

Survol de *Mésange* : un modèle macroéconomique à l'usage du praticien

Pierre-Yves Cabannes, Hélène Erkel-Rousse, Caroline Klein,
Guy Lalanne, Olivier Monso, Erwan Pouliquen et Olivier Simon*

Les modèles macroéconomiques inspirés de l'approche de la *Cowles Commission* connaissent une longévité remarquable dans l'administration économique. Ils y ont résisté aux critiques qui leur ont été adressées dans la littérature et ont survécu à l'apparition puis à la montée en puissance d'autres outils d'analyse macroéconomique en raison de leur utilité pour le praticien. Grâce à l'équilibre qu'ils réalisent entre degré d'ancrage à la théorie et qualité d'ajustement aux données, ces outils généralistes contribuent à éclairer un large éventail de questions se posant en milieu opérationnel. En outre, les modélisateurs y ont intégré les progrès de l'économétrie des séries temporelles et les utilisent désormais de manière combinée avec des outils d'analyse complémentaires.

Développé par l'Insee et la direction générale du Trésor, *Mésange* est un modèle de ce type. Il comporte une quarantaine d'équations de comportement estimées économétriquement, pour un total d'environ 500 équations et trois branches modélisées (manufacturière, non manufacturière marchande et non marchande). Il existe sous deux versions, les données en volume étant calculées de deux façons différentes par les comptes nationaux trimestriels : en volumes à prix constants et à prix chaînés, ces derniers correspondant aux données publiées par l'Insee depuis 2007.

Deux types d'utilisation sont exposés et illustrés. Dans le premier, l'effet de chocs sur l'économie est étudié à court, moyen et long termes. Les propriétés à long terme du modèle doivent alors être bien connues et maîtrisées. Ceci conduit à privilégier l'utilisation de la version du modèle avec volumes à prix constants. Pour le second type d'utilisation, qui s'attache à la relecture des prévisions conjoncturelles et à l'analyse du passé récent, l'adéquation aux données des comptes publiés est indispensable : on s'appuie alors sur la version du modèle avec volumes à prix chaînés.

* Les auteurs faisaient partie de la division Croissance et politiques macroéconomiques du Département des études économiques d'ensemble de l'Insee au moment de la réalisation de ce travail, hormis Caroline Klein, qui travaillait au bureau Macro 1 de la direction générale du Trésor et de la politique économique. Ils remercient Muriel Barlet, Romain Bouis, Maylis Coupet, Laure Crusson, Marguerite Garnero, Thomas Le Barbanchon, Jean-Paul Renne, Roland Rathelot et Patrick Sillard pour leur contribution aux phases préliminaires ou intermédiaires de la réestimation du modèle *Mésange* et Sophie Gaignon pour son assistance statistique. Cet article a en outre bénéficié des relectures attentives, par Didier Blanchet, Éric Dubois et Anne Épaulard, de versions antérieures de ce texte ou des documents de travail qui lui ont servi de base, ainsi que de discussions avec Jean-Louis Brillet, Pierre Malgrange, Pierre Morin et Pierre-Alain Pionnier. Les erreurs éventuelles restent de la seule responsabilité des auteurs.

La modélisation macroéconomique a beaucoup évolué au cours de ces dernières années dans l'administration économique. C'est le cas notamment à la direction générale du Trésor et à l'Insee, où a été développé le modèle macroéconomique *Mésange*. Dans le passé, les usages de ce modèle étaient rythmés par des campagnes régulières de prévision à moyen terme (à des horizons de deux à cinq ans). Désormais, ce modèle est utilisé pour évaluer et analyser les effets de chocs sur l'économie française, ainsi qu'en appui à la prévision conjoncturelle et à des études structurelles. Les prévisions régulières (budgets économiques, notamment) s'appuient sur des modèles plus compacts et plus divers.

Un des objectifs du présent article est de présenter de manière pédagogique les différentes utilisations actuelles du modèle *Mésange* et d'illustrer à travers l'exemple de ce modèle et de ses utilisations pourquoi de tels outils, qui relèvent d'une approche déjà ancienne, connaissent une telle longévité au sein de l'administration économique en dépit des critiques qui leur ont été adressées et de l'émergence puis de la montée en puissance d'autres outils d'analyse macroéconomique au cours du temps. Il s'avère que ces modèles, désignés ici sous le qualificatif de « néo-keynésiens », présentent des caractéristiques qui en font des outils toujours indispensables pour l'économiste praticien, en sus d'autres types de modèles, adaptés à des usages un peu différents ou utilisés dans des cadres comparables de manière complémentaire.

Après avoir rappelé la filiation et les caractéristiques générales du modèle *Mésange*, bien représentatif des modèles néo-keynésiens actuels, on apportera des éléments d'explication à la longévité exceptionnelle de ces outils dans les milieux opérationnels. Puis on détaillera les différentes utilisations qui sont faites du modèle *Mésange* dans les institutions où il est développé. La variété de ces utilisations constitue un des facteurs à l'origine de la présence durable de ces modèles dans la boîte à outils de l'économiste praticien.

Filiation et caractéristiques générales du modèle *Mésange*

Mésange (Modèle Économétrique de Simulation et d'ANalyse Générale de l'Économie) est un modèle macroéconomique trimestriel de l'économie française qui s'inscrit dans la lignée de

l'approche historique de la *Cowles Commission*¹. Annoncés par des travaux de précurseurs tels que Frisch dans les années 1920, les modèles macroéconomiques conçus selon cette approche sont apparus dans les années 1930 (cf. Tinbergen, 1939). Ils se sont considérablement développés dans les décennies qui ont suivi, sous l'égide de la *Cowles Commission*, ainsi que d'économistes comme Klein, qui a beaucoup fait pour la diffusion de cette méthodologie dans le monde. Celle-ci peut se résumer de manière très simplifiée en quelques points (cf. Chen et Frohn, 2006, p. 11, Fève, 2006, p. 148, Malinvaud, 2007, pp. 413-414) :

- les modèles conçus selon cette méthodologie contiennent deux types de variables observables (les variables endogènes et les variables exogènes) et des variables aléatoires inobservées s'interprétant comme des aléas ou des écarts à la modélisation. Le statut d'endogène (variable déterminée au sein du modèle) ou d'exogène (variable déterminée hors modèle) des variables observables est décidé en référence aux objectifs de la modélisation et sur la base de raisonnements économiques plutôt que déduit des propriétés statistiques des données ;

- les modèles sont constitués de trois types d'équations : des équations de comportement, qualifiées de « structurelles », qui traduisent des comportements économiques ; des identités comptables, qui reproduisent la cohérence entre les principaux agrégats de la comptabilité nationale (par exemple l'équilibre entre ressources et emplois) ; des équations techniques (telles que celles relatives aux coefficients techniques, par exemple) ;

- ils distinguent plusieurs types d'agents (ménages, entreprises, administration publique, reste du monde), en se concentrant sur les comportements moyens, l'hétérogénéité des agents d'un type donné n'étant pas modélisée (modèles dits à agents représentatifs) ;

- les équations structurelles sont organisées par grands blocs thématiques ;

- les équations de comportement contiennent des coefficients de valeur inconnue, qui doivent être estimés en référence aux données observées

1. La *Cowles Commission*, centre de recherche de l'université de Chicago, se consacra aux recherches sur les modèles macroéconomiques structurels principalement entre 1943 et 1950. Sur la *Cowles Commission*, voir par exemple Christ (1994), Charemza et Deadman (1997), Pirotte (2004) ou Malinvaud (1991, 2007).

dans la perspective d'applications empiriques. Des allers-retours entre estimations et simulations contribuent à la mise au point des spécifications et des propriétés des modèles.

La littérature désigne ces modèles sous plusieurs terminologies. On parlera ici de modèles « néo-keynésiens », en référence à certaines caractéristiques de ces modèles typiques du paradigme néo-keynésien, comme la détermination à court terme du PIB par la demande globale (consommation, investissement, exportations, importations, variations de stocks), même si tous les mécanismes de la théorie néo-keynésienne ne sont pas représentés dans tous les modèles macroéconomiques inspirés de l'approche de la *Cowles Commission*.

Comme tous les modèles néo-keynésiens actuellement opérationnels, *Mésange* respecte les principes fondamentaux de la méthodologie de la *Cowles Commission* tout en bénéficiant de l'accumulation du savoir-faire des macroéconomistes depuis plus de sept décennies². Il se caractérise notamment par une meilleure articulation entre le court terme et le long terme que les modèles antérieurs aux années 1990, prenant ainsi en compte les progrès de l'économétrie des séries temporelles. En outre, si le développement des modèles néo-keynésiens est inséparable des conséquences de la crise de 1929 et du succès des idées keynésiennes qui a suivi³, des mécanismes plus « classiques » (effets d'offre) y ont été progressivement intégrés : le niveau de la production rétroagit sur les prix, ce qui se répercute sur les comportements de demande.

Mésange comporte trois branches agrégées (les branches manufacturière, non manufacturière marchande et non manufacturière non marchande) et cinq agents ou secteurs institutionnels : les sociétés non financières (SNF), les ménages, les administrations publiques, les sociétés financières et institutions sans but lucratif au service des ménages (SF-ISBLSM) et le reste du monde. De taille moyenne, il compte environ 500 équations. Une quarantaine retracent des comportements ou des enchaînements (bouclage) estimés économétriquement. Les autres s'apparentent à des relations comptables ou techniques. L'ensemble des équations de comportement réel du modèle se répartit en six grands blocs : les dépenses des ménages (consommation finale et investissement), les demandes de facteurs (emploi et investissement des entreprises), les variations de stocks, les échanges extérieurs (volumes et prix des exportations et importations), la boucle

prix-salaires (salaires, prix de production) et les prix de demande. S'y ajoutent un bloc de finances publiques et un module « énergie » développé pour certaines utilisations du modèle⁴. De manière usuelle dans les modèles de ce type centrés sur un pays (modèles dits « nationaux »), l'économie française est modélisée sous la forme d'une petite économie ouverte au sens où l'environnement international y est supposé exogène (y compris les variables déterminées au niveau de la zone euro que sont les taux d'intérêt et les taux de change de l'euro par rapport aux monnaies étrangères). Quelques variables plus nettement nationales sont également traitées en tant qu'exogènes. C'est le cas de variables à évolution tendancielle longue telles que la population active et le progrès technique. La demande publique l'est aussi, de manière sans doute plus contestable mais usuelle dans ce type de modèle.

À court terme, la dynamique du modèle est principalement déterminée par des comportements de demande (consommation, investissement, échanges extérieurs). Toutefois, à moyen et long termes s'opère un ajustement progressif des grandeurs nominales de l'économie, c'est-à-dire des prix et des salaires, qui font évoluer le modèle vers un comportement de long terme assimilable à un cadre d'offre globale - demande globale (cf. encadré 1). La distinction entre la dynamique de court terme et le comportement de long terme se traduit par le fait que les équations économétriques du modèle prennent la forme de modèles à correction d'erreur. Chaque variable déterminée par une équation de comportement est modélisée comme fluctuant, selon ses déterminants de court terme, autour d'une relation de cointégration spécifiant son comportement de long terme conformément au cadre théorique sous-jacent. Si le long terme de *Mésange* est partiellement contraint par ce cadre, sa dynamique de court terme est largement laissée libre et déterminée par un bon ajustement aux données. Comme on l'explique dans la partie suivante, ce compromis raisonnable entre référence à un cadre

2. L'implantation des modèles macroéconomiques structurels en France a été plus tardive que dans beaucoup d'autres pays, États-Unis particulièrement. Toutefois, la modélisation macroéconomique française remonte désormais à plus d'un demi-siècle. Pour une présentation des premiers modèles macroéconomiques français, voir par exemple Artus, Deleau et Malgrange (1986).

3. Keynes n'était pas enthousiaste à l'égard des modèles macroéconomiques mais ceux-ci ont été portés par des adeptes de ses idées, qui cherchaient au départ à donner consistance à l'analyse de la demande globale - cf. Klein (1950), De Vroey et Malgrange (2007) et Malinvaud (2007).

4. Cf. Klein et Simon (2010) pour une description de ce module et Briard et al. (2010) pour un exemple d'application.

Encadré 1

LE CADRE THÉORIQUE SOUS-JACENT AU MODÈLE *MÉSANGE*

Les relations de long terme des équations de comportement du modèle *Mésange* découlent d'un cadre théorique sous-jacent. Ce cadre, qui spécifie le comportement de maximisation du profit des entreprises et la détermination des salaires, constitue la composante structurelle du modèle.

Le comportement des entreprises

Soit une économie à trois biens et services différenciés, produits à partir du travail et du capital selon des fonctions à élasticité de substitution constante (CES) :

$$Y = \left[a.K^{1-1/\sigma} + (1-a).(EL)^{1-1/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

où, pour un produit implicite donné, Y est le niveau de la production, K le stock de capital physique et a un paramètre technique décrivant la combinaison productive entre le capital et le travail. Le progrès technique E est neutre au sens de Harrod : il porte sur le facteur travail L et assure un ratio capital sur production constant à long terme, condition nécessaire à l'existence d'un sentier de croissance équilibrée. σ est l'élasticité de substitution constante entre le capital et le travail. Pour simplifier, nous négligeons l'existence de consommations intermédiaires et assimilons donc production et valeur ajoutée, ce qui n'est pas le cas dans le modèle *Mésange*.

Les producteurs sont en concurrence monopolistique et font face à une demande caractérisée par une élasticité de substitution (η) constante entre les différentes variétés de produit. Chaque producteur maximise son profit courant en tenant compte des réactions de la demande à son prix. À l'optimum, le prix fixé par chaque producteur est égal au coût unitaire multiplié par un taux de marge (μ) constant égal à : $\mu = \eta / (\eta - 1)$. La productivité marginale de chaque facteur est égale à son coût réel augmenté du taux de marge.

Les demandes de facteurs

La résolution du programme de maximisation du profit par les producteurs conduit aux équations de demande de facteurs. Elles sont log-linéarisées et écrites en déviation par rapport à une situation de référence, qui est un sentier de croissance équilibrée. Le taux de marge étant constant, il disparaît de cette écriture. Les équations de demande sont les suivantes :

$$l + e = y - \sigma(w - e - p) \quad (L)$$

$$k = y - \sigma(ck - p) \quad (K)$$

où l , y , k et l'efficacité du travail e désignent les logarithmes des variables définies par les majuscules correspondantes, w , p et ck représentant respectivement le coût nominal du travail, le prix de production et le coût nominal du capital, toujours en logarithme et en déviation.

L'équation de prix

L'égalisation de la production totale à la somme des productions des entreprises de la branche considérée aboutit à la détermination de l'indice des prix en fonction des coûts nominaux des facteurs de production.

On obtient alors l'équation de détermination du prix de production ou « *price setting* » (PS) suivante, toujours en logarithme et en déviation :

$$p = \alpha(w - e) + (1 - \alpha)ck \quad (PS)$$

Le prix de production s'ajuste pour une part sur le coût du travail, pour l'autre part sur le coût du capital, le coefficient α étant une fonction des paramètres a et σ

de la fonction de production : $\alpha = a \cdot \left[\left(\frac{K}{Y} \right)^* \right]^{(\sigma-1)/\sigma}$, où

$(K/Y)^*$ est le coefficient de capital dans la situation de référence. Cette équation peut s'écrire comme une relation entre le coût réel du travail et le coût réel du capital, appelée « frontière des prix des facteurs » (FPF) :

$$w - e - p = -\frac{1-\alpha}{\alpha}(ck - p) \quad (FPF)$$

Comme on le verra plus loin, le coût réel du capital peut être assimilé au taux d'intérêt réel, qui est considéré comme exogène en simulation. Ainsi, la frontière des prix des facteurs exprime le fait que la donnée du taux d'intérêt réel détermine le niveau du coût réel du travail.

Les salaires et le chômage d'équilibre

La modélisation des salaires est effectuée de deux manières possibles, à l'aide d'une équation de négociation salariale (équation de type « *wage-setting* » ou WS) ou au moyen d'une courbe de Phillips.

L'équation de négociation salariale

L'équation de salaire de type WS résulte d'un processus de négociation salariale entre employeurs et employés. Il en découle une relation décroissante entre le logarithme du salaire efficace réel (le déflateur étant le prix de consommation) et le niveau de chômage. Cette relation s'écrit, toujours en déviation :

$$w - e - pc - cfs = -\beta u \quad (WS)$$

où pc et cfs sont, respectivement, le prix de consommation et le « coin fiscal-social » en logarithme, et où u désigne le taux de chômage en niveau. β est un coefficient positif. Le coin fiscal-social est défini comme l'écart entre le salaire super-brut et le salaire super-net. Il prend en compte l'ensemble des cotisations sociales employeurs et salariés ainsi que la cotisation sociale généralisée (CSG) et l'impôt sur le revenu. Sa présence dans l'équation (WS) traduit la différence d'objectif entre les deux parties de la négociation : objectif portant sur le salaire super-brut pour l'employeur, sur le salaire super-net pour l'employé.

La courbe de Phillips

La courbe de Phillips exprime une relation décroissante entre l'accroissement du salaire super-brut et le niveau du taux de chômage. Elle peut s'écrire de la manière suivante :

$$\Delta w = b + \Delta pc - \beta' u \quad (Phillips)$$

où b est une constante et β' un coefficient positif. Le salaire s'indexe parfaitement aux variations du prix de consommation.

Encadré 1 (suite)

Le taux de chômage d'équilibre

À l'aide de (PS) et de l'équation de salaire, on peut déterminer l'expression du taux de chômage d'équilibre. Ses déterminants sont conditionnés par le choix de modélisation des salaires (équation WS ou courbe de Phillips). Dans le cas de l'équation (WS), le taux de chômage d'équilibre s'obtient en remplaçant l'expression (WS) du salaire dans la frontière des prix des facteurs, ce qui donne :

$$u = \frac{1}{\beta} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} (ck - p) + (pc - p) + cfs \right) \quad (UE)$$

Le taux de chômage d'équilibre dépend ainsi des logarithmes du coût réel du capital ($ck - p$), des termes de l'échange intérieur ($pc - p$) et du coin fiscal-social cfs .

Les termes de l'échange intérieur (TEI) résultent de distorsions entre le prix de consommation des ménages et le prix de production dues notamment à la fiscalité indirecte sur la consommation (TVA) et au fort contenu en importations (et donc en prix étrangers) de la consommation. Trois facteurs influencent ainsi les TEI : le taux de TVA, le taux de pénétration de l'économie en importations et le taux de change réel, rapport du prix de production au prix étranger, considéré ici en logarithme et en déviation ($p - pet$). Une augmentation des TEI tire le taux de chômage d'équilibre à la hausse. Si le prix de consommation augmente plus fortement que le prix de la valeur ajoutée, les salariés exercent une pression des salaires à la hausse. Les entreprises, quant à elles, doivent maintenir leur coût réel du travail constant afin d'assurer la maximisation des profits. Le nouveau sentier de croissance équilibrée se caractérise donc par un taux de chômage plus élevé, à coût réel du travail inchangé.

Dans le cas de la courbe de Phillips, le taux de chômage d'équilibre a pour unique déterminant le taux de croissance de l'efficacité du travail, en raison de la stabilisation à long terme des termes de l'échange intérieur et du coût réel du capital.

L'équilibre de long terme

La détermination de l'équilibre de long terme du modèle s'effectue sous l'hypothèse d'exogénéité des variables suivantes : l'environnement extérieur, notamment le prix étranger pet ; le taux d'intérêt réel, assimilé au coût réel du capital ; la population active et l'efficacité du travail ; le mode de taxation de l'économie et, par conséquent, le coin fiscal-social. Dans ce cadre, l'équilibre de long terme se situe à l'intersection, dans le plan production-prix (y, p), de deux courbes, une courbe d'offre agrégée (AS) et une courbe de demande agrégée (AD). La courbe d'offre s'obtient à partir de l'équation d'emploi (L). En effet, l'équilibre sur le marché du travail s'écrit $l \approx n - u$, où n est le logarithme de la population active, exogène dans le modèle. D'autre part, le coût réel du travail est lié au coût réel du capital (par l'équation FPF). L'équation d'emploi peut donc s'écrire de la manière suivante, donnant l'expression de la production à long terme :

$$y \approx e + n - u - \sigma \frac{1-\alpha}{\alpha} (ck - p)$$

Pour un taux de chômage de long terme résultant d'une équation (WS), l'équation précédente conduit à une relation décroissante entre le niveau de production y et les termes de l'échange intérieur $pc - p$ et, donc, à une relation croissante entre y et le taux de change réel $p - pet$. Toutes choses égales par ailleurs, une diminution du prix étranger pet abaisse le prix de consommation pc et limite les exigences des salariés (WS). L'emploi d'équilibre s'accroît et, avec lui, l'offre de biens.

La courbe de demande (AD) résulte de l'équilibre ressources-emplois sur le marché des biens, de la même manière que chez Carnot (2002) dans le cas du modèle *Manège*. La production découle de la somme de la demande intérieure (consommation et investissement) et des exportations nettes des importations. La consommation s'ajuste à long terme sur le revenu disponible brut réel. À long terme, les volumes d'exportations et d'importations s'écrivent en fonction du taux de change réel et d'un indicateur de demande, intérieure pour les importations, adressée à la France par les pays partenaires pour les exportations (demande mondiale, exogène), conformément au modèle d'Armington (1969). L'équilibre ressources-emplois s'écrit alors comme une relation entre la production y et le taux de change réel ($p - pet$) : c'est la courbe de demande agrégée (AD). Cette courbe est décroissante : une appréciation du taux de change réel, assimilable à une détérioration de la compétitivité prix, dégrade les termes de l'échange intérieur, ce qui se traduit par une baisse de la demande.

L'intersection de deux courbes (AS) et (AD) dans le plan ($y, p - pet$) détermine la production et les prix intérieurs à long terme (puisque pet est exogène). En économie fermée, la courbe (AS) serait verticale et le niveau de la production d'équilibre déterminé entièrement par l'offre, les prix s'ajustant à la demande. En économie ouverte, en raison de la présence de l'environnement extérieur considéré comme exogène, (AS) n'est plus verticale et l'est d'autant moins que l'ancrage du prix de consommation sur le prix étranger est plus fort.

