

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2010 / 17

Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000

Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés

**Pierre-Yves CABANNES, Hélène ERKEL-ROUSSE,
Guy LALANNE, Olivier MONSO et Erwan POULIQUEN**

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2010 / 17

Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000

Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés

**Pierre-Yves CABANNES, Hélène ERKEL-ROUSSE,
Guy LALANNE, Olivier MONSO et Erwan POULIQUEN***

DÉCEMBRE 2010

Nous remercions pour leur contribution lors des phases préliminaires ou intermédiaires de la réestimation du modèle avec volumes à prix chaînés Laure CRUSSON, Marguerite GARNERO, Thomas LE BARBANCHON et Olivier SIMON. Ce document fait suite au tome 1 « Version avec volumes à prix constants » (Caroline KLEIN et Olivier SIMON, 2010) paru en documents de travail de l'Insee (n°G2010/03) et de la Direction générale du Trésor (n°2010/02). Les auteurs adressent leurs remerciements à Didier BLANCHET et Éric DUBOIS pour leur relecture attentive.

* Les auteurs font - ou faisaient - tous partie du Département des Études Économiques d'Ensemble au moment de la rédaction de ce document.

Le modèle *MÉSANGE* réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés

Résumé

Mésange (Modèle Économétrique de Simulation et d'ANalyse Générale de l'Économie) est un modèle trimestriel de l'économie française de taille moyenne (environ 500 équations, trois secteurs d'activité), caractérisé par une dynamique keynésienne à court terme et un équilibre de long terme déterminé par des facteurs d'offre. Sa réestimation sur des données de comptabilité nationale en base 2000 avec volumes à prix constants a fait l'objet d'un document de travail récent (Klein et Simon, 2010). Cette version du modèle a été optimisée pour la réalisation de simulations (variantes et projections à moyen terme). D'autres utilisations du modèle (appui à la prévision conjoncturelle, analyses historiques) nécessitaient son adaptation au passage des comptes trimestriels aux volumes à prix chaînés et la prise en compte de la période de crise récente. Une seconde version du modèle a été élaborée pour répondre à ces besoins. C'est elle qui est présentée ici.

Tout d'abord, les problèmes posés pour la modélisation macroéconomique par le passage des comptes trimestriels aux volumes à prix chaînés sont rappelés et les solutions retenues pour adapter le modèle discutées. Les applications de la version du modèle avec volumes à prix chaînés sont ensuite expliquées et illustrées par des exemples. Enfin sont présentées les principales équations réestimées. Les différences par rapport à la version du modèle avec volumes à prix constants sont commentées. Elles s'expliquent par les données non identiques ayant servi aux estimations mais aussi par les utilisations différentes faites des deux versions de *Mésange* et les besoins et contraintes résultants, pas toujours similaires, qui ont guidé les choix retenus. La version avec volumes à prix chaînés privilégie davantage l'adéquation à l'évolution des comptes trimestriels et accorde un peu moins d'importance au cadre théorique sous-jacent. La philosophie et la structure générales des deux versions du modèle demeurent néanmoins très proches.

Mots-clés : modèle macroéconométrique, estimation, volumes à prix chaînés, prévision conjoncturelle, analyse de contributions

The *MESANGE* model: re-estimation on National Accounts base 2000 Part 2 - Version with chained-linked volumes

Abstract

Mesange is a medium-size quarterly macro-econometric model of the French economy (about 500 equations, three sectors). The model describes short-term Keynesian dynamics and its long-term equilibrium is driven by supply-side determinants. Its reestimation on data from the national accounts base 2000 with fixed-base volumes is presented in a recent working paper (Klein and Simon, 2010). This first version of the model has been optimized for simulation use. Other applications of the *Mesange* model (short-term forecasting, analyses of the past) required its adaptation to the published data from the quarterly accounts with chained-linked volumes, as well as the integration of the recent crisis episode. A second version of the *Mesange* model has, therefore, been developed for this purpose. This version is presented in this working paper.

First, the problems raised for macroeconomic modelling by national accounts with chained-linked volumes are explained and the solutions chosen to adapt the model to these new conventions are discussed. The applications of the version of the model with chained-linked volumes are, then, explained and illustrated with examples. Last, the main reestimated equations are detailed. The differences with respect to the version of the model with fixed-base volumes are commented. They stem from estimations based on non-identical data, but also from the different uses made of the two versions of *Mesange* and the resulting various needs and constraints that have conditioned the methodological choices that have been made. As for the version of the model with chained-linked volumes, priority has been given to the quality of the adjustment to the data rather than to the underlying theoretical framework. Nonetheless, the philosophy and general structure of the two versions of the model remain very much alike.

Keywords: macroeconomic model, estimation, chained-linked volumes, short-term forecasting, contribution analysis.

Classification JEL : C51, E17, E60

Sommaire

Introduction	5
I - PROBLÈMES POSÉS PAR LES VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS ET ADAPTATION DU MODÈLE <i>MÉSANGE</i>	8
<i>1.1 Les volumes à prix chaînés</i>	<i>8</i>
<i>1.2 Conséquences en termes de modélisation macroéconomique</i>	<i>10</i>
1.2.1 Le cadre comptable	10
1.2.2 Les parts en volume	11
<i>1.3 Adaptation du modèle <i>Mésange</i> aux volumes à prix chaînés</i>	<i>12</i>
II - PRINCIPALES UTILISATIONS DU MODÈLE AVEC VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS	15
<i>II.1 Analyses de contributions sur période historique</i>	<i>15</i>
<i>II.2 Utilisation du modèle <i>Mésange</i> pour le diagnostic conjoncturel : l'inversion</i>	<i>18</i>
II.2.1 Principe de l'exercice d'inversion	18
II.2.2 Modalités pratiques	19
II.2.3 Illustrations	20
<i>II.3 Utilisation du modèle <i>Mésange</i> pour la relecture de l'année écoulée : le post mortem</i>	<i>24</i>
II.3.1 Principe du <i>post mortem</i>	24
II.3.2 Modalités pratiques	25
II.3.3 Illustration : <i>post mortem</i> réalisé en mars 2008 des prévisions de l'année 2007 effectuées en juin 2007	27
III - PRINCIPALES ÉQUATIONS DU MODÈLE AVEC VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS	30
<i>III.1 Dépenses des ménages</i>	<i>32</i>
III.1.1 Consommation	32
III.1.2 Investissement logement des ménages	33
III.1.3 Simulations dynamiques des équations de demande des ménages	35
III.1.4 Contributions trimestrielles relatives à la demande des ménages	36
<i>III.2 Demande de facteurs</i>	<i>38</i>
III.2.1 Emploi	38
III.2.2 Investissement des entreprises et capital	39
III.2.3 Simulations dynamiques des équations relatives à la demande de facteurs	41
III.2.4 Contributions trimestrielles relatives à la demande de facteurs	42
<i>III.3 Boucle prix-salaires : les salaires</i>	<i>45</i>
III.3.1 Modélisation des salaires	45
III.3.2 Simulations dynamiques des équations relatives aux salaires	46
III.3.3 Contributions trimestrielles des salaires	47

<i>III.4 Boucle prix-salaires : les prix</i>	<i>48</i>
III.4.1 Prix d'offre : prix de production	48
III.4.2 Prix de demande des ménages	51
III.4.3 Prix d'investissement des sociétés non financières (SNF)	57
III.4.4 Prix des consommations intermédiaires	60
<i>III.5 Commerce extérieur</i>	<i>64</i>
III.5.1 Exportations (volumes)	64
III.5.2 Importations (volumes)	69
III.5.3 Prix des exportations	73
III.5.4 Prix des importations	77
Conclusion	82
Bibliographie	84
ANNEXE 1 : Définition des variables d'environnement international entrant dans le bloc de commerce extérieur	86
ANNEXE 2 : Tests statistiques complémentaires	97

Introduction

*Mésange*¹ est un modèle macroéconométrique trimestriel de l'économie française à trois secteurs. De taille moyenne, il comporte environ 500 équations, dont une quarantaine retracent des « comportements » estimés économétriquement. Il se caractérise par une dynamique keynésienne à court terme et un équilibre de long terme déterminé par des facteurs d'offre. De manière usuelle dans ce type de modèle, l'économie française y est modélisée sous la forme d'une petite économie ouverte au sens où l'environnement international est supposé exogène. Les taux d'intérêt, les taux de change de la monnaie nationale par rapport aux monnaies étrangères, la demande publique, la population active et l'évolution du progrès technique constituent les principales autres variables exogènes du modèle.

Mésange est mobilisé pour simuler et évaluer des mesures de politique économique ou analyser l'impact de changements dans l'environnement international de la France (utilisation dite en « variante » - cf. Klein et Simon, 2010), mais aussi pour réaliser d'autres types d'exercices, notamment des analyses du passé récent ou des lectures des prévisions conjoncturelles de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee).

La version originale du modèle a été estimée en base 1995². En 2006 ont été publiées les séries longues de comptes nationaux trimestriels avec volumes à prix constants de la base 2000. Cette publication a marqué le début d'une campagne de réestimation complète des équations de comportement du modèle, réalisée conjointement par la Direction générale du Trésor et des politiques économiques (DGTPE, devenue depuis la Direction générale du Trésor) et l'Insee. En outre, depuis 2007, les séries des comptes trimestriels sont publiées avec volumes à prix chaînés³. L'utilisation du modèle pour l'analyse du passé récent et la prévision conjoncturelle a donc nécessité son adaptation à la base des comptes trimestriels avec volumes à prix chaînés et la réestimation des équations économétriques sur les séries de cette base.

La modification du modèle qui a été réalisée pour ce type d'utilisation ne s'avère toutefois pas la plus appropriée pour la réalisation de variantes et de projections à moyen terme.

Cette situation a conduit à la décision de faire coexister deux versions opérationnelles du modèle :

- la version avec volumes à prix constants estimée conjointement par la Direction générale du Trésor et l'Insee et destinée à la simulation et à l'évaluation de politiques économiques, à l'analyse des effets de changements dans l'environnement international de la France et, plus ponctuellement, à d'éventuelles projections à moyen terme réalisées dans le cadre d'études ;
- la version avec volumes à prix chaînés, élaborée puis utilisée par l'Insee pour la réalisation d'autres types d'exercices, notamment dans le cadre de ses prévisions conjoncturelles.

Un document de travail joint de l'Insee et de la Direction générale du Trésor (Klein et Simon, 2010) présente la version du modèle avec volumes à prix constants. Le présent document est consacré à la version avec volumes à prix chaînés.

¹ Modèle Économétrique de Simulation et d'ANalyse Générale de l'Économie

² La version initiale du modèle est présentée dans le document de travail d'Allard-Prigent et al. (2002).

³ Plus rigoureusement, on parle de *volumes aux prix de l'année précédente chaînés*. L'expression plus simple de « *volumes à prix chaînés* » est néanmoins utilisée dans ce document

Les principales différences entre les deux versions opérationnelles du modèle *Mésange* sont les suivantes :

- Les équations comptables en volume y sont formulées différemment. En effet, le passage des comptes trimestriels à des volumes à prix chaînés se traduit notamment par le fait que les agrégats en volume des comptes nationaux ne sont plus additifs. Dès lors, le cadre comptable de la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés a dû être adapté à ce changement conceptuel des comptes nationaux.
- 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 a été recherché particulièrement pour cette version du modèle. Depuis la première publication des comptes trimestriels en volumes à prix chaînés, la version du modèle avec volumes à prix chaînés a été réestimée deux fois (la première en 2007, la seconde en 2010) afin de prendre en compte les trimestres suivant l'éclatement de la crise financière. La version actuellement opérationnelle a été réestimée sur une période allant jusqu'au quatrième trimestre de 2009. Des graphiques de simulations dynamiques et des analyses de contributions illustrent en toute transparence la manière dont les principales équations du modèle ont traversé la crise récente. 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 réestimation ayant débuté peu après la publication des premiers comptes trimestriels en base 2000, sa période d'estimation est plus ancienne : elle s'achève au premier trimestre 2006. Pour cette version du modèle, ce sont avant tout des propriétés variantielles structurellement réalistes et robustes qui ont été recherchées. Dans cette optique, la prise en compte des années les plus récentes ne s'imposait pas.
- 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 leur homologue dans la version avec volumes à prix constants pour plusieurs raisons :
 - La conjonction d'un partage volume-prix différent des comptes trimestriels sous-jacents, de la prise en compte de trimestres plus récents et de la révision des comptes trimestriels entre les campagnes de réestimation des deux versions du modèle peut induire des modifications sensibles dans les estimations des équations de comportement. Ainsi, quelques mécanismes actifs dans la version du modèle avec volumes à prix constants n'ont pu être conservés dans la version avec volumes à prix chaînés car ils ne ressortaient plus significativement.
 - Plus fondamentalement, les usages différents qui sont faits des deux versions du modèle ont dicté des choix de spécification pas toujours identiques. Par exemple, une variable exogène d'ouverture internationale jugée plus pertinente pour l'analyse historique ou conjoncturelle a été introduite dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés. Elle n'aurait pas pu l'être dans la version du modèle avec volumes à prix constants du fait qu'on ne dispose pas d'une série correspondante suffisamment longue pour la prolonger aisément dans le cadre d'une projection à moyen terme. L'utilisation à des horizons relativement rapprochés de la version du modèle avec volumes à prix chaînés a rendu possible l'introduction de cette nouvelle variable d'ouverture dans cette version du modèle exclusivement. À ces horizons en effet, des prévisions de cette variable exogène peuvent être tirées de la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE. Pour la version avec volumes à prix constants, une variable d'ouverture plus tendancielle est utilisée. Moins précise sur courte période (ce qui aurait constitué un inconvénient notable pour un modèle utilisé à des fins conjoncturelles), elle a en revanche l'avantage (pour un modèle utilisé en variantes et en projections à moyen terme) de refléter un mécanisme théorique bien identifié et de pouvoir être prolongée à très long terme sans difficulté. De même, deux des 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 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. Les avancées sur ces deux aspects étaient en effet utiles essentiellement pour la réalisation de variantes ou de projections à moyen terme.

Au total, 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. La philosophie générale et la structure des deux versions du modèle demeurent néanmoins très proches. On n'a en particulier pas intégré d'innovation majeure en termes de mécanismes pris en compte dans la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés par rapport à la version du modèle avec volumes à prix constants, estimée plus tôt. L'ajout à la version opérationnelle du modèle avec volumes à prix chaînés de davantage de mécanismes monétaires et financiers, à l'étude, ne sera donc pas intégré avant la prochaine campagne de réestimation, en 2011. Plus généralement, pour l'essentiel et sauf mention contraire explicite (notamment concernant la modélisation des salaires, qui a dû être sensiblement modifiée), les descriptions des mécanismes théoriques dans Klein et Simon (2010) restent valables et n'ont donc pas été répétées dans le présent document.

Le plan du document de travail est le suivant. Les questions spécifiques soulevées par l'utilisation de volumes à prix chaînés en modélisation macroéconomique sont développées dans la partie I. La partie II présente les utilisations les plus importantes du modèle avec volumes à prix chaînés. Les principales équations de comportement de la version du modèle à prix chaînés sont détaillées en partie III. Dès lors que la qualité des ajustements aux données est particulièrement recherchée, les spécifications retenues pour les principales équations économétriques du modèle avec volumes à prix chaînés sont assorties de davantage de tests que dans le document de présentation de la version du modèle avec volumes à prix constants (où ce sont en revanche les propriétés variantielles qui attestent des qualités du modèle). Outre les tests usuels présentés dans la partie III, des tests complémentaires sont présentés en annexe. De plus, des analyses de contributions systématiques apportent un éclairage complémentaire utile sur le comportement des équations au cours du temps. Enfin, pour chaque équation présentée, des commentaires précisent si la spécification retenue diffère sensiblement de l'équation correspondante dans la version avec volumes à prix constants, en quoi et pour quelles raisons.

I - PROBLÈMES POSÉS PAR LES VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS ET ADAPTATION DU MODÈLE *MÉSANGE*

Depuis mai 2007, les comptes trimestriels français sont publiés en volumes à prix chaînés. Cette partie aborde l'apport de cette innovation méthodologique, mais aussi les problèmes d'adaptation rencontrés par le modélisateur à travers l'expérience de l'équipe *Mésange*⁴.

I.1 Les volumes à prix chaînés

Pour comprendre l'apport des volumes à prix chaînés, il est intéressant de revenir sur les principes de base de la Comptabilité Nationale, en particulier sur la notion de volume. Cette notion 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 (des kilos de carottes et des choux à l'unité pour reprendre une antienne scolaire bien connue). 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 annuelle française⁵.

Pour mémoire, on décrit 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 (actuellement il s'agit de l'année 2000) et t l'année courante. Pour poursuivre l'exemple du paragraphe précédent, C désigne 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 :

$$\frac{Val_t(C)}{Val_0(C)} = \frac{\sum_{i=0}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=0}^I p_0(i)q_0(i)} = \frac{\sum_{i=0}^I p_0(i)q_t(i)}{\sum_{i=0}^I p_0(i)q_0(i)} \frac{\sum_{i=0}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=0}^I p_0(i)q_t(i)}$$

⁴ Pour plus de détails sur les différences entre les comptes nationaux avec volumes à prix constants ou prix chaînés et leur utilisation pratique, on peut se référer notamment à Berthier (2002, 2005), Lequiller et Blades (2006), Arnaud et al. (2007), Insee (2007) et Eyraud (2007).

⁵ Les calculs des volumes à prix chaînés sont notablement plus lourds en périodicité trimestrielle qu'en périodicité annuelle (voir note de bas de page numéro 7 *infra*), sans que cela ne remette en cause les principes généraux d'élaboration de ces volumes. Ce sont ces principes qu'il s'agit de faire ressortir ici, plus que le détail exact des calculs sur lesquels sont élaborées les séries utilisées par le modèle *Mésange*.

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 Laspeyres⁶. Il se réécrit :

$$IndVol_t(C) = \frac{\sum_{i=0}^I \frac{p_0(i)q_0(i)}{\sum_{k=0}^I p_0(k)q_0(k)} q_t(i)}{q_0(i)}$$

L'évolution de l'indice de volume à prix constants est donnée par celle 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 :

$$Vol_t(C) = \sum_{i=0}^I p_0(i)q_t(i) \quad (VP0)$$

Dans les comptes avec volumes à prix chaînés⁷, le partage volume-prix est effectué de la même façon, mais en décomposant spécifiquement à chaque période :

$$\frac{Val_t(C)}{Val_{t-1}(C)} = \frac{\sum_{i=0}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=0}^I p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)} = \frac{\sum_{i=0}^I p_{t-1}(i)q_t(i)}{\sum_{i=0}^I p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)} \frac{\sum_{i=0}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=0}^I p_{t-1}(i)q_t(i)}$$

Le premier terme du membre de droite constitue l'indice de volume à prix chaînés, qui peut lui aussi se réécrire :

$$IndVCh_t(C) = \frac{\sum_{i=0}^I \frac{p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)}{\sum_{k=0}^I p_{t-1}(k)q_{t-1}(k)} q_t(i)}{q_{t-1}(i)}$$

L'évolution de l'indice de volume à prix chaînés est donnée par celle 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 :

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

L'apport de la comptabilité à prix chaînés est donc 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.

⁶ Le modèle *Mésange* étant un modèle de l'économie française, on décrit ici les principes de la comptabilité nationale française. Les comptabilités nationales de tous les pays n'utilisent pas les indices de Laspeyres. Dans certains pays (États-Unis, Canada) on a recours à des indices de Fisher par exemple - cf. Lequiller et Blades (2006).

⁷ Dans la comptabilité *trimestrielle* française avec volumes à prix chaînés, les systèmes de prix utilisés pour le partage volume-prix ne changent qu'au premier trimestre de chaque année et non pas à chaque trimestre. Pour une présentation rigoureuse des comptes trimestriels avec volumes à prix chaînés, le lecteur pourra se référer à Insee (2007).

1.2 Conséquences en termes de modélisation macroéconomique

Si la méthodologie des Comptes Nationaux à prix chaînés permet de mieux prendre en compte les déformations structurelles de l'économie, elle amène aussi le modélisateur à réviser ses outils et à se poser certaines questions.

1.2.1 Le cadre comptable

La principale question concerne le cadre comptable des modèles macroéconomiques. 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 en valeur (C) est *par définition* égale à la somme des valeurs des consommations des ménages en produits manufacturés (C_1) et en biens et services non manufacturés⁸ (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.

