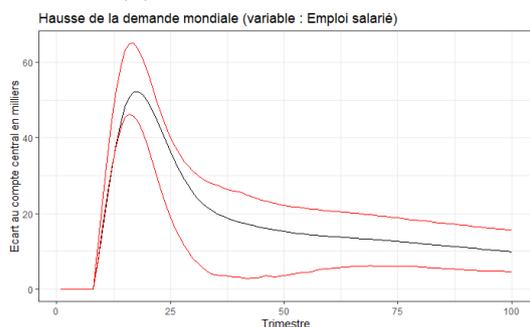
(j) Prix de prod.



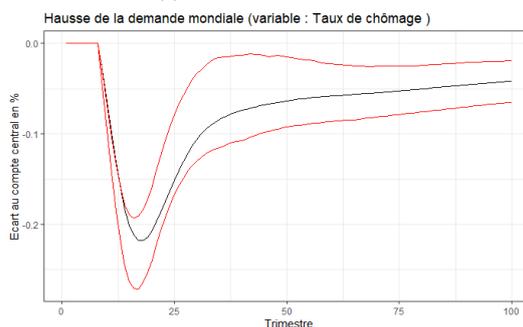
(k) Salaire nominal brut



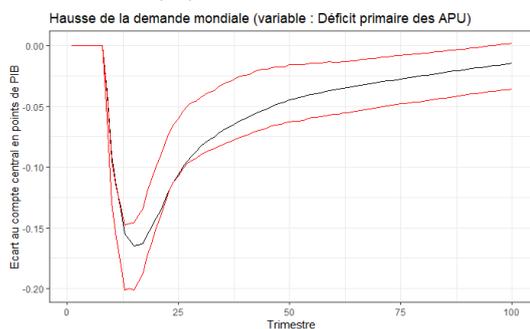
(l) Coût du travail



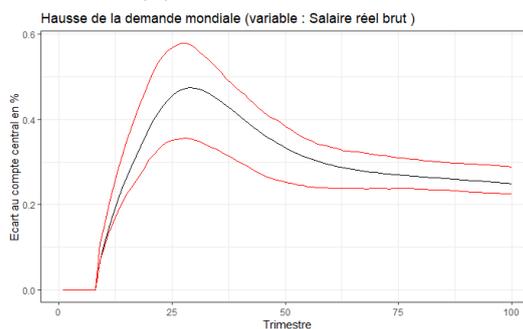
(m) Emploi salarié



(n) Taux de chômage



(o) Déficit primaire APU



(p) Salaire réel brut

FIGURE 10 – 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]
Salaires 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 3 – Hausse de 1% de la demande mondiale adressée à la France (en % d'écart au compte central)

3.5.3 Efficience

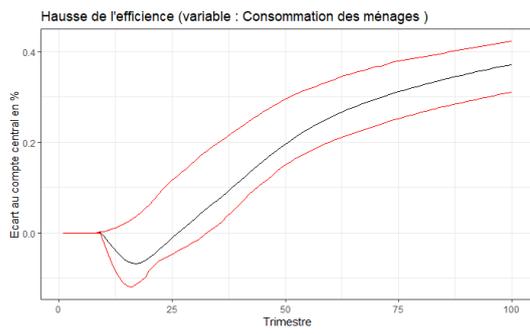
La Figure 11 et le Tableau 4 présentent les résultats d'une augmentation permanente de 1 % de l'efficience du travail, portant à la fois sur les salariés du secteur privé et ceux du secteur public. L'efficience du travail représente le progrès technique associé au seul facteur travail. Le terme d'« efficience » se rapproche de celui de « productivité » mais n'est pas tout à fait équivalent : contrairement à l'efficience, la productivité (apparente) du travail, calculée comme le rapport entre la valeur ajoutée et l'emploi, rend également compte du progrès technique lié au capital. Il s'agit ici 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.

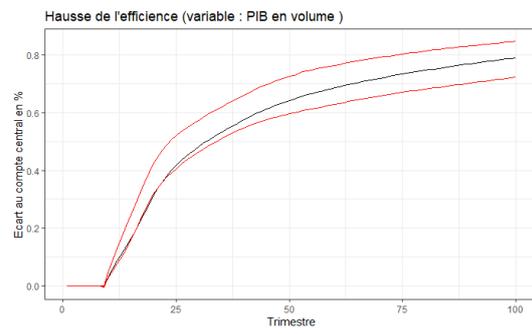
L'étude de l'incertitude par bootstrap autour de cette variante conduit à des résultats notables sur la consommation : en particulier, la borne supérieure de la bande de confiance traduit un effet positif dès la première année, tandis que la borne inférieure ne devient positive qu'au-delà de 5 ans. De plus, l'estimation centrale – courbe noire sur la Figure 11 (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.

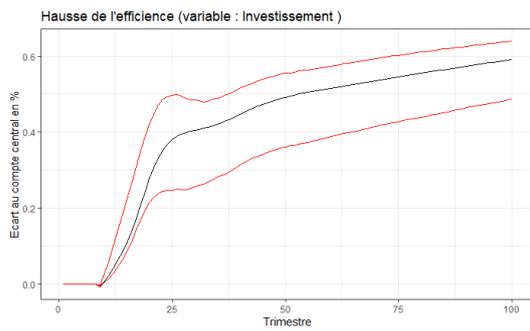
Les fonctions de réponse originales, associées à la variante calculée à partir des séries historiques – *i.e.* sans rééchantillonnage ni réestimation – ne sont pas nécessairement centrées à l'intérieur des bandes de confiance, contrairement à un intervalle de confiance fondé sur une approche paramétrique.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



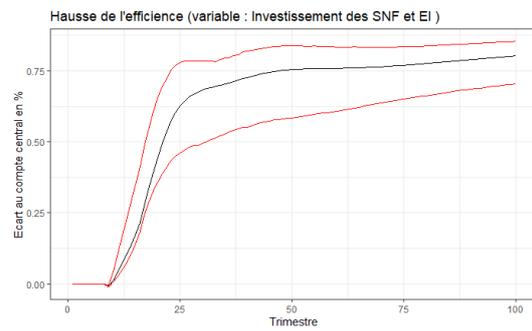
(a) Consommation



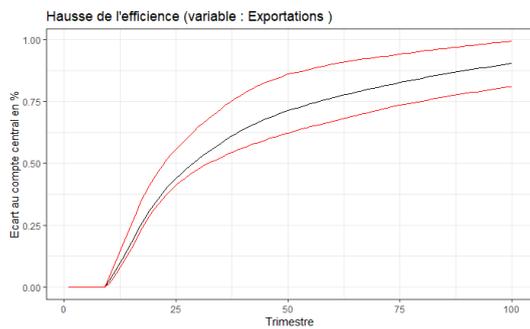
(b) PIB



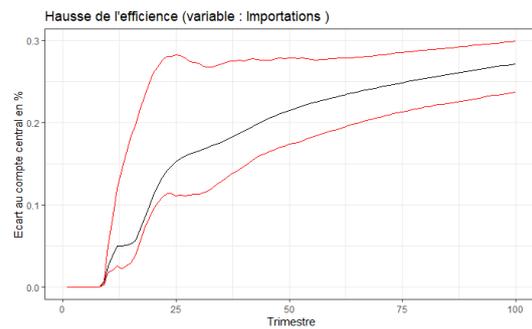
(c) Investissement



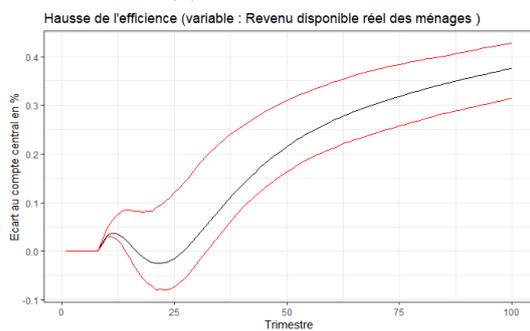
(d) Invest. des SNF



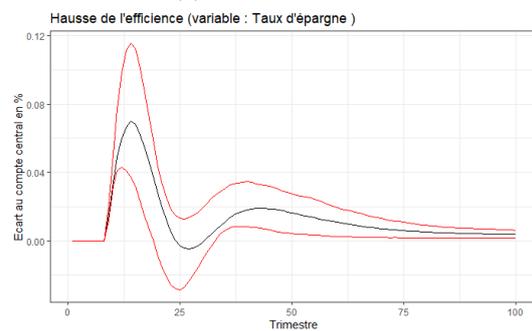
(e) Exportations



(f) Importations

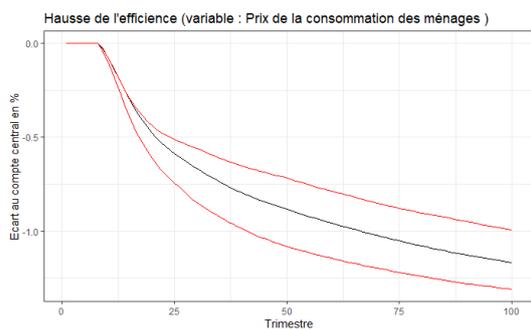


(g) RDB réel

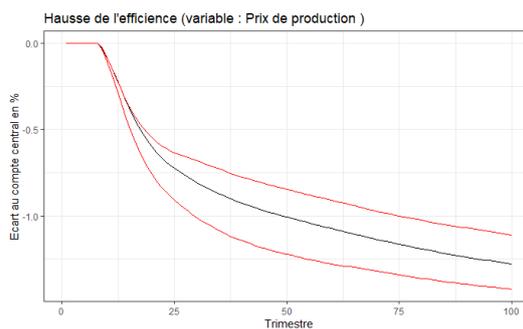


(h) Taux d'épargne

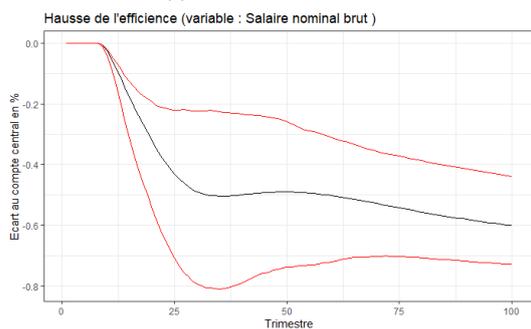
FIGURE 11 – Hausse de 1% de l'efficacité du travail