Une application numérique simple a été menée en remplaçant les paramètres des courbes (AS) et (AD) par des valeurs issues des estimations du modèle *Mésange*. Elle aboutit à une courbe (AS) quasi-verticale (élasticité de la production au taux de change réel de 0,08) et à une courbe (AD) moins pentue. En effet, l'élasticité de la demande au taux de change réel s'élève à 0,39. Ces deux élasticités sont très proches de celles obtenues par Carnot (2002) pour le modèle *Manège* (respectivement 0,03 et 0,39).

L'équilibre de long terme peut alors être représenté comme sur la figure *infra*. Les chocs « purs » de demande (hausse des dépenses publiques, de la demande mondiale adressée à la France) conduisent à déplacer seulement la courbe (AD). La courbe d'offre (AS) étant très pentue, ces chocs ont des effets sur le PIB réel très limités à long terme mais des effets inflationnistes importants. Tous les autres chocs (y compris les chocs d'offre « purs » tels que ceux sur les taux de taxation, la population active ou l'efficacité du travail) ont un impact beaucoup plus significatif sur l'activité à long terme.

théorique et capacité à reproduire fidèlement les évolutions macroéconomiques observées fait partie des caractéristiques des modèles néo-keynésiens qui ont sans doute contribué à leur remarquable longévité en dépit de la contestation dont ils ont fait l'objet à partir du milieu des années 1970.

S'ils ne sont plus guère un sujet de recherche académique depuis les années 1970, les modèles néo-keynésiens demeurent très utilisés dans l'administration économique

Après avoir été le cadre de référence des macro-économistes des milieux tant opérationnels qu'académiques des années 1930 aux années 1960, les modèles néo-keynésiens ont été mis en cause sur les plans tant empirique que théorique puis quasiment abandonnés en tant qu'objets de recherche à partir des années 1970. Dans les administrations économiques, en revanche, ils ont remarquablement résisté au temps, aux critiques et à la concurrence des modèles plus

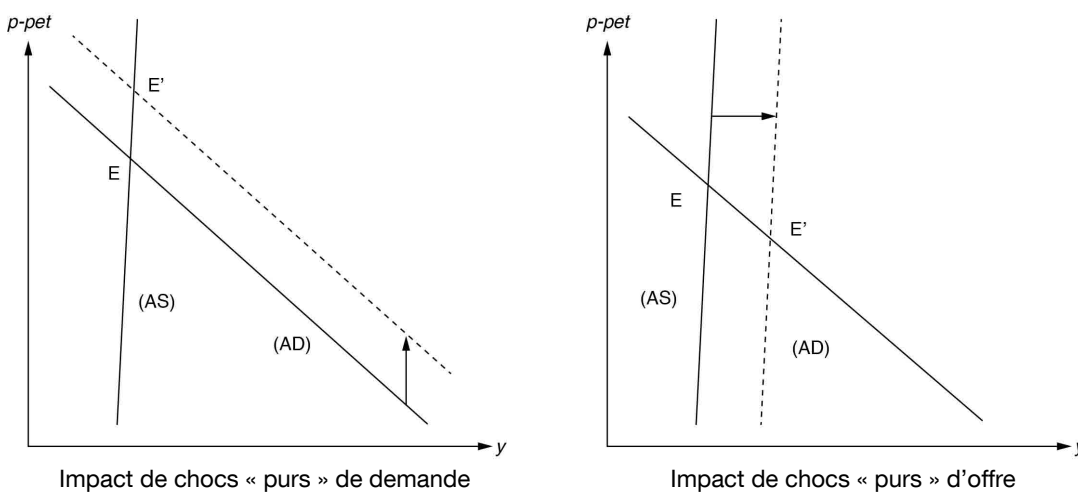
récents, plus prisés par la recherche académique. Mankiw (1990, 2006) attribue cette longévité des modèles néo-keynésiens en milieu opérationnel au fait qu'ils satisfont certains besoins des praticiens auxquels les outils plus récents ne répondent pas, soit parce que ce n'est pas leur objet (ils sont avant tout tournés vers les progrès de la recherche) soit parce qu'il faudra du temps pour ce faire. Depuis la publication des écrits de Mankiw (1990, 2006), les nouveaux modèles se sont de plus en plus implantés dans l'administration économique. Néanmoins, ils ne satisfont pas encore tous les besoins du praticien travaillant en relation étroite avec les décideurs, de sorte qu'ils n'y ont pas évincé les modèles néo-keynésiens.

Pour bien comprendre les raisons de l'implantation des modèles néo-keynésiens beaucoup plus durable dans les milieux opérationnels que dans le monde de la recherche, il est utile de revenir sur les différentes facettes des critiques qui leur ont été adressées à partir des années 1970 et de caractériser ce qui fait aujourd'hui encore l'avantage comparatif des modèles néo-keynésiens aux yeux de l'économiste praticien.

Encadré 1 (suite+fin)

Ce modèle théorique simplifié constitue une approximation recevable du comportement de long terme de *Mésange*. Il permet d'illustrer la façon dont, à long terme, la production et les prix se modifient dans *Mésange* suite à des chocs élémentaires appliqués aux variables exogènes du modèle (cf. Klein et Simon, 2010).

Graphique
Représentation simplifiée du modèle *Mésange* à long terme et impacts de chocs « purs » de demande et d'offre



Lecture : ce graphique illustre le comportement du modèle à long terme dans le cas de chocs ayant un effet positif sur l'activité : à gauche, les chocs de demande purs (par exemple : hausse des dépenses publiques, de la demande mondiale adressée à la France) ; à droite, les chocs d'offre purs (par exemple : baisse des taux de taxation, hausse de l'efficacité du travail ou de la population active). L'équilibre (y , p - pet) se déplace de E à E' suite au choc.
Source : auteurs.

Les années 1970 ont constitué un défi pour les modèles néo-keynésiens, avec la montée simultanée de l'inflation et du chômage, peu compatible avec la courbe de Phillips, référence néo-keynésienne largement reprise dans les modèles inspirés de l'approche de la *Cowles Commission*. En outre, les performances prédictives des modèles néo-keynésiens ont déçu lors des crises consécutives aux chocs pétroliers des années 1970. Certes, leurs échecs à prévoir les retournements conjoncturels étaient en partie dus à des facteurs extérieurs. Ainsi, le poids de la « norme » dans le monde de la prévision (Lévy-Garboua, 1992) et, surtout, l'alimentation des modèles par des prévisions erronées des variables exogènes (Fève, 2006) expliqueraient une (grande ?) partie des erreurs de prévision de ces modèles. Toujours est-il que la déception provoquée par les erreurs de prévisions réalisées en partie sur leur base a coïncidé avec une vague de critiques à leur encontre, sur les plans tant économétrique que théorique.

La critique économétrique des modèles néo-keynésiens s'inscrit dans la lignée de l'approche du *National Bureau of Economic Research* (NBER), qui accorde la primauté aux données sur les fondements théoriques en modélisation (cf. Burns et Mitchell, 1946). Naylor *et al.* (1972) ont douté de la capacité des modèles néo-keynésiens à mieux prévoir les retournements économiques que des modèles athéoriques de séries temporelles très simples, dits de Box et Jenkins. Granger et Newbold (1974) ont souligné les traitements souvent inappropriés des propriétés des séries temporelles dans les modèles néo-keynésiens de l'époque. Surtout, Sims (1980 et 1982) a critiqué l'imposition de contraintes d'identification sur les variables et les *a priori* économiques, jugés non crédibles car sans justification statistique, dans la spécification des modèles néo-keynésiens. La critique de Sims vise tout ce qui touche à l'identification des causalités entre variables : tant le statut posé *a priori* des variables exogènes que le choix des formes fonctionnelles des équations de comportement (exclusion de certaines variables, contraintes sur les paramètres, imposition de structures de retards spécifiques). Cette critique économétrique a donné lieu à des progrès très fructueux en économétrie des séries temporelles et à l'émergence des modèles vectoriels auto-régressifs (VAR). Un certain rapprochement avec les modèles néo-keynésiens a suivi, avec l'apparition des VAR dits « structurels » (VARs). Ceux-ci introduisent un raisonnement structurel théorique dans

l'approche VAR (cf. par exemple Blanchard et Quah, 1989).

La critique des bases théoriques des modèles néo-keynésiens a été portée par Friedman puis par les nouveaux classiques (Lucas, Sargent, Kydland et Prescott notamment)⁵. Elle porte sur la formalisation des anticipations, introduite dans les modèles d'alors sous la forme quasi-exclusive d'anticipations adaptatives plutôt que rationnelles. Ainsi, dans sa célèbre critique, Lucas (1976) suggère que les modèles néo-keynésiens ne sont pas des outils appropriés pour l'analyse de l'impact des politiques économiques, qui se trouve être une de leurs principales utilisations. Dans un monde d'agents rationnels, l'annonce d'une mesure de politique économique devrait en effet modifier les anticipations et, par suite, les comportements des agents. Or, dans la méthodologie des modèles néo-keynésiens, les effets des politiques économiques sont étudiés à modèle donné, c'est-à-dire à comportements invariants. Selon Lucas et Sargent (1979), l'analyse de ces effets ne peut être menée que dans des modèles dont les équations résultent de programmes d'optimisation microéconomique d'agents rationnels soumis à des contraintes. Dans de tels modèles microfondés, où les paramètres structurels de l'économie, les anticipations des agents et les contraintes auxquelles ils sont soumis sont explicités, une mesure de politique économique peut modifier les comportements. Cette voie de recherche fructueuse a donné lieu à une littérature foisonnante et à l'apparition des modèles de cycle réel, dont les descendants actuels sont les modèles d'équilibre général dynamiques stochastiques DSGE⁶.

Enfin, les modèles néo-keynésiens, comme les données fondant leur estimation (issues, principalement, des comptabilités nationales), entrent dans le champ de critiques anciennes qualifiées ici de « statistiques », dont certaines ont resurgi ces dernières années à l'occasion de débats portant sur les mesures du chômage, du pouvoir d'achat et du bien-être. La principale critique « statistique » tient au fait que ces modèles reposent sur la notion d'agents représentatifs et se concentrent donc exclusivement sur des moyennes. Dès lors, ils ne sont par nature pas utilisables pour étudier les

5. Cf. Friedman (1968), Lucas (1976), Kydland et Prescott (1977) et Lucas et Sargent (1979). Pour plus de détails, voir De Vroey et Malgrange (2007).

6. En référence au sigle en anglais Dynamic Stochastic General Equilibrium. Sur les modèles DSGE, voir notamment Fève (2006), Avouyi-Dovi, Matheron et Fève (2007) et Économie et Prévision (2008).

questions économiques au cœur desquelles se posent des problèmes de répartition. Orcutt (1957) soulignait déjà cette limite dans un article mettant en cause les modèles à agents représentatifs compte tenu des difficultés à obtenir des comportements stables à partir de l'agrégation de comportements non linéaires d'individus hétérogènes, voire de l'impossibilité d'un raisonnement « en moyenne » lorsque les relations microéconomiques sont trop complexes. Dès que les progrès de l'informatique l'ont permis, des modèles avec agents hétérogènes ont été conçus pour pouvoir répondre à des questions portant un intérêt intrinsèque à la dispersion des situations individuelles. Ces modèles se sont développés à partir des années 1980. Les modèles de microsimulation, très utilisés pour traiter de questions relatives à la retraite, à l'offre de travail, à la santé ou aux politiques fisco-sociales s'inscrivent dans un créneau complémentaire des modèles macroéconomiques compte tenu de leur absence de bouclage macroéconomique⁷. En revanche, les modèles microfondés, généralement calibrés, que sont les modèles d'équilibre général calculable (MEGC) leur sont davantage substituables. Des MEGC avec ménages hétérogènes sont utilisés pour étudier par exemple l'impact de chocs macroéconomiques sur la pauvreté dans les pays en développement, dans la lignée des travaux précurseurs de Dervis *et al.* (1982).

Suite à leur remise en cause théorique et économétrique, les modèles néo-keynésiens ont quasiment quitté la sphère académique dans les années 1970⁸, les chercheurs privilégiant désormais les travaux sur les outils nés des réflexions des partisans des modèles athéoriques (VAR, VARS) et des pistes ouvertes par les nouveaux classiques (DSGE). En revanche, les modèles néo-keynésiens sont demeurés très présents dans les administrations économiques des pays développés. Outre *Mésange*, on peut citer quelques modèles actuellement opérationnels de l'économie française : *Opale* de la direction générale du Trésor (Bardaji *et al.*, 2010), *Mascotte* de la Banque de France (Baghli *et al.*, 2003), *e-mod.fr* de l'OFCE (Chauvin *et al.*, 2002). Pour la zone euro, mentionnons *MZE* de l'Insee (Beffy *et al.*, 2003, Barlet *et al.*, 2012) et *AWM* de la Banque centrale européenne (Fagan *et al.*, 2001). L'étude de Hervé *et al.* (2007) constitue un exemple d'utilisation de modèle néo-keynésien de type multinational à l'OCDE. En outre les administrations économiques de nombreux pays d'Afrique, d'Asie, d'Europe centrale et orientale et d'Amérique latine se dotent de tels modèles au fur et à mesure de l'enrichissement de leur comptabilité nationale⁹.

Cette longévité des modèles néo-keynésiens dans les milieux opérationnels ne s'y explique pas par une ignorance des progrès de la recherche. Au contraire, ils en ont bénéficié. On a souligné plus haut les progrès en matière d'articulation entre les court et long termes des modèles néo-keynésiens permis par la prise en compte des avancées de l'économétrie des séries temporelles. Il en est de même pour les techniques d'estimation et de tests (de stationnarité, cointégration, spécification, etc.). En outre, des anticipations rationnelles ont été introduites dans des modèles néo-keynésiens ou « semi-néo-keynésiens » (*NiGEM* du NIESR, *Multimod* du FMI¹⁰, etc.), suite aux travaux de Wallis (1980)¹¹. En parallèle, les macroéconomistes en milieu opérationnel ont fait évoluer leur pratique au fur et à mesure des avancées de la recherche. Ils combinent désormais les analyses de modèles macroéconomiques de plusieurs types (néo-keynésiens, VAR, VARS, DSGE) et de modèles à agents hétérogènes (modèles de microsimulations, MEGC). Cela leur permet de mieux tester la robustesse de leurs résultats et d'utiliser chaque outil pour les fonctions qui lui sont les mieux adaptées (Malinvaud, 2007). Ainsi, le recours aux modèles néo-keynésiens, en sus de l'utilisation de modèles plus récents, ne peut s'expliquer que par la persistance de certains avantages comparatifs de ces outils *dans un contexte opérationnel*.

D'une part, avec le temps, les processus de production des modèles néo-keynésiens se sont adaptés aux besoins et contraintes en milieu opérationnel en « s'industrialisant ». Leur coût

7. Les modèles Destinée de l'Insee, Prisme de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) ou Ines, développé conjointement par l'Insee et la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), constituent des exemples de tels outils pour la France - cf. Bardaji *et al.* (2003), Blanchet *et al.* (2010), Poubelle (2006), Albouy *et al.* (2003), Legendre *et al.* (2003).

8. Même s'ils n'en ont pas totalement disparu. Le projet Link, fondé par Klein, est porté par l'Organisation des nations unies (Onu) et par un centre de recherche de l'université de Toronto. Il coordonne les modèles macroéconomiques néo-keynésiens de près de 80 pays. Certains chercheurs, tels Fair, demeurent en outre d'ardents défenseurs des modèles macroéconomiques néo-keynésiens - cf. Fair (2004, 2009) et le site internet de ce chercheur (<http://fairmodel.econ.yale.edu/main3.htm>).

9. Dans le cadre de ses activités de coopération, l'Insee a apporté son soutien à la réalisation de modèles macroéconomiques dans plusieurs pays et régions du monde - cf. par exemple Bakhti et Sadiki (2007) et Brillet (2008).

10. Cf. Laxton *et al.* (1998).

11. Comme le remarque Malinvaud (2007), la possibilité d'incorporer des anticipations rationnelles dans les modèles néo-keynésiens limite sensiblement la portée empirique de la critique théorique à l'encontre de ces modèles concernant la formation des anticipations. Cependant, la principale limitation empirique de cette critique réside dans la difficulté à apporter la preuve empirique que les anticipations rationnelles reflètent davantage la réalité que les anticipations adaptatives ou de tout autre type (cf. Malinvaud, 2007). Sur la critique empirique de la critique de Lucas, voir aussi Favero et Hendry (1992), Ericsson et Irons (1995) et Fève (2006).

d'élaboration et de gestion a été réduit notamment par le recours croissant aux partenariats entre organismes (tel que celui entre l'Insee et la direction générale du Trésor autour de *Mésange*), la diminution de la taille des modèles depuis la fin des années 1980¹² et le développement de la sous-traitance des modèles internationaux, dont la taille ne peut guère être réduite. Le nombre de ces modèles a diminué, quelques organismes assurant la construction, la maintenance et la commercialisation de quelques modèles multinationaux devenus des références communes pour un grand nombre d'utilisateurs¹³. On retrouve là des caractéristiques d'outils bien adaptés à « l'ingénieur » au sens où l'entend Mankiw (2006) - nous préférons parler de praticien. Les modèles plus récents font davantage l'objet de développements au cas par cas, selon la question que se pose le chercheur (le « scientifique », selon la terminologie de Mankiw).

Plus fondamentalement, le type de compromis qu'ils réalisent entre fondements théoriques et qualité d'ajustement aux évolutions observées constitue un des attraits relatifs des modèles néo-keynésiens *pour le praticien*. Leur dynamique de court terme, librement estimée, et leur long terme, contraint seulement partiellement par le cadre théorique sous-jacent, leur permettent de reproduire plus aisément et de manière plus satisfaisante les évolutions observées que les DSGE, contraints à court et à long termes par leur dérivation directe de programmes d'optimisation microéconomique. Le cadre théorique à la fois moins exigeant que celui des DSGE mais supposant l'acceptation d'un certain nombre de contraintes *a priori* non reconnues par l'approche VAR autorise en outre l'élaboration de modèles néo-keynésiens de grande taille sans induire de problèmes d'estimation rédhibitoires (cf. annexe 1). Si la tendance est à la diminution de la taille des modèles macroéconomiques d'inspiration néo-keynésienne depuis la fin des années 1980, il n'en reste pas moins que ces derniers conservent un nombre de variables en général sensiblement supérieur à celui des modèles estimés d'autres types. Leur capacité à modéliser plusieurs branches, agents et prix (prix de commerce extérieur, prix de production, de valeur ajoutée, de consommation, etc.) et à rendre compte de nombreux canaux de transmission des chocs autorise un discours économique plus riche et plus généraliste. Ceci répond à un besoin des macroéconomistes en milieu opérationnel, qui souhaitent disposer de modèles suffisamment riches pour répondre à un large éventail de questions.

Le respect des grandes identités comptables est aussi un gage de cohérence indispensable pour l'évaluation des effets des politiques économiques (cf. Chauvin *et al.*, 2002). Enfin, la difficulté de l'ensemble des modèles macroéconomiques, quel que soit leur type, à reproduire fidèlement les chocs de la période de crise actuelle depuis 2007-2008 relativise avec le recul la désillusion à l'encontre des modèles néo-keynésiens exprimée dans les années 1970, lorsqu'ils constituaient l'outil principal des macroéconomistes, en la généralisant à un éventail de modèles beaucoup plus large. Il s'avère que l'ensemble des outils du macroéconomiste peine à capter les chocs d'ampleur importante au regard des fluctuations passées prises en compte dans l'estimation des modèles.

Au total, les utilisations d'un modèle néo-keynésien peuvent être très variées. C'est ce que l'on se propose d'illustrer dans la suite sur l'exemple du modèle *Mésange*, en présentant les principales utilisations qui en sont faites à l'Insee et à la direction générale du Trésor. Auparavant, il est nécessaire de situer le contexte inédit dans lequel a été réestimé le modèle *Mésange* au milieu des années 2000, afin d'expliquer les choix méthodologiques qui en ont résulté.

Le contexte de la réestimation de *Mésange* en 2007 : un changement conceptuel dans le partage volume-prix des comptes nationaux trimestriels

La version originale du modèle *Mésange* avait été estimée sur les comptes nationaux trimestriels avec volumes à prix constants de la base 1995 (cf. Allard-Prigent *et al.*, 2002). En 2006, les comptes nationaux trimestriels sont passés en base 2000. Ceci a marqué le début d'une campagne de réestimation des équations de comportement du modèle, réalisée conjointement par la direction générale du Trésor et de la

12. Les avantages attendus de modèles à forte désagrégation sectorielle (limitation des problèmes d'agrégation, capacité d'évaluer finement les effets de chocs sectoriels sur les économies dans leur ensemble) sont finalement apparus limités au regard du coût de l'élaboration et du maintien de modèles de si grande taille - cf. Malinvaud (1991, 2007). C'est ainsi qu'à l'Insee, les modèles Amadeus puis *Mésange*, de taille moyenne, à deux ou trois secteurs, ont pris la suite de très gros modèles beaucoup plus désagrégés (DMS, Propage, Métric).

13. Ainsi, le modèle NiGEM développé par le National Institute of Economic and Social Research (NIESR) de Londres est utilisé par une cinquantaine d'organismes abonnés de divers pays. Autre modèle multinational très utilisé, OGEM (Oxford Global Economic Model) est commercialisé par Oxford Economics, fondé par le Templeton College et le Business College de l'université d'Oxford. NiGEM et OGEM modélisent les économies d'au moins 45 pays ou zones.

politique économique (DGTPE, devenue depuis la direction générale du Trésor) et l'Insee. Un an plus tard, en 2007, les comptes nationaux trimestriels ont adopté le concept de volumes aux prix de l'année précédente chaînés, désignés plus simplement sous la dénomination de volumes à prix chaînés. Cette modification conceptuelle peut avoir des conséquences notables pour les modèles, les données comptables intervenant à la fois dans leur estimation et dans leur alimentation à des fins d'analyse. C'est particulièrement le cas pour les modèles néo-keynésiens de type *Mésange*, compte tenu de leur caractère largement estimé et de leur cohérence comptable.

Les différences conceptuelles entre volumes à prix constants et à prix chaînés sont exposées dans la première partie de l'annexe 2¹⁴. En bref, tout agrégat en valeur est le produit d'un volume et d'un indice de prix. L'objectif est d'isoler la part d'évolution de la valeur imputable aux seules variations de quantités (le « volume »), tandis que les variations de valeur imputables aux fluctuations des prix sont captées dans l'indice de prix (le « déflateur »). Dans une comptabilité avec volumes à prix constants, tout volume est valorisé au prix d'une année donnée fixe, l'année de base (soit 2000 dans les versions successives des comptes nationaux utilisés pour la réestimation de *Mésange* de la seconde partie des années 2000¹⁵). Dans une comptabilité avec volumes à prix chaînés, l'évolution de l'indice de volume est donnée par celle des quantités élémentaires pondérées par leur part dans l'agrégat en valeur l'année précédente. Des différences importantes entre volumes à prix constants et à prix chaînés peuvent apparaître pour des agrégats contenant des produits pour lesquels l'évolution des prix diffère fortement de celle des autres (cf. graphique A, annexe 2).