À partir de l'équation donnant le volume en fonction des quantités élémentaires (VP0), il est facile de voir que les volumes à prix constants sont additifs. Le volume de consommation des ménages en biens et services non manufacturés est égal au volume total de consommation des ménages duquel on retranche le volume de consommation des ménages en biens manufacturés. Par contre, cette identité n'est plus vérifiée pour les volumes à prix chaînés du fait que l'équation donnant le volume à prix chaîné (VPCH) n'est pas une combinaison linéaire des quantités élémentaires. L'obtention de C_2 à partir de C et C_1 passe par l'application d'une relation non linéaire.

Outre la complexité accrue du cadre comptable, la perte de la propriété d'additivité des volumes pose certains problèmes dans le fonctionnement d'un modèle en variantes.

- Le cadre comptable s'apparente désormais à un ensemble de relations homogènes de degré 1. Ces relations ne sont plus linéaires.
- Des problèmes peuvent apparaître dans le long terme du modèle. Considérons par exemple, à l'instar de Whelan (2003), un modèle à deux secteurs où la production serait déterminée dans chaque secteur par une fonction de production de type Cobb-Douglas et où le progrès technique exogène aurait une croissance plus vive dans l'un des deux secteurs. Avec des volumes à prix constants, le taux de croissance de l'économie et de tous les volumes converge vers le taux de croissance du secteur à progrès technique le plus élevé, car ce secteur a un poids qui tend vers 1 à long terme en volumes à prix constants. Whelan (2003) montre que, lorsque les volumes sont mesurés à prix chaînés, le secteur à croissance rapide ne devient pas infiniment grand par rapport à l'autre secteur. Par conséquent, à long terme, les volumes de la consommation, de l'investissement et du PIB ne croissent pas forcément au même taux si leur composition sectorielle est différente. L'existence d'un sentier de croissance équilibrée (au sens où toutes les variables réelles *agrégées* croissent au même taux) est alors compromise.

Le choix a donc été fait de conserver deux versions du modèle *Mésange* à l'Insee. Une première version avec volumes à prix constants permet de faire des variantes analytiques autour d'un sentier de croissance équilibrée et en bénéficiant des propriétés de linéarité du cadre comptable en volumes, ce qui facilite les combinaisons de variantes. Une seconde version avec volumes à prix chaînés, indispensable pour effectuer tout exercice nécessitant de travailler sur les comptes nationaux publiés (exercices conjoncturels notamment - cf.

⁸ On inclut ici, par commodité, les services principalement non marchands dans la dénomination « non manufacturés ».

partie II), a été constituée. Son élaboration a nécessité la réestimation des équations économétriques et l'adaptation du cadre comptable - cf. section I.3.

I.2.2 Les parts en volume

Un autre problème est soulevé par le passage aux comptes trimestriels avec volumes à prix chaînés : l'utilisation de parts en volumes. De nombreux ratios de volumes sont utilisés dans les équations économétriques, par exemple la part de la consommation de produits manufacturés dans la consommation totale des ménages. La non-additivité des volumes implique entre autres qu'il est théoriquement possible (même si c'est rare en pratique) qu'une des parties soit supérieure au tout et, donc, qu'un ratio de ce genre soit supérieur à l'unité. Cette particularité des volumes à prix chaînés met en réalité en lumière la non-significativité *intrinsèque* des *niveaux* des ratios en volume, que ce soit sur la base de volumes à prix constants ou à prix chaînés. En notant de façon générique (volumes à prix constants ou à prix chaînés) V les volumes et $IV_{t/0}$ les indices de volume entre l'année t et l'année 0, la part des consommations manufacturées dans le total des consommations s'exprime comme :

$$\frac{V_t(C_1)}{V_t(C)} = \frac{IV_{t/0}(C_1)}{IV_{t/0}(C)} \frac{Val_0(C_1)}{Val_0(C)}$$

La part en volume est le produit du rapport des indices de volumes et du rapport des valeurs à l'année de base. Ce rapport dépend donc de l'année de base choisie. En effet, si un rebasage en période -1 est effectué, les valeurs en 0 étant égales aux valeurs en -1 que multiplient les indices de volume et de prix, on obtient :

$$\frac{V_t(C_1)}{V_t(C)} = \frac{IV_{t/0}(C_1)}{IV_{t/0}(C)} \frac{IV_{0/-1}(C_1)}{IV_{0/-1}(C)} \frac{IP_{0/-1}(C_1)}{IP_{0/-1}(C)} \frac{Val_{-1}(C_1)}{Val_{-1}(C)} = A_t \frac{V_t^{-1}(C_1)}{V_t^{-1}(C)}$$

où IP désigne l'indice de prix, V^{-1} un volume lorsque l'année base considérée est -1 et A_t un facteur généralement différent de l'unité⁹. L'équation précédente montre que le ratio en volume dépend de l'année de base choisie, quel que soit le système de comptes considérés. La dépendance à l'année de base est une propriété des volumes eux-mêmes.

Toutefois, ce sont surtout les évolutions de ces ratios auxquels on s'intéresse en pratique plus que les niveaux. Or, les parts calculées avec des volumes à prix chaînés ont un avantage par rapport aux parts calculées avec des volumes à prix constants. Leur taux de croissance est sans doute plus proche de ce qu'on souhaite mesurer, au sens où il tient compte de la déformation de la structure de l'agrégat entre chaque date, ce qui n'est pas le cas pour les parts avec volumes à prix constants.

En résumé, l'utilisation de ratios en volumes ne semble pas plus problématique pour des volumes à prix chaînés que pour des volumes à prix constants. La mesure des évolutions des volumes dans le temps importe en effet bien davantage que la comparaison de différents volumes sur une période donnée en modélisation macroéconomique. Les parts calculées avec volumes à prix chaînés ont certes la fâcheuse propriété de ne pas se sommer strictement à un, ce qui relève surtout d'un problème d'affichage. Cependant, leur taux de croissance prend bien en compte les déformations structurelles de l'économie, ce qui constitue un avantage.

⁹ Avec des volumes à prix chaînés $A_t = \frac{IP_{0/-1}(C_1)}{IP_{0/-1}(C)}$. Avec des volumes à prix constants,

$$A_t = \frac{IP_{t/-1}(C_1)}{IP_{t/-1}(C)} \cdot \frac{IP_{t/0}(C)}{IP_{t/0}(C_1)}$$

1.3 Adaptation du modèle Mésange aux volumes à prix chaînés

En modélisation macroéconomique, il n'y a pas de réponse unique aux problèmes posés par les volumes à prix chaînés. Comme pour la spécification des équations, des choix multiples existent et celui qui est retenu par telle ou telle équipe de modélisation dépend de l'usage qu'elle fait de son modèle.

Plus précisément, devant la nécessité d'adapter le cadre comptable d'un modèle lors du passage de comptes trimestriels de volumes à prix constants à des volumes à prix chaînés, trois solutions se présentent :

1. Continuer à utiliser des séries avec volumes à prix constants quand elles demeurent disponibles et laisser le cadre comptable du modèle inchangé ;
2. 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 additives¹⁰ ou en ajoutant un résidu « comptable » aux équations comptables additives appliquées à l'ensemble des variables définies sur les données chaînées ;
3. Reconstruire entièrement le cadre comptable du modèle en calculant rigoureusement les volumes à prix chaînés.

La solution 1 présente un inconvénient : certaines séries de volumes à prix constants peuvent différer quelque peu des séries équivalentes calculées en volumes à prix chaînés. Ainsi, une fiche de PIB (c'est-à-dire la décomposition de la croissance du PIB suivant les composantes de la demande) peut être légèrement différente suivant que les données utilisées sont en volumes à prix constants ou à prix chaînés. Selon les utilisations du modèle, cet inconvénient peut être considéré comme mineur ou, au contraire, comme inacceptable. La solution 1 a été adoptée par l'Insee et la Direction générale du Trésor pour la version du modèle *Mésange* utilisée en variante (cf. *supra*, section I.2.1). En effet, dans ce cas, les bonnes propriétés du modèle (dont l'additivité des volumes et, partant, la linéarité en variantes) priment. Le fait que la base de données de cette version du modèle ne reprenne pas les séries officielles des comptes trimestriels mais des séries de comptes à prix constants revêt un caractère secondaire. *A contrario*, les utilisations d'un modèle en appui à des prévisions conjoncturelles ne peuvent être fondées que sur des séries publiées. Dans ce cas, il faut choisir entre les solutions 2 et 3, qui reposent toutes deux sur les comptes officiels.

La solution 2 est beaucoup plus simple à mettre en œuvre que la solution 3. Cette dernière conduit à alourdir le cadre comptable et demande un investissement notable en termes de codage informatique (cf. *infra*). Cependant, la solution 2 aboutit à effectuer des approximations dont l'ampleur en prévision n'est pas contrôlée. Les erreurs induites par ces approximations sont en général faibles aux alentours de l'année de base mais tendent à augmenter lorsqu'on s'en éloigne.

Dès lors, la solution privilégiée dépend des caractéristiques et utilisations du modèle.

- Les modèles multinationaux ont pour la plupart été adaptés aux volumes à prix chaînés par la solution 2⁽¹¹⁾. Ce choix a probablement été motivé en partie par la grande taille de ces modèles. Comme on le verra à la fin de la présente section, dans ce cas, la solution 3 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

¹⁰ Par exemple, les variations de stocks peuvent être définies comme solde dans l'approche emploi du PIB.

¹¹ Cf. Lequiller et Blades (2006). Page 57, il est précisé que, si le modèle multinational Interlink de l'OCDE conserve des relations comptables additives, les séries sont, elles, calculées de manière rigoureuse pour correspondre aux comptes nationaux publiés. Ceci suggère que des résidus sont ajoutés aux équations comptables en volumes. Cela semble être le cas pour la plupart des grands modèles multinationaux actuels.

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 (cf. *infra*). Le traitement rigoureux des zones géographiques constituées d'agrégations de pays serait particulièrement délicat. S'orienter vers une telle solution signifierait un alourdissement et une complexification de ces modèles d'autant plus rapidement insolubles que les modélisateurs ne sont pas (et ne sauraient devenir) des spécialistes des méthodologies des comptabilités nationales de l'ensemble des pays du monde. Dans ce contexte, la solution 2 paraît la plus réaliste.

- De même, le modèle zone euro (MZE) de l'Insee, bien que de petite taille, a été adapté aux volumes à prix chaînés par la solution 2 - cf. Barlet et al. (2010). Ici ce n'est pas l'argument de la taille du modèle qui a été déterminant mais celui des séries utilisées. MZE est un modèle qui traite la zone euro comme une économie intégrée. Sa structure est donc celle d'un modèle national, non d'un modèle multinational où tous les États membres seraient modélisés séparément. Les séries utilisées sont constituées d'agrégats relatifs à la zone euro dans son ensemble, de source Eurostat. Or, ces séries mêmes résultent de l'agrégation de comptes trimestriels élaborés selon des méthodologies qui sont certes harmonisées au niveau européen, mais pas intégralement. Les difficultés soulignées dans le paragraphe précédent se retrouvent donc à plusieurs égards dans ce cas précis de modèle d'une zone constitutive d'une agrégation de pays.
- À l'inverse, le modèle Opale de la Direction générale du Trésor a été modifié en mettant en place la solution 3 - 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 3.

Concernant *Mésange* l'exercice prévisionnel le plus couramment effectué (exercice dit d'inversion - cf. section II.2) s'appuie sur les seules équations de comportement et ne mobilise pas le cadre comptable du modèle. L'exercice de *post mortem*, lui, nécessite la simulation du modèle complet et, compte tenu de la nature de l'exercice, requiert de préférence l'utilisation de relations comptables exactes (cf. section II.3). C'est donc la solution 3 qui est apparue la plus adaptée et a été choisie pour ce modèle. Elle est parfaitement compatible avec les propriétés de *Mésange*, qui sont peu ou prou les mêmes que celles d'Opale (op. cit.), c'est-à-dire celles d'un modèle national centré sur l'économie française, dont la taille est un peu supérieure à celle d'Opale, tout en restant néanmoins limitée.

Concrètement, le cadre comptable sur les volumes à prix chaînés repose sur l'additivité des volumes aux prix de l'année précédente¹².

En reprenant l'exemple de la consommation, on cherche à obtenir le volume à prix chaînés de la consommation C à partir de C_1 , C_2 et de l'ensemble des données passées. L'identité en volumes à prix constants est remplacée par :

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

où $VAP(C)$ désigne le volume aux prix de l'année précédente de C . Le volume chaîné de la consommation peut alors être obtenu par :

¹² Cette propriété peut être comprise en notant que 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.

$$VCh(C) = VAP(C) / P^{A-1}(C) \quad (VCH)$$

où $P^{A-1}(C)$ désigne le prix de l'année précédente¹³, qui est lui-même donné par :

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

où l'exposant $A-1$ se réfère à la grandeur annuelle de l'année précédente. Si C_1 et C_2 ont eux-mêmes été calculés à partir d'une équation comptable, alors les volumes aux prix de l'année précédente chaînés ont déjà été calculés pour ces variables de la même manière que pour C . Si ces grandeurs sont obtenues dans le modèle à partir de la modélisation économétrique des volumes à prix chaînés $VCh(C_1)$ et $VCh(C_2)$, alors les volumes aux prix de l'année précédente peuvent être obtenus à partir des équations (VCH) et (P^{A-1}) pour les agrégats correspondants. Ceci détermine totalement le système.

La conséquence pour le modèle *Mésange* est que, pour chaque agrégat apparaissant dans le cadre comptable en volume, il a fallu ajouter, dans la version avec volumes à prix chaînés, le volume aux prix de l'année précédente chaîné et le prix de l'année précédente chaîné correspondants. Ainsi, si K était initialement le nombre d'agrégats apparaissant dans le cadre comptable en volume, il a fallu ajouter $2K$ variables et $2K$ équations au modèle¹⁴.

¹³ L'équation (VCH) indique que le volume chaîné 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.

¹⁴ En combinant les équations (VCH) et (P^{A-1}) , on peut se limiter à K équations et K variables. L'investissement nécessaire à la transformation du cadre comptable reste cependant identique et on comprend alors bien la contrainte que constitue la taille du modèle macroéconomique initial dans le choix entre les solutions exacte (3) et approximative (2).

II - PRINCIPALES UTILISATIONS DU MODÈLE AVEC VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS

La version du modèle avec volumes à prix chaînés est utilisée de préférence à la version avec volumes à prix constants lorsqu'il s'agit d'analyser l'évolution des grands agrégats des comptes trimestriels sur une période située soit dans un passé plus ou moins récent (cinq à dix ans) soit dans un avenir proche (cadre des prévisions conjoncturelles de l'Insee). En effet, il est alors indispensable de raisonner sur les données publiées officielles des comptes trimestriels, dont les volumes publiés sont désormais calculés selon la méthodologie des prix chaînés.

Dans cette partie, on détaille les trois applications principales du modèle avec volumes à prix chaînés :

- les analyses de contributions sur période historique ;
- les exercices dits d'inversion du modèle, qui consistent en des analyses de contributions un peu particulières effectuées non pas sur période historique mais sur deux ou trois trimestres non encore renseignés par les comptes trimestriels, à l'horizon des prévisions conjoncturelles réalisées par l'Insee quatre fois par an dans le cadre des préparations de ses *Notes et Points de conjoncture* ;
- les exercices dits de « *post mortem* », qui visent à interpréter à la lumière du modèle les écarts entre les prévisions conjoncturelles de l'année écoulée et les réalisations ultérieures des comptes trimestriels.

Les deux premières utilisations du modèle relèvent d'analyses non « bouclées ». En d'autres termes, elles se concentrent sur des équations de comportement du modèle, sans mobilisation de son cadre comptable. La troisième utilisation, au contraire, mobilise le modèle dans son ensemble. C'est pourquoi il a été nécessaire d'adapter le cadre comptable du modèle aux comptes trimestriels avec volumes à prix chaînés.

II.1 Analyses de contributions sur période historique

L'analyse des contributions à la croissance d'une variable d'intérêt modélisée par une équation de comportement économétrique de *Mésange* consiste à décomposer l'évolution de cette variable en fonction de celles de ses variables explicatives véritables. Le calcul précis des contributions à l'évolution d'une variable est expliqué dans l'encadré 1 *infra*. Les graphiques de contributions présentés dans la partie III résultent de ce type de calcul équation par équation.

Les analyses de contributions répondent à deux besoins du macroéconomiste.

D'une part, l'analyse de contributions fait partie de l'arsenal des nombreux outils d'évaluation d'une équation économétrique nouvellement (ré)estimée¹⁵. Le modélisateur ne peut se satisfaire des statistiques usuelles renseignant sur la qualité de l'ajustement économétrique de telle ou telle équation. 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

¹⁵ On se focalise ici sur la phase d'évaluation des équations de comportement économétriques considérées isolément. Il s'agit d'une première étape avant la phase d'évaluation du modèle complet par l'étude de ses propriétés variantielles. Cette première étape revêt une importance variable vis-à-vis de la seconde selon les utilisations qui sont faites ultérieurement du modèle. Dans le cas de *Mésange*, l'étude des propriétés variantielles a constitué le cœur de l'évaluation de la version avec volumes à prix constants, tandis que la première étape a eu le statut d'étape préliminaire (réitérée à chaque modification d'équation effectuée pour améliorer une propriété variantielle). Pour la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés, la première étape a eu une importance centrale puisqu'un bon ajustement (économétrique et économique) du modèle aux données était la première propriété recherchée compte tenu des usages visés.

variantes ou en prévision à moyen terme. Un graphique de simulations dynamiques est également informatif pour visualiser comment l'équation se comporte sur la période d'estimation et au-delà¹⁶ (y a-t-il des périodes où l'équation rend plus ou moins bien compte des évolutions de la variable expliquée, des risques de divergence durable et/ou notable de la modélisation par rapport à la trajectoire observée de la variable expliquée ?). Cependant, l'information donnée par les simulations dynamiques reste limitée, car très globale et contingente à l'intégration ou non dans l'équation d'une simple variable muette portant sur un trimestre bien choisi. L'analyse de contributions apporte des précisions utiles sur le comportement d'une équation sur la période estimée et au-delà en révélant l'histoire économique véhiculée par cette équation. Quelles sont les variables explicatives de l'agrégat modélisé qui ont joué les rôles les plus déterminants dans l'évolution de ce dernier sur les cinq ou dix dernières années ? L'histoire économique racontée par l'équation paraît-elle crédible ou non ? Est-elle réellement informative ou bien révèle-t-elle surtout que ce sont des facteurs inexplicables (regroupés dans le terme de « cale » défini dans l'encadré 1, page suivante) qui ont tiré l'évolution de l'agrégat d'intérêt ? Dans ce dernier cas, peut-on donner un contenu interprétatif aux mécanismes sous-jacents à la part d'inexpliqué non pris en compte dans le modèle ou non ? L'équation cesse-t-elle d'être informative au-delà de la période d'estimation ou pas ? Tous ces éléments entrent en ligne de compte dans le choix de la spécification finale de l'équation¹⁷.

D'autre part, l'étude de contributions sur période historique 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 totalement 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 multinational *NiGEM* développé par le National Institute of Economic and Social Research (NIESR, institut de recherche britannique), pour affiner leur estimation des effets de la crise financière récente sur la croissance de sept pays industrialisés en 2008 et 2009.

Toutefois, les analyses de contributions les plus systématiquement effectuées sur des équations de comportement de la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés relèvent d'un exercice spécifique. Elles portent en effet non pas 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 inexplicables, qui jouent un rôle de critères d'alerte potentielle. Ces analyses de contributions particulières sont plus connues sous la dénomination d'exercices d'inversion de modèle. Elles font l'objet de la section suivante.

¹⁶ La simulation dynamique d'une variable déterminée par une équation de comportement du modèle est la série des valeurs prédites par son équation de détermination, les séries des variables explicatives véritables étant égales à leurs valeurs historiques mais les valeurs retardées de la variable expliquée étant déterminées par l'équation.

¹⁷ À titre d'illustration de ce qui vient d'être dit, la présentation des équations estimées (partie III) s'accompagne des résultats des tests usuels, de graphiques de simulations dynamiques et d'analyses de contributions.

Encadré 1 - L'analyse 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. 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 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 le taux de croissance 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 $j \neq k$).

II.2 Utilisation du modèle *Mésange* pour le diagnostic conjoncturel : l'inversion

II.2.1 Principe de l'exercice d'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*. La participation à ce diagnostic conjoncturel constitue l'une des utilisations principales du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés.