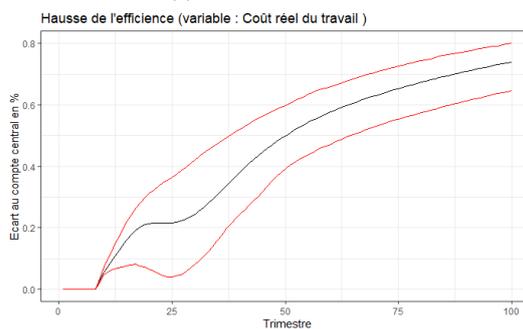
(i) Prix de conso.



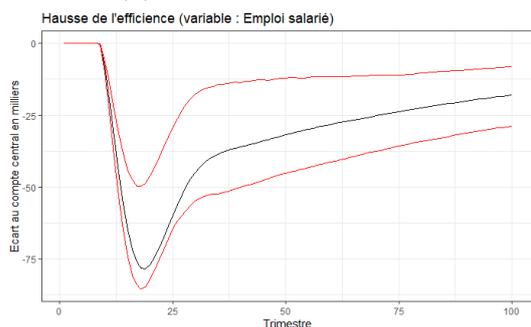
(j) Prix de prod.



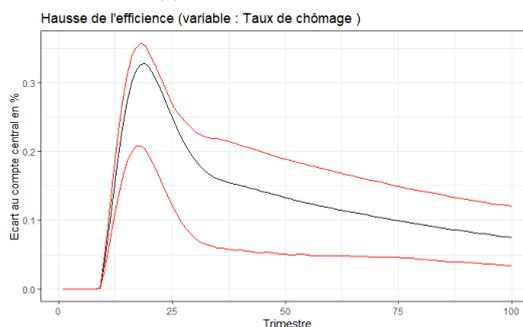
(k) Salaire nominal brut



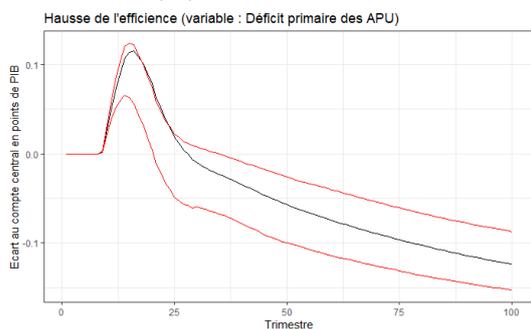
(l) Coût du travail



(m) Emploi salarié



(n) Taux de chômage



(o) Déficit primaire APU



(p) Salaire réel brut

FIGURE 11 – 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 4 – Hausse de 1% de l'efficacité du travail (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 expliquée 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, c'est-à-dire à expliquer une part importante du comportement des agents et de l'évolution de ces variables sur le passé, influe de façon cruciale sur les résultats en projection, en supposant qu'il n'y a pas de changement structurel de ces comportements. 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 trajectoires 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 ¹¹.

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.

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

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 d'apprécier la performance empirique du modèle, et de l'incertitude attachée à ses résultats.

Une dernière approche permettant d'apprécier la qualité globale du modèle est de simuler sur le passé le modèle en maintenant fixés 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, qui est proposée dans la suite de cette partie.

4.2 Pratique du *bootstrap* pour le retour sur le passé avec Mésange

Fair (2003) propose une méthode systématique d'étude empirique de l'incertitude des résultats d'un modèle macro-économique par *bootstrap* qui s'applique également à 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, les exogènes restant inchangées. Cela permet de quantifier l'incertitude du modèle sur le passé, en simulant celui-ci.

En pratique, on dispose pour la réalisation de cette étude statistique 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, en tant que variables calculées 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 sur la période historique pour en déduire la part inexpliquée. En effet, ces résidus sont recalculés pour chaque date car la période d'estimation des équations – et donc de calcul des résidus économétriques – peut être différente entre chaque équation de comportement.

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

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 ce dernier cas, deux types de simulations sont présentées :

- en pointillés longs, une simulation par jeu de coefficients est réalisée ;
- en pointillés courts, 25 simulations par jeu de coefficients sont réalisées.

Hormis le fait que la durée de calcul de la seconde simulation est très longue, les écarts entre les deux résultats, pour l'ensemble des variables considérées, ne sont dans l'ensemble pas significatifs. On peut donc s'en tenir, pour la mise en oeuvre pratique de cette méthode, à simuler une seule trajectoire par jeu de coefficients. Dans tous les cas, les résidus sont tirés dans la période 2008T1 – 2014T4.

Ces deux familles d'intervalles de confiance – avec ou sans prise en compte de la distribution des coefficients ré-estimés – 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 méthode appelle plusieurs commentaires, tant de nature statistique qu'économique. Tout d'abord, les variables étudiées réagissent de façon hétérogène à l'approche par rééchantillonnage. 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. On peut noter que les résidus estimés pendant la crise étaient très particuliers, et de plus, un modèle comme Mésange n'est pas particulièrement pensé pour prendre en compte des chocs importants et des non-linéarités. 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 pourrait avoir notamment pour origines possibles l'effet des mesures de soutien public mises en place, mais aussi une meilleure résilience à la crise de l'économie française que celle simulée par le modèle, sans que l'on puisse évaluer quantitativement les contributions de ces effets.

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,

c'est-à-dire en limitant la période des tirages aléatoires à l'avant-crise. 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.

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. 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. 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.

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. L'utilisation d'un modèle comme Mésange est avant tout pensée pour la simulation de réformes de politique économique, dans un objectif d'évaluation *ex-ante*, i-e en amont de leur mise en oeuvre. Pour autant, la méthode présentée ici permet également de proposer une relecture d'une période particulière, contenue dans la période d'estimation du modèle, et de quantifier l'incertitude entourant la trajectoire de l'économie française pendant la crise à travers la construction de scénarios alternatifs par rééchantillonnage.

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, ainsi que les organisateurs des Journées de Méthodologie Statistique 2022 de l'Insee pour avoir permis aux auteurs de présenter une version préliminaire de ce travail. Ils remercient également Laurence Bloch, Nicolas Carnot, Pauline Givord, Marie-Baïanne Khder, Adrien Lagouge, Matthieu Lequien, Charlotte Nudelmann, Sébastien Roux 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.
- Russell DAVIDSON et James G MACKINNON : Bootstrap methods in econometrics. In K PATTERSON et T C MILLS, éditeurs : *Palgrave Handbook of Econometrics : Volume 1 Theoretical Econometrics*, page 812–38. Palgrave Macmillan, Basingstoke, 2006.
- James G MACKINNON : Bootstrap methods in econometrics. *Economic Record*, 82:S2–S18, 2006.
- 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 macroeconomic 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.
- Harri TURUNEN, Anastasia ZHUTOVA et Matthieu LEMOINE : Stochastic simulation of the FR-BDF model using the unobserved component model. Rapport technique, Banque de France, 2022.
- 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

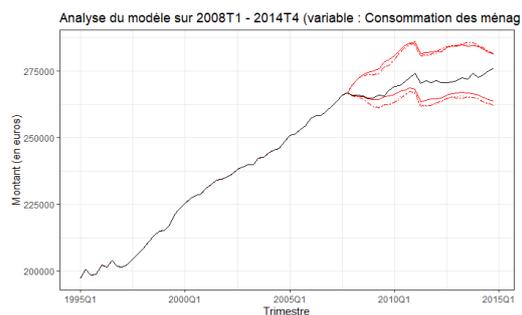
Le Tableau 5 résume les *p-values* des tests de normalité (Shapiro-Wilk), d'indépendance (Durbin-Watson), d'homoscedasticité (ARCH / Engle) et de nullité de la moyenne (Student), ainsi que les décisions de rejet au seuil de 5 %. Pour le test de Durbin-Watson, on rejette l'hypothèse nulle si la statistique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

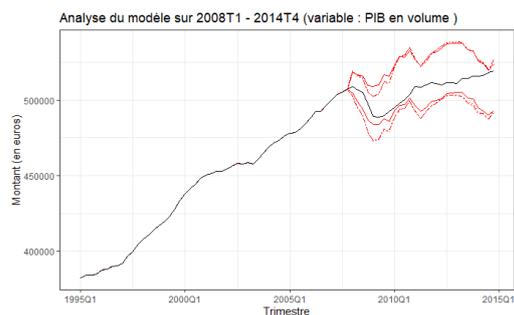
Le profil théorique des résidus du modèle correspond à ce qui est, par exemple, représenté dans la Figure 14. Toutefois, certaines séries de résidus peuvent présenter des irrégularités ponctuelles, ou *outliers* (voir Figure 15). Les profils ainsi identifiés au sein des résidus représentent une difficulté 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.