L'apport de la comptabilité à prix chaînés est de mieux prendre en compte les déformations structurelles progressives des grands agrégats, car la structure de pondérations utilisée pour calculer les évolutions en volume est celle de l'année précédente et non celle de l'année de base. Toutefois, les volumes à prix chaînés posent certains problèmes pour les modèles macroéconomiques. La principale question concerne leur cadre comptable. Ce dernier est constitué des identités qui sont obligatoirement vérifiées, par définition ou du fait d'un équilibre. Par exemple, la consommation totale des ménages (C) en valeur est par définition égale à la somme des valeurs des consommations des ménages en

produits manufacturés (C_1) et en biens et services non manufacturés (C_2). Si deux des trois agrégats sont modélisés économétriquement et obtenus à partir des comportements des agents, le troisième doit être déduit des deux premiers *via* une équation comptable du modèle. De la même façon, l'équilibre comptable nécessite que la somme des salaires versés soit égale à la somme des salaires perçus.

De par leur construction, les volumes à prix constants sont additifs. *A contrario*, lorsque les volumes sont calculés à prix chaînés, l'obtention de C_2 en volume à partir des volumes de C et C_1 passe par l'application d'une relation non linéaire (cf. annexe 2, première partie). La linéarité du cadre comptable avec volumes à prix constants rend les modèles plus simples à manier et plus cohérents avec l'intuition et la théorie économique. De plus, l'expérience accumulée par les équipes de modélisateurs sur ce type de modèles permet de mieux maîtriser leur comportement en simulation à long terme.

Deux versions de *Mésange* optimisées pour des usages différents

Le choix a donc été fait à l'Insee de faire coexister deux versions opérationnelles du modèle *Mésange*. Une version avec volumes à prix constants est utilisée pour simuler le modèle autour de sentiers de croissance équilibrée, en bénéficiant des propriétés d'additivité du cadre comptable en volumes. Cette version du modèle permet de comparer les différentes trajectoires suivies par le modèle, à court, moyen et long termes, selon les hypothèses faites sur une variable ou un groupe de variables, dans le cadre d'études d'impact de chocs de politique économique ou portant sur l'environnement international (exercices « variantiels »). Elle sert plus ponctuellement à la réalisation de projections à moyen terme dans le cadre d'études. Une version dans laquelle les équations économétriques ont été réestimées sur la base des comptes nationaux avec volumes à prix chaînés est utilisée pour tout exercice nécessitant de travailler sur

14. Pour plus de détails sur les modes d'élaboration des deux types de volumes et leurs différences d'utilisation pratique, voir, notamment, Berthier (2002, 2005), Lequiller et Blades (2006), Arnaud et al. (2007), Insee (2007), Eyraud (2007) et Cabannes et al. (2010). Les deux dernières références s'intéressent plus particulièrement aux questions posées pour la modélisation macroéconomique.

15. À partir du printemps 2011, au moment de la finalisation de cet article, les comptes nationaux sont passés en base 2005. Une réestimation de la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés dans cette nouvelle base, postérieure au travail présenté dans cet article, a été effectuée après la publication de résultats détaillés en base 2005.

les comptes publiés : analyse du passé récent et prévision conjoncturelle¹⁶. Les principales différences entre ces deux versions opérationnelles du modèle *Mésange* sont les suivantes :

- les équations comptables en volume y sont formulées différemment. Elles sont additives dans la version avec volumes à prix constants, non dans la version avec volumes à prix chaînés¹⁷ ;

- les utilisations de la version du modèle avec volumes à prix chaînés sont essentiellement historiques ou conjoncturelles. Dès lors, le meilleur ajustement des équations économétriques à l'évolution récente des comptes trimestriels y a été recherché. La version opérationnelle au moment de la rédaction de cet article a été réestimée sur une période allant jusqu'au quatrième trimestre de 2009, prenant en compte les trimestres suivant l'éclatement de la crise financière - cf. Cabannes *et al.* (2010). La version du modèle avec volumes à prix constants a, quant à elle, fait l'objet d'une campagne de réestimation unique depuis le passage des comptes nationaux en base 2000. Sa période d'estimation est donc plus ancienne : elle s'achève au premier trimestre 2006. Pour cette version du modèle, ce sont avant tout la cohérence théorique et de bonnes propriétés dynamiques qui ont été recherchées ;

- deux apports des réestimations en base 2000 de la version du modèle avec volumes à prix constants avaient consisté en l'enrichissement du bloc fiscal et l'ajout d'un module « énergie » - cf. Klein et Simon (2010). Ces apports, utiles essentiellement pour la réalisation de variantes ou de projections à moyen terme, n'ont pas été intégralement conservés dans la

version du modèle avec volumes à prix chaînés. Le module « énergie » en est absent et le bloc de finances publiques y figure sous une forme un peu moins développée.

Au total, les structures des deux versions du modèle demeurent très proches mais ces dernières ont été optimisées pour des usages différents. Par rapport à la version avec volumes à prix constants, la version avec volumes à prix chaînés privilégie davantage l'adéquation à l'évolution des comptes trimestriels et accorde moins d'importance au cadre théorique sous-jacent, explicité dans l'encadré 1 (cf. tableau 1).

L'utilisation en variantes : mesurer les effets d'un choc sur l'économie

L'économie française est constamment soumise à des chocs, tels que : des modifications de variables d'environnement international (taux de change de l'euro contre le dollar, prix étrangers, cours du pétrole, demande mondiale, etc.) ; des mesures de politique économique (baisse de la TVA, hausse de l'investissement public, etc.) ; des innovations techniques ou organisationnelles permettant d'améliorer la productivité du travail, par exemple. Ces chocs portent sur des

16. À la direction générale du Trésor, seule la version de *Mésange* avec volumes à prix constants est utilisée. Pour les utilisations nécessitant de travailler sur les données comptables publiées (prévision à court moyen terme dans le cadre des budgets économiques), c'est le modèle Opale, de plus petite taille (un seul produit), qui est utilisé. Lui aussi a été adapté au passage des comptes trimestriels aux volumes à prix chaînés.

17. Sur les solutions possibles pour adapter le cadre comptable d'un modèle macroéconomique à des volumes à prix chaînés, de même que sur la mise en œuvre concrète de la solution retenue pour le modèle *Mésange*, cf. annexe 2.

Tableau 1
Principales caractéristiques et utilisations des deux versions du modèle *Mésange*

| Version du modèle | Avec volumes à prix constants | Avec volumes à prix chaînés |
|------------------------|---|---|
| Utilisations | Variants, projections de moyen et long termes | Analyse du passé récent (analyse de contributions), aide à la prévision conjoncturelle (relecture des prévisions en cours ou passées) |
| Additivité des volumes | Oui | Non |
| Justifications | - Version du modèle plus conforme à la théorie économique et à l'intuition (par exemple, l'effet sur le PIB en volume est égal à la somme des effets sur ses composantes en volume) - Cadre comptable plus simple, modèle plus léger | Utilisation de cette version du modèle indispensable pour les travaux fondés sur les comptes trimestriels publiés (avec volumes à prix chaînés depuis 2007) |
| Aspects mis en avant | Cohérence avec la théorie et l'intuition économiques, simplicité, propriétés en simulation bien connues et maîtrisées | Adéquation aux données publiées |

Lecture : les utilisations du modèle évoquées ici sont détaillées dans l'article.
Source : auteurs.

variables exogènes du modèle¹⁸. L'exercice en « variante » consiste à comparer deux trajectoires de l'économie simulées à partir de valeurs différentes de ces variables exogènes.

Identifier les variables exogènes directement associées à la question posée et déterminer leur trajectoire dans les différentes variantes constitue une première étape. Le modélisateur a alors le choix de prendre en compte ou non l'interaction avec les autres variables exogènes du modèle. Ainsi, dans le cas d'un choc portant sur le prix du pétrole, les autres variables d'environnement international peuvent rester inchangées ou bien être modifiées de façon cohérente avec le choc. Par exemple, les prix pratiqués par les partenaires commerciaux, eux aussi concernés par la hausse des prix du pétrole, peuvent être augmentés. La première option peut être qualifiée de variante « élémentaire ». Elle présente comme intérêt principal d'analyser le fonctionnement du modèle. La seconde, tenant compte des interactions, correspond à une variante plus réaliste, qui permet de répondre sur le fond à la question posée.

Un deuxième choix porte sur le scénario de référence, dit « scénario central », destiné à constituer le point de comparaison avec les différentes trajectoires variantielles étudiées. On peut souhaiter évaluer l'effet d'un choc de façon générale, sans référence à un contexte historique particulier. Dans ce type de variantes, dites « analytiques », le modèle est alors simulé à partir d'un point de départ quelconque jusqu'à converger vers un sentier de croissance équilibrée. Par définition, le compte central est tel qu'à long terme, l'ensemble des volumes, endogènes et exogènes, évoluent au même taux de croissance, déterminé par le taux de croissance de la population et du progrès technique (exogènes).

Il est aussi possible que le scénario central corresponde à la transcription par le modèle de la réalité observée. Dans ce scénario, les variables exogènes sont alors fixées à leur valeur observée et les résidus des équations économétriques sont ajustés de façon à ce que le modèle, simulé sur période historique, reproduise très exactement les séries des comptes nationaux trimestriels. Les autres trajectoires simulées par le modèle permettent de répondre à des questions du type « que se serait-il passé si le prix du pétrole n'avait pas augmenté entre 2002 et 2008 ? ». Il s'agit de variantes dites « historiques ».

Quatre types de variantes sont donc définis, en fonction du choix des variables exogènes à

prendre en compte (variante « élémentaire » ou « réaliste ») et du compte central choisi (« analytique » ou « historique »). Les travaux publiés à l'aide du modèle *Mésange* avec volumes à prix constants sur les effets d'une hausse du prix du pétrole permettent d'illustrer l'intérêt de chacune d'entre elles. On présente ici quelques exemples illustratifs tirés de Klein et Simon (2010) et de Lalanne et Simon (2009).

De la variante analytique « élémentaire » à la variante historique « réaliste » : l'exemple d'un choc sur le prix du pétrole

Dans une première approche, analytique, le modèle est projeté sur un sentier de croissance équilibrée. Dans cet exemple fictif, on suppose qu'en l'absence de choc pétrolier, le prix du pétrole augmente à un rythme de 2 % par an. On considère ensuite ce que serait l'état de l'économie si, à compter de la même date, le prix du pétrole augmentait fortement de sorte à être systématiquement supérieur de 20 % au prix du scénario central à chaque date (choc « permanent »). En première période, ce choc représente, dans le compte central, une augmentation du baril de pétrole de 36 à 43 euros, ce qui alourdit la facture énergétique à hauteur de 0,3 % du PIB (cf. tableau 2). Cette variante est dite « élémentaire » dans la mesure où le choc ne porte que sur le prix du pétrole sans modifier les autres variables exogènes. Elle n'a pas pour vocation de chiffrer l'impact du renchérissement du prix du pétrole sur l'activité. À partir d'un choc élémentaire, elle permet d'étudier et d'illustrer les propriétés du modèle, en particulier les mécanismes de la boucle prix-salaires.

Les effets d'une hausse du prix du pétrole, même modérés, sont négatifs : au bout de quatre ans, le PIB est inférieur de 0,34 % à ce qu'il serait dans le scénario excluant ce renchérissement du prix du pétrole. Ces effets ne sont pas instantanés mais prennent du temps pour se diffuser dans l'économie. Parmi les effets immédiats, la consommation des ménages diminue sous l'effet de l'alourdissement du prix des importations en énergie. Compte tenu de cet alourdissement, les ménages négocient dans un deuxième temps des augmentations de salaires, qui nourrissent la hausse des coûts de production des entreprises et, par là, celle des prix à la consommation.

18. En pratique, les « chocs » peuvent également porter sur une variable « endogène ». Dans ce cas, c'est techniquement le résidu (exogène) de l'équation économétrique déterminant la variable endogène en question qui est « choqué ».

Comment passer de cette variante « élémentaire » à un état plus réaliste de l'économie en cas de renchérissement des cours pétroliers ? Deux effets additionnels au moins doivent être pris en compte : l'augmentation des prix étrangers, affectés également par la hausse du prix du pétrole, et la modification de la demande mondiale adressée à la France induite par l'impact du renchérissement des cours pétroliers sur la demande globale dans les autres pays (*a priori* négatif sauf pour les pays exportateurs de pétrole). Pour estimer ces deux effets, qui ne sont pas pris en compte dans *Mésange*, une possibilité consiste à utiliser un modèle multinational en amont, tel que le modèle *NiGEM*, qui permet, à partir d'un choc sur le prix du pétrole, de déterminer les variations de la demande mondiale adressée à la France et des prix pratiqués par ses partenaires commerciaux. Ces effets sont ensuite intégrés à *Mésange* sous la forme de chocs des variables

exogènes que sont les prix de référence étrangers et la demande mondiale adressée à la France¹⁹ (cf. tableau 3).

Les résultats sont très proches de la variante « élémentaire » jusqu'à un horizon de deux ans après le choc. Au-delà, la hausse des prix des principaux partenaires de la France limite, dans cette variante, la détérioration de la compétitivité-prix française. Ce canal est en particulier visible dans les exportations françaises, pour lesquelles le choc pétrolier finit même par avoir un effet positif à partir de la troisième année

19. Une autre manière de procéder serait de s'en tenir au résultat de la variante NiGEM pour l'économie française. Toutefois, un modèle multinational a comme avantage comparatif principal la prise en compte d'interactions inter-pays, tandis qu'un modèle national comme *Mésange* représente en général de manière plus fine une économie donnée. Cette façon de recourir à un modèle multinational « auxiliaire » est courante - cf. par exemple Dées (1999) et Baghli et al. (2003).

Tableau 2
Effets d'une hausse du prix du pétrole de 20 % (pour un niveau initial de 36 euros) sur l'économie française : variante « analytique élémentaire »

| | Écart au scénario du compte central en % | | | |
|-------------------------------------|--|--------|--------|--------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 4 ans |
| PIB | - 0,04 | - 0,15 | - 0,25 | - 0,34 |
| Consommation des ménages | - 0,09 | - 0,25 | - 0,40 | - 0,52 |
| Investissement | - 0,08 | - 0,21 | - 0,33 | - 0,44 |
| Exportations | - 0,01 | - 0,07 | - 0,15 | - 0,21 |
| Importations | - 0,11 | - 0,19 | - 0,24 | - 0,30 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,30 | 0,58 | 0,78 | 0,90 |

Lecture : d'après le modèle *Mésange*, lorsque le prix du pétrole augmente de façon permanente de 20 % à partir d'une valeur de 36 euros le baril de pétrole (Brent), le PIB de la France, au bout d'un an, perd 0,04 % par rapport au niveau qui aurait été le sien en l'absence de choc.

Champ : France entière.

Source : Klein et Simon (2010).

Tableau 3
Effets d'une hausse du prix du pétrole de 20 % (pour un niveau initial de 36 euros) sur l'économie française : variante « analytique réaliste »

| | Écart au scénario du compte central en % | | | |
|-------------------------------------|--|--------|--------|--------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 4 ans |
| PIB | - 0,06 | - 0,14 | - 0,16 | - 0,16 |
| Consommation des ménages | - 0,09 | - 0,26 | - 0,40 | - 0,47 |
| Investissement | - 0,09 | - 0,23 | - 0,27 | - 0,28 |
| Exportations | - 0,10 | - 0,10 | 0,06 | 0,20 |
| Importations | - 0,18 | - 0,26 | - 0,23 | - 0,22 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,30 | 0,60 | 0,85 | 1,03 |

Lecture : d'après le modèle *Mésange*, lorsque le prix du pétrole augmente de façon permanente de 20 % à partir d'une valeur de 36 euros le baril de pétrole (Brent), le PIB de la France, au bout d'un an, perd 0,06 % par rapport au niveau qui aurait été le sien en l'absence de choc.

Champ : France entière.

Source : Klein et Simon (2010).

après le choc. On peut décomposer l'effet total de la variante ci-dessus en somme des effets associés à chaque variante élémentaire. À court terme, la hausse des prix étrangers induite par le renchérissement des cours pétroliers n'a pas d'effet d'atténuation significatif. La prise en compte de l'environnement international a même un effet négatif supplémentaire en raison de la baisse de la demande adressée à la France. À moyen puis à long termes, l'effet associé aux prix étrangers tend au contraire à dominer l'effet associé à la diminution de la demande adressée à la France (cf. graphique I). Pour autant, le modèle n'est pas parfaitement linéaire, de sorte que les résultats obtenus ici pourraient être modifiés assez notablement si l'on considérait un choc sur le prix du pétrole à partir d'un niveau sensiblement plus élevé, plus proche des cours pétroliers au moment de la finalisation de cet article²⁰.

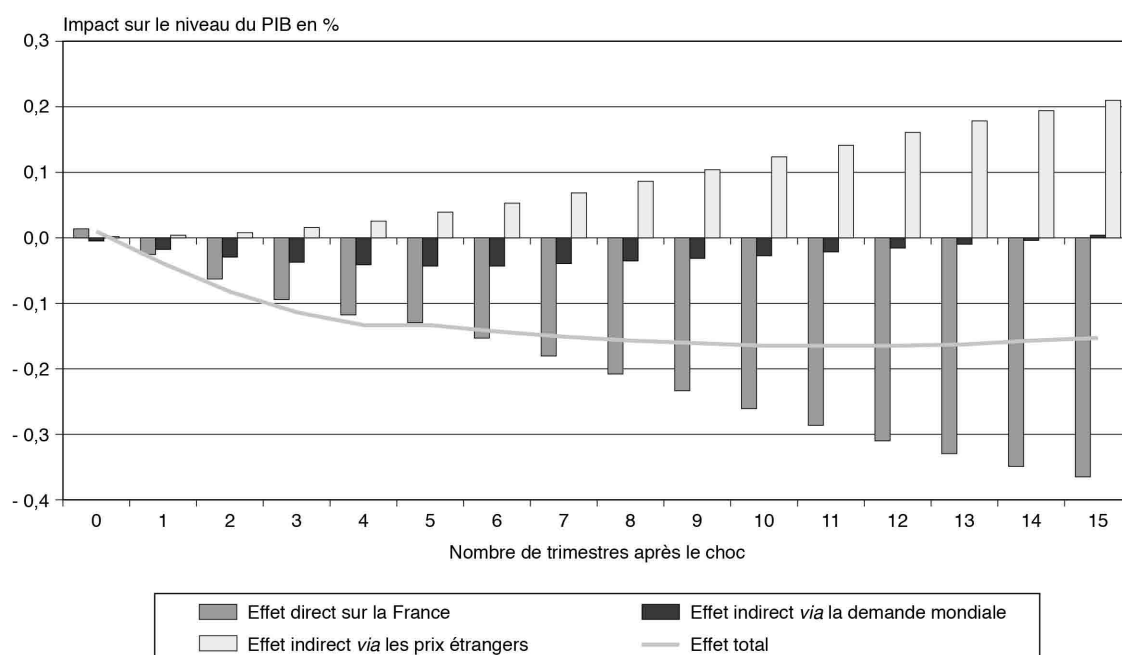
L'utilisation commune des modèles *Mésange* et *NiGEM* permet, dans le cadre d'une variante « historique », d'étudier plus précisément les effets de la forte hausse du prix du pétrole intervenue entre 2002 et 2008 sur l'économie française. Cette hausse a eu lieu conjointement à une appréciation de l'euro vis-à-vis du dollar, permettant d'alléger la facture pétrolière libellée en

euros. Lalanne et Simon (2009) évaluent l'ampleur de ces différents effets sur la croissance française entre 2002 et 2008. Ils estiment, d'une part, l'impact de la hausse du prix du pétrole à parités fixes avec l'euro, d'autre part, l'effet « protecteur » de l'appréciation de l'euro par rapport à la hausse du prix du pétrole. Dans cette variante historique réaliste, les conséquences du renchérissement des cours pétroliers passant par les prix étrangers et la demande mondiale sont obtenues, comme précédemment, à l'aide du modèle *NiGEM*. Le caractère « réaliste » de la variante est de plus complété par la prise en compte de la politique monétaire à l'œuvre sur la période étudiée. Une croissance plus faible associée au choc pétrolier est en effet supposée entraîner une politique monétaire plus accommodante, permettant d'atténuer les effets de la hausse des cours du pétrole sur la croissance.

Dans cette variante « historique », l'effet conjoint du renchérissement des cours pétroliers et de l'appréciation de l'euro correspond alors à la

20. Le lecteur intéressé par une variante pétrolière à partir d'un prix plus élevé pourra se référer à l'encadré « Éclairage - Les effets d'une hausse du prix du pétrole sur l'activité » de la Note de conjoncture de l'Insee de mars 2011, pp. 16-17. Les poids relatifs des différents effets à l'œuvre diffèrent sensiblement de ceux illustrés par le graphique I (effet indirect de la demande mondiale plus marqué).

Graphique I
Effets directs et indirects d'une hausse du prix du pétrole de 20 % (pour un niveau initial de 36 euros) dans le cadre d'une variante « analytique réaliste » (utilisation des modèles *NiGEM* et *Mésange*)



Lecture : effets directs et indirects d'une hausse du prix du pétrole de 20 % pour un niveau initial de 36 euros le baril de pétrole (Brent).
Champ : France entière.
Source : Klein et Simon (2010).

comparaison entre les comptes trimestriels et un scénario variantiel où le prix du pétrole et le cours de l'euro par rapport au dollar sont gelés à leur valeur du deuxième trimestre 2002, soit 25 dollars le baril et un taux de change de 1 dollar pour 1,09 euro. Selon cette méthodologie, la hausse du prix du pétrole à parités fixes aurait eu en moyenne un impact significatif sur la croissance française, de l'ordre d'une perte de croissance de 0,3 point par an entre 2002 et 2008, voire 0,6 point au cours des années 2007-2008. L'effet protecteur associé à l'euro (allègement de la facture pétrolière) n'aurait joué qu'en fin de période et aurait été plus que contrebalancé par la dégradation induite de la compétitivité-prix des produits français. Enfin, l'appréciation de l'euro aurait indirectement contribué à modérer les hausses de taux d'intérêt par la Banque centrale européenne, atténuant l'effet total du choc pétrolier (cf. tableau 4).