Les prévisions publiées par l'Insee sont élaborées d'une façon qui est largement indépendante du modèle *Mésange*, notamment parce qu'elles recourent aux informations apportées par les enquêtes de conjoncture. Ces prévisions sont rassemblées dans un cadre comptable cohérent communément appelé « garde-fou conjoncturel ». L'exercice d'inversion consiste à examiner dans quelle mesure ces prévisions retracent des comportements économiques normaux, tels qu'ils sont représentés par le modèle *Mésange*. En quelque sorte, l'exercice d'inversion s'apparente au croisement de deux approches économiques historiquement différentes de la prévision : celle apparentée à la vision du NBER (approximativement représentée par le garde-fou conjoncturel), où les prévisions sont majoritairement obtenues à partir de modèles d'étalonnages athéoriques fondés sur la mobilisation d'indicateurs avancés, et celle de type « Cowles Commission » (représentée par le modèle *Mésange*), où les prévisions sont issues d'un modèle fondé sur un corpus de théories macroéconomiques.

L'absence d'écart significatif entre les prévisions du garde-fou et du modèle *Mésange* peut venir ainsi 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. Un écart significatif et inhabituellement élevé entre une prévision du garde-fou et la prévision correspondante donnée par *Mésange* peut toutefois se justifier dans certains cas. 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 modélisé¹⁹. 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-mêmes²⁰.

¹⁸ Le conjoncturiste utilise en sus des équations de comportement proches de celles du modèle *Mésange* pour certains agrégats.

¹⁹ Par exemple, la proximité d'une hausse annoncée des taux de TVA conduit les consommateurs à anticiper certains achats au trimestre précédant cette hausse. Les conjoncturistes intègrent cette information dans leur prévision de consommation des ménages. Celle du modèle *Mésange* n'en tient pas compte, puisque les déterminants de la consommation ne prévoient pas d'anticipation sur les taux de TVA futurs. Il en résulte un écart significatif entre les prévisions du garde-fou et du modèle au trimestre précédant la hausse des taux de TVA. Cet écart a un signe et une ampleur anticipés et une explication économique claire. Dans un tel cas, l'existence d'un écart entre le garde-fou conjoncturel et la prévision spontanée de *Mésange* n'appelle aucune modification de la prévision de consommation.

²⁰ Ainsi, le modèle *Mésange* ne pouvait pas intégrer dans ses prévisions du second semestre 2006 le fait que l'évolution atypique des exportations françaises au premier semestre 2006 provenait probablement d'une fraude à la TVA dans la téléphonie mobile touchant plusieurs pays européens. Les conjoncturistes, eux, pouvaient anticiper qu'une correction interviendrait au second semestre 2006, même s'il n'était pas aisé d'en prévoir le calendrier précis. Certes, dans cette configuration, les mécanismes à correction d'erreur du modèle tendaient aussi à prévoir une correction automatique au second semestre 2006. Toutefois, l'existence d'un écart entre les prévisions du garde-fou et du modèle dans un tel cas ne saurait surprendre. L'expertise du conjoncturiste paraît alors plus fiable que l'évolution mécanique d'un modèle ignorante d'un contexte si spécifique.

II.2.2 Modalités pratiques

Très concrètement, l'exercice d'inversion s'apparente à l'analyse conjointe des contributions des principales équations de comportement du modèle *Mésange* sur l'horizon de prévision de la *Note* ou du *Point de conjoncture* (soit deux ou trois trimestres).

Si l'on reprend les notations de l'encadré 1, l'équation (c) donnant la décomposition de l'évolution d'une variable en logarithme modélisée en fonction de K variables explicatives véritables par une équation de *Mésange* :

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

est valable sur le passé comme sur la période de prévision. Sur le passé (au sens de période où les données sont observées), les chroniques des y_t et des x_t^k , $k = 1, \dots, K$, sont issues des comptes trimestriels. Sur la période de prévision, les grands agrégats y_t et x_t^k sont approchés par leurs prévisions données par le garde-fou conjoncturel. Celles-ci comprennent d'une part des hypothèses portant sur l'environnement international (demande mondiale adressée à la France, taux de change, prix du baril de pétrole, etc.), sur la politique monétaire (évolution des taux d'intérêt), qui sont des variables exogènes dans le modèle *Mésange*. Elles comprennent également les prévisions du Département de la Conjoncture sur l'ensemble des agrégats comptables.

Si t correspond à un trimestre de l'horizon de prévision, le résidu ε_t est donc calculé non pas comme la différence entre la valeur observée de l'agrégat d'intérêt y_t et sa valeur ajustée par l'équation de *Mésange* (\hat{y}_t) mais par l'écart entre la prévision consignée dans le garde-fou conjoncturel au trimestre t pour cette variable (\tilde{y}_t) et la valeur ajustée \hat{y}_t de l'équation de comportement correspondante du modèle *Mésange* issue des hypothèses sur les variables explicatives tirées du garde-fou.

La dénomination d'« inversion » provient du fait qu'on utilise ici le modèle *Mésange* à l'« inverse » de la pratique usuelle de la prévision à l'aide d'un modèle macroéconomique, qui consiste à prévoir les variables endogènes sur la base des hypothèses faites à la fois sur les variables explicatives et sur les résidus des équations sur l'horizon de prévision²¹. Ici, des variables ayant d'habitude le statut d'endogènes sont prévues hors modèle et ce sont les résidus correspondants qui sont calculés par le jeu du modèle. Cela revient à inverser formellement le statut des variables expliquées et des résidus, les variables expliquées étant exogénéisées de fait (puisque leurs valeurs sur l'horizon de la prévision sont déterminées hors modèle) et les résidus endogénéisés (ce sont eux qui sont déterminés par les équations du modèle).

²¹ En général, les résidus sur la période de prévision découlent d'une annulation (immédiate ou progressive), voire d'une stabilisation, des résidus d'estimation les plus récents.

²² Pour la même raison, on s'assure que la période de calcul de la contribution est suffisamment distante du début de la période d'observation des séries considérées. En effet, le polynôme retard inverse $\Phi(L)^{-1}$ est de taille infinie. Lors des calculs de contributions, on néglige les termes retardés antérieurs à la période d'observation des données. Les poids des termes retardés décroissant au fur et à mesure qu'on s'éloigne de la première observation, l'erreur commise diminue progressivement pour devenir finalement négligeable. Cette remarque vaut également pour les analyses de contributions sur période historique. Dans le cas des exercices d'inversion sur le modèle *Mésange*, les analyses de contributions s'appuient sur des séries débutant en 1993. Par conséquent, les erreurs commises sont négligeables sur l'horizon de prévision et bien en deçà.

II.2.3 Illustrations

a) Cas-type 1 : inversion aboutissant au constat d'une absence de discordance significative entre garde-fou conjoncturel et modèle

À titre de première illustration de l'intérêt d'un exercice d'inversion, 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.

Le graphique 1 présente le taux de croissance de l'investissement des entreprises non financières observé (courbe en noir) puis prolongé (courbe en pointillés) par la version provisoire du garde-fou conjoncturel. Les bâtons noirs et gris indiquent les contributions à l'évolution de l'investissement des entreprises de ses principaux déterminants : valeur ajoutée marchande et coût du capital. La part des phénomènes inexpliqués par l'équation (« cale » - cf. encadré 1 *supra*) correspond aux bâtons avec pointillés sur fond blanc. Enfin, l'axe vertical en noir sépare les observations des prévisions.

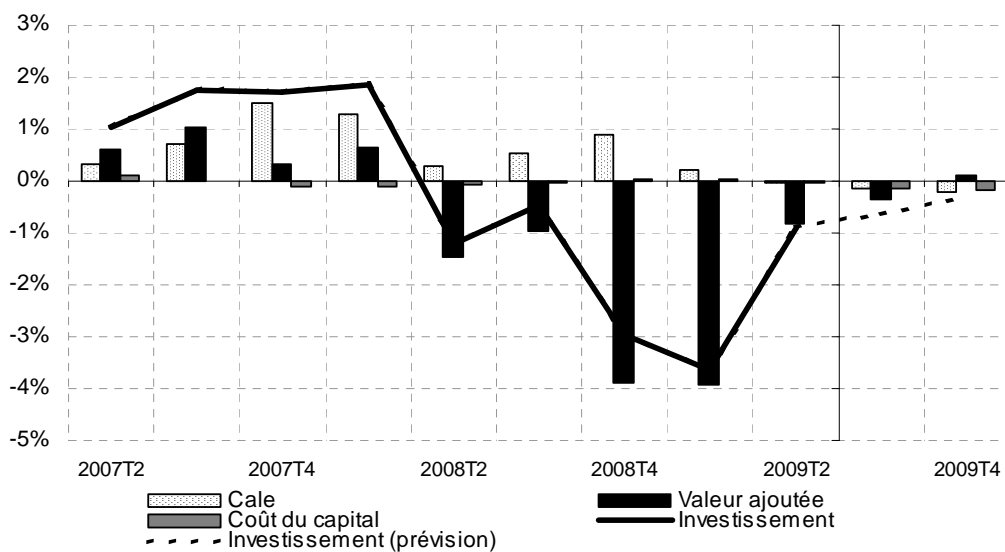
D'après le modèle²³, le plus ou moins grand dynamisme de l'économie a eu une influence prépondérante sur l'évolution de l'investissement des entreprises ces dernières années. En particulier, la baisse de la valeur ajoutée liée à la crise récente constituerait le facteur principal de la forte chute de 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 prévision²⁴. En d'autres termes, 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 serait essentiellement due à l'amélioration des perspectives d'activité. Dans une telle configuration, l'exercice d'inversion vient conforter les prévisions²⁵.

²³ La version de *Mésange* utilisée à l'époque était la première élaborée sur la base des comptes trimestriels avec volumes à prix chaînés. La période d'estimation allait jusqu'au premier trimestre 2007. C'est cette même version de *Mésange* qui est sous-jacente aux illustrations des cas-types 2 et 3. La version nouvellement réestimée qui est présentée dans la partie III en est très proche dans le cas de certaines équations (comme l'équation d'investissement des entreprises utilisée ici) mais en diffère sensiblement sur d'autres (comme l'équation de consommation, utilisée dans la section suivante). Des améliorations ont été apportées par rapport à la première version du modèle avec volumes à prix chaînés et quelques modifications ont porté sur les mécanismes pris en compte, certains ne ressortant plus significativement, par exemple. Les quelques différences que le lecteur pourra remarquer entre les graphiques d'analyse de contributions présentés dans cette partie et dans la partie III s'expliquent par ces évolutions du modèle, ainsi que par les révisions des comptes nationaux entre le moment où ont été réalisés les exercices d'inversion retenus en illustration de cette partie II et la publication de la version des comptes trimestriels utilisée pour la deuxième estimation du modèle avec volumes à prix chaînés.

²⁴ Les contributions des facteurs inexpliqués étaient plus notables entre le deuxième trimestre 2007 et le premier trimestre 2008, période durant laquelle l'investissement a été plus dynamique que ne le laissaient supposer les comportements standard tels que représentés par le modèle (en premier lieu le rythme de la croissance).

²⁵ Les comptes trimestriels publiés en février 2010 ont confirmé le diagnostic d'une poursuite de la dégradation de l'investissement au second semestre 2009, selon un rythme de modération un peu plus lent qu'anticipé par les prévisions discutées ici.

Graphique 1 : inversion de l'équation d'investissement des entreprises non financières



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

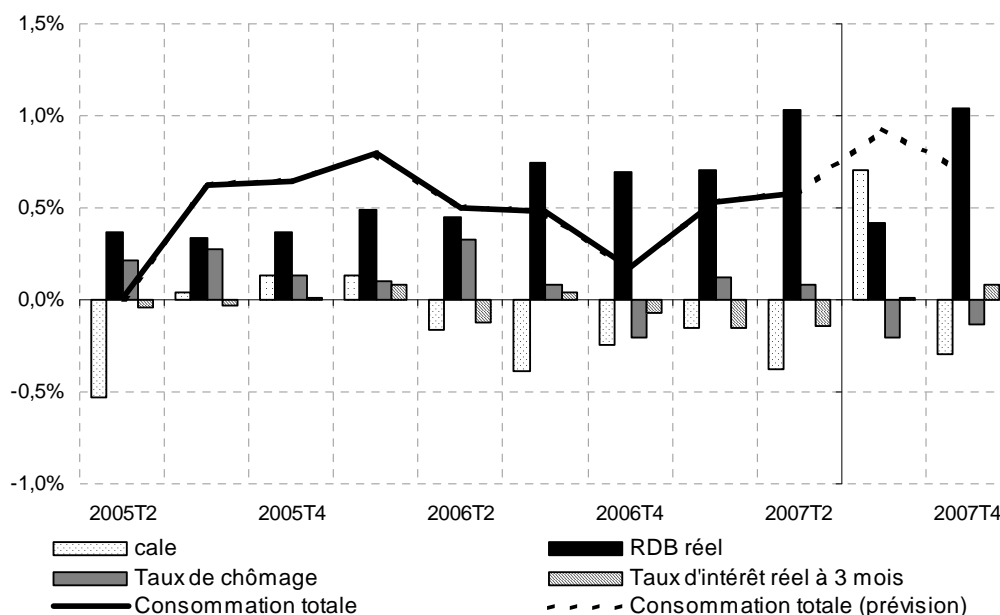
Lecture : sur tous les graphiques d'analyses de contributions présentés dans ce document, la courbe représente l'évolution de la variable d'intérêt (variable expliquée) et les barres les contributions de chaque facteur explicatif à cette évolution. Dans les graphiques d'inversion, l'axe vertical sépare les observations (à sa gauche) des prévisions de l'époque (à sa droite). Ici, les contributions sont celles de la valeur ajoutée de la branche marchande hors agriculture, du coût du capital et de la cale (c'est-à-dire de la part inexpliquée par le modèle). Rappel : 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. partie III, section 2.2).

b) Cas-type 2 : inversion aboutissant au constat d'une discordance significative mais explicable entre garde-fou conjoncturel et modèle

On se place maintenant dans le cadre de l'exercice d'inversion portant sur la prévision de la consommation menée à l'automne 2007. La prévision concernait alors les deux derniers trimestres 2007 (cf. graphique 2). Les bâtons indiquent les contributions des déterminants de la consommation des ménages selon la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés opérationnelle à l'époque : revenu disponible brut réel, taux d'intérêt réel à trois mois, taux de chômage, ainsi que la part inexpliquée par le modèle.

Au troisième trimestre 2007, les prévisions conjoncturelles provisoires anticipaient une forte hausse de la consommation. Le modèle *Mésange* suggérait une croissance de la consommation bien plus modeste, comme l'indique la part inexpliquée positive et d'ampleur élevée pour ce trimestre. Toutefois, à l'automne 2007, le conjoncturiste disposait de premières estimations de l'Insee sur la consommation en produits manufacturés aux mois de juillet et août²⁶. Ces informations laissaient supposer que la hausse de la consommation serait vigoureuse au troisième trimestre. Or, le modèle *Mésange* ne pouvait pas intégrer ce type d'information lors de l'exercice d'inversion. Dans ce cas, le constat d'une divergence entre le garde-fou conjoncturel et le modèle *Mésange* s'explique parfaitement et ne remet nullement en cause les prévisions conjoncturelles. Effectivement, les comptes trimestriels publiés par la suite ont confirmé la forte hausse de la consommation au troisième trimestre 2007.

Graphique 2 : inversion de l'équation de consommation totale des ménages



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : sur ce graphique, les contributions sont celles de la cale (part inexpliquée), du revenu disponible brut réel des ménages, du taux d'intérêt réel à trois mois et du taux de chômage. L'axe vertical sépare les observations (à sa gauche) des prévisions de l'époque (à sa droite). Rappel : l'analyse de contributions présentée ici correspond à l'équation de consommation totale des ménages 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 conduit à modifier sensiblement la spécification de l'équation de consommation. En particulier, cette dernière ne dépend plus du taux d'intérêt réel, qui ne ressort plus significativement (cf. partie III, section 1.1).

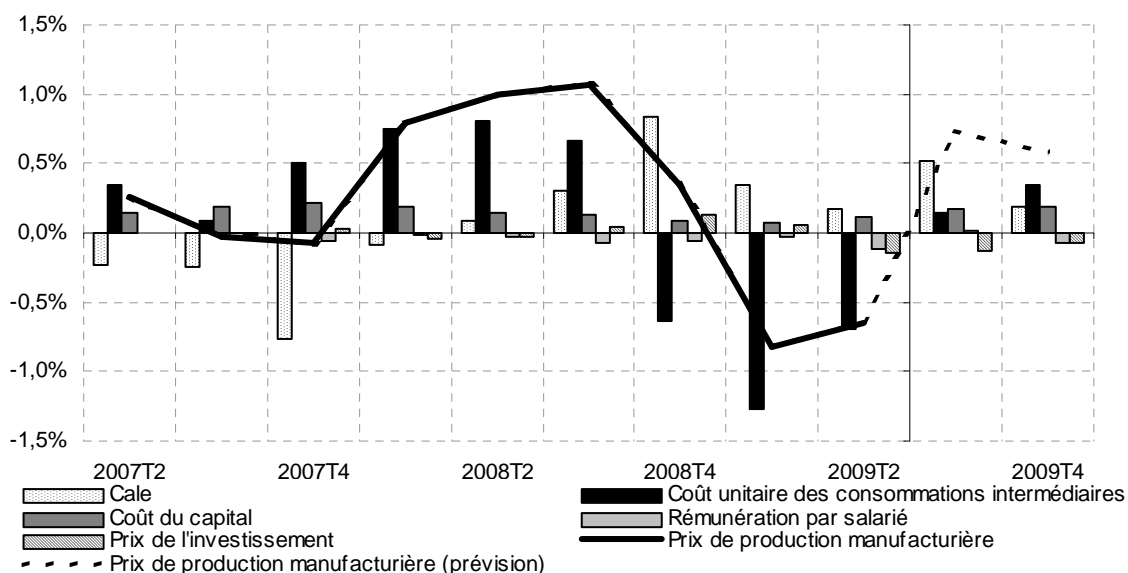
²⁶ Ces premières estimations s'appuient sur diverses sources statistiques établies par plusieurs organismes, comme la Banque de France, le Comité des constructeurs français d'automobiles ou encore le Syndicat national du caoutchouc et des plastiques.

c) Cas-type 3 : inversion aboutissant au constat d'une discordance significative inexplicée entre garde-fou conjoncturel et modèle

Pour cette dernière illustration, on se situe à l'automne 2009, dans le cas d'une prévision provisoire du prix de production des produits manufacturés aux 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 capital²⁷.

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 cette hausse par les déterminants qui y étaient modélisés : l'exercice d'inversion faisait apparaître un effet inexplicé positif élevé au regard du passé pour ce trimestre. 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 ont, dans ce cas précis, confirmé le diagnostic du modèle *Mésange*.

Graphique 3 : inversion de l'équation de prix de production manufacturière



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : sur ce graphique, les contributions sont celles de la cale (part inexplicée), de la rémunération par salarié dans la branche manufacturière, du prix de l'investissement des entreprises en biens manufacturés, du coût unitaire des consommations intermédiaires de la branche manufacturière et du coût du capital. L'axe vertical sépare les observations (à sa gauche) des prévisions de l'époque (à sa droite). Rappel : l'analyse de contributions présentée ici correspond à l'équation de prix de production manufacturière 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 abouti à une équation de spécification légèrement différente (cf. partie III, section 4.1).

²⁷ La rémunération par salarié est calculée pour un salarié à temps plein et corrigée par l'évolution supposée de la productivité dans cette branche (rémunération dite « efficace »). Le coût du capital intègre le prix de l'investissement mais également l'effet d'autres facteurs : taux d'intérêt de long terme, fiscalité et taux de déclassement du capital - cf. section III.2.2.

II.3 Utilisation du modèle *Mésange* pour la relecture de l'année écoulée : le *post mortem*

II.3.1 Principe du *post mortem*

Le modèle *Mésange* peut être aussi utilisé pour la relecture de prévisions des trimestres de l'année écoulée, une fois ces derniers disponibles dans les comptes trimestriels. Il s'agit d'analyser *ex post* les raisons pour lesquelles des prévisions faites pour l'année passée ont éventuellement différé des évolutions économiques qui se sont finalement réalisées.

Ce type d'étude rétrospective, appelé *post mortem*, a été publié tous les ans entre 2005 et 2008 dans les *Notes de conjoncture* de mars et a porté sur les prévisions publiées dans les *Notes de conjoncture* du mois de juin précédent, qui concernaient les trois derniers trimestres de l'année écoulée. Dans la suite, on illustre les principes de l'exercice de *post mortem* à partir de ces exemples précis. Par souci de clarté, on appelle N l'année concernée par les prévisions, $N + 1$ l'année suivante (pendant laquelle l'exercice de relecture est mené) et $N - 1$ l'année précédente.