Pour chaque équation de comportement modélisant l'évolution d'une variable `var`¹², la série associée `var_resid` comprend les résidus calculés lors de l'estimation de l'équation. Les résultats des quatre tests sont présentés sur la ligne correspondante.

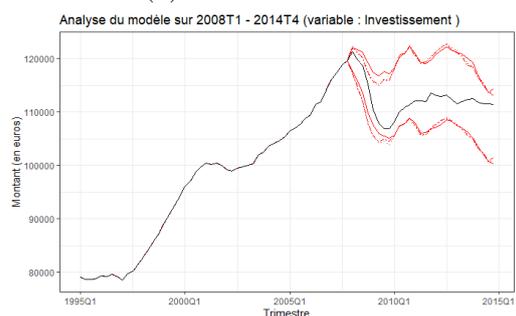
12. Les variables sont nommées dans Mésange par un code reprenant la nomenclature des comptes nationaux.



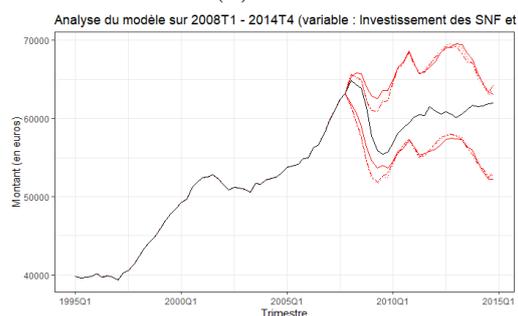
(a) Consommation



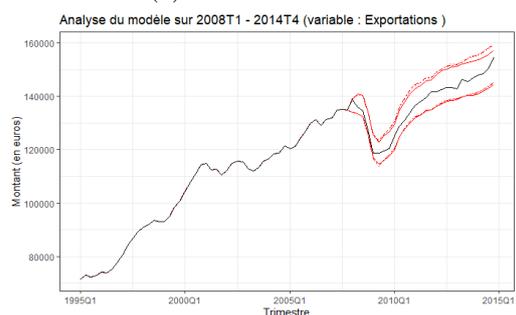
(b) PIB



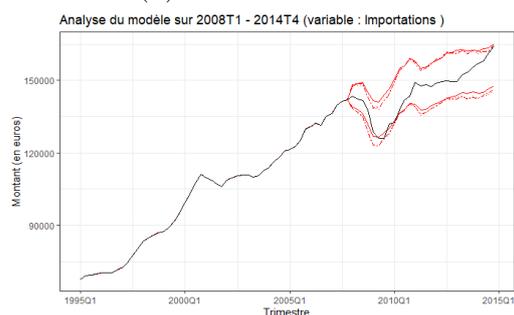
(c) Investissement



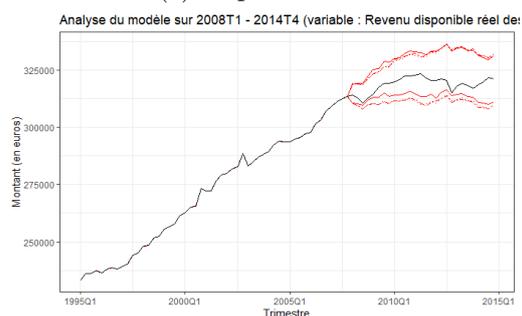
(d) Invest. des SNF



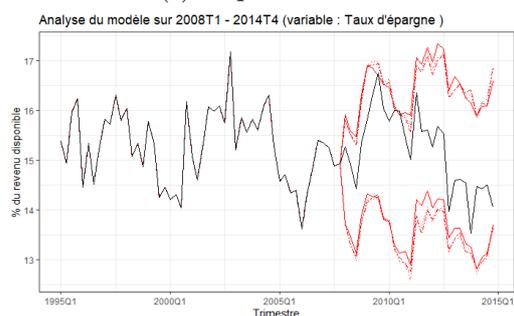
(e) Exportations



(f) Importations



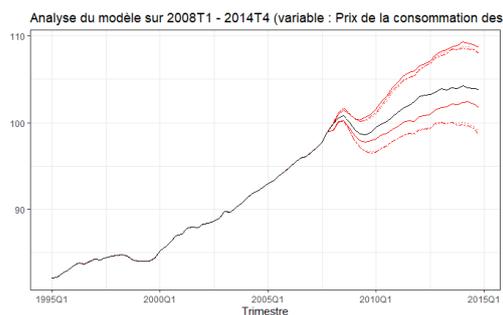
(g) RDB réel



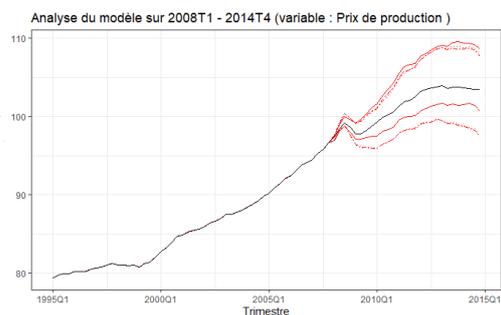
(h) Taux d'épargne

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

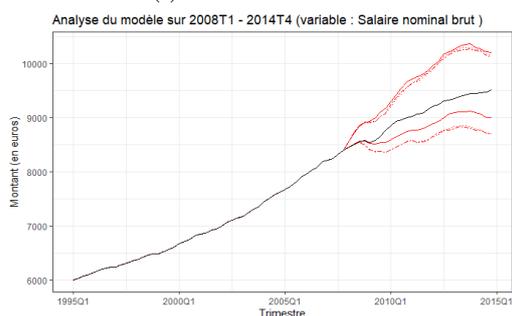
Note : sur chaque graphique, après 2008, la trajectoire en noir est la trajectoire observée sur la période de crise, les bornes des intervalles de confiance sans réestimation des coefficients sont en rouge plein, les bornes des intervalles de confiance avec réestimation des coefficients sont en pointillés longs et celles avec prise en compte de leur distribution sont en pointillés courts.



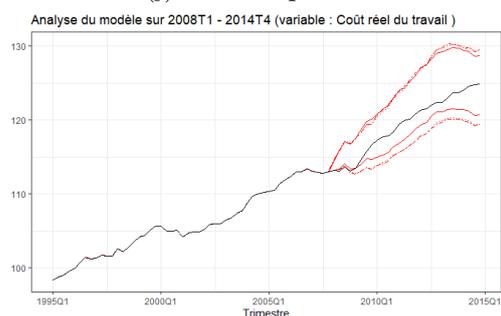
(i) Prix de conso.



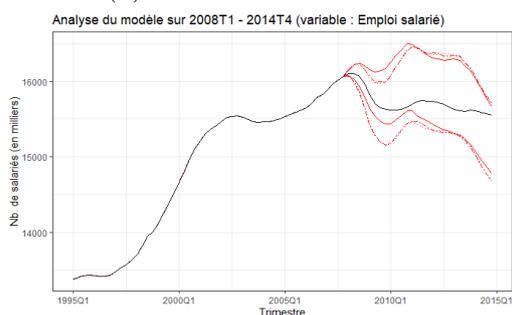
(j) Prix de prod.



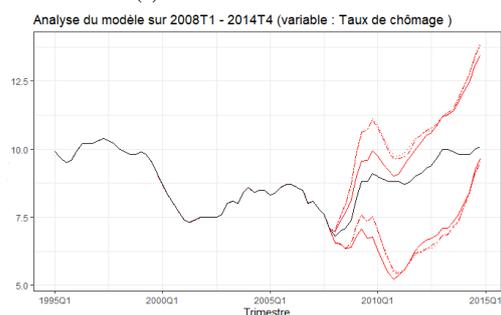
(k) Salaire nominal brut



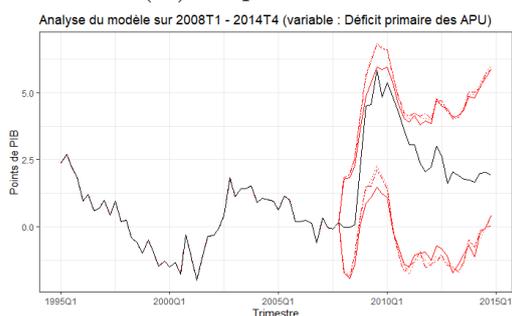
(l) Coût du travail



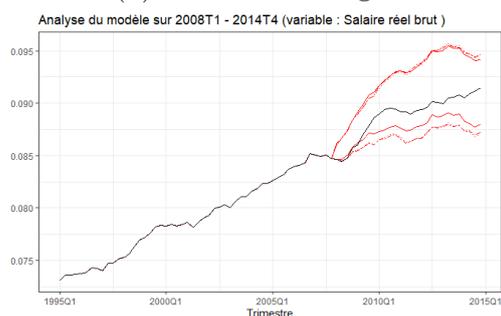
(m) Emploi salarié



(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, les bornes des intervalles de confiance avec réestimation des coefficients sont en pointillés longs et celles avec prise en compte de leur distribution sont en pointillés courts.