Exemple de variante analytique appliquée à l'évaluation de mesures de politique économique : impact d'une baisse des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB

Une variante augmentant le niveau des dépenses publiques ou diminuant les recettes des administrations publiques toutes choses égales par ailleurs se traduit dans *Mésange* par l'apparition de déséquilibres des finances publiques. Or, l'évaluation de l'impact économique de ce type de mesures de politique économique doit prendre en compte leur coût sur les finances publiques. En particulier, dans un cadre de neutralité budgétaire, il importe de modéliser le financement de la mesure étudiée, par exemple au moyen d'une hausse d'impôt. À titre d'illustration, on présente ici les résultats de deux

variantes analytiques de baisse des cotisations sociales des employeurs du secteur privé à hauteur de 1 % du PIB, l'une non financée, l'autre financée par une hausse d'impôt.

La baisse des cotisations se traduit immédiatement et mécaniquement par un allègement du coût du travail, qui relance l'emploi et diminue les prix de production par rapport à leur niveau dans le scénario central. Les hausses de l'emploi et du salaire réel brut induites par la diminution du chômage et des prix permettent un accroissement du revenu des ménages et, donc, de la demande. L'augmentation de la consommation en produits importés conduit à une dégradation de la balance commerciale, non compensée à court et moyen termes par l'allègement des coûts de production. À long terme, le coût réel du travail, ancré sur le coût réel du capital, revient à son niveau du compte central. Le niveau des salaires réels bruts et, par conséquent, des salaires nets augmente. Au total, dans la variante élémentaire (non financée), le taux de croissance du PIB augmente de 0,25 % la première année, 0,36 % la deuxième année et 0,26 % la troisième. À long terme, ce choc permet un accroissement de l'activité de 1,43 % du PIB (cf. tableau 5, ligne « choc non financé »). Toutefois, cette variante se traduit par un alourdissement non soutenable du déficit primaire des administrations publiques (APU), de l'ordre de 0,8 point de PIB la première année et de 0,2 point à long terme. Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur le « coin fiscal-social » (cf. encadré 1) et donc à la spécification choisie pour les salaires. C'est une spécification de type Wage Setting (WS) qui est utilisée ici - cf. Klein et Simon (2010).

Le coût économique du financement d'une mesure telle que celle considérée ici peut être

Tableau 4
Décomposition des effets sur la croissance annuelle moyenne de la hausse du prix du pétrole et de l'appréciation de l'euro (variante « historique réaliste »)

En points de % de croissance par an

| | 2002T1-2008T4 | 2007T1-2008T4 |
|---|---------------|---------------|
| Effet de la hausse du prix du pétrole à parités fixes (écarts en points de %) | - 0,3 | - 0,6 |
| Effets de l'appréciation de l'euro dont : | - 0,2 | 0,1 |
| - Perte de compétitivité-prix | - 0,5 | - 0,5 |
| - Effet « protecteur » par rapport à des hausses de prix du pétrole | 0,0 | 0,2 |
| - Prise en compte de la politique monétaire | 0,3 | 0,4 |
| Effet global (écarts en points de %) | - 0,5 | - 0,5 |

Lecture : d'après le modèle, l'effet global joint de la hausse du prix du pétrole et de l'appréciation de l'euro entre le premier trimestre 2002 et le quatrième trimestre 2008 aurait conduit à une perte de 0,5 point de croissance par an, toutes choses égales par ailleurs.

Champ : France entière.

Source : Lalanne et Simon (2009).

évalué par exemple en simulant une hausse de l'ensemble des prélèvements obligatoires. On définit pour cela un prélèvement « générique » comme une combinaison des principaux impôts, taxes et cotisations sociales, fonction de leurs poids respectifs dans le total des recettes fiscales. On suppose qu'afin de limiter la dégradation du solde public, la réduction des cotisations employeurs est associée à une hausse du prélèvement générique de 1 point de PIB. Dans un tel cadre, la diminution des cotisations « employeurs » est neutre *ex ante* sur les finances publiques.

Un tel choc financé a bien sûr un impact sur l'activité sensiblement plus faible que le choc analytique non financé. À court terme, la hausse du prélèvement générique est telle qu'elle annule les effets positifs de la diminution des cotisations sociales « employeurs ». À partir de trois ans, l'impact du choc financé devient positif sur l'activité. À long terme, il s'établit à 0,1 point de PIB, soit beaucoup moins que celui du choc analytique non financé (cf. tableau 5 et graphique II). Toutefois, il n'est pas strictement nul en raison des différences de distorsion engendrées par les divers types de prélèvement. En effet, la baisse des cotisations sociales employeurs, dont on a expliqué plus haut les mécanismes de propagation, s'apparente à un choc d'offre positif diminuant directement le coût du travail. La hausse du prélèvement générique est une combinaison d'augmentations des différents prélèvements élémentaires (la TVA, la CSG, l'impôt sur le revenu, les cotisations sociales employeurs, les cotisations sociales salariés, etc.). Or ces prélèvements élémentaires n'ont pas tous la même nature ni le même effet. Par exemple, une hausse de la TVA se répercute immédiatement dans les prix de consommation des ménages. Cela enclenche la boucle prix-salaires du fait du processus de négociation salariale, mais les rigidités de court terme se traduisent par une baisse du revenu disponible réel des ménages et, donc, par un recul de la consommation. L'emploi et l'investissement

diminuent progressivement en s'ajustant au niveau réduit de la demande. À long terme, la hausse des termes de l'échange intérieur (cf. encadré 1) induite par l'alourdissement de la TVA implique une augmentation du taux de chômage d'équilibre et une baisse du niveau de production.

Cet exemple n'a évidemment qu'une valeur illustrative. En particulier, le fait que les deux mesures présentées se compensent à peu près du point de vue de l'impact sur le PIB ne signifie pas que d'autres modes de financement donneraient un résultat similaire. Par exemple, si la réduction des cotisations sociales employeurs était associée à une hausse de la TVA de 1 point de PIB, le PIB en serait augmenté de 0,59 % à long terme.

Une utilisation en projection à moyen terme : l'exemple de l'effet du « retournement démographique »

Lorsqu'un modèle macroéconomique est utilisé dans une perspective de plus long terme (20, 30 ans ou plus), on parle d'exercice de « projection ». Compte tenu du nombre de facteurs entrant en jeu et de l'incertitude sur les grandeurs économiques, il ne s'agit pas d'un exercice de prévision. L'objectif est de s'appuyer sur la dynamique du modèle et sur son caractère bouclé pour repérer l'impact de tendances lourdes sur l'économie. Bien entendu, l'utilisation d'un modèle macroéconométrique pour réaliser des projections de long terme est particulièrement susceptible de se heurter à la critique de Lucas : les coefficients estimés dans les différentes équations ne sont pas structurels et leur stabilité, à long terme ou dans un environnement modifié, n'est pas assurée. Il s'agit indéniablement d'une utilisation aux frontières du modèle. Pour autant, ce type d'utilisation, quand on a conscience des limites de l'exercice, permet de souligner quelques grands mécanismes à l'œuvre et d'assurer une cohérence globale difficilement

Tableau 5
Effets d'une baisse des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB compensée ou non par une hausse d'impôt « générique »

| | Écart au compte central en % | | | | | |
|----------------------------------|------------------------------|--------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 4 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume (choc non financé) | 0,25 | 0,61 | 0,87 | 1,00 | 1,18 | 1,43 |
| PIB en volume (choc financé) | - 0,06 | - 0,01 | 0,08 | 0,09 | 0,09 | 0,12 |

Lecture : une baisse des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB compensée par une hausse d'impôt « générique » a un effet de 0,09 % après 10 ans sur le PIB en volume par rapport au compte central.

Champ : France entière.

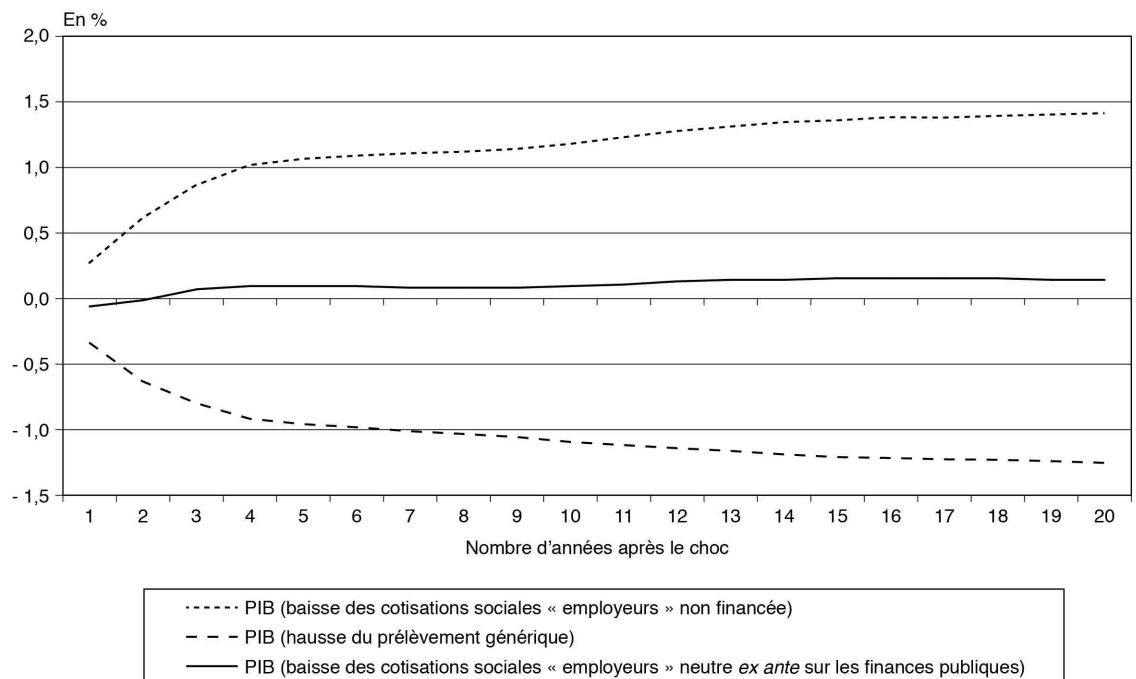
Source : Klein et Simon (2010).

accessible sans usage d'un modèle, d'où son intérêt. Les réflexions sur l'impact du retournement démographique sur l'économie ont motivé l'utilisation du modèle *Mésange* dans cette optique - cf. Ouvrard *et al.* (2008).

Le « retournement démographique » fait à la fois référence à la stabilisation attendue de la population active à l'horizon 2015 selon les prévisions de Coudin (2007) et au vieillissement de la population française dans son ensemble. Pour ce qui est du marché du travail, il est souvent avancé que le vieillissement et les départs en retraite devraient s'accompagner mécaniquement d'une diminution du chômage, au moins à court terme. Néanmoins, plusieurs facteurs pourraient s'y opposer, notamment l'alourdissement de la fiscalité ou des cotisations sociales qui devrait à terme suivre celui des dépenses de retraite et de santé pour que les finances publiques ne subissent pas un trop fort déséquilibre - cf. Blanchet (2001). Ces effets peuvent être étudiés par l'intermédiaire de modèles *ad hoc*, par exemple des maquettes du marché du travail. L'apport du modèle *Mésange* est ici avant tout la prise en compte des interrelations entre les différents mécanismes en jeu

(bouclage). La prise en compte des évolutions démographiques dans le modèle par Ouvrard *et al.* (2008) a nécessité tout d'abord de s'appuyer sur des données issues de travaux antérieurs et d'autres modèles. Ainsi, la population active est issue des projections de l'Insee parues en 2006 - cf. Coudin (2007). Les effectifs de retraités et les pensions par tête ont été tirés du modèle de microsimulation *Destinie*, dans sa version présentée par Bardaji *et al.* (2003). Ils prennent en compte les effets de la réforme des retraites de 2003. En second lieu, plusieurs mécanismes absents du modèle *Mésange* ont dû être introduits pour fournir un scénario réaliste. Tout d'abord, l'évolution de la population active devait s'accorder de façon raisonnable avec le taux de chômage fourni par le modèle, compte tenu du lien existant entre taux d'activité et taux de chômage. Lorsque le taux de chômage s'accroît, un plus grand nombre de chômeurs découragés se retirent en effet du marché du travail, ce qui diminue le taux d'activité (effet de flexion). Un effet de flexion conjoncturelle supplémentaire a par conséquent été ajouté au modèle. Ensuite, il a été supposé que le vieillissement de la population des autres pays développés allait réduire leur potentiel de

Graphique II
Impact sur le PIB d'une diminution des cotisations sociales employeurs de 1 point de PIB couplée à une hausse du prélèvement générique de 1 point de PIB



Lecture : au bout d'un an, le PIB de la France a perdu 0,06 % par rapport au niveau qui aurait été le sien en l'absence de choc. Cet effet peut se décomposer entre un effet positif associé à la baisse des cotisations sociales employeurs (0,25 %) et un effet négatif associé à la hausse de l'ensemble des prélèvements obligatoires (-0,31 %).

Champ : France entière.

Source : Klein et Simon (2010).

croissance et que l'intensification des échanges extérieurs allait se ralentir. L'hypothèse d'une demande mondiale adressée à la France moins dynamique a notamment été retenue.

Les hypothèses sur les finances publiques prennent dans cet exercice un caractère central. En effet, l'un des principaux effets négatifs anticipés du vieillissement de la population tient dans la hausse du coût des retraites pour la collectivité. Supposer que les administrations publiques vont pouvoir absorber indéfiniment le coût du vieillissement sans accroître les prélèvements ou réduire les dépenses présente peu d'intérêt. Au lieu de cela, le choix a été fait de contraindre le déficit public à ne pas dépasser 3 % du PIB à moyen terme. Dans l'étude d'Ouvrard *et al.* (2008), réalisée avant la crise de 2008-2009, cette contrainte est appliquée de manière progressive entre 2006 et 2010 et devient stricte à partir de 2011. Les éventuels excès de déficit ont été supposés financés par une hausse de la CSG.

Les principaux enseignements de cette projection sont les suivants. Pendant une quinzaine d'années, le chômage serait tiré à la baisse par le ralentissement démographique toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, le gain attendu du retournement démographique ne serait que temporaire. À long terme, l'augmentation du nombre de retraités par actif finirait nécessairement par entraîner une hausse de la fiscalité. Il en résulterait une augmentation du taux de chômage, toutes choses égales par ailleurs dont les autres déterminants structurels du chômage.

Pour un autre exemple d'utilisation « aux frontières » du modèle *Mésange*, le lecteur pourra se reporter par exemple à Briard *et al.* (2010). Ces auteurs ont recours au modèle pour évaluer les impacts macroéconomiques du « Grenelle de l'environnement ». Dans ce cas aussi, une utilisation raisonnée aux limites du modèle contribue utilement à clarifier une question complexe en assurant de raisonner dans un cadre compatible cohérent.

Les principales utilisations de la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés

Retour sur les événements économiques récents : les analyses de contributions

L'analyse des contributions à la croissance d'une variable d'intérêt modélisée par une équation

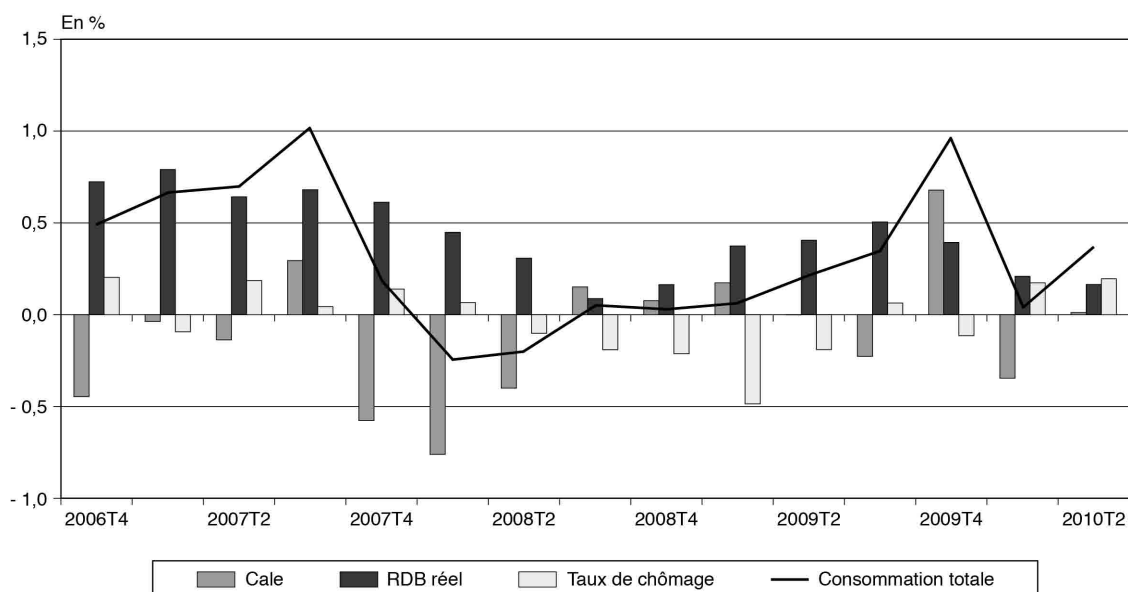
économétrique de *Mésange* consiste à décomposer l'évolution de cette variable en fonction de celles de ses variables explicatives et de la part non expliquée par sa modélisation (cf. encadré 2). L'analyse de contributions répond à deux besoins du macroéconomiste.

D'une part, elle fait partie des outils d'évaluation utiles lors de l'estimation d'une équation économétrique. La forme des fonctions de réponse à des chocs analytiques sur chaque variable explicative constitue une information de première importance sur les propriétés de l'équation dans la perspective d'utilisations du modèle dans son ensemble en variantes ou en prévision à moyen terme. L'analyse de contributions apporte quant à elle des précisions utiles sur le comportement d'une équation en révélant l'histoire économique que celle-ci véhicule sur une période donnée. La crédibilité de cette histoire et l'ampleur des facteurs inexpliqués peuvent ainsi constituer des critères pertinents pour évaluer une équation, en particulier si sa propriété principale attendue est l'adéquation - économétrique et économique - aux données.

D'autre part, parce qu'elle permet d'identifier l'ampleur du rôle joué par chacun des déterminants de l'agrégat modélisé, l'analyse de contributions constitue un outil d'analyse économique utile pour éclairer une question d'actualité ou un problème plus structurel. Cet exercice s'appuie souvent sur des équations de comportement issues de modèles macroéconomiques. Par exemple, la comparaison d'analyses de contributions tirées de plusieurs modèles d'exportations concurrents pour la France et l'Allemagne suggèrent à Erkel-Rousse et Garnerio (2008) une interprétation possible des écarts de dynamisme entre les exportations de ces deux pays dans la première moitié des années 2000. Dans un esprit différent, Bricongne, Lapègue et Monso (2009) puis Lapègue et Mauroux (2010) effectuent des analyses de contributions sur les équations de comportement des principales composantes du PIB tirées du modèle *NiGEM* pour affiner leur estimation des effets de la crise financière sur la croissance de sept pays industrialisés en 2008 et 2009.

Appliquée à l'équation de consommation des ménages de la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés, une analyse de contributions (cf. graphique III) confirme que, sur la période récente, le profil de la consommation des ménages est principalement tiré par celui de leur revenu disponible brut réel. Cependant, dans les périodes de dégradation du marché du

Graphique III
Contributions à l'évolution de la consommation totale des ménages



Lecture : les contributions à l'évolution de la consommation totale des ménages (courbe) sont celles (bâtons) du revenu disponible brut (RDB) réel (déflaté par le prix de consommation des ménages), du taux de chômage et de la partie inexpliquée par le modèle (Cale, cf. encadré 2). L'équation de consommation est présentée en annexe 5 (voir version avec volumes à prix chaînés).

Champ : France entière.

Sources : comptes nationaux trimestriels et simulations Mésange.

Encadré 2

LES ANALYSES DE CONTRIBUTIONS

Les agrégats macroéconomiques que sont la consommation, l'investissement ou les volumes d'échanges par exemple, sont modélisés dans *Mésange* par des équations économétriques dites de comportement en fonction d'un certain nombre de déterminants (cf. Klein et Simon, 2010, et Cabannes *et al.*, 2010). Pour un agrégat donné, effectuer une analyse de contributions consiste à décomposer la variation de cet agrégat en fonction de celles de ces déterminants. Cette décomposition est facilitée, dans *Mésange* comme dans la plupart des modèles macroéconométriques de même type, par le fait que les équations de comportement sont en général linéaires en logarithme. Dans le cas le plus fréquent d'un agrégat modélisé par une équation spécifiée comme un modèle à correction d'erreur (MCE), pour un trimestre t donné, l'équation peut s'écrire sous la forme :

$$\Phi(L)y_t = \sum_{k=1}^K \Phi_k(L)x_t^k + \varepsilon_t$$

où y_t est le logarithme de l'agrégat macroéconomique considéré Y_t , x_t^k celui de son $k^{\text{ème}}$ déterminant X_t^k , K le nombre de variables explicatives de l'équation considérée et ε_t un résidu. L est l'opérateur retard et $\Phi(L)$ et $\Phi_k(L)$ sont des polynômes retard fonctions des paramètres estimés, $\Phi(L)$ étant inversible. L'équation s'écrit de manière équivalente :

$$y_t = \sum_{k=1}^K \Phi(L)^{-1}\Phi_k(L)x_t^k + \Phi(L)^{-1}\varepsilon_t$$

et, par conséquent :

$$\Delta y_t = \Phi(L)^{-1}\Phi_1(L)\Delta x_t^1 + \dots + \Phi(L)^{-1}\Phi_K(L)\Delta x_t^K + \Phi(L)^{-1}\Delta \varepsilon_t \quad (C)$$

La variation de l'agrégat Y_t (en logarithme) se décompose entre les contributions de chacune des K variables explicatives et de la contribution résiduelle (ou « cale »), somme pondérée des variations passées des résidus de l'équation sous forme MCE. Dans le cas où ces variations sont de faible ampleur, le taux de croissance de la variable expliquée est ainsi décomposé selon les taux de croissance pondérés, passés et présent, de ses différents déterminants.