Le modèle *Mésange* est utilisé pour décomposer les écarts entre les prévisions de 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 . 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 provisoires²⁸. Il s'agit d'une première source d'écart entre les prévisions et la mesure de l'économie *ex post* ;
- 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, 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 »²⁹ sur les « comportements » des agents économiques nationaux³⁰. 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.

Cette répartition entre trois sources d'écarts entre prévisions et réalisations ultérieures fait clairement ressortir l'apport du modèle lors de cette relecture. Dans une certaine mesure, elle permet de distinguer les écarts induits par des changements dans les variables en entrée du modèle sur l'année N d'une part, des différences provenant de comportements non modélisés d'autre part.

²⁸ 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.

²⁹ Ce terme est ici utilisé par abus de langage. Il s'agit d'erreurs au sens économétrique du terme. Les prévisions publiées dans les *Notes de conjoncture* de juin ne sont ni évaluées ni jugées par l'exercice de *post-mortem*.

³⁰ Rappelons que les agents économiques du modèle *Mésange* correspondent aux secteurs institutionnels de la Comptabilité Nationale.

II.3.2 Modalités pratiques

En pratique, la réalisation de l'exercice de *post mortem* s'effectue en quatre étapes détaillées dans le tableau 1 en page suivante. Certaines de ces étapes comportent une inversion du modèle ou une analyse de contributions sur période historique à partir de ses équations de comportement (exercices dont les principes ont été expliqués dans les sections précédentes). 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 de juin de l'année N pour obtenir un jeu de cales correspondant.
- 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 (cf. section suivante pour une illustration).
- 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 endogènes observées dans les comptes trimestriels³¹. 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 où cela a été expliqué dans la section II.3.1. 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 (cf. section suivante pour une illustration).

³¹ Ici il s'agit d'une inversion effectuée sur le passé, contrairement aux inversions présentées dans la section précédente (qui portaient sur des périodes de prévision). En d'autres termes, il s'agit formellement d'analyses de contributions sur période historique. Cependant, la dénomination d'inversion paraît ici plus adaptée puisque l'objectif est de récupérer un jeu de cales et non de décomposer les influences relatives de chaque facteur explicatif aux évolutions des grands agrégats.

Tableau 1 : 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 (erreur de comportements des agents)	Opérations effectuées	Décomposition des écarts entre prévision et réalisation
1	Comptes trimestriels publiés en mai de l'année N (1 ^{ers} résultats du 1 ^{er} trimestre de l'année N) + prévisions effectuées en juin de l'année N des trimestres 2 à 4 de l'année N	Observations jusqu'au 1 ^{er} trimestre de l'année N + prévisions effectuées en juin de l'année N des trimestres 2 à 4 de l'année N	Jeu de cales issu de l'inversion du garde-fou conjoncturel de juin de l'année N	Inversion du garde-fou conjoncturel de juin de l'année N	
2	Comptes trimestriels publiés en février de l'année $N + 1$ (1 ^{ers} résultats du 4 ^e trimestre de l'année N) jusqu'au 1 ^{er} trimestre de l'année $N + 1$ + prévisions effectuées en juin de l'année N des trimestres 2 à 4 de l'année N	Idem étape 1	Idem étape 1	Variante(s) <i>Mésange</i>	2 / 1 : effet révision des comptes trimestriels sur le passé
3	Idem étape 2	Réalisation des variables d'environnement disponibles courant mars de l'année $N + 1$	Idem étape 1	Variante(s) <i>Mésange</i>	3 / 2 : impact des erreurs sur les hypothèses d'environnement
4	Comptes trimestriels publiés en février de l'année $N + 1$ (1 ^{ers} résultats du quatrième trimestre de l'année N) jusqu'au 4 ^e trimestre l'année N	Idem 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 d'un garde-fou des réalisations de l'année N et variante(s) <i>Mésange</i>	4 / 3 : effet des erreurs sur les comportements des agents (part d'inexpliqué par le modèle)

II.3.3 Illustration : *post mortem* réalisé en mars 2008 des prévisions de l'année 2007 effectuées en juin 2007

L'illustration qui suit reprend quasiment à l'identique le texte de l'encadré intitulé « *Post mortem* France de la prévision de la *Note de conjoncture* de juin 2007 », publié dans le dossier « 2007, année de transition » de la *Note de conjoncture* de mars 2008 - cf. Befy et al. (2008).

En juin 2007, l'Insee prévoyait une croissance de 2,1% pour l'ensemble de l'année 2007³². La réalisation de cette prévision publiée par les comptes trimestriels en février 2008 (premiers résultats) était de 1,9 %. L'écart entre la prévision et cette réalisation³³ est donc très faible au regard du degré de précision des comptes nationaux et des prévisions conjoncturelles. En profil infra-annuel, les différences les plus sensibles entre la prévision et la réalisation de la croissance se situaient essentiellement aux deuxième et quatrième trimestres 2007. Au deuxième trimestre 2007, la croissance publiée par les comptes trimestriels de février 2008 était de + 0,4 % (pour une prévision fixée à 0,6 % dans la *Note de conjoncture* de juin 2007). De même, au quatrième trimestre 2007, l'Insee prévoyait + 0,5 % de croissance et celle-ci a été chiffrée à + 0,3 % par les comptes trimestriels disponibles en février 2008.

Afin d'analyser les origines des légères différences entre les prévisions réalisées en juin 2007 et les réalisations des comptes trimestriels publiées dans les premiers résultats de février 2008, une étude rétrospective des prévisions de la *Note de conjoncture* de juin 2007 a été menée pour l'année 2007 à l'aide du modèle *Mésange*. Comme on l'a expliqué dans les sections précédentes, ces écarts peuvent avoir trois origines différentes. En premier lieu, les comptes trimestriels sont éventuellement révisés entre le moment de la prévision (juin 2007) et le moment de l'étude rétrospective. Il peut aussi exister une différence entre les hypothèses faites sur l'environnement international et les politiques publiques et ce qui a été effectivement observé. Enfin, les comportements des agents économiques peuvent différer entre la prévision et la réalisation.

L'écart *in fine* de -0,2 point de croissance sur l'année 2007 (cf. graphiques 4 *infra*) se décompose ainsi en :

- - 0,1 point dû à la révision des comptes trimestriels,
- - 0,6 point dû à l'écart entre les hypothèses et la réalisation sur l'environnement international et les politiques publiques,
- + 0,5 point d'écart dû aux erreurs de prévision sur les comportements des agents (cf. tableau 2 page suivante).

La contribution nettement négative des erreurs sur les hypothèses est notamment imputable à la hausse du taux de change de l'euro, alors qu'il avait été stabilisé en prévision, et au ralentissement de l'économie mondiale, qui a entraîné celui, plus fort que prévu, de la demande mondiale d'importations adressée à la France. Si l'environnement international de l'année 2007 avait été parfaitement anticipé, le ralentissement d'activité survenu au deuxième trimestre de 2007 aurait été prévu, ainsi qu'une partie importante du ralentissement du quatrième trimestre. *A contrario*, le rebond de la croissance au troisième trimestre aurait été sous-estimé (cf. graphiques 4, page 29).

Enfin, la différence entre la prévision de croissance à environnement de l'année 2007 connu et sa réalisation s'explique par les écarts entre les comportements des agents, tels qu'ils étaient prévus dans la *Note de conjoncture* de juin 2007, et tels qu'ils sont constatés à partir des comptes trimestriels complets sur l'année 2007 publiés en février 2008. Au total, les

³² Cf. *Note de conjoncture* de juin 2007.

³³ Dans toute cette section, on parle de « réalisation » de l'année 2007 au sens des comptes trimestriels disponibles au moment de la préparation de la *Note de conjoncture* de mars 2008. Il s'agissait des premiers résultats de février 2008.

comportements observés ont permis, relativement à la prévision de juin 2007, d'amortir (à hauteur de 0,5 point) l'impact négatif des surprises défavorables sur l'environnement international.

Le point le plus notable concerne les échanges extérieurs. D'une part l'évolution « spontanée » (c'est-à-dire hors effet de la compétitivité-prix) des parts de marché avait été sous-estimée en juin 2007 : sans cette sous-estimation, le PIB prévu en juin 2007 aurait été supérieur de 0,2 point. D'autre part, le dynamisme des importations, à compétitivité-prix et demande données, avait été sous-estimé : sans cette sous-estimation, le PIB prévu en juin 2007 aurait été supérieur de 0,2 point. Le dynamisme spontané de la consommation des ménages avait à l'inverse été légèrement surestimé en juin 2007 : sans cette surestimation, le PIB prévu en juin aurait été inférieur de 0,1 point.

Cet exemple illustratif est représentatif à plus d'un titre. En général, les révisions des comptes trimestriels (source d'erreur de prévision détectée dans la comparaison entre les résultats des étapes 1 et 2 du *post mortem*) constituent une source très secondaire d'écart entre prévisions initiales et réalisation ultérieure. En revanche, 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.

Tableau 2 : Décomposition de la comparaison de la prévision de croissance et sa réalisation

Croissance du PIB réel	2007
Note de conjoncture de juin 2007 (%)	+ 2,1
Révisions des comptes trimestriels (février 2008)	- 0,1
Environnement de l'année 2007	- 0,6
Dont :	
Compétitivité	- 0,1
Pétrole	0,0
Demande mondiale	- 0,2
Taux de change	- 0,1
Autres	- 0,2
Comportements	+ 0,5
Dont :	
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 (%)	+ 1,9

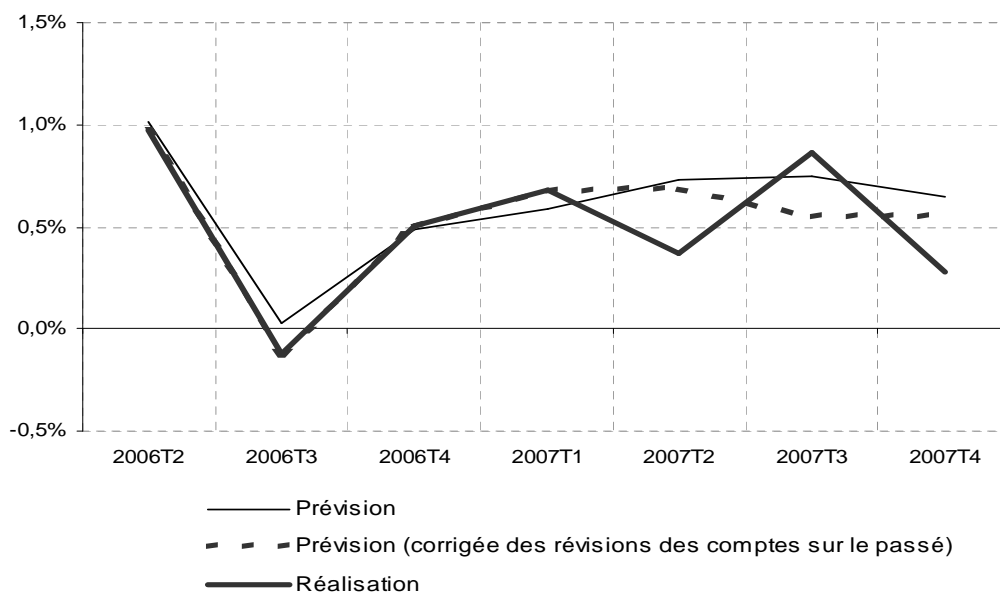
Source : Befy et al. (2008). Unité : le point de croissance, sauf indication contraire (%).

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 %).

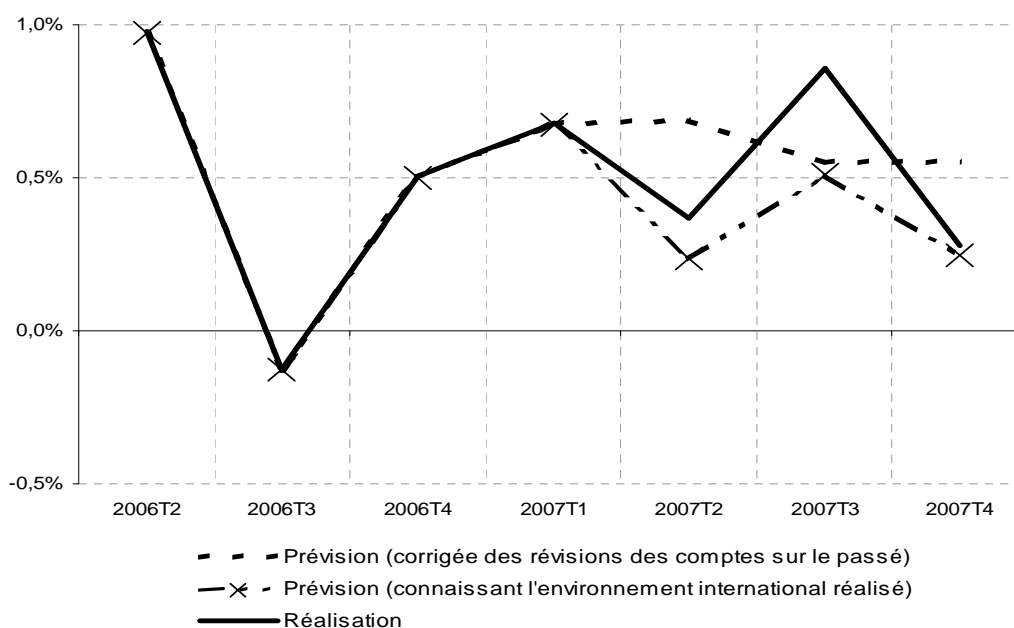
Graphiques 4 : taux de croissance du PIB réel (prévu et réalisé)

Variations trimestrielles, base 2000, en %, CVS-CJO

1) Écarts entre prévision initiale, prévision corrigée des révisions des comptes trimestriels et réalisation



2) Écarts entre prévision corrigée des révisions des comptes trimestriels, prévision connaissant l'environnement international et réalisation



Source : Befy et al. (2008). Lecture : les révisions des comptes trimestriels (source d'erreur de prévision détectée dans la comparaison entre les résultats des étapes 1 et 2 du post mortem) constituent une source très secondaire d'écart entre prévisions initiales et réalisation ultérieure (premier graphique). C'est pourquoi, le second graphique se centre sur les seules comparaisons effectuées entre les étapes 2 (courbe avec des tirets) et 3 (courbe avec des croix) d'une part et les étapes 3 (courbe avec des croix) et 4 (courbe en traits pleins) d'autre part.

III - PRINCIPALES ÉQUATIONS DU MODÈLE AVEC VOLUMES À PRIX CHÂÎNÉS

Ainsi qu'on l'a rappelé en introduction, *Mésange* entre dans la famille des modèles qualifiés de « néo-keynésiens ». À court terme, la dynamique du modèle est essentiellement caractérisée par des comportements de demande (consommation, investissement, échanges extérieurs). 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 néo-classique, assimilable à un cadre d'offre globale - demande globale. Cette distinction entre la dynamique de court terme et le comportement de long terme se traduit par le fait que les équations de comportement du modèle sont estimées sous la forme de modèles à corrections d'erreur. Ainsi, chaque variable expliquée est modélisée comme fluctuant, selon ses déterminants de court terme, autour d'une relation de coïntégration spécifiant son comportement de long terme.

Dans la version de *Mésange* avec volumes à prix constants, les relations de long terme des équations de comportement 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 - cf. Klein et Simon (2010), section I.2. Dans la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés, cette structure générale a été conservée dans la mesure du possible. Toutefois, un bon ajustement aux données a primé sur la cohérence théorique globale. Pour cette raison, par exemple, la modélisation des salaires a été modifiée et s'est éloignée du cadre théorique Wage-Setting (WS).

D'une manière générale, dans les deux versions de *Mésange*, la production dans l'économie est déterminée, à chaque période, à partir des composantes de la demande, chacune de ces composantes étant modélisée séparément. L'ensemble des équations de comportement réel du modèle se répartit en quatre grands blocs : les dépenses des ménages (consommation et investissement), les demandes de facteurs (investissement des entreprises et demande de travail), les variations de stocks et les échanges extérieurs (exportations et importations). À ces blocs s'ajoute la sphère nominale du modèle, c'est-à-dire la boucle prix-salaires. À long terme, les prix et salaires déterminent l'offre. Le niveau de ces variables s'ajuste progressivement sur les prix étrangers, qui constituent l'ancrage nominal du modèle. Enfin figure un bloc de finances publiques qui, comme on l'a mentionné en introduction, est un peu moins développé dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés que dans celle avec volumes à prix constants.

Dans cette partie sont détaillées les principales équations de la version la plus récente du modèle avec volumes à prix chaînés, réestimée sur la base des comptes trimestriels détaillés du quatrième trimestre 2009 publiés le 30 mars 2010³⁴. Les équations présentées sont celles qui sont systématiquement analysées lors des exercices d'inversion au moment de la préparation des *Notes* et *Points de conjoncture* de l'Insee. Y sont ajoutées trois équations non utilisées dans le cadre des exercices d'inversion (celles relatives à l'investissement des ménages en volume et en prix et aux importations énergétiques en volume), ce qui rend exhaustive la présentation des blocs de dépenses des ménages et d'échanges extérieurs.

Sauf mention contraire explicite, les équations ont été estimées en deux étapes, ce qui constitue une des procédures possibles pour estimer des équations à correction d'erreur. La première étape a consisté à estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) la relation de long terme, ou relation de coïntégration. La stationnarité du résidu de long terme ainsi obtenu a été vérifiée par des tests de stationnarité (KPSS ou Shin³⁵). Lors de la seconde étape, la dynamique de court terme a été estimée par la méthode des MCO. Le

³⁴ Entrent en outre dans la base d'estimation des séries issues d'autres sources, notamment des comptes nationaux trimestriels des principaux pays partenaires commerciaux de la France (publiés à des dates proches des comptes trimestriels français utilisés) et de la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE (dans sa version n°87 publiée au printemps-été 2010) - pour plus de détails sur ces séries, se reporter à l'annexe 1.

³⁵ Cf. annexe 2 pour en savoir plus sur l'utilisation des tests de KPSS et de Shin

résidu de long terme retardé d'un trimestre y a été introduit. Pour les blocs pour lesquels des interdépendances fortes entre équations étaient pressenties, des estimations jointes ont été menées. Lorsque celles-ci donnaient des résultats similaires à des estimations équation par équation, la simplicité a été privilégiée : ce sont les estimations équation par équation qui ont été retenues (cas du bloc d'échanges extérieurs). Pour le bloc de demande de facteurs, en revanche, il est apparu préférable de conserver les résultats de certaines estimations jointes.

Afin de se prémunir de biais éventuels sur les coefficients et les variances asymptotiques estimés, on a testé la présence d'autocorrélation des résidus (par le test de Ljung-Box). On a aussi vérifié (par le test de White) la présence d'hétéroscédasticité, qui pourrait conduire à estimer avec un biais la variance asymptotique des estimateurs des MCO et à perturber les tests de contraintes sur les coefficients. Lorsque l'homoscédasticité était rejetée, on a utilisé la matrice de variances-covariances des résidus de White, robuste à la présence d'hétéroscédasticité, de préférence à la matrice résultant de l'estimation par les MCO. Enfin, on a testé la normalité des résidus (par un test de Jarque-Bera). Celle-ci assure une meilleure robustesse des tests de Student et de Fisher à distance finie et, donc, une plus grande fiabilité de ces tests et des décisions qui sont prises sur leur base en termes de spécification.

La présentation des équations s'accompagne de celle des tests standard. Les tests complémentaires (de stationnarité, d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et de normalité) figurent en annexe 2, tandis que l'annexe 1 détaille la construction des variables d'environnement international. Les commentaires effectués à la suite des équations soulignent les principales différences par rapport à leur homologue estimée sur données avec volumes à prix constants. Des commentaires plus généraux sur les spécifications et les propriétés générales des équations sont donnés dans Klein et Simon (2010).

Pour chaque équation, on présente aussi des graphiques de comparaison entre les trajectoires observées de la variable expliquée associée et sa simulation dynamique issue de cette équation. Ceci permet de vérifier comment chaque équation rend compte des évolutions observées sur la période d'estimation. Ces graphiques montrent notamment comment les principales équations du modèle se comportent sur les trimestres postérieurs à l'éclatement de la crise financière de 2008. On présente également des analyses de contributions sur la période récente. Celles-ci permettent d'apprécier la robustesse - ou, parfois, les limites - du pouvoir explicatif des déterminants traditionnels de telle ou telle variable face au choc négatif d'activité subi par l'économie française au moment de la crise de 2008-2009³⁶.