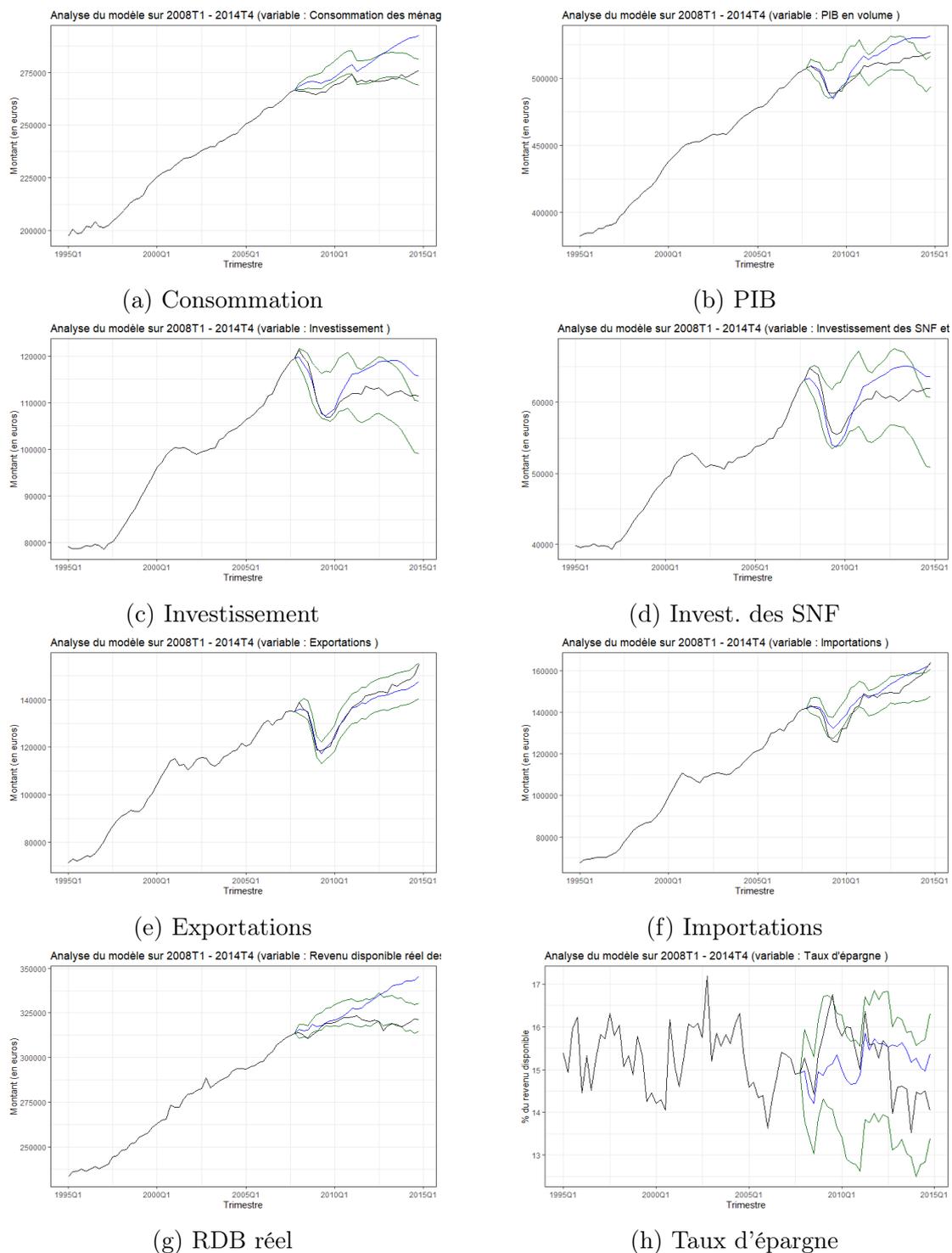
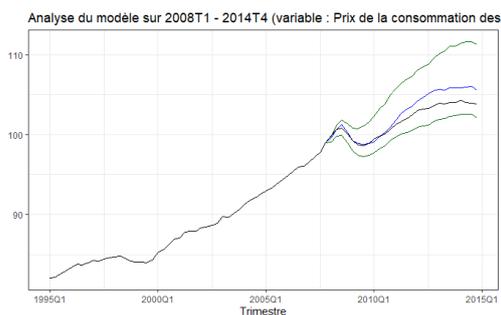
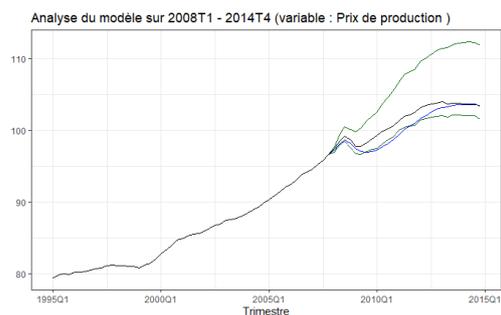


FIGURE 13 – Retour sur la crise (2008 – 2014) : scénario contrefactuel et rééchantillonnage sur 2001 – 2007

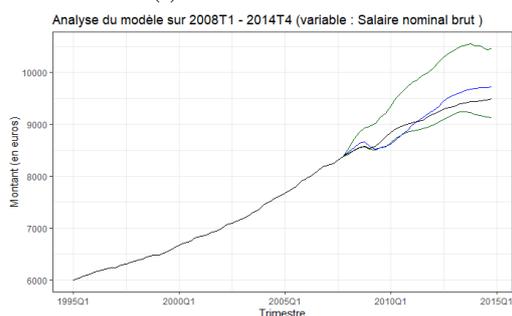
Note : sur chaque graphique, après 2008, la trajectoire en noir est la trajectoire observée sur la période de crise, les bornes des intervalles de confiance calculés par bootstrap avec tirage dans la période pré-crise sont en vert, et la trajectoire contrefactuelle est en bleu.



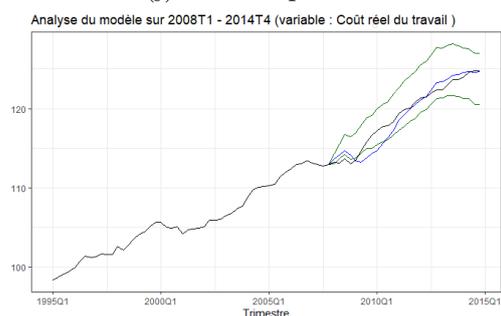
(i) Prix de conso.



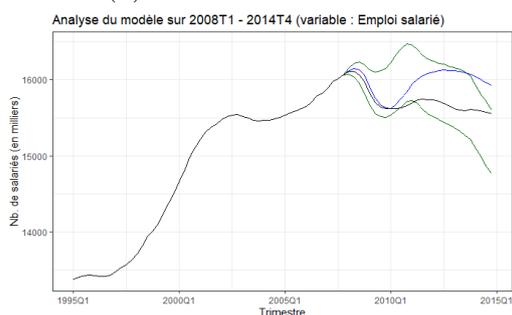
(j) Prix de prod.



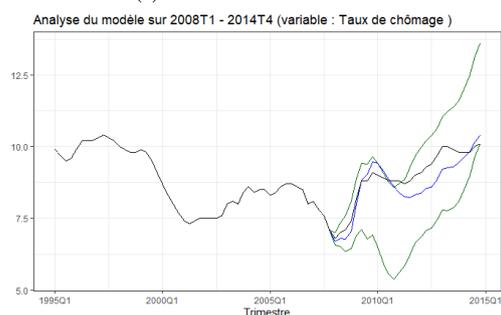
(k) Salaire nominal brut



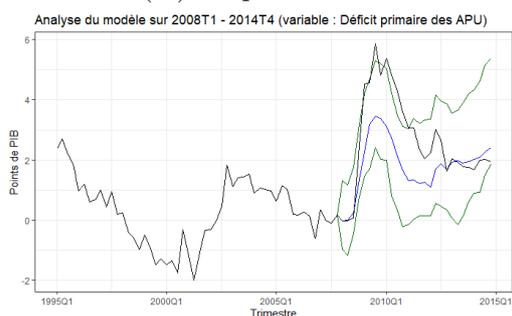
(l) Coût du travail



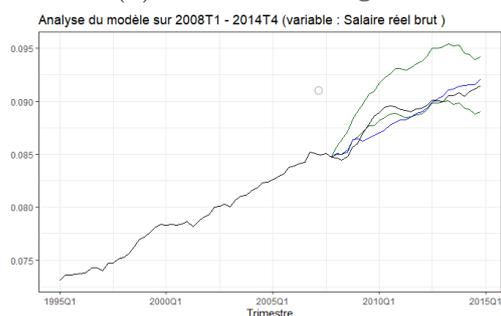
(m) Emploi salarié



(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.