L'écriture ci-dessus permet de déduire que la contribution du déterminant X_t^k à la croissance de l'agrégat macroéconomique Y_t , égale à $\Phi(L)^{-1}\Phi_k(L)\Delta x_t^k$, correspond à l'évolution qu'aurait connue la variable Y à la période t si seul le déterminant X^k avait été modifié, tout autre facteur étant stabilisé ($\Delta \varepsilon_{t-s} = 0$ et $\Delta X_{t-s}^j = 0$ pour tout $s \geq 0$ et tout $j \neq k$).

Les analyses de contributions ne se font pas sur des équations réduites mais sur les équations structurelles du modèle. Les facteurs explicatifs X_t^k peuvent donc être exogènes ou endogènes. Par exemple, dans le cas de la consommation des ménages, le revenu disponible brut constitue un des facteurs explicatifs endogènes de la consommation.

travail, comme en 2008-2009 consécutivement à la crise, l'aggravation du chômage pèse sur la consommation, reflétant la constitution d'une épargne de précaution.

Ces déterminants ne sont toutefois pas suffisants pour rendre compte de façon totalement satisfaisante de l'évolution trimestrielle de la consommation des ménages. Des facteurs non modélisés - et difficilement modélisables - peuvent jouer certains trimestres. Par exemple, un automne et/ou un hiver particulièrement doux ont contribué à diminuer la consommation totale à travers la limitation des dépenses de chauffage au quatrième trimestre 2006 et au premier trimestre 2008²¹. En sens inverse, l'ampleur inexpliquée de la hausse de la consommation au dernier trimestre 2009 est en partie liée au fait que les ménages ont accru leurs achats d'automobiles avant que les dispositifs de prime à la casse et de bonus-malus ne deviennent moins généreux²². Le ralentissement, inexpliqué par le modèle, de la consommation le trimestre suivant découle mécaniquement des comportements d'achats anticipés par les ménages le trimestre précédent.

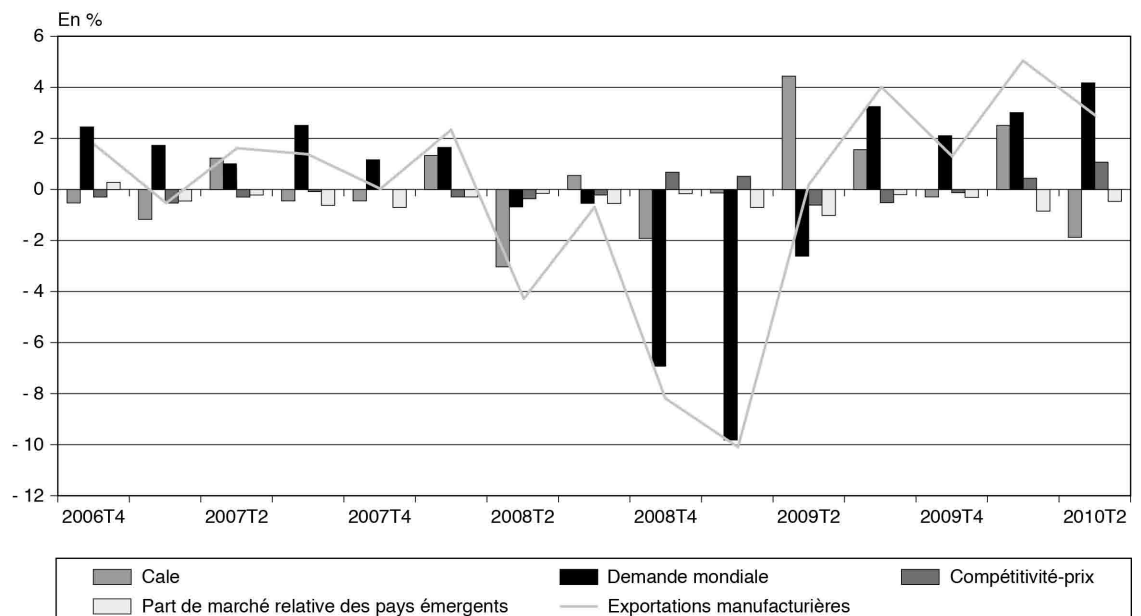
Un autre exemple est celui des exportations manufacturières. Leur profil général suit très étroitement celui de leur principal déterminant,

la demande mondiale adressée à la France - cf. annexe 5 (version du modèle avec volumes à prix chaînés). Les contributions de la compétitivité-prix et de la part de marché relative des pays émergents et en transition (représentative de la concurrence accrue de ces pays sur les marchés extérieurs) sont beaucoup plus lisses et plus mineures (cf. graphique IV). En particulier, les trois séquences consécutives que sont l'affaiblissement des exportations manufacturières dès le deuxième trimestre 2008, leur effondrement au plus fort de la crise puis leur redressement rapide ensuite sont assez bien captées par le modèle. Néanmoins, l'ampleur de la chute au deuxième trimestre 2008 est difficile à expliquer par le modèle, tout comme la sur-réaction des exportations à la baisse au quatrième trimestre 2008, également observée chez plusieurs pays industrialisés. Au deuxième trimestre 2009, cette sur-réaction joue en sens inverse : les exportations manufacturières se redressent plus vite que la contribution de la demande mondiale ne l'aurait suggéré. Les exportations françaises d'automobiles ont alors été soutenues par les primes à la casse instaurées dans plusieurs pays, particulièrement en Allemagne, premier parte-

21. Source : Note de conjoncture de l'Insee de mars 2007 et Note de conjoncture de l'Insee de juin 2008.

22. Source : Note de conjoncture de l'Insee de mars 2010.

Graphique IV
Contributions à l'évolution des exportations de produits manufacturés



Lecture : les contributions à l'évolution des exportations de produits manufacturés (courbe) sont représentées par les bâtons. L'équation d'exportations manufacturières est présentée en annexe 5 (voir version avec volumes à prix chaînés).

Champ : France entière.

Sources : comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations Mésange.

naire commercial de la France²³. Des facteurs exceptionnels, donc non modélisés, peuvent encore expliquer au premier trimestre 2010 l'incapacité de l'équation à capter intégralement le rebond des exportations, soutenues alors par celui des livraisons de grands contrats aéronautiques et navals²⁴.

Grâce à l'histoire qu'elles restituent, ces analyses de contributions appliquées à des équations de *Mésange* avec volumes à prix chaînés permettent d'apprécier la robustesse - ou, parfois, les limites - du pouvoir explicatif des déterminants usuels de telle ou telle variable face au choc négatif d'activité subi par l'économie française au moment de la crise de 2008-2009.

Toutefois, les analyses de contributions les plus systématiquement effectuées sur des équations de comportement de la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés portent non sur le passé mais sur des trimestres non encore observés dans les comptes trimestriels. En outre, plus encore qu'aux contributions des variables explicatives véritables, elles s'intéressent à celles des effets inexpliqués, qui jouent un rôle de critères d'alerte potentielle. Ces analyses de contributions particulières sont réalisées chaque trimestre pendant la préparation des *Notes* et *Points de conjoncture* de l'Insee, lors de la relecture des prévisions conjoncturelles en cours d'élaboration par le modèle *Mésange*.

*La relecture par *Mésange* de prévisions conjoncturelles en cours d'élaboration : l'« inversion »*

Chaque trimestre, le département de la conjoncture de l'Insee établit des prévisions économiques relatives à l'économie française donnant lieu à la publication d'une *Note* ou d'un *Point de conjoncture*. Un jeu de prévisions intermédiaire est élaboré sur la base d'informations apportées par les enquêtes de conjoncture et divers autres indicateurs avancés. La relecture de ces prévisions par le modèle *Mésange* consiste à examiner dans quelle mesure celles-ci, rassemblées dans un cadre cohérent appelé « garde-fou conjoncturel », retracent des comportements économiques standard tels qu'ils sont représentés par *Mésange* (cf. annexe 3). La dénomination courante d'« inversion » pour qualifier cette relecture provient du fait que les statuts de deux groupes de variables du modèle sont inversés. Des variables habituellement déterminées par les équations de comportement de *Mésange* sont ici prévues par le garde-fou conjoncturel, donc

hors modèle (d'endogènes, elles deviennent donc exogènes). À l'opposé, les résidus de ces équations, habituellement traités en exogènes, sont calculés par le jeu du modèle (donc traités en endogènes). Plus précisément, le modèle est simulé sur le passé proche et sur la période de prévision en imposant à l'ensemble des agrégats économiques de reproduire les valeurs passées disponibles dans les comptes nationaux et les valeurs prévues synthétisées dans le garde-fou conjoncturel. Le modèle calcule les résidus des équations de comportement nécessaires à l'obtention de ce résultat. Il détermine ainsi dans quelle mesure les comportements économiques doivent s'éloigner des lois « standard » estimées sur le passé pour reproduire les prévisions conjoncturelles synthétisées dans le garde-fou. L'absence d'écart significatif entre les prévisions du garde-fou et du modèle *Mésange* peut conforter la prévision conjoncturelle donnée par le garde-fou. *A contrario*, lorsque les écarts entre une prévision tirée du garde-fou et la prévision correspondante issue de *Mésange* sont sensibles, le conjoncturiste est amené à s'interroger sur la robustesse de sa prévision et, le cas échéant, à infléchir cette prévision si rien ne justifie de tels écarts.

Les équations de comportement étant en général log-linéaires, l'évolution des principaux agrégats économiques peut être décomposée selon les variations des déterminants inclus dans chacune d'elle, résidu compris. Les résultats des exercices d'inversion sont ainsi présentés de manière immédiatement lisible sous la forme d'analyses de contributions un peu particulières en raison de l'intérêt spécifique suscité par l'ampleur des contributions résiduelles (cf. annexe 3).

À titre de premier exemple, on se place dans le cadre d'un exercice d'inversion du modèle *Mésange* effectué à l'automne 2009 sur un garde-fou conjoncturel provisoire, lorsque le dernier trimestre observé était le deuxième trimestre 2009 et qu'il s'agissait de prévoir les troisième et quatrième trimestres 2009. D'après le modèle, le plus ou moins grand dynamisme de l'économie a eu une influence prépondérante sur l'évolution de l'investissement des entreprises ces dernières

23. Cf. Note de conjoncture de l'Insee de décembre 2009. *Peut-être l'aggravation du déséquilibre statistique entre les exportations et les importations mondiales observée durant ce trimestre (le ratio des exportations sur les importations mondiales ayant brutalement augmenté) explique-t-elle aussi une partie du bond de la « cale »* (cf. encadré 2) en 2009T2. En effet, la demande mondiale, moyenne pondérée d'importations de pays partenaires de la France, pourrait être sous-estimée par rapport aux exportations françaises ce trimestre-là.

24. Source : Note de conjoncture de l'Insee de juin 2010.

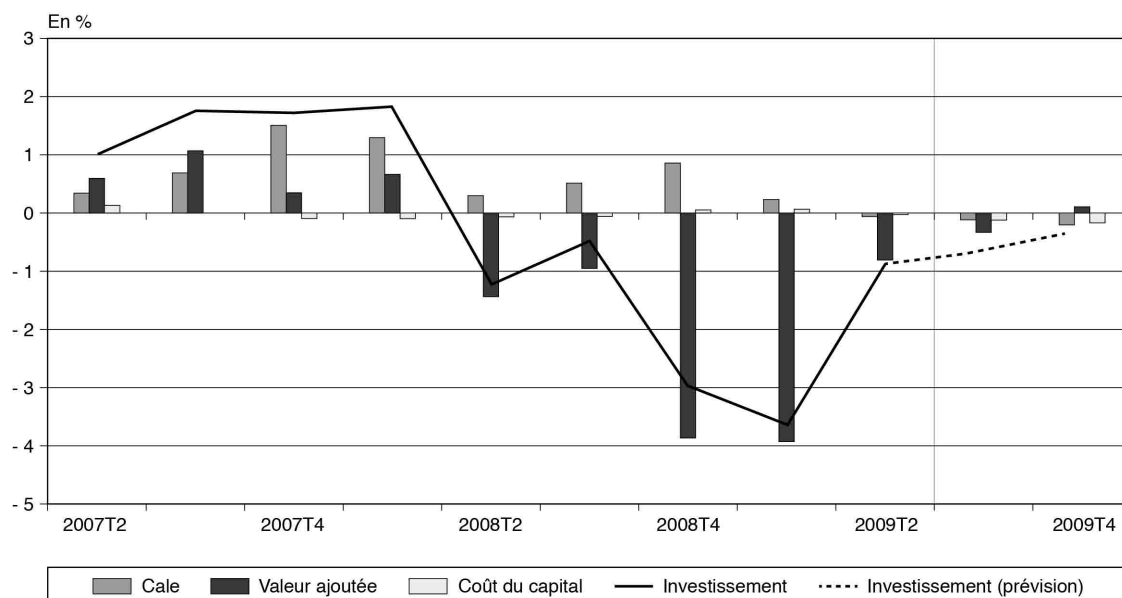
années (cf. graphique V). En particulier, la baisse de la valeur ajoutée liée à la crise récente aurait constitué le facteur principal de la forte chute de l'investissement des entreprises au dernier trimestre 2008 et au premier trimestre 2009. Les prévisions provisoires suggéraient un investissement toujours en baisse au second semestre 2009, mais progressivement plus modérée. Les effets inexpliqués avaient des contributions très limitées sur l'horizon de prévision. Ainsi, le diagnostic du modèle *Mésange* était en accord avec le message donné par les prévisions. D'après le modèle, l'atténuation progressive de la dégradation de l'investissement aurait été essentiellement due à l'amélioration des perspectives d'activité. Dans une telle configuration, l'exercice d'inversion vient conforter les prévisions. Les comptes trimestriels publiés en février 2010 ont confirmé le diagnostic d'une modération de la dégradation de l'investissement au second semestre 2009.

Afin d'illustrer le cas où on constate des écarts significatifs entre les deux jeux de prévisions, on se situe toujours à l'automne 2009, en considérant une prévision provisoire du prix de production des produits manufacturés portant sur les deux derniers trimestres de l'année 2009.

Les déterminants du prix de production des produits manufacturés sont la rémunération salariale par salarié dans la branche manufacturière, le prix d'investissement, les coûts unitaires des consommations intermédiaires et le coût du capital (cf. graphique VI). Au troisième trimestre 2009, la prévision provisoire suggérait une forte hausse du prix de production manufacturière. La version du modèle *Mésange* utilisée à l'époque ne parvenait pas à rendre compte de l'ampleur de cette hausse par les déterminants qui étaient modélisés : l'exercice d'inversion faisait apparaître un effet inexpliqué positif élevé au regard du passé pour ce trimestre²⁵. Or, aucune information conjoncturelle disponible à l'époque sur ce trimestre ne permettait de trancher au détriment du diagnostic de *Mésange*. Il s'agit d'un cas où l'exercice d'inversion apporte un complément d'information avant la fixation définitive des prévisions conjoncturelles et peut conduire à leur modification avant publication. Les comptes trimestriels publiés ultérieurement

25. Deux cales plus importantes ont certes été rencontrées sur les deux années précédant l'horizon de prévision. Toutefois, leur ampleur était exceptionnelle et la cale du troisième trimestre 2009 reste d'une ampleur notable en comparaison de la plupart des cales rencontrées sur le passé récent.

Graphique V
Inversion de l'équation d'investissement des entreprises non financières



Lecture : la courbe représente l'évolution de la variable d'intérêt (variable expliquée) observée (en trait continu) et prévue (en pointillés) et les barres les contributions de chaque facteur explicatif à cette évolution. La contribution de la cale représente la part inexpliquée par le modèle. L'analyse de contributions présentée ici correspond à l'équation d'investissement des entreprises non financières issue de la première version opérationnelle du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés, estimée jusqu'au premier trimestre 2007. La réestimation du modèle à partir de données plus récentes a donné une équation d'investissement dont la spécification est très proche (cf. Cabannes et al., 2010).

Champ : France entière.

Sources : comptes nationaux trimestriels (dernière publication disponible en septembre 2009) et simulations *Mésange*.

ont, dans ce cas précis, confirmé le diagnostic du modèle *Mésange*.

Inversement, un écart significatif et inhabituellement élevé entre une prévision du garde-fou et la prévision correspondante donnée par *Mésange* peut survenir et, parfois, se justifier - cf. Cabannes *et al.* (2010), partie II.2. Ainsi, un écart entre les deux prévisions peut être lié à un événement spécifique que le modèle ne prend pas en compte parce que cet événement n'est pas modélisé. Il arrive aussi, plus rarement, qu'une divergence entre le garde-fou et *Mésange* provienne d'une cause connue des conjoncturistes mais par nature non modélisable. Cela peut être le cas, par exemple, d'un problème transitoire touchant les données elles-mêmes.

*La relecture de l'année écoulée par le modèle *Mésange* : l'exercice de post mortem*

Le modèle *Mésange* peut être aussi utilisé pour analyser *ex post* les raisons pour lesquelles les prévisions faites dans le cadre de la *Note de conjoncture* de l'Insee pour l'année passée ont

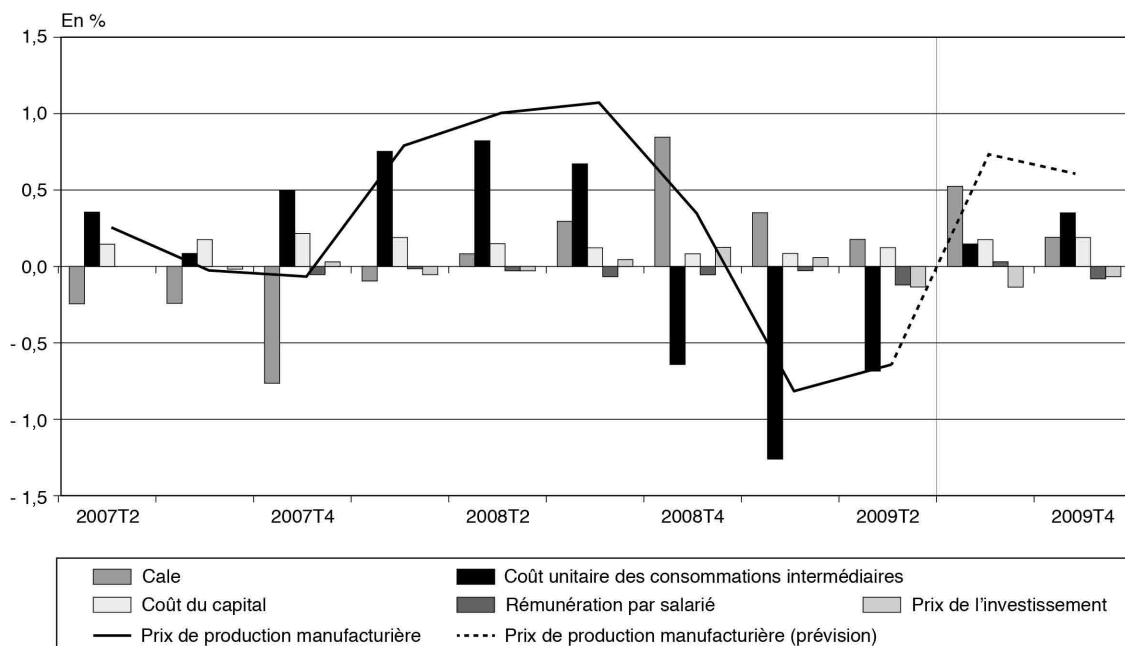
éventuellement différé des évolutions économiques qui se sont finalement réalisées. Plus précisément, il est alors utilisé pour décomposer les écarts entre les prévisions portant sur l'année *N*, publiées en juin de l'année *N*, et les réalisations connues en mars de l'année *N + 1* en trois sources d'écarts bien distinctes :

- les révisions des comptes trimestriels portant sur l'année *N - 1* et le premier trimestre de l'année *N*²⁶. Il s'agit d'une première source d'écart entre les prévisions et les réalisations ;

- les écarts entre les hypothèses faites sur les variables d'environnement et leurs réalisations ultérieures. Les évolutions des grands agrégats macroéconomiques d'intérêt sont prévues à partir d'hypothèses sur certaines variables clés, considérées comme exogènes dans le modèle *Mésange*. Il s'agit notamment des taux d'intérêt et de variables décrivant l'environnement international (niveau des prix de référence étrangers,

26. Les prévisions publiées dans la Note de conjoncture de juin de l'année *N* sont en effet fondées, concernant le passé récent, sur des comptes trimestriels provisoires. Il s'agit alors des Premiers résultats du premier trimestre de l'année *N*, publiés à la mi-mai de l'année *N*. Ces comptes sont ensuite révisés, notamment du fait de leur calage ultérieur sur les comptes annuels.

Graphique VI
Inversion de l'équation de prix de production manufacturière



Lecture : la courbe représente l'évolution de la variable d'intérêt (variable expliquée) observée (en trait continu) et prévue (en pointillés) et les barres les contributions de chaque facteur explicatif à cette évolution. La contribution de la cale représente la part inexpliquée par le modèle.

Champ : France entière.

Sources : comptes nationaux trimestriels (dernière publication disponible en septembre 2009) et simulations *Mésange* (cf. aussi Cabannes *et al.*, 2010).

prix du baril de pétrole, demande mondiale adressée à la France, taux de change de l'euro vis-à-vis des principales monnaies mondiales, etc.). En mars de l'année $N + 1$, les réalisations de ces variables sont observées sur l'ensemble de l'année N ;

- les « erreurs », au sens économétrique du terme, sur les « comportements » des agents économiques nationaux (qui correspondent aux secteurs institutionnels de la comptabilité nationale). Cette contribution aux écarts entre prévisions et réalisations est calculée comme un solde. Les « comportements » désignent en réalité les équations économétriques du modèle *Mésange*. Cette source d'écarts entre les prévisions et les réalisations vient de facteurs qui sont captés non par les variables explicatives mais par les résidus des équations de comportement du modèle.

En pratique, la réalisation de l'exercice de *post mortem* s'effectue en quatre étapes, durant lesquelles le modèle est utilisé en inversion puis en simulation - cf. annexe 4.

À titre d'illustration, on reprend les résultats du *post mortem* réalisé sur les prévisions de

2007²⁷. En juin 2007, l'Insee prévoyait une croissance de 2,1 % pour l'ensemble de l'année 2007²⁸. En février 2008, les premiers résultats des comptes trimestriels estimaient cette croissance à 1,9 %. L'écart entre la prévision et cette réalisation était donc très faible (- 0,2 point) au regard du degré de précision des comptes nationaux et des prévisions conjoncturelles.