³⁶ Cf. section II.1 *supra* pour une description des grands principes de l'analyse de contributions.

III.1 Dépenses des ménages

III.1.1 Consommation

a) Consommation totale des ménages

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

(-2,9) (2,2) (-2,7) (5,6)
(3,1) (-3,2)

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

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 réel des ménages (déflaté des prix à 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 ³⁷
$d96t1$	variable indicatrice valant 1 en 1996T1, 0 sinon

Remarques : toutes les relations de long terme sont définies à une constante près. Les nombres figurant entre parenthèses sous les coefficients estimés sont les statistiques de Student. L'équation ci-dessus a été estimée en une étape par les MCO, ce qui équivaut à une estimation en deux étapes, $c - rdb_r$ étant égal à une constante près au résidu de long terme qui résulterait de l'estimation de la relation de long terme.

Commentaire : la relation de long terme impose, comme dans le modèle avec volumes à prix constants, une élasticité unitaire entre consommation et revenu. Or, le ratio consommation sur revenu disponible réel a fortement varié entre la fin des années 1970 et le début des années 1990, à la hausse d'abord puis à la baisse, en raison de profondes transformations dans les comportements d'épargne des ménages (Cotis et al., 1998). En revanche, il est stationnaire depuis. On a donc restreint la période d'estimation en excluant les années riches en changements de régime. À court terme, les variations de la consommation ne dépendent pas de celles du taux d'intérêt réel à trois mois, alors que c'est le cas dans la version du modèle avec volumes à prix constants. Le taux d'intérêt ne ressort plus significativement, en partie en raison de la prise en compte de la période de crise récente. En effet, le taux d'intérêt Euribor à 3 mois utilisé dans la version du modèle avec volumes à prix constants constitue alors une approximation peu satisfaisante des taux de crédit à la consommation (qui ont beaucoup moins baissé), ce qui affaiblit la relation entre consommation et taux d'intérêt. L'effet de court terme du RDB réel sur la consommation est aussi plus limité que dans la version du modèle avec volumes à prix constants, ceci étant un peu contrebalancé par une vitesse de convergence vers la relation de long terme légèrement plus rapide. Enfin, quelques facteurs ont causé des à-coups dans les comportements de consommation des ménages durant les années 1990, qui ont été pris en compte à travers deux variables muettes. Au premier trimestre 1996, la consommation a connu un rattrapage après un semestre riche en événements susceptibles d'avoir pesé sur la confiance des ménages (vague d'attentats puis grèves), ce que capte l'indicatrice $d96t1$. La variable Cal^{Bal_Jup} , quant à elle, a été introduite pour tenir compte des décalages dans le temps d'achats automobiles liés à la fin annoncée des mesures de primes à la casse prises au milieu des années 1990 par les gouvernements Balladur puis Juppé. Sa significativité traduit les achats d'automobiles effectués par les ménages par anticipation pour bénéficier de ces mesures avant leur expiration. Ces purs effets de calendrier, très visibles sur les séries de consommation, induisent une sur-consommation peu avant la suppression de ces

³⁷ Cette variable vaut +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. Pour une interprétation, se reporter au commentaire de l'équation.

primes à la casse et une sous-consommation juste après. Les effets véritables de soutien à la consommation liés à ces mesures passent par la hausse du RDB réel, qui augmente durant les trimestres où les mesures sont actives à travers la baisse du déflateur de la consommation.

b) Consommation des ménages en produits manufacturés

$$\Delta c_dim_t = -0,003 + 2,07 \cdot \Delta c_t - 0,03 \cdot d96t4$$

(-2,7)
(12,7)
(-3,8)

$$-0,22 \cdot \left[c_dim_{t-1} - c_{t-1} + 0,55 \cdot (pc_dim_{t-1} - pc_{t-1}) + 1,35 \right]$$

(-3,7)
(-25,1)
(-791,2)

Relation de long terme déduite : $c_dim = c - 0,55 \cdot (pc_dim - pc)$

Période d'estimation : 1993T1-2009T4 $R^2 = 0,82$ $DW = 2,24$ $SER = 0,006$.

c_dim	consommation des ménages en produits manufacturés (en volume et en log)
c	consommation totale des ménages (en volume et en log)
pc_dim	déflateur de la consommation des ménages en produits manufacturés (en log)
pc	déflateur de la consommation totale des ménages (en log)
$d96t4$	variable indicatrice valant 1 en 1996T4, 0 sinon

Commentaire : à l'instar de la version du modèle avec volumes à prix constants, la consommation en produits manufacturés s'ajuste à long terme sur la consommation totale, à prix relatifs donnés. À court terme, les variations de prix relatifs n'ont plus de pouvoir explicatif significatif. Néanmoins, une déformation des prix relatifs des produits manufacturés conserve un impact sensible sur la consommation de ces biens via la relation de long terme : elle est ici atteinte plus rapidement que dans la version du modèle avec volumes à prix constants (avec une force de rappel deux fois supérieure) et l'élasticité de long terme aux prix relatifs y est beaucoup plus élevée (0,55 contre 0,09).

III.1.2 Investissement logement des ménages

On rappelle que la formation brute de capital fixe (FBCF) des ménages est définie comme l'investissement net des ménages (achats - ventes) dans le secteur immobilier et se limite donc aux constructions de logements neufs et aux travaux de gros entretien.

L'équation complète, estimée en une étape par les MCO, est la suivante :

$$\Delta im_t = 0,001 + 0,80 \cdot \Delta im_{t-1} - 0,003 \cdot \Delta R3mr_t + 0,20 \cdot \Delta rdbr_t - 0,013 \cdot d08t3_09t3$$

(0,8)
(8,7)
(-2,2)
(2,7)
(-3,5)

$$-0,11 \cdot \left[im_{t-1} - rdbr_{t-1} + 0,017 \cdot R10r_{t-1} - 0,016 \cdot tr03t4_08t2 + 0,039 \cdot trap08t2 + 2,24 \right]$$

(-2,8)
(-6,2)
(38,3)
(-19,4)
(-196,0)

Relation de long terme déduite :

$$im = rdbr - 0,017 \cdot R10r + 0,016 \cdot tr03t4_08t2 - 0,039 \cdot trap08t2$$

Période d'estimation : 1993T1-2009T4 $R^2 = 0,73$ $DW = 1,66$ $SER = 0,006$.

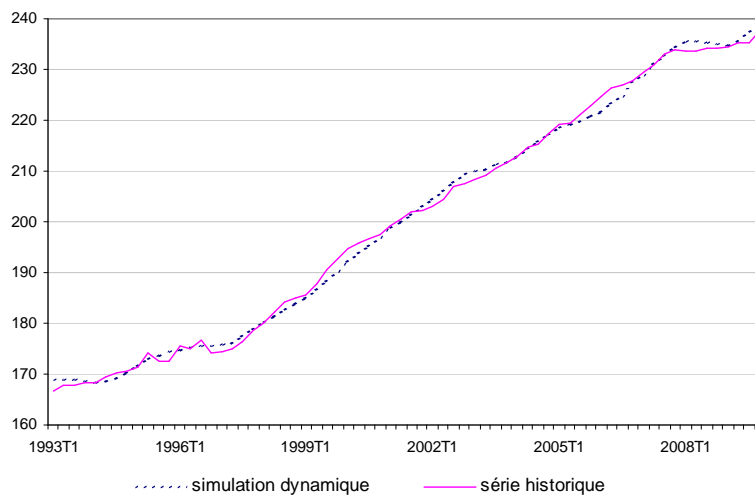
<i>im</i>	investissement des ménages en volume (en log)
<i>rdb_r</i>	revenu disponible brut des ménages en valeur déflaté par le prix de l'investissement des ménages (en log)
<i>R3_{mr}</i>	taux d'intérêt réel à 3 mois annualisé (par rapport à l'inflation en glissement annuel du déflateur de la FBCF des ménages)
<i>R10_r</i>	taux d'intérêt réel à 10 ans annualisé (par rapport à l'inflation en glissement annuel du déflateur de la FBCF des ménages)
<i>tr03t4_08t2</i>	tendance croissant de 1 point par trimestre sur la période 2003T4-2008T2, stable avant (à sa valeur en 2003T4) et ensuite (à sa valeur en 2008T2)
<i>trap08t2</i>	tendance croissant de 1 point par trimestre à partir de 2008T2, stable avant, à sa valeur en 2008T2
<i>d08t3_09t3</i>	variable indicatrice valant 1 sur 2008T3-2009T3, 0 sinon

Commentaire : à court terme, la principale différence entre cette équation et celle de la version du modèle avec volumes à prix constants tient dans la présence d'un effet revenu au lieu d'effets prix et du taux de chômage. En outre, l'indicatrice ne figure pas dans le court terme de la version du modèle avec volumes à prix constants, celle-ci ayant été estimée sur une période antérieure à la crise récente. La vitesse de convergence vers la relation de long terme est deux fois plus rapide que dans la version avec volumes à prix constants.

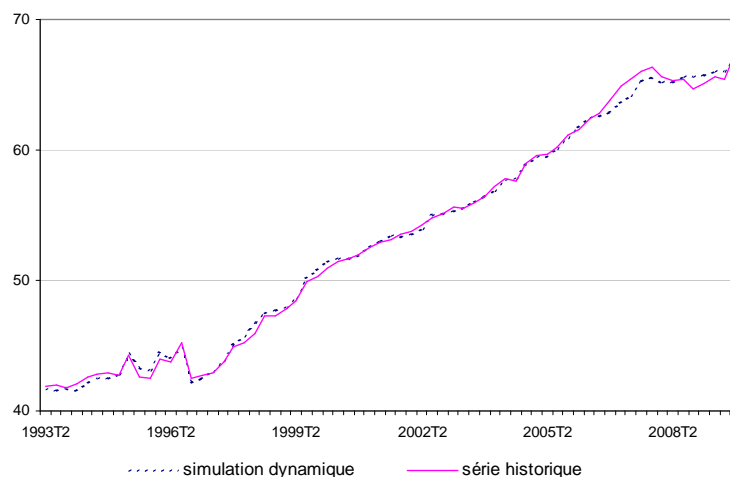
Les déterminants de long terme restent inchangés par rapport à la version du modèle avec volumes à prix constants. Toutefois, l'élasticité de long terme au taux d'intérêt est deux fois plus faible. Surtout, certains mécanismes, avant et après le déclenchement de la crise, sont mal ou pas pris en compte par les déterminants usuels de l'investissement immobilier que sont le revenu disponible réel et les taux d'intérêt. Deux variables tendanciennes ont donc été intégrées à la relation de long terme pour en stationnariser le résidu. La tendance croissante entre 2003T4 et 2008T2 capte les conséquences de la bulle immobilière d'avant la crise. Dans cette période, les ménages, anticipant la poursuite des fortes hausses des prix de l'immobilier, étaient incités à acheter au plus vite toutes choses égales par ailleurs, pour limiter le surcoût qu'aurait représenté un achat plus tardif. La tendance décroissante de 2008T2 à 2009T4 traduit le retournement de ces anticipations haussières dans la phase aiguë de la crise et les effets directs de cette dernière. Le volume des transactions immobilières s'est alors vivement contracté : de nombreux vendeurs ont retiré leur bien du marché ou en ont différé la mise en vente pour ne pas subir des décotes au plus fort de la crise ; les acheteurs, confrontés à une incertitude élevée sur le marché de l'emploi et à des conditions de crédit brutalement détériorées, ont également eu tendance à reporter leur projet d'investissement immobilier. Cette tendance décroissante de la relation de long terme devra être gérée avec soin au delà de la période d'estimation pour tenir compte de la rapide reprise des hausses des prix et des transactions dans l'immobilier en 2010.

III.1.3 Simulations dynamiques des équations de demande des ménages

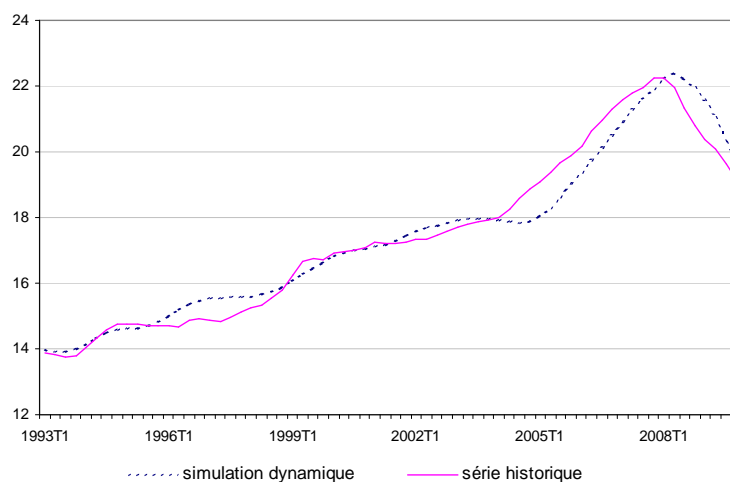
Graphiques 5 : Consommation des ménages (volumes, milliards d'euros)
5.1 Consommation totale des ménages



5.2 Consommation des ménages en produits manufacturés



Graphique 6 : Investissement logement des ménages (volume, milliards d'euros)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

III.1.4 Contributions trimestrielles relatives à la demande des ménages

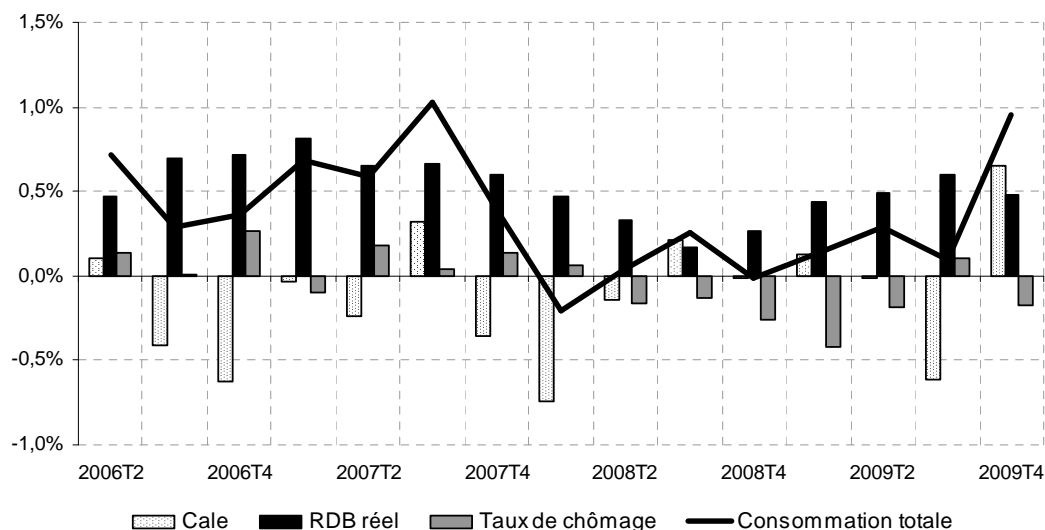
a) Consommation des ménages

Le profil de la consommation des ménages est principalement déterminé par celui de leur revenu disponible brut réel. Cependant, dans les périodes de dégradation du marché du travail, comme en 2008 consécutivement à la crise, l'aggravation du chômage pèse sur la consommation, reflétant un plus grand recours à l'épargne de précaution.

Le profil de la consommation totale « contribue » notablement à celui de la consommation en produits manufacturés, de façon purement mécanique. En outre, la consommation en produits manufacturés est soutenue de façon relativement constante par l'évolution du prix moyen de ces produits. Celle-ci est en effet plus modérée que celle du prix de consommation totale en raison à la fois du progrès technique et de la pression sur les prix plus vive exercée par les importations dans la branche manufacturière, plus exposée à la concurrence internationale que la branche non manufacturière.

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 2008³⁸. En sens inverse, l'ampleur inexpliquée de la hausse de la consommation (tant manufacturière que totale) au dernier trimestre 2009 est en partie liée à l'annonce de la suppression de « la prime à la casse » fin 2009. Cette information a en effet³⁹ conduit de nombreux ménages à anticiper leurs achats d'automobile pour bénéficier encore de cette mesure de relance.

Graphique 7 : Consommation totale des ménages (contributions trimestrielles)

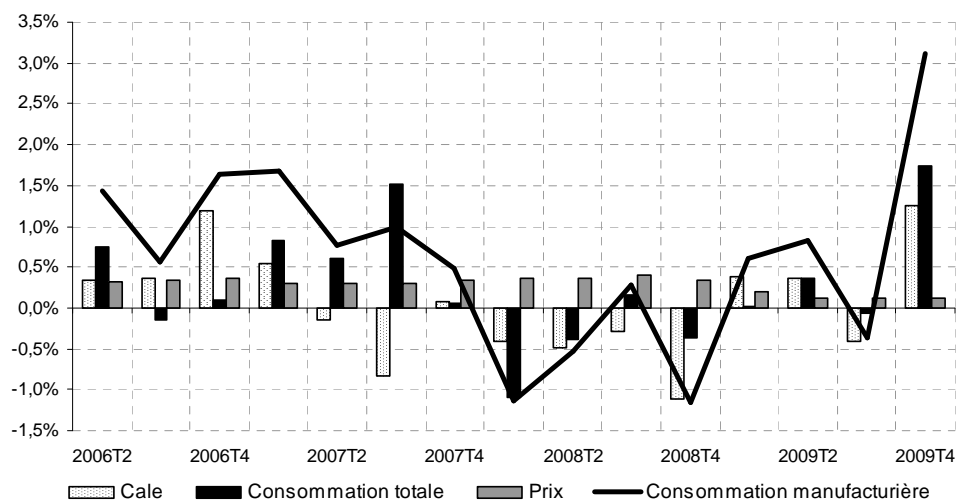


Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : les contributions à l'évolution de la consommation totale des ménages sont celles du RDB réel (déflaté par le prix à la consommation des ménages), du taux de chômage et de la partie inexpliquée par le modèle (*Cale*).

³⁸ Source : *Note de Conjoncture* de mars 2007 et *Note de Conjoncture* de juin 2008.

³⁹ Source : *Note de Conjoncture* de mars 2010.

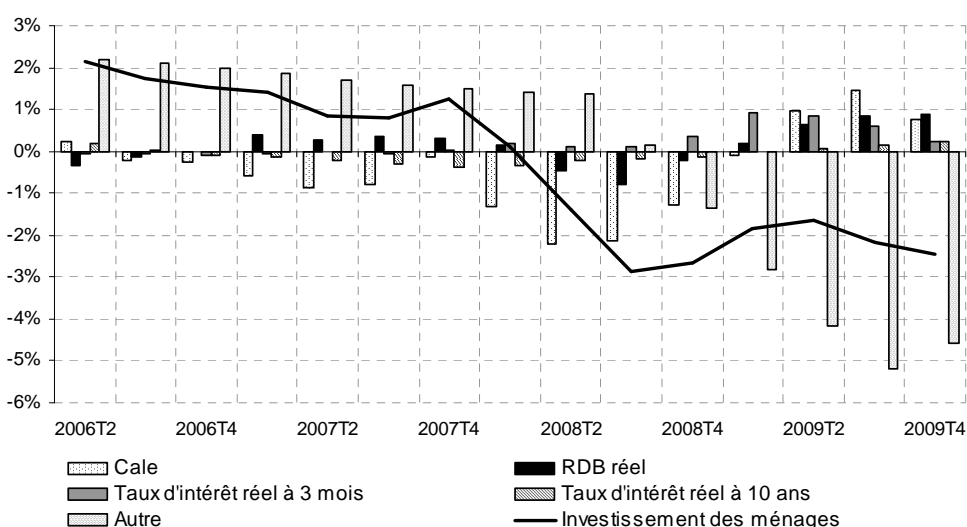
Graphique 8 : Consommation manufacturière des ménages (contributions trimestrielles)

Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : *Prix* désigne la contribution à l'évolution de la consommation manufacturière du rapport du déflateur de la consommation des ménages en produits manufacturés au déflateur de la consommation totale.

b) Investissement logement des ménages

Cette équation n'est pas utilisée lors des analyses de contributions réalisées dans le cadre des préparations des *Notes* et *Points* de conjoncture, en raison du pouvoir explicatif limité des facteurs explicatifs véritables pris en compte dans le modèle lors de périodes de « bulle » puis de crise. Certes, un retournement temporaire de la contribution du revenu disponible réel est observé avant même le plus fort de la crise, mais qui reste trop limité pour rendre compte de la chute de l'investissement immobilier des ménages à partir du deuxième trimestre 2008 et durant les trimestres suivants de 2008 et de 2009. En dépit des baisses de taux d'intérêt consécutives à la diminution des taux directeurs de la Banque centrale européenne en réponse à la crise, les contributions des taux d'intérêt demeurent elles aussi secondaires (et pas toujours aisément interprétables) au regard des facteurs sous-jacents à la formation de la bulle immobilière d'avant la crise et à son éclatement ensuite (cf. commentaire de l'équation d'investissement des ménages dans l'alinéa III.1.2 *supra*).