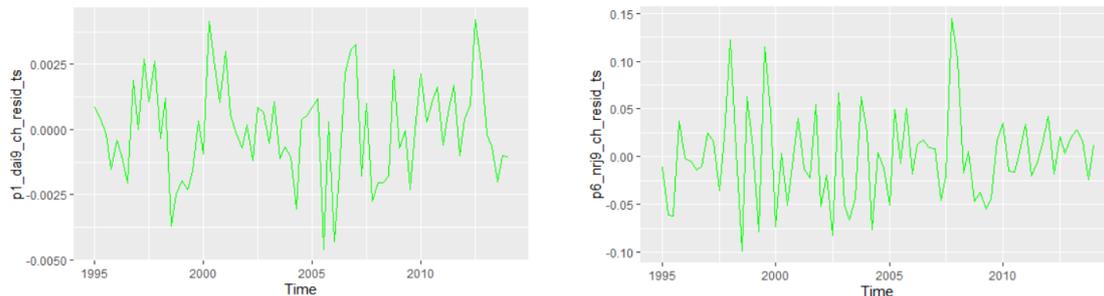


FIGURE 14 – Exemples de profils-type pour les résidus d’une équation de comportement du modèle

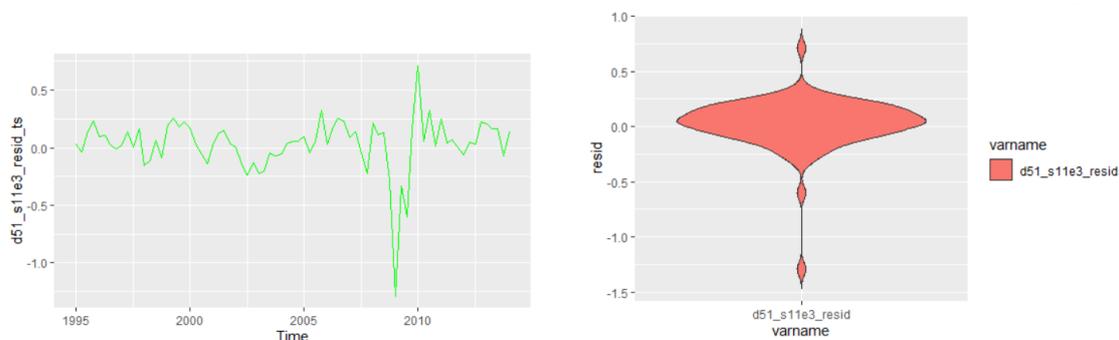


FIGURE 15 – Impact de la crise de 2008 sur les résidus de l’équation d’impôt sur les sociétés

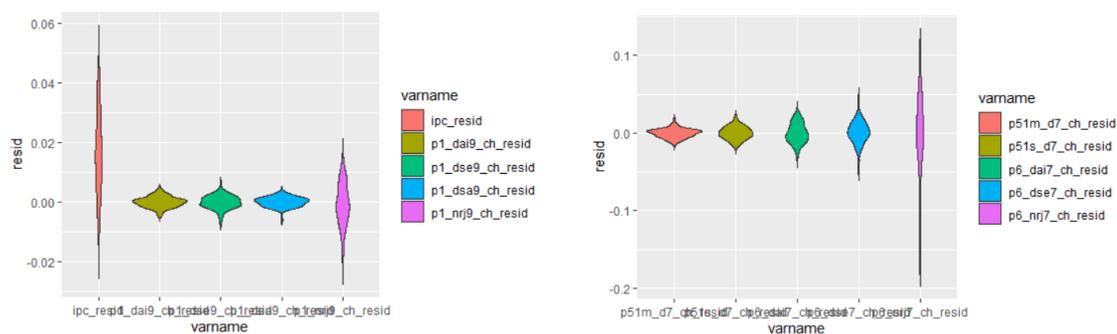


FIGURE 16 – Exemple de la variété des profils de distributions des résidus rencontrés

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_nj9_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_nj9_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_nj9_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_nj7_ch_resid	0.034	X	1.731		0.566		0.68	
p51m_d7_ch_resid	0.101		1.591		0.286		0.803	
p51s_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_nj7_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_nj7_ch_resid	0.928		2.108		0.324		0.523	
ds_pib_resid	0.762		1.917		0.846		0.791	
p2dhnj_nj7_ch_resid	0.019	X	1.662		0.876		0.58	
d51_s11e3_resid	0	X	1.067	X	0.403		0.619	
d51ir_s14e3_resid	0.153		0.793	X	0.243		0.001	X
d62cho_resid	0.045	X	1.756		0.305		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.

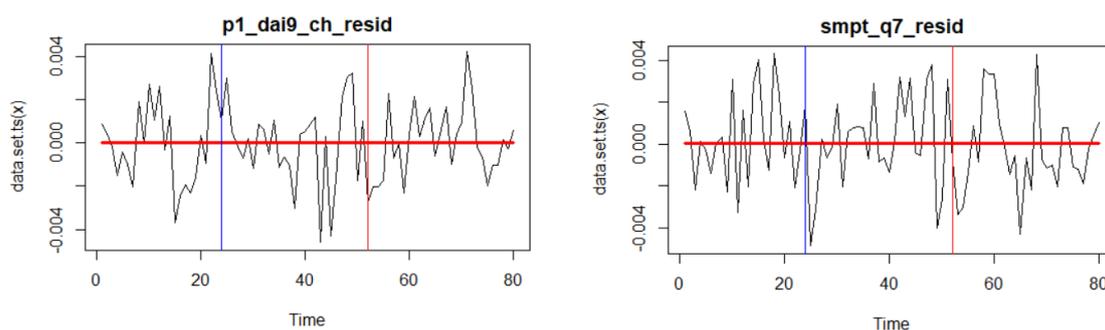


FIGURE 17 – Exemples de séries sans rupture temporelle identifiée

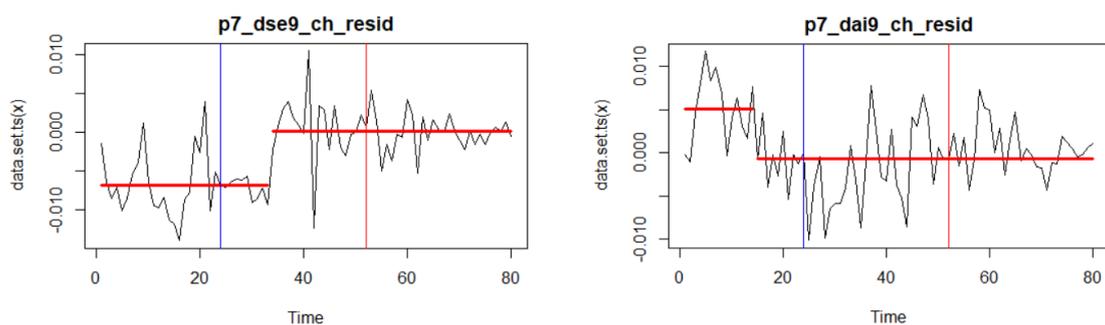


FIGURE 18 – Exemples de séries avec une rupture temporelle identifiée

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 ^x	Consommation des ménages en tous produits (en produits x) en volume (en log)
rdb _r	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 coudée prenant en compte la libéralisation financière (entre 1987 et 1993) puis nulle
PAC, PAC'	Indicatrices d'entrée et sortie de primes à la casse ²¹
PxRel ^x	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 ^{DAI}	Tendance coudée 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)

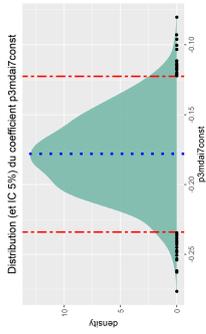
FIGURE 19 – Notations de l'équation de consommation

x ^x	Exportations en produit x en volume (en log)
dw	Demande mondiale en biens adressée à la France en volume, cf. annexe (en log)
compet ^x	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, cf. encadré 12 et annexe (en log)
pdm_em	Part de marché des pays émergents dans le commerce mondial, en volume, cf. annexe (en log)
temp	Tendance nulle jusqu'en 1995T1 et linéaire ensuite
trend	Tendance linéaire
trend>2010	Tendance linéaire commençant en 2010

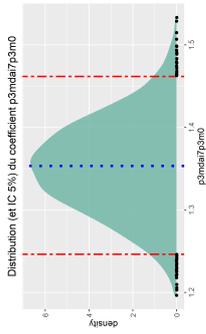
FIGURE 20 – Notations de l'équation d'exportations

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)

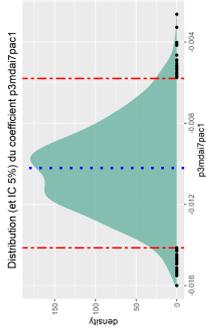
FIGURE 21 – Notations de l'équation d'emploi



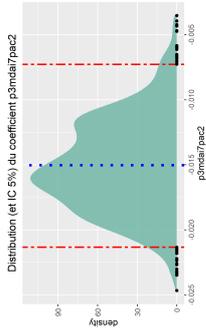
(a) Constante



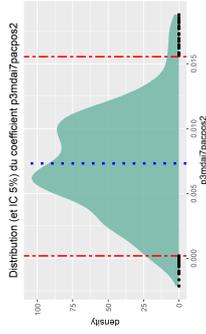
(b) Consommation totale



(c) Indic 1 Prime a la casse



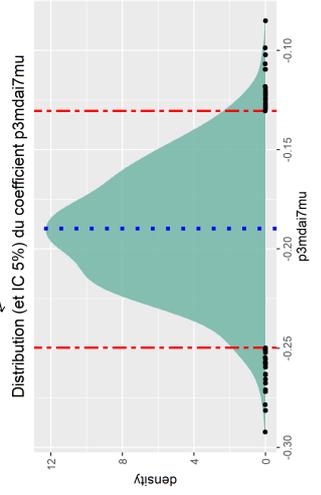
(d) Indic 2 PAC



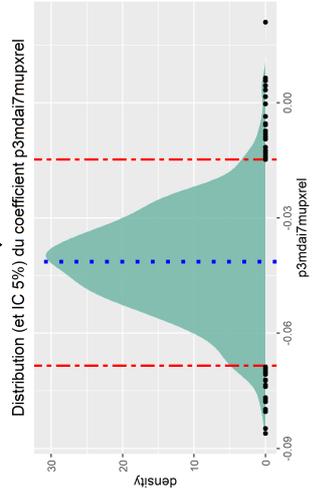
(e) Indic 3 PAC

$$\Delta c_t^{DAI} = \begin{matrix} -0,17 & + & 1,37 \Delta c_t & - & 0,39 \Delta PxRel_t^{DAI} & + & PAC' \\ (-3,9) & & (17,3) & & (-3,0) & & \\ -0,18 & \left[c^{DAI} - c & + & 0,25 PxRel^{DAI} & + & 0,004 libfm^{DAI} \right]_{t-1} \\ (-3,8) & & & & & & \end{matrix}$$