Utilisé en *post mortem*, le modèle *Mésange* permet de décomposer cet écart de - 0,2 point de croissance sur l'année 2007 (cf. tableau 6 et Beffy *et al.*, 2008, pour plus de commentaires).

Cet exemple illustratif est représentatif à double titre. En général, les révisions des comptes trimestriels constituent une source très secondaire d'écart entre prévision initiale et réalisation ultérieure (- 0,1 point, ici). D'autre part, les erreurs commises sur les hypothèses d'environnement international et de politique économique représentent la plupart du temps la principale cause de divergence entre prévisions et réalisations.

27. Cf. Beffy *et al.* (2008).

28. Cf. Note de conjoncture de l'Insee de juin 2007.

Tableau 6
Décomposition de la comparaison de la prévision de croissance et sa réalisation pour 2007

| | | Point de croissance en % |
|--|--------------------------|--------------------------|
| Note de conjoncture de juin 2007 (croissance du PIB réel en %) | | + 2,1 |
| Révisions des comptes trimestriels (février 2008) | | - 0,1 |
| Environnement de l'année 2007 | | - 0,6 |
| <i>Dont :</i> | | |
| | Compétitivité | - 0,1 |
| | Pétrole | 0,0 |
| | Demande mondiale | - 0,2 |
| | Taux de change | - 0,1 |
| | Autres | - 0,2 |
| Comportements | | + 0,5 |
| <i>Dont :</i> | | |
| | Consommation des ménages | - 0,1 |
| | Variations de stocks | - 0,2 |
| | Investissement | 0,0 |
| | Importations | + 0,2 |
| | Exportations | + 0,2 |
| | Salaires | + 0,3 |
| | Autres | + 0,1 |
| Réalisé (croissance du PIB réel en %) | | + 1,9 |

Lecture : la croissance prévue par la Note de conjoncture de juin 2007 pour l'année 2007 était de + 2,1 %. Avec les mêmes hypothèses mais en tenant compte uniquement des révisions de compte opérées en février 2008, la croissance prévue aurait dû être inférieure de 0,1 point. En corrigeant de surcroît des erreurs de prévision sur l'environnement de l'année 2007, la croissance prévue aurait dû être plus faible de 0,7 point (soit 1,4 %). Les erreurs de prévision sur les comportements des agents portent sur + 0,5 point de croissance. La somme des contributions de ces écarts permet de passer de la croissance prévue à la croissance réalisée (+ 1,9 %).

Champ : France entière.

Source : Beffy *et al.* (2008).

* *
*

Modèle macroéconométrique opérationnel, *Mésange* n'est pas un outil figé. La mise à disposition de nouvelles données, notamment les changements conceptuels sous-jacents à leur élaboration, demande une réflexion régulière, tant sur le contenu que sur les utilisations du modèle. Ainsi, le passage des comptes nationaux trimestriels au concept de volumes à prix

chaînés un an après le changement de base des comptes a donné lieu à une réflexion méthodologique qui a débouché sur le développement de deux versions du modèle. La crise financière et économique des années 2008-2009 a également conduit à s'interroger sur certaines spécifications du modèle. La réflexion se poursuit, notamment concernant les avantages et inconvénients de l'introduction de mécanismes monétaires et financiers supplémentaires dans *Mésange*. □

BIBLIOGRAPHIE

Albouy V., Bouton F., Le Minez S. et Pucci M. (2003), « Le modèle de microsimulation Ines : un outil d'analyse des politiques socio-fiscales », *Dossiers Solidarité et Santé*, n° 3, pp. 23-43.

Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S. et Pesin F. (2002), « Présentation du modèle *Mésange* : Modèle Économétrique de Simulation et d'ANalyse Générale de l'Économie », *document de travail de la direction de la Prévision*, n° 1, mai.

Armington A. (1969), « The Geographic Pattern of Trade and the Effects of Price Changes », *IMF Staff Papers*, vol. 16, n° 2, pp. 179-201.

Arnaud F., Mordant G., Lhommeau B., Minodier C., Cachia F. et Tallet F. (2007), « Des prix constants aux prix chaînés : quelles conséquences ? », dossier pour la *Note de Conjoncture* de l'Insee de juin 2007, pp. 17-32.

Artus P., Deleau M. et Malgrange P. (1986), *Modélisation macroéconomique*, Economica, Paris.

Avouyi-Dovi S., Matheron J. et Fève P. (2007), « Les modèles DSGE : leur intérêt pour les banques centrales », *Bulletin de la Banque de France*, n° 161, pp. 41-54.

Baghli M., Brunhes-Lesage V., De Bandt O., Fraisse H. et Villette J.-P. (2003), « Le modèle de prévision Mascotte pour l'économie française : principales propriétés et résultats de variantes », *Bulletin de la Banque de France*, n° 118, pp. 63-86.

Bakhti J. et Sadiki M.A. (2007), « Modèle macro-économétrique à court et moyen termes

de l'économie marocaine », *Les Cahiers du Plan*, Haut Commissariat au Plan marocain, n° 12, mars-avril, pp. 30-37.

Bardaji J., de Loubens A. et Partouche H. (2010), « La maquette de prévision Opale 2010 », *document de travail de la direction générale du Trésor*, n° 2010/07.

Bardaji J., Sédillot B. et Walraet E. (2003), « Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation Destinie », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. 193-213.

Barlet M., Clerc M.-É., Garnero M., Lapègue V. et Marcus V. (2012), « La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro. Des intervalles de confiance pour contrôler les résultats variantiels », *Économie et Statistique*, ce numéro.

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

Beffy P.-O., Clavel L., Lalanne G., Marcus V., Ourliac B., Simon O., Sylvander M. et Tallet F. (2008), « encadré 1 : Post mortem France de la prévision de la Note de conjoncture de juin 2007 », encadré 1 du dossier « 2007, année de transition », *Note de conjoncture* de l'Insee de mars 2008, pp. 24-26.

Berthier J.-P. (2002), « 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 », *document de travail*, Insee, n° G2002/08.

- Berthier J.P. (2005)**, « Introduction à la pratique des indices statistiques - Notes de cours », *document de travail*, Insee, n° M 0503.
- Blanchard O.J. et Quah D. (1989)**, « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, n° 4, pp. 655-673.
- Blanchet D. (2001)**, « L'impact des changements démographiques sur la croissance et le marché du travail : faits, théorie et incertitudes », *Revue d'Économie Politique*, vol. 111, n° 4, pp. 511-564.
- Blanchet D., Buffeteau S., Crenner E. et Le Minez S. (2010)**, « Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », *document de travail*, Insee, n° G2010/13.
- Briard Ph., Féry P., Galko É., Guillerminet M.-L., Klein C. et Ollivier T. (2010)**, « Impacts macroéconomiques du Grenelle de l'Environnement », *Document de travail de la direction générale du Trésor*, n° 2010/06.
- Bricongne J.-C., Lapègue V. et Monso O. (2009)**, « La crise des subprimes : de la crise financière à la crise économique », dossier pour la *Note de conjoncture* de l'Insee de mars 2009, pp. 24-44.
- Brillet J.-L. (2008)**, « Modèles macroéconométriques pour le ministère des Finances polonais », *Courrier des statistiques*, n° 124, pp. 21-24.
- Burns A.F. et Mitchell W.C. (1946)**, *Measuring Business Cycle*, NBER.
- Cabannes P.-Y., Erkel-Rousse H., Lalanne G., Monso O. et Pouliquen E. (2010)**, « Le modèle Mésange réestimé en base 2000, Tome 2 – Version avec volumes à prix chaînés », *document de travail*, Insee, n° G2010/17.
- Carnot N. (2002)**, « MANEGE: A Small Macroeconomic Model of the French Economy », *Economic Modelling*, vol. 20, n° 1, pp. 69-92.
- Charemza W.W. et Deadman D.F. (1997)**, *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration, and Vector Autoregression*, 2e édition, Edward Elgar.
- Chari V.V., Kehoe P.J. et McGrattan E.R. (2008)**, « New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis », *NBER Working Paper*, n° 14313.
- Chauvin V., Dupont G., Heyer É., Plane M. et Timbeau X. (2002)**, « Le modèle France de l'OFCE, la nouvelle version : e-mod.fr », *Revue de l'OFCE*, n° 81, pp. 245-300.
- Chen B.P. et Frohn J. (2006)**, « On the Specification and Estimation of Large Scale Simultaneous Structural Macroeconometric Models », *Allgemeines Statistisches Archiv*, vol. 90, n° 1, pp. 9-25.
- Christ C.F. (1994)**, « The Cowles Commission's Contributions to Econometrics at Chicago, 1939-1955 », *Journal of Economic Literature*, vol. 32, n° 1, pp. 30-59.
- Colander D., Föllmer H., Haas A., Goldberg M., Juselius K., Kirman A., Lux T. et Sloth B. (2009)**, « The Financial Crisis and the Systemic Failure of Academic Economics », *Kiel Working Papers*, n° 1489.
- Coudin É. (2007)**, « Projections de population active 2006-2050 », *Insee Résultats*, Société, n° 63.
- Dées S. (1999)**, « The Role of External Variables in the Chinese Economy; Simulations from a Macroeconomic Model of China », *document de travail*, Cepii, n° 1999-09.
- Del Negro M., Schorfheide F., Smets F. et Wouters R. (2005)**, « On the Fit and Forecasting Performance of New-Keynesian Models », *European Central Bank Working Paper Series*, n° 491.
- Dervis K., de Melo J. et Robinson S. (1982)**, « General Equilibrium Models for Development Policy », Washington DC, World Bank et New York, Cambridge University Press.
- De Vroey M. et Malgrange P. (2007)**, « Théorie et modélisation macro-économiques, d'hier à aujourd'hui », *Revue Française d'Économie*, vol. 21, n° 3, pp. 3-38.
- Économie et Prévision (2008)**, « La modélisation macroéconomique DSGE », numéro spécial, n° 183-184, 2008/2-3.
- Ericsson N. et Irons L. (1995)**, « The Lucas Critique in Practice: Theory without Measurement », in K. Hoover (éd.), *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects*, Kluwer Academic Press, pp. 263-312.

- Erkel-Rousse H. et Garnero M. (2008)**, « Externalisation à l'étranger et performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne », in *Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 5/2008, sous la direction de L. Fontagné et G. Gaulier, pp. 103-131.
- Eyraud L. (2007)**, « Guide pratique des comptes chaînés », *document de travail de la DGTPE*, n° 2007/04.
- Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001)**, « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », *European Central Bank Working Paper Series*, n° 42.
- Fair R.C. (2004)**, *Estimating How The Macroeconomy Works*, Harvard University Press (pré-publication accessible sur <http://fairmodel.econ.yale.edu/rayfair/pdf/2003A.PDF>).
- Fair R.C. (2009)**, « Using a Macroeconometric Model to Analyze the 2008-2009 Recession and Thoughts on Macroeconomic Forecastability », Yale University, *mimeo* (<http://fairmodel.econ.yale.edu/rayfair%5Cpdf%5C2009a.pdf>).
- Favero C. et Hendry D. (1992)**, « Testing the Lucas Critique: A Review », *Econometric Reviews*, vol. 11, n° 3, pp. 265-306.
- Fève P. (2006)**, « La modélisation macro-économétrique dynamique », *Revue d'économie politique*, 2006/2, vol. 116, n° 2, pp. 147-197.
- Friedman M. (1968)**, « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, vol. 58, n° 1, pp. 1-17.
- Granger J. et Newbold P. (1974)**, « Spurious Regression in Econometrics », *Journal of Econometrics*, vol. 2, n° 2, pp. 111-120.
- Hansen L.P. et Heckman J.J. (1996)**, « The Empirical Foundations of Calibration », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, n° 1, pp. 87-104.
- Hervé K., Koske I., Pain N. et Sédillot F. (2007)**, « Globalisation and the Macroeconomic Policy Environment », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 552, OECD Publishing (<http://dx.doi.org/10.1787/185006265382>).
- Insee (2007)**, « Méthodologie des volumes en prix chaînés », note de la division des comptes trimestriels n° 20/DG75-G430 du 14 mai 2007, département des comptes nationaux, direction des études et synthèses économiques, accessible sur le site internet de l'Insee à l'adresse : http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat_trim/Pub_Meth/M%E9thodologie%20CT%20prix%20cha%EEn%E9s.pdf
- Klein L. (1950)**, « Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941 », Cowles Commission for Research in Economics, Monograph n° 11, Wiley, New York, Chapman & Hall, London.
- Klein C. et Simon O. (2010)**, « Le modèle Mésange réestimé en base 2000. Tome 1 - Version avec volumes à prix constants », *documents de travail de l'Insee* n° G2010/03, et de la DGTPE n° 2010/02.
- Kydland F. et Prescott E. (1977)**, « Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans », *Journal of Political Economy*, vol. 85, n° 3, pp. 473-492.
- Lalanne G. et Simon O. (2009)**, « Prix du pétrole, cours de l'euro et croissance », encadré de *L'Économie Française*, Édition 2009, pp. 26-28.
- Lapègue V. et Mauroux A. (2010)**, « Crise et dépendances », dossier pour la *Note de conjoncture* de l'Insee de juin 2010, pp. 21-34.
- Laxton D., Isard P., Faruqee H., Prasad E. et Turtelboom B. (1998)**, « MULTIMOD Mark III, The Core Dynamic and Steady-State Models », *IMF Occasional Paper*, n° 164.
- Legendre F., Lorgnet J.-P. et Thibault F. (2003)**, « Que peut-on retenir de l'expérience française en matière de microsimulation ? », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. I-XIV.
- Lequiller F. et Blades D. (2006)**, « Understanding National Accounts », OECD, ISBN 92-64-02566-9, 415 pages, accessible sur le site internet de l'OCDE (www.oecd.org/dataoecd/37/12/38451313.pdf).
- Lévy-Garboua V. (1992)**, « Pourquoi la prévision modélisée déçoit-elle ? », *Revue Économique*, vol. 43, n° 4, Les métiers de l'économiste au service de la décision : le congrès de l'Association française de science économique, pp. 591-601.
- Lucas R.E. Jr. (1976)**, « Econometric Policy Evaluation: A Critique », in Bruner K. et Meltzer A., éd., *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public

Policy, vol. 1, Issue 1, Amsterdam: North-Holland, pp. 19-46.

Lucas R.E. Jr. et Sargent T. (1979), « After Keynesian Macroeconomics », *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, vol. 3, n° 2, pp. 1-16.

Malinvaud E. (1991), *Voies de la recherche macro-économique*, éditions Odile Jacob, 507 pages.

Malinvaud E. (2007), « Quelle place donner maintenant à la macroéconomie dans l'enseignement de l'économétrie ? », *Revue d'Économie Politique*, 2007/3, vol. 117, pp. 411-430.

Mankiw N.G. (1990), « A Quick Refresher Course in Macroeconomics », *Journal of Economic Literature*, vol. 28, n° 4, December, pp. 1645-1660.

Mankiw N.G. (2006), « The Macroeconomist as Scientist and Engineer », *NBER Working Paper*, n° 12349, June, 26 pages.

Monfort A. (1992), « Quelques développements récents des méthodes macroéconométriques », *L'actualité économique*, vol. 68, n° 1-2, pp. 305-324.

Naylor T.H., Seaks T. et Wichern D. (1972), « Box-Jenkins Methods: An Alternative to Econometric Models », *International Statistical Review*, vol. 40, n° 2, pp. 123-137.

NIESR, « Macroeconomics and Forecasting », présentation du modèle NiGEM sur le site

du NIESR (<http://www.niesr.ac.uk/research/researchniesr2.1.php>).

Orcutt G.H. (1957), « A New Type of Socio-Economic System », *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, n° 2, pp. 116-123.

Ouvrard J.-F., Rathelot R. et Simon O. (2008), « Retournement démographique et chômage : quels enseignements des modèles macroéconomiques ? », *Revue Économique*, vol. 59, n° 5, pp. 973-993.

Pirotte A. (2004), *L'économétrie : des origines aux développements récents*, CNRS éditions.

Poubelle V. (2006), « Prisme, le modèle de la Cnav », *Retraite et société*, 2006/2, n° 48, pp. 202-215.

Sims C. (1980), « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, vol. 48, n° 1, pp. 1-48.

Sims C. (1982), « Policy Analysis with Econometric Models », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 13, n° 1, pp. 107-164.

Tinbergen J. (1939), « Statistical Testing of Business Cycle Theories », vol. 2, *Business Cycles in the United States of America, 1919-1932*, Genève, League of Nations.

Wallis K. (1980), « Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis », *Econometrica*, vol. 48, n° 1, pp. 49-73.

DES MODÈLES PLUS COMPLÉMENTAIRES QUE SUBSTITUABLES

Les limitations des modèles néo-keynésiens ont été décrites dans cet article. Les modèles macroéconomiques plus récents ont eux aussi leurs avantages et leurs inconvénients. On évoque ici quelques aspects pratiques contribuant à expliquer pourquoi ces modèles sont utilisés comme outils complémentaires des modèles néo-keynésiens dans les administrations économiques mais ne s'y sont pour l'instant pas purement et simplement substitués. Les avantages de ces nouveaux modèles ont été décrits dans le corps du texte. Ils ne sont que brièvement rappelés dans cette annexe. Les aspects abordés ici se concentrent davantage sur les principales limitations rencontrées dans l'utilisation de ces modèles, particulièrement pour l'économiste praticien.

Les modèles VAR (vectoriels auto-régressifs) constituent une réponse au reproche fait par Sims (1980, 1982) aux modèles néo-keynésiens d'être excessivement contraints, par des restrictions souvent posées *a priori* et jugées pas toujours crédibles. Ainsi, en principe, un modèle VAR ne contient au départ que des variables endogènes (à une tendance temporelle linéaire éventuelle et quelques variables muettes près), donc autant d'équations que de variables. La structure des retards de ces variables est la même pour toutes, dans l'ensemble des équations du modèle (même nombre de retards, spécification « sans trous »). Si l'on suit rigoureusement Sims, seuls des tests de spécification (sur le nombre de retards, le caractère endogène ou non de telle ou telle variable, ou toute autre contrainte d'exclusion) sont susceptibles de légitimer l'introduction de restrictions à partir de cette structure très générale.

Toutefois, la structure non contrainte d'un modèle VAR conduit à une croissance très rapide du nombre de paramètres pour chaque variable supplémentaire introduite. Par conséquent, on se heurte assez vite à des problèmes d'identification. Dès lors, la taille des modèles VAR doit en pratique être limitée. Le nombre de variables prises en compte dans le VAR non contraint de départ atteint rarement la dizaine (ou bien des contraintes d'exclusion sont posées *a priori*). En définitive, les modèles VAR(S) (pour VAR ou VARS) apparaissent donc aussi contraints que les modèles néo-keynésiens, par des conventions différentes mais pas forcément plus convaincantes (cf. Malinvaud, 2007). Conséquence de leur structure finalement particulière, Fève (2006) indique que la spécification VAR(S) conduit parfois à des biais importants. Pour illustrer ce problème, il exhibe un VARS aboutissant à l'identification d'une réponse à un choc en désaccord avec le modèle structurel ayant servi à générer les données utilisées pour son estimation. Enfin, si la structure récursive des modèles permet de les utiliser aisément en prévision, l'horizon de prévision ne doit pas être trop lointain car ce type de modèle fournit à long terme des prévisions peu « informatives » (car correspondant à des valeurs moyennes) (cf. Fève, 2006).

En pratique, les modèles VAR(S) sont bien adaptés à l'étude de questions particulières, chaque question appelant la prise en compte de variables différentes et, donc, l'estimation d'un modèle spécifique. *A contrario*, ils ne permettent pas de traiter un large éventail de questions, contrairement aux modèles néo-keynésiens. Ils leur sont donc plus complémentaires que substituables dans un contexte opérationnel.

Les modèles DSGE (modèles d'équilibre général dynamiques stochastiques), quant à eux, répondent au souhait de travailler sur des outils microfondés afin de mieux maî-

triser leurs propriétés et, en particulier, de mieux identifier les paramètres structurels de l'économie représentée. La contrepartie logique de leur cohérence théorique est qu'ils sont contraints par le cadre d'optimisation sous-jacent aussi bien à court terme qu'à long terme. Il en résulte souvent des difficultés d'ajustement aux évolutions macroéconomiques observées, sauf à opter pour des valeurs de certains paramètres particulières auxquelles il n'est pas forcément facile d'adhérer (cf. Avouyi-Dovi *et al.*, 2007) ou à multiplier le nombre de paramètres. Le risque est alors que certains d'entre eux ne soient pas véritablement structurels, ce que suggère l'observation fréquente d'instabilité dans le temps de paramètres de modèles DSGE. C'est l'une des raisons pour lesquelles Chari *et al.* (2008) estiment que les DSGE ne sont pas encore des outils utiles pour l'analyse des politiques économiques. Or, ces modèles n'échappent à la critique de Lucas que si leurs paramètres sont réellement structurels. En outre, les programmes d'optimisation microéconomique dont découlent les spécifications des modèles DSGE aboutissent à des formes fonctionnelles complexes induisant rapidement des problèmes de résolution et d'identification.

En pratique, la résolution de ces difficultés passe par le choix d'hypothèses microéconomiques simplificatrices pas toujours convaincantes, ainsi que par la limitation de la taille de ces modèles et, donc, de la richesse de leurs mécanismes. Même dans le cas de modèles relativement petits, l'inférence statistique reste délicate. On compte un grand nombre de DSGE totalement ou largement calibrés. Le calibrage des paramètres se fonde sur des résultats de travaux économétriques antérieurs, souvent microéconométriques. Or, l'utilisation de paramètres microéconomiques en macroéconomie est délicate (cf. Hansen et Heckman, 1996, Colander *et al.*, 2009).

La recherche visant à développer les techniques d'estimation adaptées à ces modèles est très active. Toutefois, les techniques existantes conduisent encore parfois à des estimateurs assez peu précis ou contiennent une part d'arbitraire (calibrage partiel, introduction d'*a priori* dans les lois des paramètres en cas d'estimation bayésienne, appui sur des modèles VAR qui peuvent être eux-mêmes biaisés, etc.) - cf. Del Negro *et al.* (2005) et Fève (2006). Ce dernier présente un comparatif très intéressant des mérites et limites des différents types de modèles macroéconomiques (modèles néo-keynésiens, VAR, VARS et DSGE). Il donne notamment des explications très précises sur les raisons de la délicate estimation des modèles DSGE et expose et compare les différentes méthodes d'estimation existantes.