Graphique 9 : Investissement logement des ménages (contributions trimestrielles)

Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : *Autre* regroupe les contributions des deux tendances linéaires introduites dans l'équation de long terme et de l'indicatrice valant un sur la période 2008T3-2009T3 et zéro ailleurs, présente dans l'équation dynamique.

III.2 Demande de facteurs

III.2.1 Emploi

a) Emploi de la branche manufacturière (en équivalent temps plein)

$$\Delta l_dim_t = -0,001 + 1,33 \cdot \Delta l_dim_{t-1} - 0,56 \cdot \Delta l_dim_{t-2} + 0,04 \cdot \Delta va_dim_t + 0,02 \cdot \Delta va_dim_{t-1} - 0,01 \cdot \left[l_dim_{t-1} - va_{t-1} + 0,40 \cdot wp_dim_{t-1} + (1-0,40) \cdot eff_dim_{t-1} + 1,19 \right]$$

(-7,0) (20,0) (-8,7) (4,5) (2,5) (-2,8) (c) (c) (-184,6)

Relation de long terme déduite :

$$l_dim = va_dim - 0,40 \cdot wp_dim - (1 - 0,40) \cdot eff_dim ,$$

avec $eff_dim = 0,01 \cdot temps$
(50,7)

Période d'estimation : 1979T1-2009T4 $R^2 = 0,94$ $DW = 1,81$ $SER = 0,001$.

l_dim	emploi salarié en équivalent temps plein de la branche manufacturière (en log)
va_dim	valeur ajoutée de la branche manufacturière (en volume et en log)
wp_dim	rémunération salariale d'un employé à temps plein de la branche manufacturière (déflatée par le prix de valeur ajoutée, en log)
eff_dim	efficacité du travail dans la branche manufacturière (en log)
$temps$	tendance linéaire croissant de 1 point par trimestre

Commentaire : comme dans la version du modèle avec volumes à prix constants, le coefficient de long terme du coût du travail n'a pas été estimé mais contraint dans la branche manufacturière. L'origine de cette contrainte est identique pour les deux versions du modèle : les salaires réels et l'efficacité du travail sont très colinéaires, ce qui ne permet pas d'estimer le coefficient des salaires de manière robuste. L'élasticité de long terme de l'emploi au salaire réel dans la branche manufacturière a été contrainte à être égale à l'élasticité à long terme de l'emploi non manufacturier au salaire réel et de l'investissement des entreprises au coût réel du capital, elles-mêmes estimées non significativement différentes. Cette contrainte est justifiée au regard de la cohérence des équations de demande de facteurs avec le cadre théorique sous-jacent - cf. Klein et Simon (2010). Ce dernier nécessite en effet que l'élasticité de long terme de l'emploi au coût réel du travail soit égale à celle de l'investissement au coût réel du capital. L'élasticité de l'emploi au salaire réel dans la branche manufacturière est donc fixée de manière cohérente avec les élasticités des équations d'emploi non manufacturier et d'investissement des entreprises^{40, 41}. Dans la dynamique de court terme, la rémunération salariale d'un employé à temps plein, qui était présente dans la version du modèle avec volumes à prix constants, n'a pas été conservée ici car elle ne ressortait pas significativement. Au total, l'effet du salaire réel sur l'emploi est moins marqué dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés.

⁴⁰ C'était déjà le cas dans la version du modèle avec volumes à prix constants. Dans celle-ci, toutefois, l'élasticité estimée du salaire réel à l'emploi non manufacturier (0,43) est un peu plus faible que l'élasticité de l'investissement au coût réel du capital (0,48). Dès lors, l'élasticité de l'emploi manufacturier y a été fixée à une valeur plus élevée (0,75) assurant que la moyenne des élasticités de l'emploi manufacturier et non manufacturier (pondérées par les parts respectives des deux branches dans l'emploi total) est bien égale à l'élasticité de l'investissement au coût réel du capital.

⁴¹ L'alternative aurait été d'estimer simultanément les deux équations d'emploi et l'équation d'investissement. Toutefois, cette solution n'écartait pas totalement les problèmes de multicollinéarité sur l'équation d'emploi manufacturier. On a donc préféré la solution décrite ci-dessus.

b) Emploi de la branche non manufacturière (en équivalent temps plein)

$$\begin{aligned} \Delta l_dhm_t = & 0,0002 + 1,07 \cdot \Delta l_dhm_{t-1} - 0,55 \cdot \Delta l_dhm_{t-2} + 0,48 \cdot \Delta l_dhm_{t-3} - 0,20 \cdot \Delta l_dhm_{t-4} \\ & (0,8) \quad (12,7) \quad (-4,7) \quad (4,1) \quad (-2,5) \\ & + 0,18 \cdot \Delta va_dhm_t - 0,09 \cdot \Delta va_dhm_{t-2} - 0,06 \cdot \Delta wp_dhm_t \\ & (6,3) \quad (-2,7) \quad (-3,2) \\ & - 0,04 \cdot [l_dhm_{t-1} - va_dhm_{t-1} + 0,40 \cdot wp_dhm_{t-1} + (1 - 0,40) \cdot eff_dhm_{t-1} + 1,77] \\ & (-3,0) \quad (-9,6) \quad (-14,4) \quad (-22,8) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite :

$$l_dhm = va_dhm - 0,40 \cdot wp_dhm - (1 - 0,40) \cdot eff_dhm,$$

$$\text{avec } eff_dhm = 0,005 \cdot trav91t4 + 0,001 \cdot trap91t4$$

(23,9) (6,6)

Période d'estimation : 1979T2-2009T4 $R^2 = 0,90$ $DW = 2,11$ $SER = 0,001$.

l_dhm	emploi salarié en équivalent temps plein, branche non manufacturière (en log)
va_dhm	valeur ajoutée de la branche non manufacturière en volume (en log)
wp_dhm	rémunération salariale d'un employé à temps plein de la branche non manufacturière, déflatée par le prix de valeur ajoutée (en log)
eff_dhm	efficacité du travail dans la branche non manufacturière (en log)
$trav91t4$	tendance temporelle linéaire croissant de 1 point par trimestre jusqu'en 1991T4 et stable ensuite, à sa valeur en 1991T4
$trap91t4$	tendance croissant de 1 point par trimestre à partir de 1991T4, stable avant, à sa valeur en 1991T4

Commentaire : l'hypothèse sur l'efficacité du travail a été légèrement modifiée par rapport à la version du modèle avec volumes à prix constants. Dans cette dernière, l'efficacité du travail est stabilisée à partir de 1991T4. Dans le modèle avec volumes à prix chaînés, elle continue de croître, quoique de façon plus modérée qu'avant 1991T4. Ici, contrairement à la version du modèle avec volumes à prix constants, les relations de long terme de l'emploi non manufacturier et de l'investissement des entreprises ont été estimées simultanément par la méthode SUR (*seemingly unrelated regressions*). En effet les estimations séparées des équations d'emploi non manufacturier et d'investissement des entreprises donnent des élasticités de long terme par rapport, respectivement, au coût réel du travail et au coût réel du capital, très proches. L'estimation jointe permet d'assurer la cohérence des équations de demande de facteurs avec le cadre théorique sous-jacent du modèle. Ce cadre nécessite en effet que l'élasticité de long terme de l'emploi au coût réel du travail soit égale à celle de l'investissement au coût réel du capital (*cf. supra*).

III.2.2 Investissement des entreprises et capital

$$\begin{aligned} \Delta inv_t = & -0,003 + 0,33 \cdot \Delta inv_{t-2} + 1,49 \cdot \Delta va_t \\ & (-2,0) \quad (5,0) \quad (8,7) \\ & - 0,05 \cdot \left[inv_{t-1} - va_{t-1} + 0,40 \cdot (ck_{t-1} - pva_{t-1}) - 0,07 \cdot d87t1_93t4_{t-1} + 2,56 \right] \\ & (-2,5) \quad (-9,6) \quad (5,6) \quad (-37,3) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite : $inv = va - 0,40 \cdot (ck - pva) + 0,07 \cdot d87t1_93t4$

Relation d'accumulation du capital : $K_t = INV_t + K_{t-1} \cdot (1 - tdec_t / 100)$

Coût d'usage nominal du capital :

$$CK_t = PINV_t \cdot \left[R10a_t - 100 \cdot \left(\frac{PINV_t}{PINV_{t-4}} - 1 \right) + 4 \cdot tdec_t + prime + fisca_t \right] / 100$$

Période d'estimation : 1986T1-2009T4⁴² $R^2 = 0,68$ $DW = 1,97$ $SER = 0,010$.

<i>inv</i>	investissement des entreprises (sociétés non financières et entrepreneurs individuels) (en volume, en log)
<i>va</i>	valeur ajoutée des branches marchandes non agricoles (en volume et en log)
<i>ck</i>	coût d'usage nominal du capital (en log)
<i>pva</i>	déflateur de la valeur ajoutée des branches marchandes non agricoles (en log)
<i>d87t1_93t4</i>	variable indicatrice valant 1 entre 1987T1 et 1993T4, 0 sinon
<i>PINV</i>	déflateur de l'investissement des entreprises (en niveau)
<i>R10a</i>	taux d'intérêt nominal à 10 ans (en points de pourcentages)
<i>tdec</i>	taux de déclasserment net trimestriel
<i>prime</i>	prime de risque, calibrée à 5 points de pourcentage par an
<i>fisca</i>	fiscalité sur le capital : impôts sur les revenus versés par les entreprises (SNF, SF et ISBLSM ⁴³) sur les 4 derniers trimestres, rapportés au stock de capital en valeur

Commentaire : comme pour la version de *Mésange* avec volumes à prix constants, on modélise l'investissement (intégré d'ordre 1) et non le capital (intégré d'ordre 2). Cependant, les équations de long terme de l'emploi non manufacturier et de l'investissement ont ici été estimées simultanément, par la méthode SUR (*cf. supra*). L'élasticité de l'investissement au coût d'usage réel du capital (0,40) est égale à l'élasticité de l'emploi au coût réel du travail dans chaque branche. La présence de l'indicatrice entre 1987T1 et 1993T4 assure la stationnarité du résidu de long terme. Le taux de rentabilité du capital, non significatif ici, n'apparaît pas dans la dynamique, alors qu'il y figure dans l'équation du modèle avec volumes à prix constants. Enfin, l'effet accélérateur est ici courant plutôt que retardé. De par l'utilisation conjoncturelle du modèle avec volumes à prix chaînés, il est en effet important que l'équation d'investissement capte instantanément les retournements conjoncturels et les chocs sur la valeur ajoutée⁴⁴. Or, Bourquard et al. (2005) mentionnent qu'estimer spontanément l'élasticité de court terme de l'investissement à la valeur ajoutée courante risque de la surestimer dans la mesure où une partie de la corrélation entre investissement et valeur ajoutée découle du lien comptable entre les deux. Pour isoler le lien causal (effet accélérateur) du lien comptable, ces auteurs préconisent d'instrumenter la valeur ajoutée par des instruments bien corrélés avec la croissance de la valeur ajoutée mais peu avec celle de l'investissement contemporain. Ils proposent trois instruments satisfaisant d'après eux ce critère, à savoir les taux de croissance des exportations, de la consommation des ménages et de la consommation des administrations publiques et des ISBLSM⁴⁵. On a testé l'approche de Bourquard et al. (2005). Le troisième instrument ne s'avère pas satisfaisant, en raison de sa corrélation trop faible avec le taux de croissance de la valeur ajoutée lors de l'estimation de première étape par les doubles moindres carrés. On n'a donc utilisé que les deux autres instruments. L'estimation par doubles moindres carrés aboutit alors à une élasticité très proche de celle obtenue hors instrumentation (1,47 au lieu de 1,49). Ceci est en ligne avec le résultat du test d'exogénéité de Holly-Sargan, qui conclut au non-rejet de l'exogénéité. Dès lors, on a conservé l'estimation de la dynamique de l'équation d'investissement par la méthode des MCO.

⁴² La relation de long terme est estimée conjointement avec celle de l'emploi dans la branche non manufacturière sur la période 1980T1-2009T4 par la méthode SUR.

⁴³ S(N)F = sociétés (non) financières ; ISBLSM = institutions sans but lucratif au service des ménages.

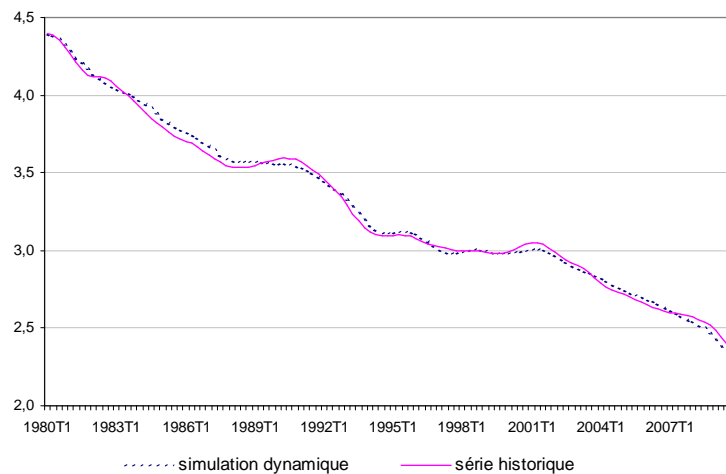
⁴⁴ Klein et Simon (2010) soulignaient que, dans la version du modèle avec volumes à prix constants, un effet instantané indirect de la valeur ajoutée sur l'investissement existait, qui transitait par l'intermédiaire du taux de rentabilité. Dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés, cet effet indirect n'existe plus et n'aurait en tout état de cause pas été actif dans l'utilisation du modèle en inversion (où les équations de comportement font l'objet d'analyses isolées, hors bouclage). Il est donc d'autant plus important ici de faire figurer la variation de la valeur ajoutée courante.

⁴⁵ Pour une justification de l'emploi de ces instruments, cf. Bourquard et al. (2005), encadré 4, page 15.

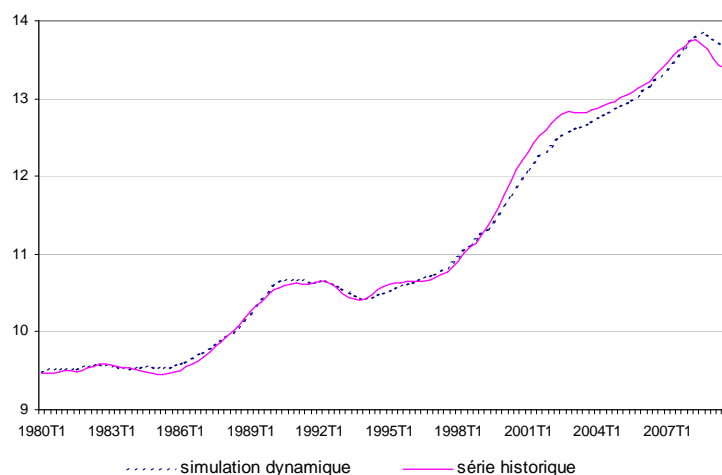
III.2.3 Simulations dynamiques des équations relatives à la demande de facteurs

Graphiques 10 : Emploi (millions d'équivalent temps plein)

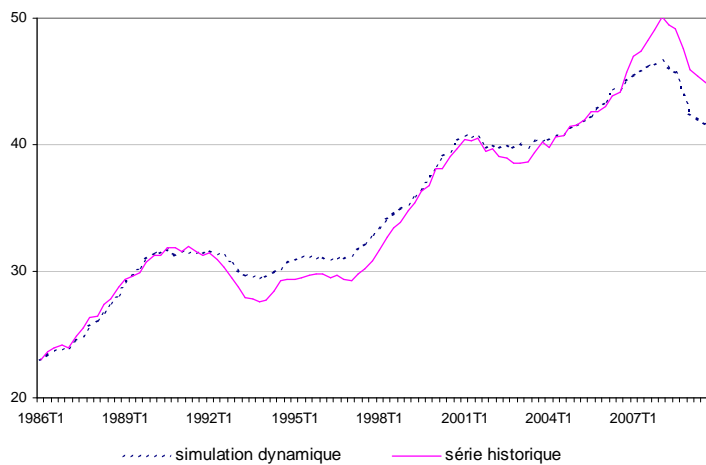
10.1 Emploi dans la branche manufacturière



10.2 Emploi dans la branche non manufacturière



Graphique 11 : Investissement des entreprises (volume, milliards d'euros)



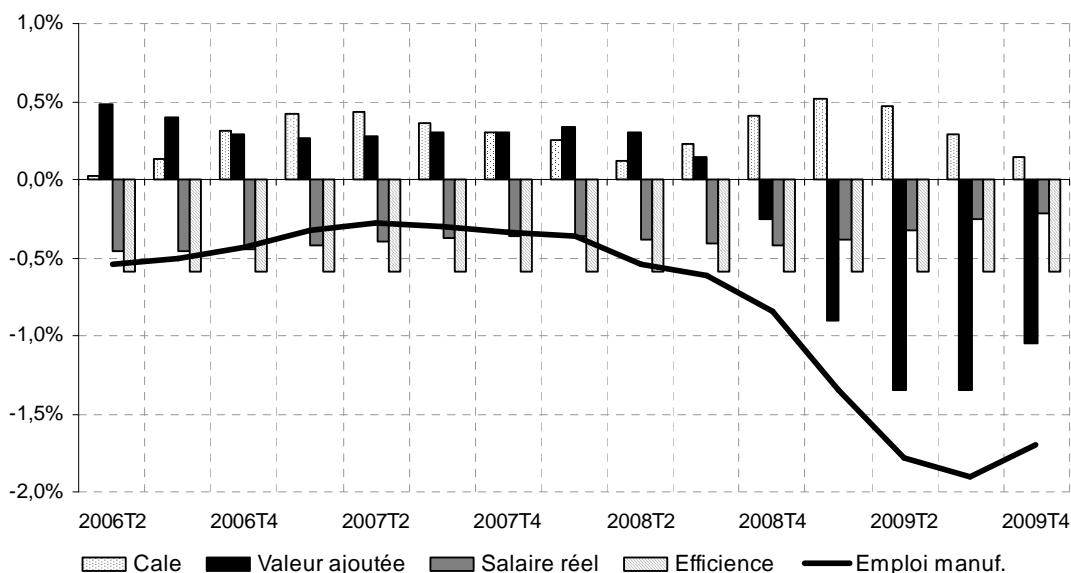
Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

III.2.4 Contributions trimestrielles relatives à la demande de facteurs

a) Contributions trimestrielles de l'emploi manufacturier

Le profil d'évolution de l'emploi manufacturier est principalement dicté par celui de la valeur ajoutée, les contributions du coût réel du travail et de l'efficacité étant très lisses. Sur la période récente, ces trois facteurs ne parviennent plus à expliquer l'évolution de l'emploi manufacturier : la contribution des éléments inexpliqués est durablement positive. C'est particulièrement le cas entre le dernier trimestre 2008 et le deuxième trimestre 2009. Au plus fort de la crise, l'emploi s'est alors moins dégradé que ce que la chute de la valeur ajoutée ne le laissait présager. Ce phénomène classiquement observé durant les forts ralentissements économiques et, *a fortiori*, les crises, s'explique par les « rigidités » de l'emploi induites des contrats de travail et, plus généralement, de la législation du travail (freins au licenciement, etc.). En outre, il est possible qu'en pleine crise, le lien entre emploi et une variable censée refléter les anticipations d'activité des entrepreneurs soit affaibli, d'autres mécanismes entrant alors en ligne de compte. Enfin, la variation courante de la valeur ajoutée peut, dans un tel contexte, mesurer avec une forte imprécision les anticipations d'activité future (elles-mêmes très incertaines).