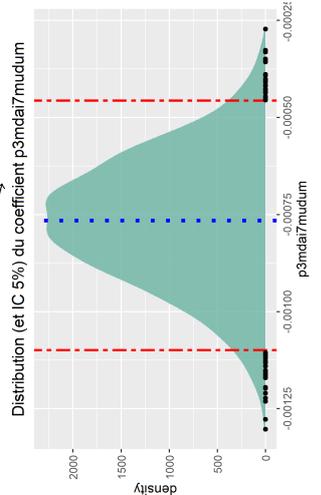
(f)



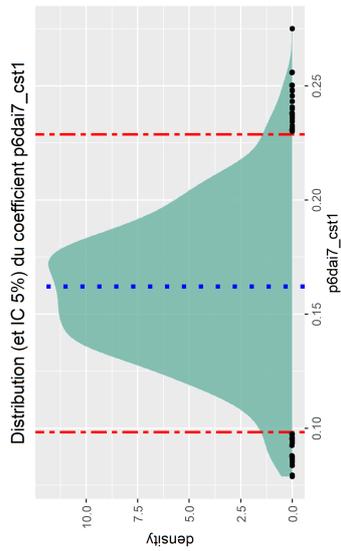
(g) LT consommation



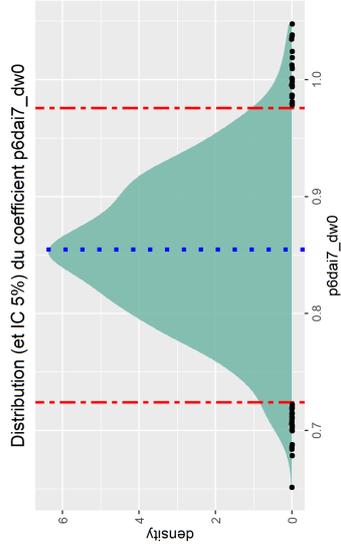
(h) LT prix relatif



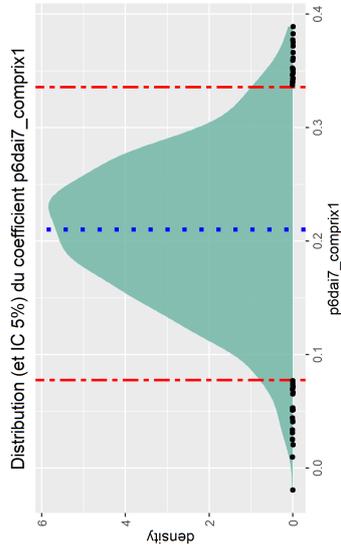
(i) LT Tendence lib. fin.



(a) Constante



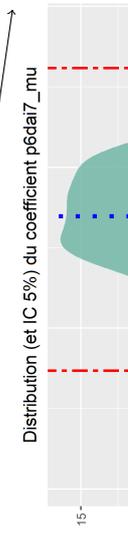
(b) Demande mondiale

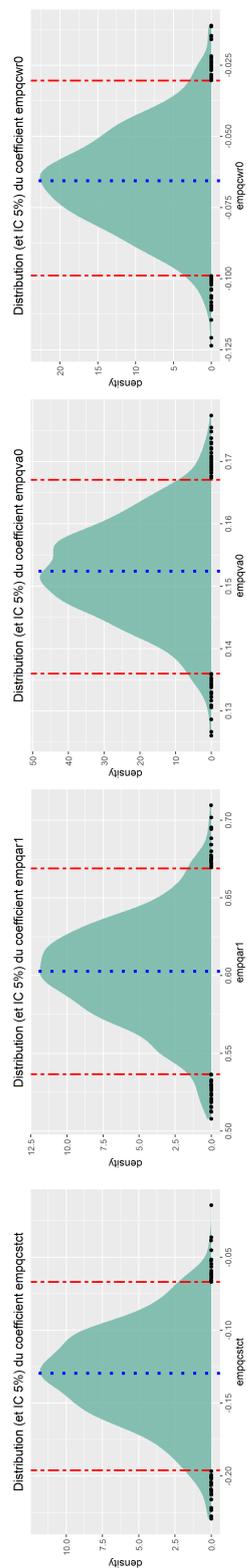


(c) Compétitivité-prix

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

(d)





(a) Constante (b) Emploi (c) Valeur ajoutée (d) Coût réel du travail

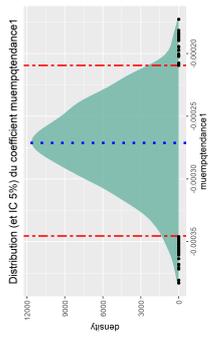
$$\Delta emps_q = -0,13 + 0,62 \Delta emps_q_{t-1} + 0,16 \Delta va - 0,09 \Delta cwr_q - 0,09 [emps_q - va - eff_q - 0,33 \times (cwr_q - eff_q)]_{t-1}$$

(t-2,8) (13,2) (6,7) (-3,0) (**)

(e)



(f) LT Emploi (g) LT Valeur ajoutée (h) LT Efficience du travail tendance coudee (i) Coût réel du travail



(j) LT Efficience du travail tendance coudee

FIGURE 24 – Emploi, selon les années, des branches marchandes en régime long, temps plein

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée		

- G 9311 J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT
Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital
- G 9312 L. BLOCH - B. CŒURÉ
Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers
- G 9313 Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP)
Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public
- G 9314 B. CREPON - E. DUGUET
Research & Development, competition and innovation
- G 9315 B. DORMONT
Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?
- G 9316 D. BLANCHET - C. BROUSSE
Deux études sur l'âge de la retraite
- G 9317 D. BLANCHET
Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes
- G 9318 D. EYSSARTIER - N. PONTY
AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term
- G 9319 G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ
Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes
- G 9401 D. BLANCHET
Les structures par âge importent-elles ?
- G 9402 J. GAUTIÉ
Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat
- G 9403 P. QUIRION
Les déchets en France : éléments statistiques et économiques
- G 9404 D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME
Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série
- G 9405 V. MAILLARD
Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables
- G 9406 F. ROSENWALD
La décision d'investir
- G 9407 S. JACOBZONE
Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public
- G 9408 L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE
Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté
- G 9409 D. EYSSARTIER, P. MAIRE
Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation
- G 9410 F. ROSENWALD
Suivi conjoncturel de l'investissement
- G 9411 C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION
Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande
- G 9412 J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT
Investissement, incertitude et irréversibilité
Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
- G 9413 B. DORMONT - M. PAUCHET
L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
- G 9414 I. KABLA
Le Choix de breveter une invention
- G 9501 J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT
Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
- G 9502 L. BLOCH - B. CŒURÉ
Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
- G 9503 D. GOUX - E. MAURIN
Les transformations de la demande de travail par qualification en France
Une étude sur la période 1970-1993
- G 9504 N. GREENAN
Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
- G 9505 D. GOUX - E. MAURIN
Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
- G 9505 Bis D. GOUX - E. MAURIN
Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
- G 9506 S. JACOBZONE
Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective
NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113
- G 9507 G. CETTE - S. MAHFOUZ
Le partage primaire du revenu
Constat descriptif sur longue période
- G 9601 Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE
Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
- G 9602 Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
- G 9603 J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS
L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
- G 9604 A. TOPIOL-BENSAÏD
Les implantations japonaises en France
- G 9605 P. GENIER - S. JACOBZONE
Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ?
Une modélisation microéconométrique empirique
- G 9606 C. DOZ - F. LENGART
Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys

- G 9607 N. GREENAN - D. GUELLEC
La théorie coopérative de la firme
- G 9608 N. GREENAN - D. GUELLEC
Technological innovation and employment reallocation
- G 9609 Ph. COUR - F. RUPPRECHT
L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
- G 9610 S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT
Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
- G 9611 X. BONNET - S. MAHFOUZ
The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France
- G 9612 PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY
The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?
- G 9613 A. JACQUOT
Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
- G 9614 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique Français-Chinois
- G 9701 J.L. SCHNEIDER
La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
- G 9702 J.L. SCHNEIDER
Transition et stabilité politique d'un système redistributif
- G 9703 D. GOUX - E. MAURIN
Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
- G 9704 P. GENIER
Deux contributions sur dépendance et équité
- G 9705 E. DUGUET - N. IUNG
R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
- G 9706 M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD
Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
- G 9707 M. HOUEBINE
Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
- G 9708 E. DUGUET - N. GREENAN
Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
- G 9709 J.L. BRILLET
Analyzing a small French ECM Model
- G 9710 J.L. BRILLET
Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation
- G 9711 G. FORGEOT - J. GAUTIÉ
Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
- G 9712 E. DUBOIS
High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
- G 9713 Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996
- G 9714 F. LEQUILLER
Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
- G 9715 X. BONNET
Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?
Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
- G 9716 N. IUNG - F. RUPPRECHT
Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
- G 9717 E. DUGUET - I. KABLA
Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
- G 9718 L.P. PELÉ - P. RALLE
Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
- G 9719 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
- G 9720 M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER
Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
- G 9721 A. MOUROUGANE
Crédibilité, indépendance et politique monétaire
Une revue de la littérature
- G 9722 P. AUGERAUD - L. BRIOT
Les données comptables d'entreprises
Le système intermédiaire d'entreprises
Passage des données individuelles aux données sectorielles
- G 9723 P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON
Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
- G 9724 P. AUGERAUD
Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - *A paraître*
- G 9801 H. MICHAUDON - C. PRIGENT
Présentation du modèle AMADEUS
- G 9802 J. ACCARDO
Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
- G 9803 X. BONNET - S. DUCHÊNE
Apports et limites de la modélisation
« Real Business Cycles »
- G 9804 C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL
The Commercial Success of Innovations
An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
- G 9805 P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG
Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms

- G 9806 J. ACCARDO - M. JLASSI
La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
- G 9807 Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997
- G 9808 A. MOUROUGANE
Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?
- G 9809 X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET
Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
- G 9810 E. DUGUET - N. IUNG
Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
- G 9811 J.P. BERTHIER
Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
- G 9812 C. PRIGENT
La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
- G 9813 A.Th. AERTS
L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
- G 9814 B. SALANIÉ
Guide pratique des séries non-stationnaires
- G 9901 S. DUCHÊNE - A. JACQUOT
Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
- G 9902 Ch. COLIN
Modélisation des carrières dans Destinie
- G 9903 Ch. COLIN
Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
- G 9904 B. CREPON - N. IUNG
Innovation, emploi et performances
- G 9905 B. CREPON - Ch. GIANELLA
Wages inequalities in France 1969-1992
An application of quantile regression techniques
- G 9906 C. BONNET - R. MAHIEU
Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
- G 9907 F. ROSENWALD
L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
- G 9908 Bilan des activités de la DESE - 1998
- G 9909 J.P. ZOYEM
Contrat d'insertion et sortie du RMI
Évaluation des effets d'une politique sociale
- G 9910 Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU
Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
- G 9911 G. LAROQUE - B. SALANIÉ
Une décomposition du non-emploi en France
- G 9912 B. SALANIÉ
Une maquette analytique de long terme du marché du travail
- G 9912 Bis Ch. GIANELLA
Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
- G 9913 Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
- G 9914 E. DUGUET
Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
- G 9915 R. DUHAUTOIS
Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
- G 9916 J.Y. FOURNIER
Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
- G 9917 B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE
Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
- G 9918 Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE
Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
- G 9919 S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST
Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
- G 2000/01 R. MAHIEU
Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
- G 2000/02 C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET
The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
- G 2000/03 J.-Y. FOURNIER
L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
- G 2000/04 Bilan des activités de la DESE - 1999
- G 2000/05 B. CREPON - F. ROSENWALD
Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle
Une estimation sur données françaises
- G 2000/06 A. FLIPO
Les comportements matrimoniaux de fait
- G 2000/07 R. MAHIEU - B. SÉDILLOT
Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
- G 2000/08 C. AUDENIS - C. PROST
Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
- G 2000/09 R. MAHIEU - B. SÉDILLOT
Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
- G 2000/10 R. DUHAUTOIS
Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?

G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi		revenus : le cas du "Panel européen des ménages »
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de		

- dans le système de retraite des salariés du privé
- Une approche par microsimulation
- Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach
- G2002/15 P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE
Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants
- G2002/16 F. MAUREL - S. GREGOIR
Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites
- G2003/01 N. RIEDINGER - E.HAUVY
Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles
- G2003/02 P. BISCOURP et F. KRAMARZ
Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992
- G2003/03 Bilan des activités de la DESE - 2002
- G2003/04 P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT
Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020
- G2003/05 P. AUBERT
La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé
- G2003/06 P. AUBERT - B. CRÉPON
Age, salaire et productivité
La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?
- G2003/07 H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU
Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990
- G2003/08 P.-O. BEFFY - B. MONFORT
Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation
- G2003/09 P. BISCOURP - N. FOURCADE
Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90
- G2003/10 M. LECLAIR - P. PETIT
Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?
- G2003/11 P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT
MZE: a small macro-model for the euro area
- G2004/01 P. AUBERT - M. LECLAIR
La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie
- G2004/02 M. DUÉE - C. REBILLARD
La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
- G2004/03 S. RASPILLER - N. RIEDINGER
Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
- G2004/04 A. NABOULET - S. RASPILLER
Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
- G2004/05 N. RAGACHE
La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
- G2004/06 M. DUÉE
L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
- G2004/07 P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER
New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
- G2004/08 E. DUGUET - C. LELARGE
Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
- G2004/09 S. RASPILLER - P. SILLARD
Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
- G2004/10 J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT
Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
- G2004/11 S. ANANIAN - P. AUBERT
Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
- G2004/12 X. BONNET - H. PONCET
Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
- G2004/13 C. PICART
Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
- G2004/14 J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET
Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
- G2005/01 S. BUFFETEAU - P. GODEFROY
Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
- G2005/02 C. AFSA - S. BUFFETEAU
L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
- G2005/03 P. AUBERT - P. SILLARD
Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
- G2005/04 M. LECLAIR - S. ROUX
Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
- G2005/05 C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE
Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
- G2005/06 Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
- G2005/07 S. RASPILLER
La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique

G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
		G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin

G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marche-pied vers l'emploi stable ?		
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus		

- G2010/07 S. BLASCO - P. GIVORD
Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
- G2010/08 P. GIVORD
Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
- G2010/09 P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI
Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
- G2010/10 I. BUONO - G. LALANNE
La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers
- G2010/11 R. RATHELOT - P. SILLARD
L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999
- G2010/12 M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE
Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public
- G2010/13 D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ
Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats
- G2010/14 D. BLANCHET - E. CRENNER
Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur
- G2010/15 M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH
Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises
- G2010/16 M. BEFFY - T. KAMIONKA
Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?
- G2010/17 P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN
Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés
- G2010/18 R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES
Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases
- G2011/01 T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON
Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE
- G2011/02 C. MARBOT
Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile
- G2011/03 L. DAVEZIES
Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées
- G2011/04 M. ROGER - M. WASMER
Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills
- G2011/05 J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO
De la crise financière à la crise économique
- L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés
- G2011/06 P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI
Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis
- G2011/07 M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET
Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations
- G2011/08 M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET
Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles
- G2011/09 C. LOUVOT-RUNAVOT
L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
- G2011/10 A. SCHREIBER - A. VICARD
La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
- G2011/11 M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN
Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
- G2011/12 C. MARBOT - D. ROY
Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
- G2011/13 P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD
Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
- G2011/14 X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN
The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
- G2011/15 M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS
La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
- G2011/16 R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER
Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms
- G2011/17 C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE
Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?
- G2012/01 P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN
A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones
- G2012/02 N. CECI-RENAUD - V. COTTET
Politique salariale et performance des entreprises
- G2012/03 P. FÉVRIER - L. WILNER
Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior
- G2012/04 M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD
School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France
- G2012/05 M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD
A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market

- G2012/06 P. AUBERT - M. BACHELET
Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français
- G2012/07 R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT
Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach
- G2012/08 A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD
Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010
- G2012/09 O. BARGAIN - A. VICARD
Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans
- G2012/10 C. MARBOT - D. ROY
Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie
- G2012/11 A. MAUROUX
Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique
- G2012/12 V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER
Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008
- G2012/13 X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER
Demand Estimation in the Presence of Revenue Management
- G2012/14 D. BLANCHET - S. LE MINEZ
Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms
- G2013/01- F1301 T. DERUYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER
Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état
- G2013/02- F1302 C. TREVIEN
Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?
- G2013/03 A. POISSONNIER
Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models
- G2013/04 P. GIVORD - C. MARBOT
Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies
- G2013/05 G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER
Interpretation and limits of sustainability tests in public finance
- G2013/06 C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET
La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?
- G2013/07 P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER
Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail
- G2013/08 R. AEBERHARDT - C. MARBOT
Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
- G2013/09 J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD
Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
- G2013/10 G. LAME
Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
- G2013/11 P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ
Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
- G2013/12 C. GRISLAIN-LETRÉMY
Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
- G2013/13 P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSIC
French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
- G2013/14 A. POISSONNIER - D. ROY
Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
- G2013/15 G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER
Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
- G2014/01 M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO
Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
- G2014/02 B. GARBINTI
L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
- G2014/03 N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI
Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
- G2014/04 P. AUBERT
Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
- G2014/05 C. GRISLAIN-LETRÉMY - A. KATOSSKY
The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
- G2014//06 J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX
Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
- G2014/07 C. LABONNE - G. LAMÉ
Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
- G2014/08 C. GRISLAIN-LETRÉMY et C. TREVIEN
The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
- G2014/09 M. LEQUIEN et A. MONTAUT
Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
- G2014/10 B. GARBINTI - P. LAMARCHE
Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
- G2014/11 D. AUDENAERT - J. BARDAJI - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSIC
Wage Resilience in France since the Great Recession
- G2014/12 F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL

	Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates	G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows	G2015/16	J. BARDAJI - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULIER Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets
G2014/14	P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset	G2015/17	C. BELLÉGO - R. DE NIJS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets
G2014/15	P. AUBERT - S. RABATÉ Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?	G2015/18	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?
G2015/01	A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models	G2015/19	M. POULHÈS <i>Fenêtre sur Cour</i> ou <i>Chambre avec Vue</i> ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	G2016/01	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the timing of inheritance receipt, and retirement
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	G2016/02	P. CHARNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail
G2015/04	S.T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	G2016/03	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUBI - C. REGAERT Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?	G2016/04	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	G2016/05	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER MELEZE: A DSGE model for France within the Euro Area
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	G2016/06	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Mèlèze model
G2015/08	Q. LAFFÉTER - M. PAK Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	G2016/07	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHO, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État	G2016/08	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des seniors de la réforme des retraites de 2010 ?
G2015/10	P. AUBERT La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?	G2016/09	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOUTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	G2016/10	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France
G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2016/11	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition
G2015/13	M. POULHÈS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	G2017/01	D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France
G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÉTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles	G2017/02	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques

- G2017/03 A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET
L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie
- G2017/04 J. BARDAJI - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÉTER - O. SIMON (Insee)
A.-S. DUFRERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor)
Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés
- G2017/05 J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE
Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound
- G2017/06 A. CAZENAVE-LACROUTZ - A. GODZINSKI
Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service
- G2017/07 P. CHARNOZ - M. ORAND
Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011
- G2017/08 K. MILIN
Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle
- G2017/09 C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX
Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects
- G2017/10 P. BEAUMONT
Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior
- G2018/01 S. ROUX - F. SAVIGNAC
SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?
- G2018/02 C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI
Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level
- G2018/03 R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO
L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles
- G2018/04 R. LARDEUX
Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start
- G2018/05 C.-M. CHEVALIER
Financial constraints of innovative firms and sectoral growth
- G2018/06 R. S.-H. LEE - M. PAK
Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area
- G2018/07 C.-M. CHEVALIER
Consumption inequality in France between 1995 and 2011
- G2018/08 A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT
Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014
- G2018/09 P. BEAUMONT – A. LUCIANI
Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche
- G2018/10 C BELLÉGO – V. DORTET-BERNADET - M. TÉPAUT
Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé
- G2018/11 R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO
Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014
- G2018/12 A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET – V. LIN
L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2
- G2019/01 F1901 M. ANDRÉ – A.-L. BIOTTEAU
Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation
- G2019/02 A. BOURGEOIS – A. BRIAND
Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux
- G2019/03 A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO
Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels
- G2019/04 F1903 L. AEBERHARDT - F. HATIER - M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR
L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?
- G2019/05 A. CAZENAVE-LACROUTZ – E. YILMAZ
Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ?
- G2019/06 J.-P. CLING – S. EGHBAL-TEHERANI – M. ORZONI – C. PLATEAU
The Differences between EU Countries for Sustainable Development Indicators: It is (mainly) the Economy!
- G2019/07 P. CHONÉ – L. WILNER
Competition on Unobserved Attributes: The Case of the Hospital Industry
- G2019/08 P. PORA – L. WILNER
Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution
- G2019/09 E. GAUTIER – S. ROUX – M. SUAREZ CASTILLO
Do Minimum Wages make Wages more Rigid ? Evidence from French Micro Data
- G2019/10 M. ANDRÉ – A. SIREYJOL

	Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu	G2020/11	P. AGHION – A. BERGEAUD M. LEQUIEN – M. J. MELITZ
G2019/11	K. MOHKAM – O. SIMON L'empreinte matière de l'économie française : une analyse par matière et catégorie de produits		The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports
G2019/12	S. BUNEL – B. HADJIBEYLI Évaluation du crédit d'impôt innovation	G2020/12	L. GALIANA – B. SAKAROVITCH F. SÉMÉCURBE – Z. SMOREDA
G2019/13	C. BONNET – F. GODET – A. SOLAZ Gendered economic determinants of couple formation over 50 in France		Residential segregation, daytime segregation and spatial frictions : an analysis
G2019/14	P. GIVORD – M. SUAREZ CASTILLO Excellence for all? Heterogeneity in high schools' value-added	G2020/13	A. BAUER – J. BOUSSARD
G2019/15	G. CETTE – L. KOEHL – T. PHILIPPON Labor Share in Some Advanced Countries		Market Power and Labor Share
G2020/01	J. SILHOL – B. VENTELOU Les zones d'intervention prioritaire reflètent-elles des écarts de pratiques des médecins généralistes ?	G2020/14	A. BAUER – J. BOUSSARD – D. LASHKARI
G2020/02	B. BOUCHTENIK – R. LARDEUX The Take-Up of Unemployment Benefit Extensions		Information Technology and Returns to Scale
G2020/03	J-M. GERMAIN A Welfare Based Estimate of "Real Feel GDP" for Europe and the USA	G2020/15	V. LIN – O. MESLIN
G2020/04	J. BOUSSARD – R. LEE Competition, Profit Share and Concentration		Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie
G2020/05	P. PORA Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France	G2021/01	N. BECHICHI – G. THEBAULT
G2020/06	R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO Product Switching, market power and distance to core competency		Students' Preferences, Capacity Constraints and Post-Secondary Achievements in a Non-Selective System
G2020/07	L. WILNER How do citizens perceive centralization reforms? Evidence from the merger of French regions	G2021/02	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS
G2020/08	L. WILNER The persistence of subjective well-being: permanent happiness, transitory misery?		Une année de crise COVID : impact sur la dynamique des entreprises en France
G2020/09	J-M. GERMAIN – T. LELLOUCH Comptabilité économique de la soutenabilité climatique	G2021/03	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS
G2020/10	A. BAUER – M. ROTEMBERG Tax avoidance in French Firms: Evidence from the Introduction of a Tax Notch		L'impact de la crise sanitaire sur la situation financière des entreprises en 2020 : une analyse sur données individuelles
		G2021/04	A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO
			Disentangling the effects of air pollutants with many instruments
		2021/01	S. QUANTIN – S. BUNEL – C. LENOIR
			Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI) Un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum
		2021/02	L. GOBILLON – D. MEURS – S. ROUX
			Differences in positions along a hierarchy : Counterfactuals based on an assignment model
		2021/03	N. BECHICHI – J. GRENET – G. THEBAULT
			Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?

2021/04	M. ANDRÉ – O. MESLIN Et pour quelques appartements de plus :Étude de la propriété immobilière des ménages et du profil redistributif de la taxe foncière		Teachers' desired mobility to disadvantaged schools: Do financial incentives matter?
2022/05	S. GEORGES-KOT – D. GOUX – E. MAURIN The value of leisure synchronozation	2023/12	P. AGHION - C. ANTONIN - S. BUNEL - X. JARAVEL Modern Manufacturing Capital, Labor Demand, and Product Market Dynamics: Evidence from France
2022/06	N. BECHICHI – M. FABRE – T. OLIVIA Projections de la population active à l'horizon 2080	2023/13	R. LAFROGNE-JOUSSIER – J. MARTIN – I. MEJEAN Cost Pass-Through and the Rise of Inflation
2022/11	S. QUANTIN – C. WELTER-MÉDÉE Estimation des montants manquants de versements de TVA :exploitation des données du contrôle fiscal	2023/14	A. BOURGEOIS – F. GERVOIS - R. LAFROGNE-JOUSSIER Forces et fragilités des tableaux internationaux entrées-sorties pour le calcul de l'empreinte carbone
2022/14	L. BLOCH – B. FAVETTO – A. LAGOUGE – F. SÉDILLOT Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017	2023/17	M. ADAM – O. BONNET – E. FIZE T.LOISEL – M. RAULT – L. WILNER How does fuel demand respond to price changes? Quasi-experimental evidence based on high-frequency data
2022/15	H. GENIN – S. SCOTT Un portrait de la r'etention de main-d'oeuvre dans l'industrie française : analyse à partir des enquêtes mensuelles de conjoncture	2023/18	S. QUANTIN – C. WELTER-MÉDÉE Estimation de l'activité dissimulée pour le changement de base 2020 des comptes nationaux
2023/02	D. GOUX – E. MAURIN On the seventh day you shall do not any work : the winners and losers of Sunday work deregulation	2023/19	T. LOISEL – M. SICSIC La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2020
2023/03	P. AGHION – A. BERGEAUD – M. LEQUIEN – M. MELITZ – T. ZUBER Opposing firm-level responses to the China shock: Output competition versus input supply	2023/20	D.BABET, O. GODECHOT, M. G. PALLANDINO Retour sur AKM : expliquer la dynamique des inégalités salariales en France
2023/04	L. GALIANA – L. WILNER Private Wealth over the Life-Cycle: A Meeting between Microsimulation and Structural Approaches	2024/01	M. ANDRE, A. BOURGEOIS , M. LEQUIEN , E. COMBET, A POTTIER Challenges in measuring the distriution of carbon footprints : the rôle of product and price heterogeneity
2023/06	M. HILLION – E. MAUGENDRE L'effet du « jour de carence » sur les absences pour maladie ordinaire, la santé perçue et le recours aux soins à court- terme	2024/02	C. LE THI, M.SUAREZ CASTILLO, V. COSTEMALLE Resodential mobility and air pollution inequelities: describing income disparities in lifelong air pollution exposure
2023/07	M.ANDRÉ- J-M GERMAIN – M. SICSIC 'Do I get my money back?': A Broader Approach to Inequality and Redistribution in France With a Monetary Valuation of Public Services	2024/04	P. AGHION, A. BERGEAUD, T. GIGOUT, M. LEQUIEN, M. MELITZ
2023/08	R. LAFROGNE-JOUSSIER – J. MARTIN – I. MEJEAN Supply shocks in supply chains: Evidence from the early lockdown in China		
2023/09	J. SILHOL – L. WILNER		

Exporting ideas: knowledge flows
from expanding trade in goods

2024/05 J. GIORGI, A. PLUNKET, F.
STAROSTA DE WALDEMAR

Inter-regional highly skilled worker
mobility and technological novelty

2024/06 M. HILLION

Une évaluation des achats
transfrontaliers de tabac et des pertes
fiscales associées en France