Si elles ne préjugent pas de l'intérêt de ces modèles pour la recherche académique et pour leurs perspectives de développement opérationnel futur, ces difficultés constituent pour l'instant des inconvénients significatifs pour une utilisation systématique en milieu opérationnel.

Au total, aucun type de modèle, qu'il soit de type néo-keynésien, VAR(S), DSGE ou autre, ne constitue l'outil idéal pour le praticien, susceptible de remplacer tous les autres. En revanche, chacun apporte une contribution spécifique intéressante à l'analyse. Dès lors, il n'est pas étonnant que le macroéconomiste en milieu opérationnel combine ces différents outils en fonction des problèmes qu'il a à résoudre et continue à utiliser, parmi d'autres outils, des modèles néo-keynésiens.

PASSAGE AUX VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS DANS LES COMPTES NATIONAUX ET ADAPTATION DU CADRE COMPTABLE DU MODÈLE *MÉSANGE*

Volumes à prix constants et volumes à prix chaînés en comptabilité nationale

La notion de volume permet de *comparer dans le temps* l'évolution de grands agrégats macroéconomiques, la consommation des ménages par exemple, en s'abstrayant autant que possible de l'évolution des prix, qui est considérée comme un pur effet de valorisation. L'intuition sous-jacente consiste à s'approcher d'une notion de quantité. Cependant, pour un agrégat tel que la consommation des ménages, il n'est pas concevable d'additionner des quantités hétéroclites. La solution consiste à utiliser un système de prix pour agréger les quantités qui peuvent être définies au niveau d'un produit élémentaire. Le principe consiste alors à distinguer l'évolution en valeur des agrégats venant de la hausse des quantités élémentaires de celle venant des prix : il s'agit du *partage volume-prix*.

Par souci de simplification, on décrit ici les grands principes de ce partage dans la comptabilité nationale française annuelle.

Pour mémoire, on présente dans un premier temps le partage volume-prix utilisé dans la comptabilité avec volumes à prix constants. On note 0 l'année de base des comptes (au moment de la réestimation de *Mésange*, il s'agissait de l'année 2000) et t l'année courante. Par exemple, soit C la consommation des ménages, composée de I produits élémentaires (carottes, choux, ordinateurs, etc.) indexés par i . Les prix élémentaires sont notés p , les quantités élémentaires q . L'évolution de la valeur de l'agrégat C entre l'année de base 0 et l'année t se décompose de la manière suivante :

$$\frac{Val_t(C)}{Val_0(C)} = \frac{\sum_{i=1}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_0(i)} = \frac{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_0(i)} \frac{\sum_{i=1}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_t(i)}$$

Le premier terme du membre de droite correspond à l'évolution liée aux quantités et le second terme à l'évolution liée aux prix élémentaires. Plus précisément, le premier terme est l'indice de volume à prix constants de Laspeyres. Il se réécrit :

$$IndVol_t(C) = \frac{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_0(i)}{\sum_{k=1}^I p_0(k)q_0(k)} \frac{q_t(i)}{q_0(i)}$$

L'évolution de l'indice de volume à prix constants est donnée par celles des quantités élémentaires pondérées par leur part en valeur dans l'agrégat à l'année de base. Le volume à prix constants est ensuite obtenu en multipliant la valeur à l'année de base (également égale au volume cette année-là) par l'indice de volume. Par conséquent, le volume à prix constants s'écrit :

$$Vol_t(C) = \sum_{i=1}^I p_0(i)q_t(i) \quad (VP0)$$

De (VP0) il résulte immédiatement que le volume à prix constant $Vol_t(C)$ d'un total (C) est égal à la somme des volumes de ses composantes $Vol_t(C) = p_0(i)q_t(i)$, $i = 1, \dots, I$.

Dans les comptes avec volumes à prix chaînés, le partage volume-prix est effectué de la même façon, mais en décomposant spécifiquement à chaque période :

$$\frac{Val_t(C)}{Val_{t-1}(C)} = \frac{\sum_{i=1}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)} = \frac{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)} \frac{\sum_{i=1}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_t(i)}$$

Le premier terme du membre de droite constitue l'indice de volume à prix chaînés. Celui-ci se réécrit :

$$IndVCh_t(C) = \frac{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)}{\sum_{k=1}^I p_{t-1}(k)q_{t-1}(k)} \frac{q_t(i)}{q_{t-1}(i)}$$

L'évolution de l'indice de volume à prix chaînés est donnée par celles des quantités élémentaires pondérées par leur part dans l'agrégat à l'année précédente. Le volume à prix chaînés est obtenu en multipliant la valeur de l'année de base par tous les indices chaînés entre les années 0 et t :

$$VCh_t = IndVCh_t VCh_{t-1} = IndVCh_t IndVCh_{t-1} \dots IndVCh_1 Val_0 \quad (VPCH)$$

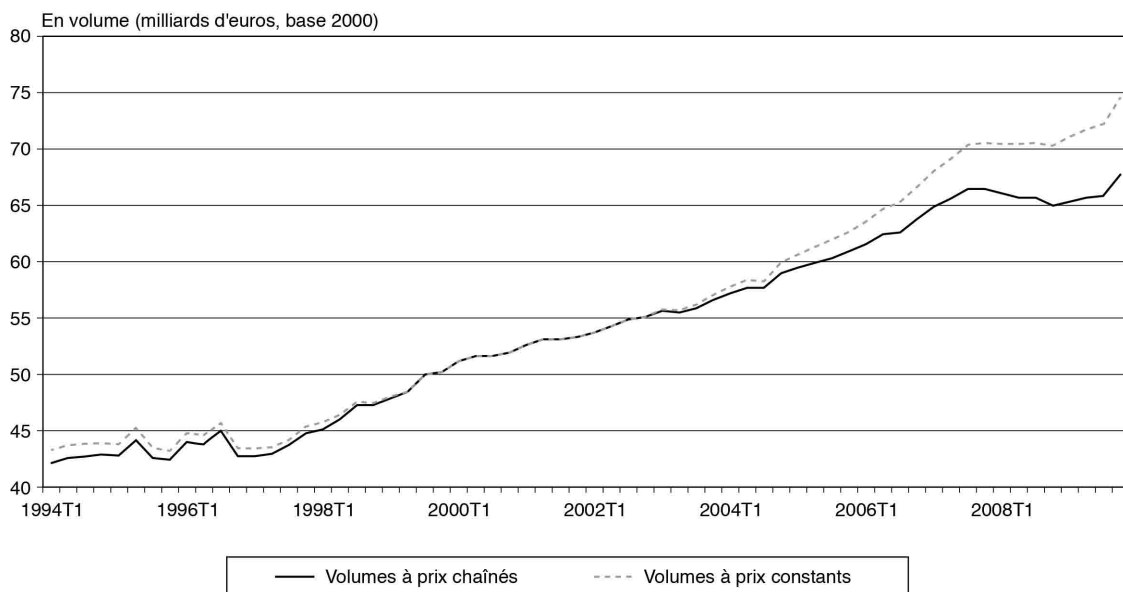
Ici, le volume à prix chaîné du total C ne s'exprime pas comme la somme des volumes à prix chaînés de ses composantes, ce qui constitue une complication pour le modélisateur. En revanche, l'apport de la comptabilité à prix chaînés est de mieux prendre en compte les déformations structurelles des grands agrégats, car la structure de pondérations utilisée pour calculer les évolutions en volume est celle de l'année précédente et non celle de l'année de base. Par conséquent, plus l'année courante est éloignée de l'année de base, plus les deux partages volume-prix (à prix constants ou à prix chaînés) diffèrent.

Les calculs des volumes à prix chaînés sont plus complexes en périodicité trimestrielle, les systèmes de prix utilisés pour le partage volume-prix ne changeant qu'au premier trimestre de chaque année et non pas à chaque trimestre - cf. Insee (2007). Cependant, cela ne remet pas en cause les principes généraux d'élaboration de ces volumes expliqués ici.

Deux illustrations

L'écart pouvant survenir entre le volume à prix constants et le volume à prix chaînés d'un même agrégat est particulièrement prononcé dans l'exemple de la consommation manufacturière au fur et à mesure que l'on s'éloigne de l'année de base (cf. graphique A). Au cours de l'année 2008, les évolutions sont même qualitativement différentes (stabilisation pour le volume à prix constants, léger repli pour le volume à prix chaînés). Toutefois, à un niveau de décomposition des produits relativement agrégé, les écarts entre volumes à prix constants et à prix chaînés sont souvent plus limités. Ils sont très faibles pour de nombreuses variables du modèle *Mésange*.

Graphique A
Consommation en produits manufacturés



Lecture : l'évolution du volume de la consommation en produits manufacturés à prix constants diffère de celle du volume à prix chaînés de cet agrégat, particulièrement en fin de période.

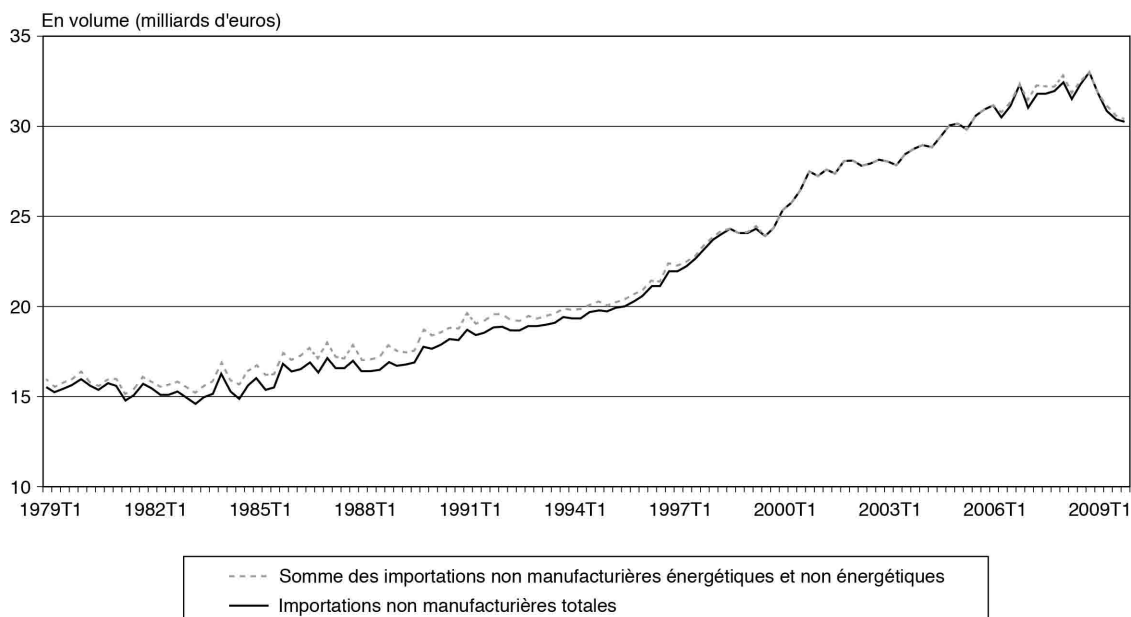
Champ : France entière.

Source : Insee, comptes nationaux trimestriels.

En volumes à prix chaînés, la somme des composantes d'un agrégat n'est pas exactement égale à l'agrégat lui-même (cf. graphique B sur l'exemple du

volume des importations non manufacturières). Dans un grand nombre de cas, comme celui-ci, l'écart reste limité.

Graphique B
Écart entre un agrégat et la somme de ses composantes en volumes à prix chaînés : l'exemple des importations non manufacturières



Lecture : le volume à prix chaînés des importations non manufacturières diffère quelque peu de la somme de ses composantes.

Champ : France entière.

Source : Insee, comptes nationaux trimestriels.

L'adaptation du cadre comptable de *Mésange* dans sa version avec volumes à prix chaînés

Devant la nécessité d'adapter le cadre comptable d'un modèle lors du passage des comptes nationaux des volumes à prix constants à des volumes à prix chaînés, deux solutions se présentent :

1. faire l'approximation que la propriété d'additivité reste valable avec les volumes à prix chaînés et laisser le cadre comptable du modèle inchangé ou presque, en redéfinissant certains agrégats à partir des égalités comptables additives (par exemple, les variations de stocks peuvent être définies comme solde dans l'approche emploi du PIB) ou en ajoutant un résidu « comptable » aux équations comptables additives appliquées à l'ensemble des variables définies sur les données chaînées ;

2. reconstruire entièrement le cadre comptable du modèle en calculant rigoureusement les volumes à prix chaînés.

La solution 1 est beaucoup plus simple à mettre en œuvre que la solution 2. Cette dernière conduit à alourdir le cadre comptable et demande un investissement notable en termes de codage informatique. Cependant, la solution 1 aboutit à effectuer des approximations dont l'ampleur en prévision n'est pas contrôlée. Dès lors, la solution privilégiée dépend des caractéristiques et des utilisations du modèle.

Les modèles multinationaux ont pour la plupart été adaptés aux volumes à prix chaînés par la solution 1. C'est ce qui semble avoir été fait pour le modèle multinational *Interlink* de l'OCDE, Lequiller et Blades (2006) mentionnant (page 57) que, si le modèle conserve des relations comptables additives, les séries sont calculées de manière rigoureuse pour correspondre aux comptes nationaux publiés. Pour ces modèles de grande taille, la solution 2 conduit en effet à un alourdissement du modèle dont le coût (en termes de temps d'adaptation, de risques d'erreurs et de complexité du résultat) peut vite devenir prohibitif. Bien plus, les comptes nationaux des pays ne sont pas élaborés selon des méthodologies parfaitement identiques. Dès lors, un traitement rigoureux des équations comptables en volume des modèles multinationaux nécessiterait des calculs individualisés selon les pays pour tenir compte des différences de méthodologies d'un pays à l'autre dans les opérations intermédiaires de « déchaînement » permettant de calculer les volumes aux prix de l'année précédente qui, eux, sont additifs. Le traitement rigoureux des zones géographiques constituées d'agrégations de pays serait particulièrement délicat. Dans ce contexte, la solution 1 paraît la plus réaliste.

À l'inverse, le modèle *Opale* de la direction générale du Trésor a été modifié en mettant en place la solution 2 - cf. Bardaji *et al.* (2010). Ce modèle est de petite taille, ce qui limite l'ampleur du travail nécessaire à l'adaptation du cadre comptable. En outre, il s'agit d'un modèle national centré sur l'économie française, de sorte que la méthodologie sous-jacente au calcul de l'ensemble des séries du modèle est bien connue de l'équipe de modélisation et parfaitement homogène. Ce sont là des conditions idéales pour l'application de

la solution 2. Concernant un modèle national de taille encore limitée comme *Mésange*, c'est également la solution 2 qui a paru la plus adaptée. Concrètement, le cadre comptable sur les volumes à prix chaînés repose sur l'additivité des volumes aux prix de l'année précédente. Le volume au prix de l'année précédente est homogène à un volume à prix constants dans un cadre où le système de prix serait donné par les prix chaînés moyens de l'année précédente. Comme les volumes à prix constants sont additifs, les volumes aux prix de l'année précédente le sont aussi. Puisqu'il est relativement aisé de passer d'un volume à prix chaînés à un volume aux prix de l'année précédente, le principe du cadre comptable est le suivant :

1. convertir les volumes à prix chaînés en volumes aux prix de l'année précédente ;
2. sommer ces volumes aux prix de l'année précédente ;
3. convertir la somme en volumes à prix chaînés.

En reprenant l'exemple de la consommation, on cherche à obtenir le volume à prix chaînés de la consommation C à partir des valeurs et des volumes à prix chaînés de C_1 et C_2 et de l'ensemble des données passées. La première étape consiste à obtenir le volume aux prix de l'année précédente pour C_1 et C_2 . Par exemple, pour C_1 :

$$VAP^T(C_1) = VCh^T(C_1) \cdot P^{A-1}(C_1) \quad (VAP)$$

où $VAP^T(C_1)$ désigne le volume trimestriel aux prix de l'année précédente de C_1 et $P^{A-1}(C_1)$ le prix de l'année précédente, qui est lui-même donné par :

$$P^{A-1}(C_1) = \frac{Val^{A-1}(C_1)}{VCh^{A-1}(C_1)} \quad (P^{A-1})$$

l'exposant $A-1$ se référant à la grandeur annuelle de l'année précédente et l'exposant T au trimestre d'intérêt (de l'année A). L'équation (VAP) indique que le volume à prix chaînés correspond au volume évalué aux prix de l'année précédente duquel il faut retirer l'évolution de l'indice de prix chaîné entre l'année précédente et l'année de base. Cette équation décrit en fait le dernier « maillon » du chaînage. L'équation (P^{A-1}) définit le prix moyen de l'année précédente comme le ratio entre la valeur et le volume à prix chaînés, tous deux considérés sur l'ensemble de l'année précédente.

La deuxième étape équivaut simplement à sommer les volumes aux prix de l'année précédente :

$$VAP^T(C) = VAP^T(C_1) + VAP^T(C_2)$$

La dernière étape consiste à obtenir $VCh^T(C)$ à partir de $VAP^T(C)$. À cette fin, les équations (VAP) et (P^{A-1}) sont appliquées à l'agrégat C .

Ainsi, si K désigne le nombre d'agrégats apparaissant initialement dans le cadre comptable en volume, il a fallu ajouter $2K$ variables et $2K$ équations au modèle. En combinant les équations (VAP) et (P^{A-1}), on peut se limiter à l'ajout de K équations et K variables. Quelle que soit l'option choisie, le passage aux volumes à prix chaînés constitue inévitablement un investissement conséquent.

LA RELECTURE DES PRÉVISIONS CONJONCTURELLES COURANTES À TRAVERS L'EXERCICE D'INVERSION

Exposition du cadre sous-jacent : un modèle macroéconométrique

Soit un modèle macroéconométrique (M) tel *Mésange* s'écrivant de manière stylisée comme suit :

$$(M) \quad \begin{cases} f(\underline{V}_t) = \varepsilon_t \\ g(\underline{V}_t) = 0 \end{cases}$$

où $\underline{V}_t = (V_t, V_{t-1}, \dots, V_{t-r})$ est un vecteur ligne englobant les valeurs présentes (V_t) et retardées de toutes les variables observables du modèle (résidus exclus), r désignant le nombre de retards maximal des variables dans le modèle. f est une fonction de dimension $(e, 1)$ empilant les e équations économétriques du modèle. Les lois économiques sous-jacentes prévoient que $f(\underline{V}_t)$ soit proche de 0. ε_t est un vecteur colonne empilant les résidus de ces e équations. Ces résidus mesurent les écarts aux lois économiques estimées. g est une fonction de dimension $(c, 1)$ englobant l'ensemble des c équations comptables du modèle. Par souci de simplification, on désigne sous cette expression toutes les équations du modèle qui ne sont pas estimées économétriquement (identités). On englobe ainsi les équations comptables au sens défini dans la première partie du texte, ainsi que les équations techniques.

Dans la structuration usuelle du modèle (hors inversion), V_t se compose d'un certain nombre de variables exogènes Z_t (par définition déterminées hors modèle) et de n variables endogènes Y_t :

$$Y_t = \begin{pmatrix} Y_t^e \\ Y_t^c \end{pmatrix}, \quad \begin{matrix} (1, n) \\ (1, e) \quad (1, c) \end{matrix}$$

Y_t^e regroupant les e variables déterminées par les équations économétriques et Y_t^c les c variables déterminées par les équations comptables.

En simulation (projections, variantes), les composantes du vecteur des résidus ε_t sont traitées comme des exogènes et le libre jeu du modèle détermine, à chaque trimestre t , Y_t à partir de Z_t , \underline{V}_{t-1} et ε_t .

Principe des exercices d'inversion réalisés à l'Insee

Les exercices d'inversion réalisés à l'Insee consistent à examiner si les prévisions provisoires des conjoncturistes de l'institut, obtenues hors modèle *Mésange*, sortent ou non confortées d'une confrontation avec les comportements macroéconomiques standard tels que décrits dans *Mésange*.

Les prévisions provisoires des conjoncturistes résultent en partie d'une approche athéorique du type de celle recommandée par le *National Bureau of Economic Research* - NBER (cf. Burns et Mitchell, 1946). Les principaux agrégats économiques tirés des comptes nationaux trimestriels sont prolongés à l'horizon de H trimestres à l'aide de divers indicateurs avancés (quantitatifs ou tirés d'enquêtes de conjoncture) qui leur sont fortement corrélés, par des modèles dits d'étaonnages. Quelques équations inspirées de modèles

macroéconomiques sont également utilisées. Les conjoncturistes obtiennent ainsi un premier jeu de prévisions, par nature non équilibrées (au sens où les équations comptables ne sont pas vérifiées), puisque chaque agrégat a été prolongé séparément des autres. Une mise en cohérence est effectuée par un processus de mise en commun des informations et de dialogue entre les conjoncturistes. Le résultat de cette mise en cohérence est consigné dans un « garde-fou » conjoncturel. Celui-ci se présente, en simplifiant et en reprenant les notations du début de la présente annexe, comme un vecteur \underline{V}_{T+H} contenant les séries des principaux agrégats macroéconomiques publiées sur la période historique $1, \dots, T$ et prolongées sur la période de prévision $T + 1, \dots, T + H$. Ces prolongements s'appuient sur des hypothèses portant sur l'environnement international (demande mondiale adressée à la France, taux de change, prix du baril de pétrole, etc.) et sur la politique monétaire (évolution des taux d'intérêt), qui sont des variables exogènes dans *Mésange*. Par construction, le garde-fou est équilibré : \underline{V}_{T+H} vérifie les égalités comptables $g(\underline{V}_{T+H}) = 0$.