Graphique 12 : Emploi de la branche manufacturière (contributions trimestrielles)

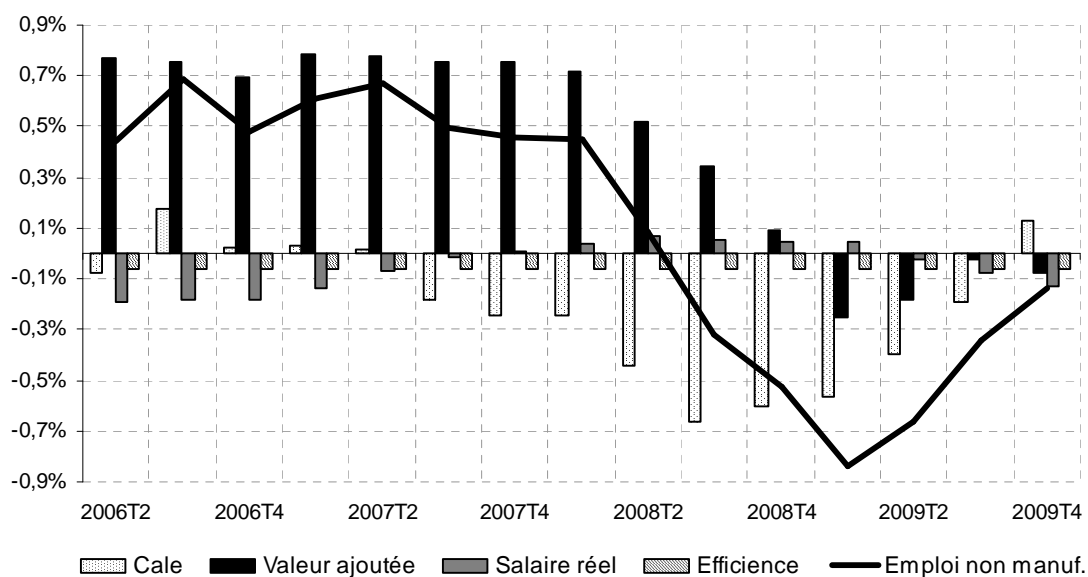


Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*. Lecture : *Salaire réel* représente la contribution du coût réel pour l'employeur d'un salarié à temps plein dans la branche manufacturière.

b) Contributions trimestrielles de l'emploi de la branche non manufacturière

Dans la branche non manufacturière, l'emploi a, jusqu'à la mi 2007, augmenté de concert avec la hausse de la valeur ajoutée. À partir du troisième trimestre 2007 puis, plus encore, au plus fort de la crise, il a ralenti puis chuté plus brutalement que l'évolution de la valeur ajoutée ne le laissait présager. D'où des contributions (parfois très) négatives des phénomènes inexpliqués durant cette période. L'hypothèse d'un lien exclusif de l'emploi d'une branche à la valeur ajoutée de cette même branche est sans doute difficilement tenable lorsque les différentes branches modélisées dans *Mésange* connaissent des évolutions aussi contrastées que durant la dernière crise. Ainsi, dans les activités intérimaires, classées dans les « services aux entreprises » (branche non manufacturière), les chefs d'entreprise ont pu être amenés à réduire leurs effectifs en prévision de chutes d'activité fortes dans la branche manufacturière. Ceci pourrait expliquer au moins en partie l'évolution de l'emploi non manufacturier en 2008-2009.

Graphique 13 : Emploi de la branche non manufacturière (contributions trimestrielles)



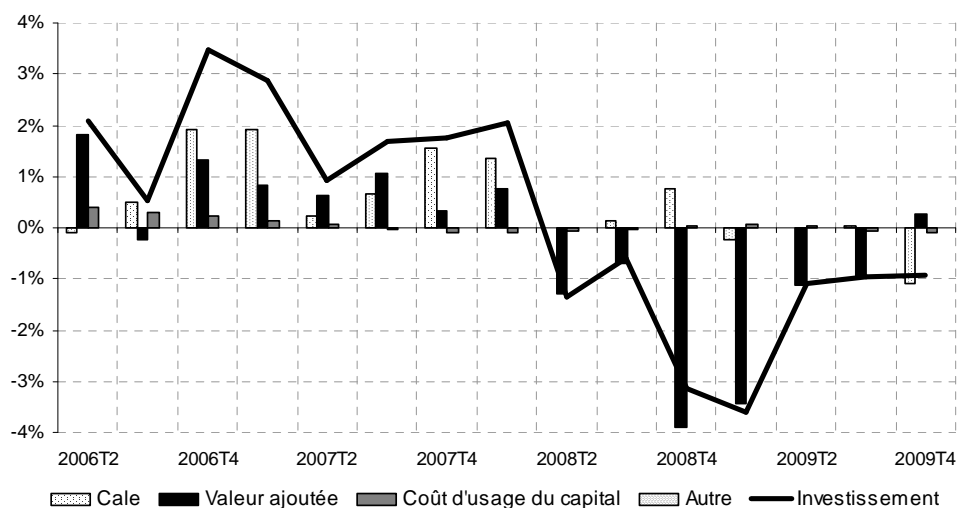
Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

c) Contributions trimestrielles de l'investissement des entreprises

Les variations de l'investissement ont été délicates à saisir entre la fin 2006 et le début 2008. Ce n'est plus le cas du deuxième trimestre 2008 au troisième trimestre 2009. Sur cette période, la baisse de la valeur ajoutée suffit à rendre compte de la forte chute de l'investissement. Ce résultat peut surprendre. En effet, on aurait pu s'attendre à ce que le durcissement des conditions d'accès au crédit, non pris en compte dans l'équation d'investissement (qui n'intègre que l'effet coût passant par la hausse du coût du crédit) aggrave la situation des entreprises et engendre des effets inexpliqués négatifs sur l'évolution de l'investissement. Une analyse des effets de la crise à l'aide d'une équation issue d'un autre modèle macroéconométrique (Bricongne *et al.*, 2009 ; Lapègue et Mauroux, 2010), le modèle multinational NiGEM, semble tout au moins confirmer que l'investissement des entreprises en France n'a globalement pas sur-réagi par rapport à l'évolution de ses déterminants traditionnels au cours des premiers trimestres suivant l'aggravation de la crise. Il est possible que les mécanismes non pris en compte par le modèle (durcissement des contraintes de crédit, etc.) aient joué en France un rôle moins marqué que dans d'autres pays où le système financier a été plus durement touché, comme aux États-Unis.

Ce constat n'est plus vérifié au quatrième trimestre 2009, où l'investissement a continué à se replier malgré la reprise de la valeur ajoutée. La *Note de Conjoncture* de l'Insee de mars 2010 interprète notamment ce repli par des « perspectives de demande modestes ». Il faut en effet rappeler que le dynamisme de la valeur ajoutée au quatrième trimestre 2009 est associé à des facteurs exceptionnels, notamment sur le marché automobile, où les ménages ont anticipé la fin de la prime à la casse (cf. *supra*). Dans ce cas précis, la variation contemporaine de la valeur ajoutée constitue donc un indicateur peu pertinent des anticipations des entreprises sur la demande future. L'effet positif associé à la variation de la valeur ajoutée et plus particulièrement à son impact de court terme (effet accélérateur) est alors surestimé par le modèle Mésange.

Graphique 14 : Investissement des entreprises (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : *Autre* est la contribution de l'indicatrice valant 1 entre 1987T1 et 1993T4, et 0 sinon.

III.3 Boucle prix-salaires : les salaires

III.3.1 Modélisation des salaires

Les équations de salaires sont différenciées selon les branches, comme dans la version de *Mésange* avec volumes à prix constants, pour des raisons justifiées par Klein et Simon (2010). *A contrario*, la modélisation sous forme d'équation de négociation salariale WS dans laquelle le salaire nominal super-brut est déterminé par l'efficiencia du travail, le prix de consommation, le coin fiscal-social et le taux de chômage, n'a pas pu être conservée. Sur les trente dernières années, la significativité de cette spécification est désormais rejetée par les données, surtout dans la branche manufacturière. La spécification de type courbe de Phillips s'est, elle aussi, révélée peu concluante. Finalement, on a opté pour des modèles à correction d'erreur conservant les déterminants « WS » des salaires qui demeuraient significatifs. Ainsi, la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés étant exclusivement utilisée à des fins conjoncturelles, il a été jugé préférable de privilégier une meilleure adéquation aux données plutôt que de contraindre trop fortement les équations à respecter une spécification théorique non nécessaire dans ce cadre. Pour cette raison, il a aussi paru acceptable de relâcher la condition d'existence d'un sentier de croissance équilibré.

a) Salaire brut de la branche manufacturière

$$\begin{aligned} \Delta ws_dim_t = & 0,002 + 0,64 \cdot \Delta ws_dim_{t-1} + 0,29 \cdot \Delta pc_t \\ & - 0,08 \cdot \left[w_dim_{t-1} - pc_{t-1} + 0,19 \cdot (pc - pva_dim)_{t-1} \right. \\ & \left. + 0,06 \cdot (m_dim - va_dim)_{t-1} - 0,0056 \cdot temps_{t-1} + 2,84 \right] \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite :

$$w_dim = pc - 0,19 \cdot (pc - pva_dim) - 0,06 \cdot (m_dim - va_dim) + 0,0056 \cdot temps$$

Période d'estimation : 1979T1-2009T4 $R^2 = 0,87$ $DW = 1,93$ $SER = 0,003$.

b) Salaire brut de la branche non manufacturière

$$\begin{aligned} \Delta ws_dhm_t = & 0,002 + 0,48 \cdot \Delta ws_dhm_{t-1} + 0,45 \cdot \Delta pc_t + 0,18 \cdot \Delta (pc - pva_dhm)_{t-1} \\ & - 0,10 \cdot \left[w_dhm_{t-1} - pc_{t-1} + 0,004 \cdot u_{t-1} - 0,0024 \cdot temps_{t-1} + 2,63 \right] \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite : $w_dhm = pc - 0,004 \cdot u + 0,0024 \cdot temps$

Période d'estimation : 1979T1-2009T4 $R^2 = 0,85$ $DW = 2,15$ $SER = 0,004$.

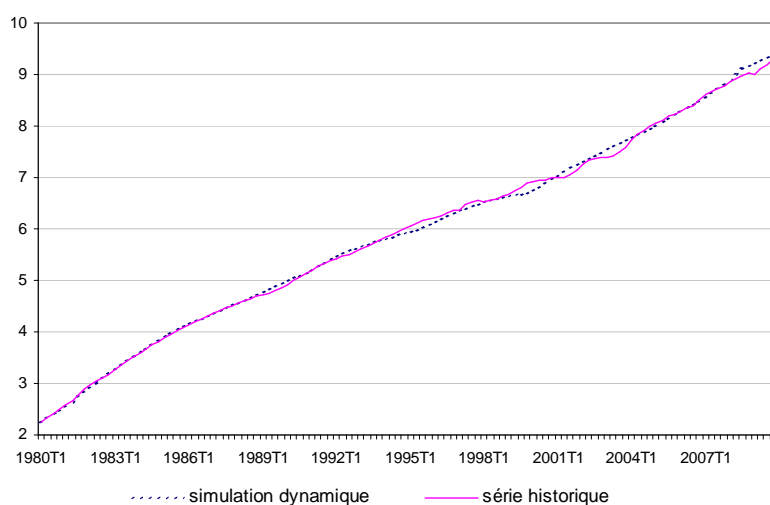
ws_dim (resp. ws_dhm)	salaire nominal brut par temps plein de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (salaire brut moyen, en log)
pc	déflateur de la consommation des ménages (en log)
w_dim (resp. w_dhm)	rémunérations salariales par temps plein de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (salaire super brut moyen, en log). Le salaire super-brut moyen correspond au salaire brut moyen auquel on ajoute le taux moyen de cotisations sociales versées par les employeurs
pva_dim (resp. pva_dhm)	prix de la valeur ajoutée de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (en log)
u	taux de chômage (en points de pourcentage)
m_dim	volume des importations en produits manufacturés (en log)
va_dim	volume de valeur ajoutée de la branche manufacturière (en log)
$temps$	tendance temporelle linéaire croissant de 1 point par trimestre

Commentaire : dans chaque branche, le salaire super-brut s'ajuste au déflateur de la consommation ainsi qu'à une tendance temporelle pouvant s'assimiler aux gains de productivité ayant profité à la rémunération des salariés. En outre, dans la branche manufacturière, davantage exposée à la concurrence internationale que la branche non manufacturière, le salaire dépend, négativement, d'un terme d'ouverture (rapport entre les importations en produits manufacturés et la valeur ajoutée de la branche) ainsi que des termes de l'échange intérieur (rapport entre le prix de consommation et le prix de valeur ajoutée). Dans la branche non manufacturière, le niveau du salaire dépend négativement du taux de chômage.

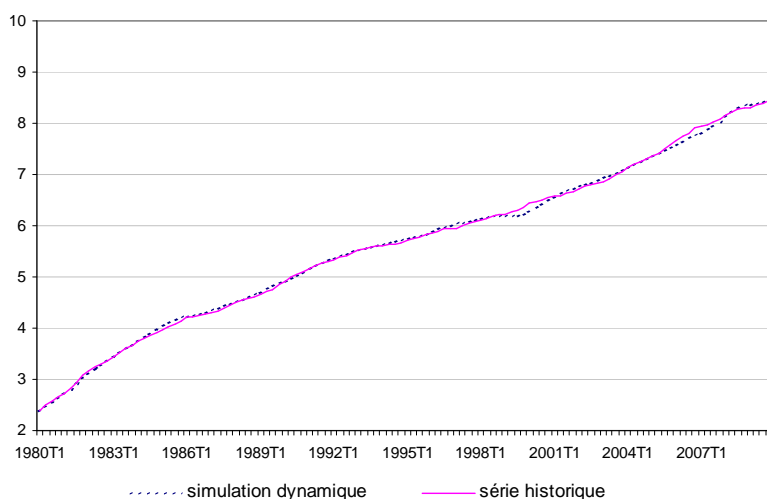
III.3.2 Simulations dynamiques des équations relatives aux salaires

Graphique 15 : Salaires bruts (milliers d'euros)

15.1 Salaire brut dans la branche manufacturière



15.2 Salaire brut dans la branche non manufacturière

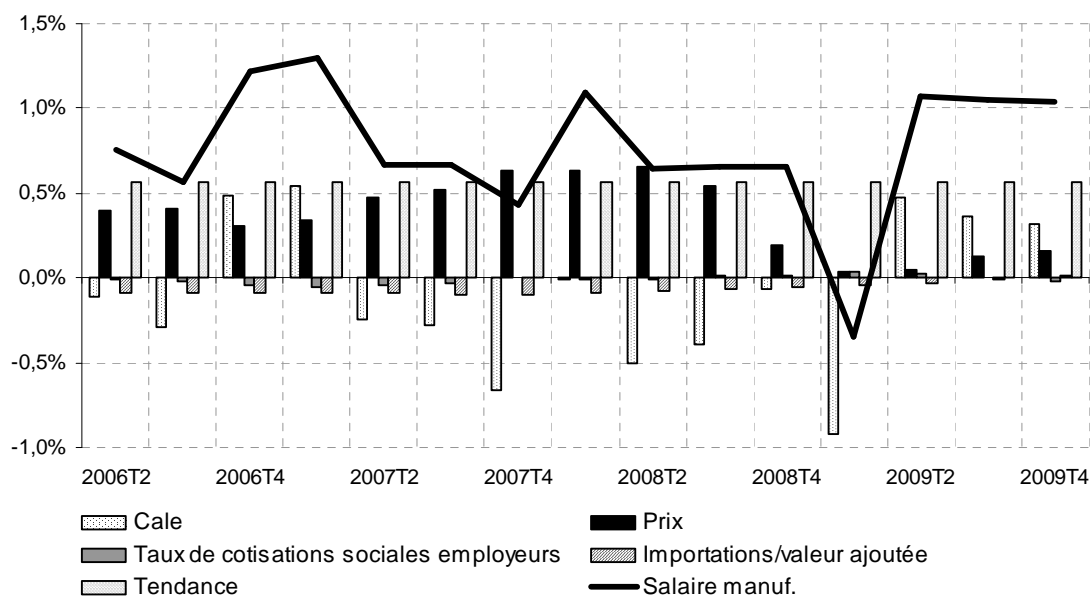


Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

III.3.3 Contributions trimestrielles des salaires

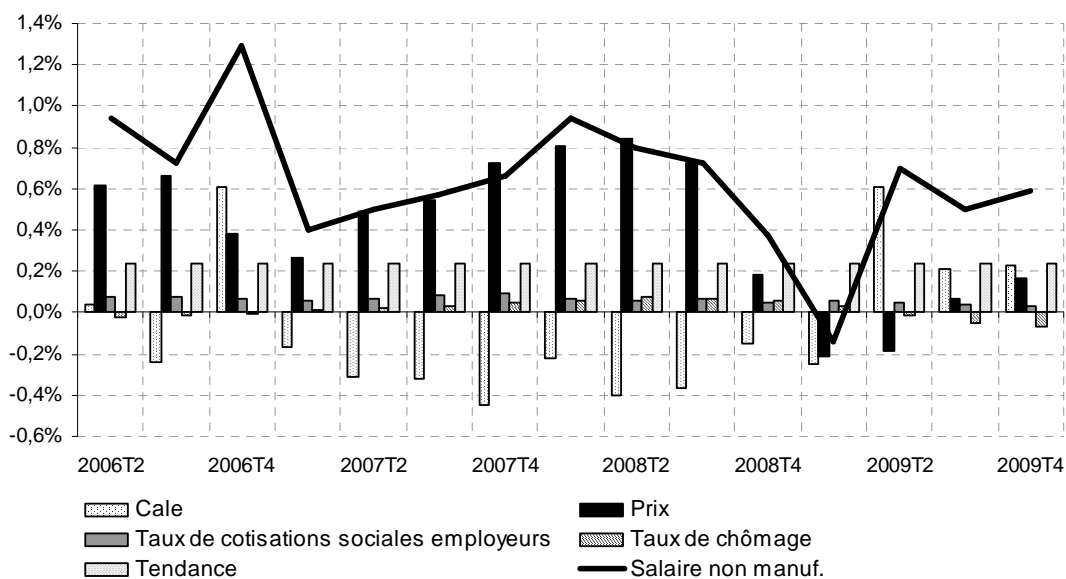
L'évolution du salaire de la branche manufacturière est portée essentiellement par celle des prix et par la tendance temporelle. Le pouvoir explicatif du modèle est plutôt plus faible dans les périodes de fortes variations du salaire (notamment au plus fort de la dernière crise) que dans les phases d'évolution plus lisse. Sans doute peut-on y voir en partie les limites de l'hypothèse de croissance constante de la productivité. Le constat de cette limite est analogue dans la branche non manufacturière. Dans cette dernière, cependant, le profil d'évolution du salaire suit un peu mieux celui des prix, au moins jusqu'au début 2009.

Graphique 16 : Salaire brut de la branche manufacturière (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*. Lecture : *Prix* regroupe les contributions du déflateur de consommation finale des ménages et du rapport entre le déflateur de la consommation des ménages et le déflateur de la valeur ajoutée dans la branche considérée. *Tendance* est la contribution de la tendance temporelle linéaire *temps*. Il en est de même pour le graphique 17.

Graphique 17 : Salaire brut de la branche non manufacturière (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*. Lecture : voir graphique précédent.

III.4 Boucle prix-salaires : les prix

III.4.1 Prix d'offre : prix de production

a) Prix de production des produits manufacturiers

$$\Delta pprod_dim_t = -0,0007 + 0,18 \cdot \Delta pprod_dim_{t-2} + 0,63 \cdot \Delta cuci_dim_t - 0,01 \cdot d07t4$$

(-1,8)
(2,3)
(12,1)
(-15,6)

$$-0,14 \cdot [pprod_dim_{t-1} - (1-0,62) \cdot (0,65 \cdot (w_dim_{t-1} - eff_dim_{t-1}) + 0,35 \cdot ck_{t-1})] - 0,62 \cdot cuci_dim_{t-1} - 1,23]$$

(-3,6)
(40,3)
(c)
(c)
(65,7)
(56,2)

Relation de long terme déduite :

$$pprod_dim = 0,38 \cdot (0,65 \cdot (w_dim - eff_dim) + 0,35 \cdot ck) + 0,62 \cdot cuci_dim$$

Période d'estimation : 1993T1-2009T4 $R^2 = 0,88$ $DW = 1,75$ $SER = 0,003$.

b) Prix de production des produits non manufacturiers

$$\Delta pprod_dhm_t = 0,001 + 0,47 \cdot \Delta pprod_dhm_{t-1} + 0,47 \cdot \Delta cuci_dhm_t - 0,19 \cdot \Delta cuci_dhm_{t-1}$$

(2,8)
(4,7)
(13,1)
(-3,3)

$$+ 0,06 \cdot \Delta pinv_{t-2} - 0,06 \cdot [pprod_dhm_{t-1} - (1-0,59) \cdot (0,65 \cdot (w_dhm_{t-1} - eff_dhm_{t-1}) + 0,35 \cdot ck_{t-1})$$

(1,6)
(-3,3)
(21,0)
(c)
(c)
(c)

$$- 0,59 \cdot cuci_dhm_{t-1} - 1,41]$$

(30,2)
(44,1)

Relation de long terme déduite :

$$pprod_dhm = 0,41 \cdot (0,65 \cdot (w_dhm - eff_dhm) + 0,35 \cdot ck) + 0,59 \cdot cuci_dhm$$

Période d'estimation : 1986T1-2009T4 $R^2 = 0,89$ $DW = 2,20$ $SER = 0,001$.