Confronter le garde-fou conjoncturel \underline{V}_{T+H} aux comportements macroéconomiques standard tels que décrits par le modèle macroéconométrique (M) consiste donc à vérifier l'ampleur ε_{T+H} de l'écart à 0 de $f(\underline{V}_{T+H})$. Si le modèle a été estimé sur la période $1, \dots, T$, la partie de ce vecteur d'écart relative à la période $1, \dots, T$ (ε_t) est identique au vecteur des résidus d'estimation des équations économétriques, aux révisions des comptes nationaux près depuis l'estimation du modèle. Ce sont les écarts calculés sur la période de prévision qui sont les plus intéressants à examiner. En effet, ils montrent en quoi les prévisions des conjoncturistes sont plus ou moins cohérentes avec les lois économiques synthétisées dans les équations de comportement du modèle, selon que ces écarts sont plus ou moins éloignés de 0. En cas d'écart proche de 0, il y a cohérence des prévisions consignées dans le garde-fou conjoncturel avec les comportements consignés dans le modèle. Au contraire, un écart important peut alerter le conjoncturiste et l'amener à modifier certaines de ses prévisions s'il ne dispose pas par ailleurs d'informations non prises en compte dans le modèle qui puissent justifier le signe et l'ampleur de l'écart constaté. Ainsi, la confrontation du garde-fou conjoncturel au modèle macroéconomique permet de consolider la prévision finale en croisant deux approches différentes : l'approche en partie athéorique de type NBER (représentée par les modèles d'étaonnages) et une approche plus théorique descendante directe de l'école de la *Cowles Commission* - cf. Christ (1994) et Monfort (1992).

Techniquement, l'exercice d'inversion tire sa dénomination du fait que les statuts de Y_t^e et de ε_t sont inversés durant son déroulement : les e variables contenues dans Y_t^e sont traitées comme des variables exogènes (puisqu'elles sont déterminées hors modèle, par les conjoncturistes), tandis que les e résidus englobés dans ε_t sont endogénéisés. Les équations comptables $g(\underline{V}_{T+H}) = 0$ sont vérifiées par construction du garde-fou conjoncturel, qui est équilibré : à partir des valeurs retardées \underline{Y}_{t-1}^c et des variables exogènes du modèle « inversé » $(\underline{Y}_t^e, \underline{Z}_t)$, les équations comptables du modèle aboutissent aux valeurs Y_t^c du garde-fou

conjoncturel. Les équations économétriques des composantes de Y_t^e servent quant à elles à calculer les écarts de ces dernières aux lois économiques synthétisées par le modèle : $\varepsilon_t = f(\underline{V}_t), \forall t = 1, \dots, T + H$. De par la structure du modèle, ces écarts calculés par le jeu du modèle bouclé (c'est-à-dire considéré globalement) sont identiques à ceux résultant d'une inversion séparée de chaque équation économétrique. On peut se centrer sur les équations économétriques qui intéressent le plus le conjoncturiste et, pour chacune d'entre elles (désignée par l'indice i), calculer l'écart entre la valeur dans le garde-fou conjoncturel de la variable $Y_t^e(i)$ associée à cette équation et celle résultant de la loi économique contenue dans l'équation :

$$\varepsilon_t(i) = f_i(\underline{V}_t), \forall t = 1, \dots, T + H.$$

Présentation des résultats des exercices d'inversion

Plutôt qu'examiner des vecteurs d'écarts, peu lisibles, on préfère formuler chaque équation économétrique « inversée » sous forme d'une analyse de contributions.

En pratique, les équations économétriques « inversées » :

$$f_i(\underline{V}_t) = \varepsilon_t(i)$$

peuvent être reformulées sous forme de modèles à correction d'erreur soit, en reprenant les notations de l'encadré 2 :

$$\Phi_j(L)y_t^e(i) = \sum_{k=1}^{K_j} \Phi_{k,i}(L)x_t^k(i) + \varepsilon_t(i),$$

d'où l'on déduit la décomposition de l'évolution de $Y_t^e(i)$ en fonction de celles de ses principaux déterminants ($X_t^k(i)$) (exogènes ou endogènes) et du résidu $\varepsilon_t(i)$, pour tout $t = 1, \dots, T + H$:

$$\begin{aligned} \Delta y_t^e(i) &= \Phi_j(L)^{-1} \Phi_{1,i}(L) \Delta x_t^1(i) + \dots + \Phi_j(L)^{-1} \Phi_{K,i}(L) \Delta x_t^K(i) \\ &+ \Phi_j(L)^{-1} \Delta \varepsilon_t(i) \end{aligned} \quad (c_j)$$

Les décompositions (c) sont ensuite représentées graphiquement, ce qui permet de visualiser immédiatement les écarts susceptibles de poser question sur la période de prévision.

MODALITÉS PRATIQUES DE L'EXERCICE DE *POST MORTEM*

En pratique, la réalisation de l'exercice de *post mortem* s'effectue en quatre étapes (cf. tableau). Certaines de ces étapes comportent une inversion du modèle ou une analyse de contributions sur période historique à partir de ses équations de comportement (cf. encadré 2 et annexe 3). Les comparaisons entre les étapes successives du *post mortem* permettent d'isoler successivement chacune des trois sources d'écart entre les prévisions du garde-fou conjoncturel de juin pour l'année *N* et les réalisations correspondantes publiées, notamment, dans les comptes trimestriels de mars *N* + 1.

- La première étape du *post mortem* consiste à réaliser une inversion sur le garde-fou conjoncturel définitif de juin de l'année *N* pour obtenir un jeu de cales correspondant. Cette étape est en principe réalisée au mois de juin de l'année *N* ;
- dans la deuxième étape est créée une première base de données intermédiaire constituée des mêmes variables que le garde-fou de juin de l'année *N*, mais où les données des comptes trimestriels ne sont plus celles observées en juin de l'année *N* mais celles connues en mars de l'année *N* + 1 jusqu'au premier trimestre de l'année *N*. Les prolongements de ces variables à compter du deuxième trimestre de l'année *N* reprennent, quant à eux, les hypothèses sur les variables d'environnement faites lors de la prévision de juin de l'année *N*, ainsi que le jeu de cales issu de l'inversion effectuée dans la première étape du *post mortem*. Le modèle *Mésange* est simulé à partir de cette première base intermédiaire pour en déduire de nouvelles valeurs prévues pour les variables endogènes (PIB particulièrement) sur les trois derniers trimestres de l'année *N*. Les écarts entre les prévisions de PIB références de la première étape

(celles du garde-fou définitif de juin de l'année *N*) et celles issues de *Mésange* à partir de la première base intermédiaire proviennent d'une seule source : les révisions des comptes trimestriels ;

- dans la troisième étape, une seconde base intermédiaire est créée à partir de la première en remplaçant les prévisions sur les variables d'environnement par leurs réalisations sur l'année *N* telles qu'observées en mars de l'année *N* + 1, toutes choses égales par ailleurs à la première base intermédiaire. Les écarts entre les simulations du modèle *Mésange* sur ces deux bases intermédiaires sont exclusivement dus aux erreurs de prévision sur les variables d'environnement. Il est possible d'obtenir un diagnostic plus fin en ne changeant que certaines hypothèses de cet environnement ;
- enfin, dans la quatrième et dernière étape du *post mortem*, on effectue une inversion de la base contenant les réalisations des variables d'environnement et des variables endogènes observées dans les comptes trimestriels. On obtient ainsi un nouveau jeu de cales sur l'année *N*. Les écarts entre les chiffres de croissance du PIB obtenus dans la troisième étape et dans la quatrième étape (chiffres de croissance publiés dans les comptes trimestriels de mars *N* + 1) sont imputables aux deux jeux de cales différents qui sont utilisés dans ces deux étapes. Ces écarts reflètent les « erreurs » sur les « comportements » des agents économiques, au sens économétrique du terme. Comme pour l'étape précédente, il est possible d'obtenir une image plus précise des comportements s'étant écartés de la prévision en ne remplaçant qu'une partie du jeu de cales et en simulant le modèle.

Tableau
Les quatre étapes d'un exercice de *post mortem*

| Étape | Source des agrégats macroéconomiques nationaux | Variables d'environnement international et de politique économique | Jeu de cales (erreurs sur les comportements des agents) | Opérations effectuées | Décomposition des écarts entre prévision et réalisation |
|-------|---|--|--|--|--|
| 1 | Comptes trimestriels publiés en mai de l'année <i>N</i> (1 ^{ers} résultats du 1 ^{er} trimestre de l'année <i>N</i>) + prévisions effectuées en juin de l'année <i>N</i> des trimestres 2 à 4 de l'année <i>N</i> | Observations jusqu'au 1 ^{er} trimestre de l'année <i>N</i> + prévisions effectuées en juin de l'année <i>N</i> des trimestres 2 à 4 de l'année <i>N</i> | Jeu de cales issu de l'inversion du garde-fou conjoncturel de juin de l'année <i>N</i> | Inversion du garde-fou conjoncturel de juin de l'année <i>N</i> | |
| 2 | Comptes trimestriels publiés en février de l'année <i>N</i> + 1 (1 ^{ers} résultats du 4 ^e trimestre de l'année <i>N</i>) jusqu'au 1 ^{er} trimestre de l'année <i>N</i> + prévisions effectuées en juin de l'année <i>N</i> des trimestres 2 à 4 de l'année <i>N</i> | <i>Idem</i> étape 1 | <i>Idem</i> étape 1 | Simulation(s) de <i>Mésange</i> | 2 / 1 : effet révision des comptes trimestriels sur le passé |
| 3 | <i>Idem</i> étape 2 | Réalisation des variables d'environnement disponibles courant mars de l'année <i>N</i> + 1 | <i>Idem</i> étape 1 | Simulation(s) de <i>Mésange</i> | 3 / 2 : impact des erreurs sur les hypothèses d'environnement |
| 4 | Comptes trimestriels publiés en février de l'année <i>N</i> + 1 (1 ^{ers} résultats du quatrième trimestre de l'année <i>N</i>) jusqu'au 4 ^e trimestre l'année <i>N</i> | <i>Idem</i> étape 3 | Jeu de cales issu de l'analyse de contributions sur période historique à partir de la base des réalisations (cf. colonnes 1 et 2 de l'étape 4) | Inversion du garde-fou des réalisations de l'année <i>N</i> et simulation(s) de <i>Mésange</i> | 4 / 3 : effet des erreurs sur les comportements des agents (part d'inexpliqué par le modèle) |

Source : auteurs.

DES VOLUMES À PRIX CONSTANTS AUX VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS, ILLUSTRATION À TRAVERS DEUX ÉQUATIONS DE MÉSANGE

La version du modèle avec volumes à prix chaînés a été réestimée en partant des spécifications de la version de *Mésange* avec volumes à prix constants. Toutefois, les spécifications de plusieurs équations du modèle se sont finalement éloignées parfois assez sensiblement de leurs homologues dans la version avec volumes à prix constants. Le partage volume-prix différent (prix constants ou chaînés), la prise en compte de trimestres plus récents, la révision des comptes trimestriels entre les campagnes de réestimation ont pu y contribuer. Plus fondamentalement, les usages différents qui sont faits des deux versions du modèle ont dicté des choix de spécification pas toujours identiques. À titre d'illustration, on présente ici deux équations dans leurs versions avec volumes à prix constants et chaînés. Pour une présentation plus exhaustive des équations des deux versions du modèle, voir Klein et Simon (2010) et Cabannes *et al.* (2010).

Consommation totale des ménages

a) dans le modèle à prix constants :

$$\begin{aligned} \Delta c_t = & 0,16 \cdot \Delta rdb_r_t + 0,21 \cdot \Delta rdb_r_{t-1} + 0,20 \cdot \Delta rdb_r_{t-2} \\ & + 0,26 \cdot \Delta rdb_r_{t-3} - 0,003 \cdot \Delta (R3m_{t-2} - \Delta pc_{t-2}) - 0,005 \cdot \Delta u_t \\ & - 0,13 \cdot \left[c_{t-1} - rdb_r_{t-1} + 0,16 \right] \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite (à une constante près) : $c = rdb_r$

Période d'estimation : 1990T1-2005T4

$R^2 = 0,65$ $DW = 2,13$ $SER = 0,004$

b) dans le modèle à prix chaînés :

$$\begin{aligned} \Delta c_t = & -0,03 + 0,13 \cdot (\Delta rdb_r_t + \Delta rdb_r_{t-1}) - 0,005 \cdot \Delta u_t \\ & + 0,01 Cal_t^{Bal-Jup} + 0,01 d96t1 - 0,19 \cdot [c_{t-1} - rdb_r_{t-1}] \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite (à une constante près) : $c = rdb_r$

Période d'estimation : 1992T1-2009T4

$R^2 = 0,55$ $DW = 1,71$ $SER = 0,004$

| | |
|-----------------|---|
| c | consommation totale des ménages (en volume et en log) |
| rdb_r | revenu disponible brut réel des ménages (déflaté du prix de consommation, en log) |
| $R3m$ | taux d'intérêt nominal à trois mois (en points de pourcentage) |
| pc | déflateur de la consommation (en log) |
| u | taux de chômage (en points de pourcentage) |
| $Cal^{Bal-Jup}$ | variable captant les effets de calendrier liés aux mesures Balladur et Juppé (primes à la casse dans l'automobile) dans les années 1995 et 1996, valant + 1 aux derniers trimestres durant lesquels ces mesures de soutien à la consommation ont été actives (1995T2 et 1996T3), - 1 aux trimestres suivants (1995T3 et 1996T4) et 0 ailleurs |
| $d96t1$ | indicatrice valant 1 en 1996T1, 0 sinon, captant un rattrapage suite à des événements (vague d'attentats, puis grèves) ayant eu lieu au deuxième semestre 1995 |

À long terme, la consommation des ménages en volume suit le revenu disponible réel. À court terme, l'ajustement de la consommation aux variations du revenu est plus rapide dans la version à prix constants que dans la version à prix chaînés. La force de rappel vers le long terme plus élevée chez cette dernière (0,19 contre 0,13) ne suffit pas à compenser les moindres réactions de la consommation aux variations de court terme de revenu dans la version à prix chaînés. À travers le taux de chômage sont prises en compte les anticipations des ménages quant à l'incertitude sur leurs revenus futurs (épargne de précaution), de manière très similaire dans les deux versions du modèle.

La différence la plus notable entre les deux versions concerne l'effet du taux d'intérêt. Dans la version à prix chaînés, il ne ressort plus significativement, en partie en raison de la prise en compte de la période de crise récente. Le taux d'intérêt utilisé est l'Euribor à trois mois. Celui-ci n'est qu'une approximation des taux auxquels peuvent épargner ou s'endetter les ménages. Or, cette approximation a été peu satisfaisante dans la période de crise récente où les taux de crédit à la consommation ont beaucoup moins baissé que les taux de référence. Le remplacement de l'Euribor à trois mois

Tableau A
Élasticités de la consommation totale des ménages

En %

| | Modèle avec volumes à prix... | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-----------------------------|-------------------------------|--------|--------|--------|--------|------------|
| Revenu disponible brut réel | constants | 0,16 | 1,04 | 1,02 | 1,00 | 1,00 |
| | chaînés | 0,13 | 0,62 | 0,83 | 0,99 | 1,00 |
| Prix de consommation | constants | - 0,16 | - 1,03 | - 1,01 | - 1,00 | - 1,00 |
| | chaînés | - 0,13 | - 0,62 | - 0,83 | - 0,99 | - 1,00 |
| Taux d'intérêt réel* | constants | 0,00 | - 0,23 | - 0,13 | - 0,02 | 0,00 |
| | chaînés | - | - | - | - | - |
| Taux de chômage* | constants | - 0,53 | - 0,30 | - 0,17 | - 0,03 | 0,00 |
| | chaînés | - 0,52 | - 0,28 | - 0,12 | - 0,01 | 0,00 |

Lecture : consécutivement à un choc permanent de 1 % sur le revenu disponible brut réel, la consommation des ménages augmente, dans la version du modèle avec volumes à prix constants, de 0,16 % le trimestre du choc (colonne t), de 1,04 % un an après le choc et de 1,00 % à long terme. * Il s'agit de semi-élasticités. Par exemple, une hausse du taux de chômage de 1 point, de 8 % à 9 %, se traduit par une baisse de 0,53 % de la consommation des ménages en volume le trimestre du choc, dans la version du modèle avec volumes à prix constants.

Champ : France métropolitaine.

Source : calcul des auteurs.

par un vrai taux de crédit à la consommation, solution potentielle à ce problème, n'était pas envisageable. En effet, l'utilisation de la version du modèle à prix chaînés en appui aux prévisions conjoncturelles de l'Insee suppose de recourir à des variables faisant l'objet de prévisions. Or ce n'est pas le cas des taux de crédit à la consommation.

Exportations en produits manufacturés

a) dans le modèle à prix constants :

$$\begin{aligned} \Delta x_dim_t = & 0,72 \cdot \Delta dw_t + 0,25 \cdot \Delta dw_{t-1} + 0,31 \cdot \Delta compet_dim_t \\ & - 0,19 \cdot [x_dim_{t-1} - dw_{t-1} - 0,60 \cdot compet_dim_{t-1} \\ & + 0,003 \cdot INTER_{t-1} - 6,17] \end{aligned}$$

(5,0) (1,8) (2,2) (-2,8) (10,4) (-11,5) (1193,4)

Relation de long terme déduite (à une constante près) :
 $x_dim = dw + 0,60 \cdot compet_dim - 0,003 \cdot INTER$

Période d'estimation de la relation de long terme :
 1980T3-2005T3

Période d'estimation de la dynamique de court terme :
 1985T4-2005T3

$$R^2 = 0,58 \quad DW = 2,12 \quad SER = 0,018$$

b) dans le modèle à prix chaînés :

$$\begin{aligned} \Delta x_dim_t = & -0,003 + 1,16 \cdot \Delta dw_t + 0,14 \cdot (\Delta compet_dim_t \\ & + 2 \cdot \Delta compet_dim_{t-1}) - 0,34 \cdot \Delta pdm_em_t - 0,15 \cdot [x_dim_{t-1} \\ & - dw_{t-1} - 0,80 \cdot compet_dim_{t-1} + 0,43 \cdot pdm_em_{t-1} \\ & - 11,14] \end{aligned}$$

(-1,5) (11,7) (3,1) (-3,2) (-3,4) (10,6) (-17,6) (1491,9)

Relation de long terme déduite (à une constante près) :
 $x_dim = dw + 0,80 \cdot compet_dim - 0,43 \cdot pdm_em$

Période d'estimation : 1980T2-2009T4

$$R^2 = 0,58 \quad DW = 2,16 \quad SER = 0,017$$

| | |
|---------------|--|
| x_dim | volume des exportations en produits manufacturés (en log) |
| dw | demande mondiale adressée à la France (en log) |
| $compet_dim$ | compétitivité-prix à l'exportation (rapport entre le prix de référence étranger à l'exportation $Petx$ et le déflateur des exportations en biens manufacturés, en log). $Petx$ est une moyenne géométrique pondérée par la structure géographique des exportations françaises (« doubles pondérations ») des prix d'exportations de biens et services des 8 principaux pays de l'OCDE partenaires de la France |
| $INTER$ | tendance temporelle concave représentative de l'internationalisation des économies |
| pdm_em | part de marché relative des pays émergents et en transition par rapport aux pays anciennement industrialisés, moyenne mobile centrée sur cinq trimestres (en log) |

Note : la construction des variables INTER et pdm_em est décrite dans Cabannes et al. (2010, pp. 90-96). On y trouve une représentation graphique de ces deux variables et une justification de l'emploi de l'une ou l'autre en raison des utilisations différentes qui sont faites des deux versions du modèle.

Dans les deux versions du modèle, les exportations dépendent positivement de la demande mondiale adressée à la France et de la compétitivité-prix externe, conformément à Armington (1969). Ces deux facteurs ne suffisent toutefois pas à expliquer l'évolution des exportations. Ce constat aboutit en général à l'ajout d'une tendance temporelle linéaire décroissante dans la relation de long terme. Ce *trend* est interprété en termes de pertes tendanciennes de parts de marché, liées à la montée en puissance de nouveaux concurrents (pays émergents et en transition) sur les marchés mondiaux. Dans la version du modèle avec volumes à prix constants, le choix a été fait de retenir une tendance déterministe concave de limite finie. Cette forme traduit le ralentissement puis la stabilisation à long terme d'une part de marché tendancielle, sous l'effet de la maturation puis de l'achèvement du rattrapage des économies émergentes et en transition. Elle présente l'avantage, pour un modèle utilisé en variantes et en projections à moyen terme, de pouvoir être aisément prolongée à très long terme. Dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés, c'est une véritable part de marché des pays émergents et en transition relativement aux « vieux » pays industrialisés qui est utilisée, lissée pour conserver une interprétation en termes de tendance. Toutefois, il s'agit d'une tendance à moins long terme (lissage sur cinq trimestres seulement). Ainsi, les fluctuations conjoncturelles les plus significatives (comme celles observées durant la crise récente) ne

Tableau B
Élasticités des exportations manufacturières

En %

| | Modèle avec volumes à prix... | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-----------------------------------|-------------------------------|--------|--------|--------|--------|------------|
| Demande mondiale | constants | 0,72 | 1,01 | 1,01 | 1,00 | 1,00 |
| | chaînés | 1,16 | 1,10 | 1,05 | 1,01 | 1,00 |
| Compétitivité-prix | constants | 0,31 | 0,47 | 0,55 | 0,60 | 0,60 |
| | chaînés | 0,14 | 0,59 | 0,69 | 0,78 | 0,80 |
| Part de marché des pays émergents | constants | - | - | - | - | - |
| | chaînés | - 0,34 | - 0,37 | - 0,40 | - 0,42 | - 0,43 |

Lecture : consécutivement à un choc permanent de 1 % sur la demande mondiale adressée à la France, les exportations en produits manufacturés augmentent, dans la version du modèle avec volumes à prix constants, de 0,72 % le trimestre du choc (colonne t), de 1,01 % un an après le choc et de 1,00 % à long terme.

Champ : France métropolitaine.

Source : calcul des auteurs.

sont pas gommées. Cette variable est construite et prolongée à un horizon de prévision de quelques trimestres à l'aide des Prévisions économiques de l'OCDE. Elle est bien adaptée aux applications plus conjoncturelles de la version du modèle avec volumes à prix chaînés.

L'utilisation de cette variable de part de marché dans l'équation de la version avec volumes à prix chaînés (y compris dans sa dynamique) se traduit par une élasticité à court terme des exportations à la demande mondiale plus élevée que dans la version du modèle avec volumes à prix

constants. Ce résultat découle mécaniquement de la corrélation positive entre demande mondiale et part de marché relative des pays émergents et en transition. En l'absence de cette dernière variable, le terme de demande mondiale capte en sus de l'effet demande *stricto sensu* celui de la part croissante prise par les pays émergents et en transition dans le commerce mondial. Ce résultat suggère que les exportations françaises peinent à profiter des hausses de demande mondiale à court terme non pas en tant que telles mais en raison de l'émergence de nouveaux concurrents de plus en plus actifs sur les marchés mondiaux.