$pprod_dim$ (resp. $pprod_dhm$)	prix de production des produits manufacturiers (resp. non manufacturiers) (en log)
w_dim (resp. w_dhm)	rémunération salariale par temps plein de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (salaire super brut moyen, en log)
$pinv_dim$ (resp. $pinv_dhm$)	prix d'investissement des entreprises en produits manufacturés (resp. non manufacturés) (en log)
$cuci_dim$ (resp. $cuci_dhm$)	coût unitaire des consommations intermédiaires de la branche manufacturière (resp. non manufacturière), défini comme le rapport entre les consommations intermédiaires en valeur et la production en volume, dans la branche (en log)
eff_dim (resp. eff_dhm)	efficacité du travail dans la branche manufacturière (resp. non manufacturière)
ck	coût nominal du capital (en log)
$d07t4$	variable indicatrice valant 1 en 2007T4, 0 sinon

Commentaire : les coefficients 0,35 et 0,65 des relations de long terme sont contraints pour respecter la part de la masse salariale dans la valeur ajoutée⁴⁶. Dans la version du modèle avec volumes à prix constants, l'élasticité de long terme du prix de production au coût unitaire des consommations intermédiaires est fixée dans chaque branche à la valeur du ratio en volume des consommations intermédiaires sur la production soit 0,7 (resp. 0,5) pour la branche manufacturière (resp. non manufacturière). Dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés, fixer ces élasticités aurait posé des problèmes de stationnarité des résidus de long terme. Elles ont donc été estimées. À court terme, le prix de production réagit surtout au coût des consommations intermédiaires. Dans la version du modèle à prix

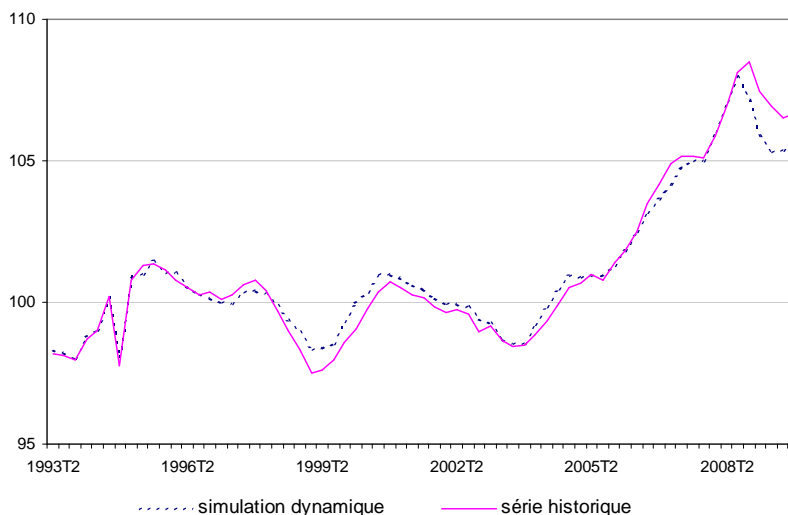
⁴⁶ Cette restriction est acceptable sur une période où ces parts sont assez stables. A contrario, les années 1979-1986 sont marquées par une nette baisse de la part de la masse salariale dans la valeur ajoutée - cf. Pionnier (2009). Ceci peut expliquer la difficulté à dégager une relation stationnaire entre le prix de production et ses déterminants traditionnels ainsi modélisés. Dans le cas du prix de production manufacturière, cette contrainte de stationnarité a conduit à repousser le début de l'estimation à 1993.

constants, les prix de production dépendent aussi à court terme du coût unitaire salarial et la contrainte d'homogénéité dynamique est active dans la branche manufacturière.

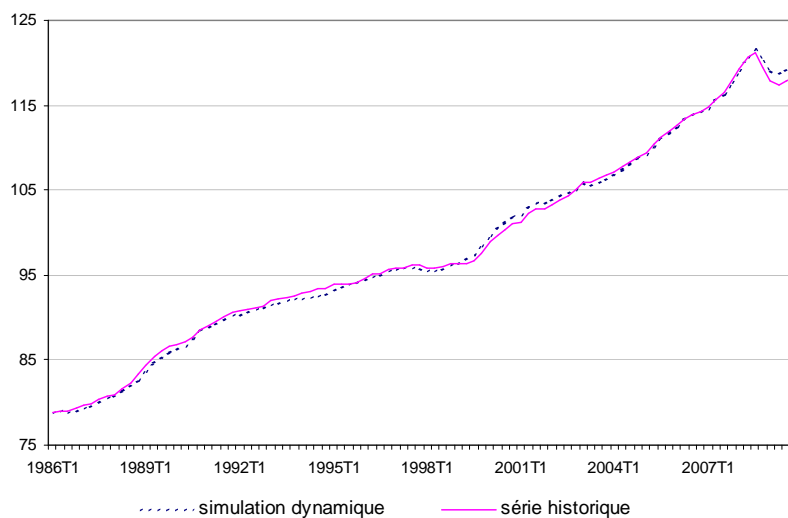
c) Simulations dynamiques des équations de prix de production

Graphiques 18 : Prix de production (indice base 100 en 2000)

18.1 Branche manufacturière



18.2 Branche non manufacturière



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

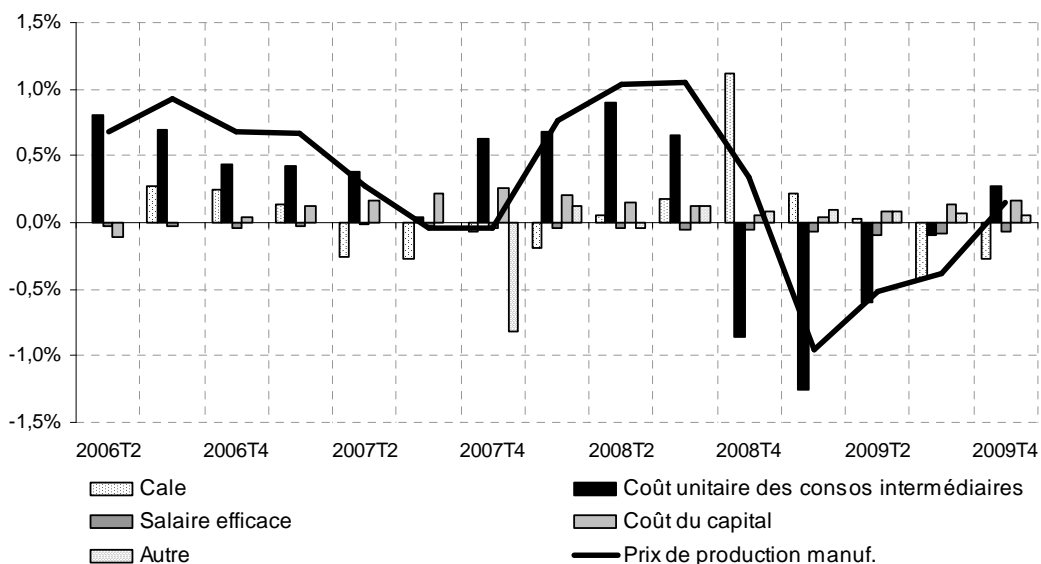
d) Contributions trimestrielles des prix de production

L'évolution du prix de production manufacturière est principalement déterminée par celle du coût unitaire des consommations intermédiaires et, dans une moindre mesure, par celle du coût du capital. Le pouvoir explicatif de l'équation apparaît dans l'ensemble satisfaisant. Entre 2006 et début 2008, le prix de production manufacturière a réagi aux augmentations du coût des consommations intermédiaires, poussées notamment par le renchérissement des matières premières. À l'été 2008, les cours des matières premières ont fortement chuté. Ceci s'est traduit en partie dans l'évolution du coût des consommations intermédiaires qui, après avoir tiré le prix de production à la hausse, a contribué à son ralentissement puis à sa chute. Toutefois, au dernier trimestre 2008, la baisse du coût des consommations intermédiaires ne s'est pas répercutée autant qu'attendu sur les prix de production. A

contrario, au troisième trimestre 2009, ce dernier ne s'est pas autant redressé que ne le laissait présager le retournement à la hausse du coût des consommations intermédiaires.

L'évolution du prix de la production non manufacturière est également expliquée principalement par celle du coût unitaire des consommations intermédiaires de la branche et, dans une moindre mesure, par celles du salaire efficace de la branche et du coût du capital. Le modèle parvient à expliquer très correctement l'évolution des prix de production durant les trimestres récents.

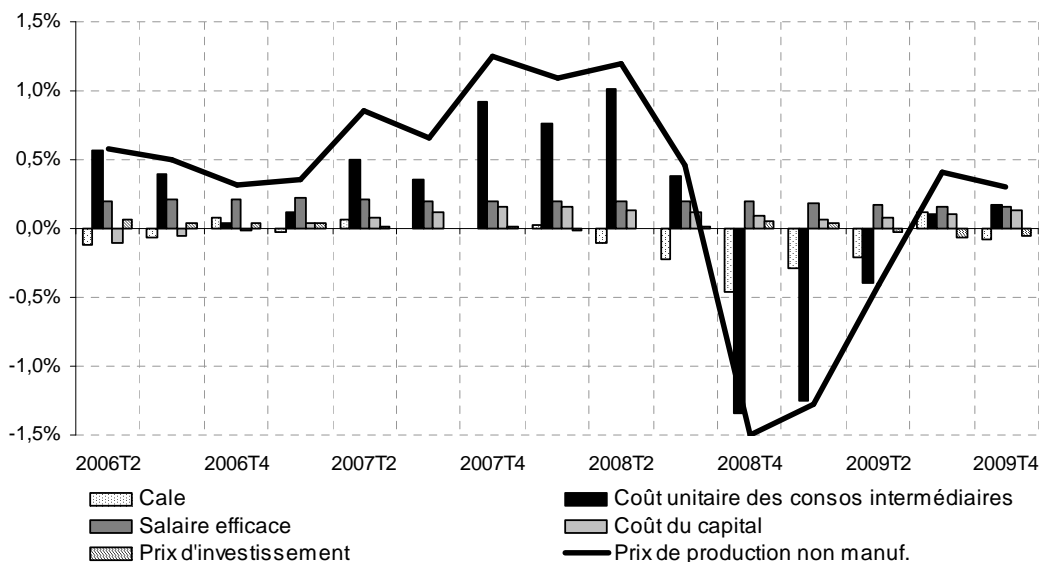
Graphique 19 : Prix de la production manufacturière (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : *Autre* représente la contribution de l'indicatrice valant 1 en 2007T4 et 0 ailleurs.

Graphique 20 : Prix de la production non manufacturière (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

III.4.2 Prix de demande des ménages

a) Prix de consommation des ménages

a-1) Prix de consommation des ménages en produits manufacturés

$$\Delta pc_dim_t = -0,0005 + 0,11 \cdot \Delta prnt_dim_t - 0,01 \cdot d99t1 \\ \begin{matrix} (-2,0) & (1,8) & (-5,0) \\ -0,10 \cdot (pc_dim_{t-1} - prnt_dim_{t-1} + 0,003 \cdot tr03t4_08t3_{t-1} + 0,14) \\ (-3,4) & (-17,2) & (-93,7) \end{matrix}$$

Relation de long terme déduite :

$$pc_dim = prnt_dim - 0,003 \cdot tr03t4_08t3$$

Période d'estimation : 1995T1-2009T4 $R^2 = 0,46$ $DW = 1,68$ $SER = 0,002$.

Commentaire : comme dans la version du modèle avec volumes à prix constants, le prix de consommation manufacturière s'ajuste à long terme sur le prix des ressources nationales totales, somme de la production destinée au marché intérieur, des impôts sur les produits nationaux et des ressources importées. Une tendance linéaire sur une sous-période a été ajoutée pour stationnariser les résidus⁴⁷. L'élasticité de court terme au prix des ressources nationales totales est plus faible que dans la version du modèle avec volumes à prix constants. En revanche, la cible de long terme est atteinte plus rapidement. Enfin, la contrainte d'homogénéité dynamique a été ici relâchée.

a-2) Prix de consommation des ménages en produits non manufacturés

$$\Delta pc_dhm_t = 0,0003 + 0,34 \cdot \Delta pc_dhm_{t-1} + 0,23 \cdot \Delta pc_dhm_{t-2} + 0,67 \cdot \Delta prnt_dhm_t \\ \begin{matrix} (1,1) & (3,2) & (3,9) & (14,8) \\ + (1 - 0,34 - 0,22 - 0,67) \cdot \Delta prnt_dhm_{t-1} - 0,11 \cdot (pc_dhm_{t-1} - prnt_dhm_{t-1} - 0,03 \cdot d08t4_09t4_{t-1} + 0,06) \\ (-3,0) & (-2,6) & (12,6) & (82,2) \end{matrix}$$

Relation de long terme déduite : $pc_dhm = prnt_dhm + 0,03 \cdot d08t4_09t4$

Période d'estimation : 1993T1-2009T4 $R^2 = 0,79$ $DW = 2,02$ $SER = 0,002$.

pc_dim (resp. dhm)	déflateur de la consommation finale des ménages en produits manufacturés (resp. non manufacturés) (en log)
$prnt_dim$ (resp. dhm)	déflateur des ressources nationales totales manufacturières (resp. non manufacturières) destinées au marché intérieur (en log)
$d08t4_09t4$	variable indicatrice valant 1 entre 2008T4 et 2009T4, 0 sinon
$d99t1$	variable indicatrice valant 1 en 1999T1, 0 sinon
$tr03t4_08t3$	tendance linéaire croissant de 1 point par trimestre entre 2003T4 et 2008T3, stabilisée ensuite à sa valeur de 2008T3

Commentaire : ce qui a été dit pour le prix de la consommation manufacturière reste dans l'ensemble valable pour le prix de la consommation non manufacturière. Toutefois, ici, c'est une indicatrice sur quelques trimestres qui a été ajoutée dans la relation de long terme pour assurer la stationnarité du résidu. En outre, la contrainte d'homogénéité dynamique a pu être conservée.

⁴⁷ Les années antérieures à 1995 n'ont pas été prises en compte car elles occasionnaient des difficultés supplémentaires pour stationnariser les résidus. Le prix de consommation y a en effet augmenté plus fortement que le prix des ressources nationales totales, ce qui aurait au minimum requis l'ajout d'une tendance de signe contraire à celle introduite pour les années récentes.

b) Prix d'investissement des ménages

$$\Delta p_{inv_m_t} = 0,001 + 0,88 \cdot \Delta p_{mi_d_{hm_t}} + 0,40 \cdot \Delta p_{mi_d_{hm_{t-3}}} + 0,07 \cdot \Delta p_{prim_d_{hm_t}} - 0,02 \cdot d_{99t4} \\ + 0,02 \cdot d_{05t4} - 0,17 \cdot (p_{inv_m_{t-1}} - p_{mi_d_{hm_{t-1}}}) + 0,12 - 0,005 \cdot trap_{00t4_{t-1}}$$

(0,5)
(3,1)
(1,9)
(2,1)
(-2,8)
(2,7)
(-2,8)
(-70,7)
(40,2)

Relation de long terme déduite : $p_{inv_m} = p_{mi_d_{hm}} + 0,005 \cdot trap_{00t4}$

Période d'estimation : 1986T1-2009T4 $R^2 = 0,46$ $DW = 2,11$ $SER = 0,008$.

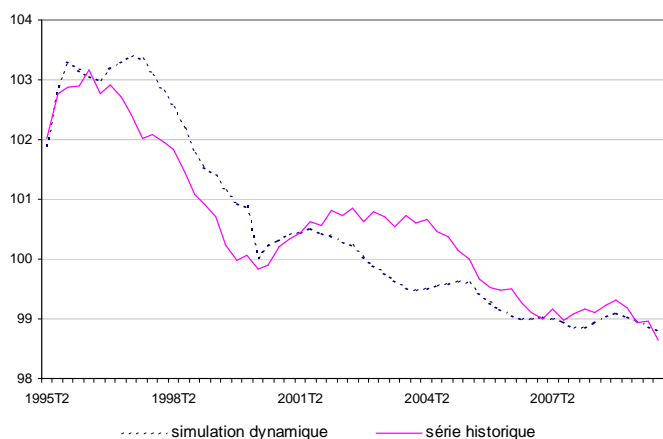
p_{inv_m}	prix de l'investissement des ménages (en log)
$p_{mi_d_{hm}}$	déflateur de la production non manufacturière destinée au marché intérieur (en log)
$p_{prim_d_{hm}}$	déflateur des ressources non manufacturières importées (en log)
d_{99t4}	variable indicatrice valant 1 en 1999T4, 0 sinon
d_{05t4}	variable indicatrice valant 1 en 2005T4, 0 sinon
$trap_{00t4}$	tendance valant 0 jusqu'en 2000T4 puis croissant de 1 point par trimestre ensuite

Commentaire : la spécification retenue est proche de celle de la version du modèle avec volumes à prix constants. À long terme, le prix de l'investissement des ménages s'ajuste sur le prix de production des produits non manufacturés destinés au marché intérieur.

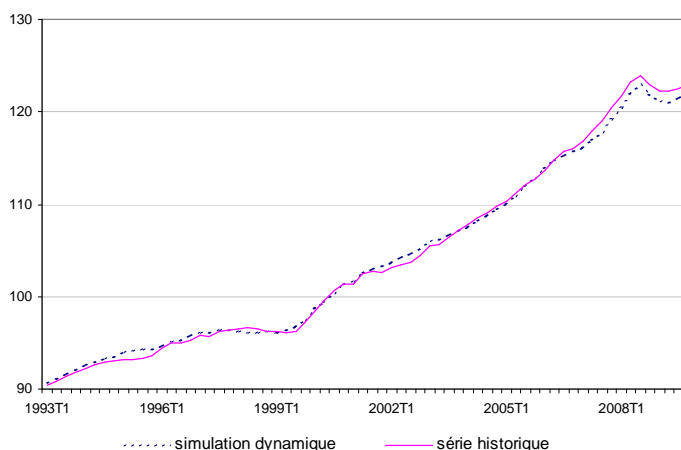
c) Simulations dynamiques des équations de prix de demande pour les ménages

Graphiques 21 : Prix de consommation des ménages (indice base 100 en 2000)

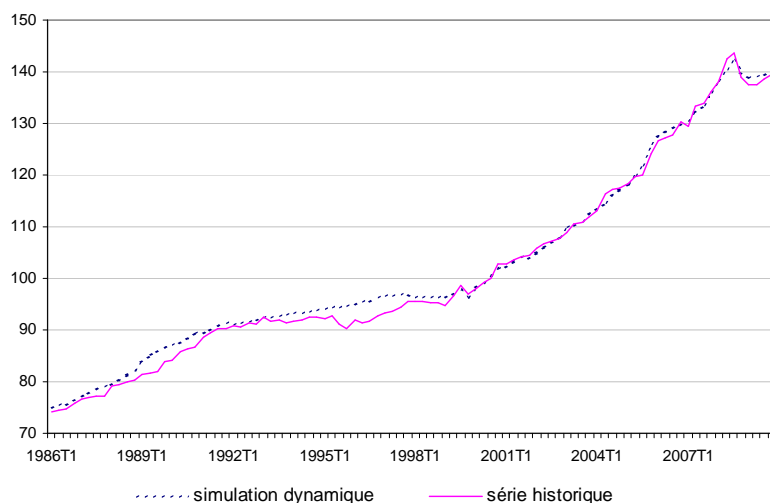
21.1 Produits manufacturés



21.2 Produits non manufacturés



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*. Remarque : la difficulté rencontrée pour rendre compte de l'évolution du prix de consommation manufacturière est commentée plus loin.

Graphique 22 : Prix d'investissement des ménages (indice base 100 en 2000)

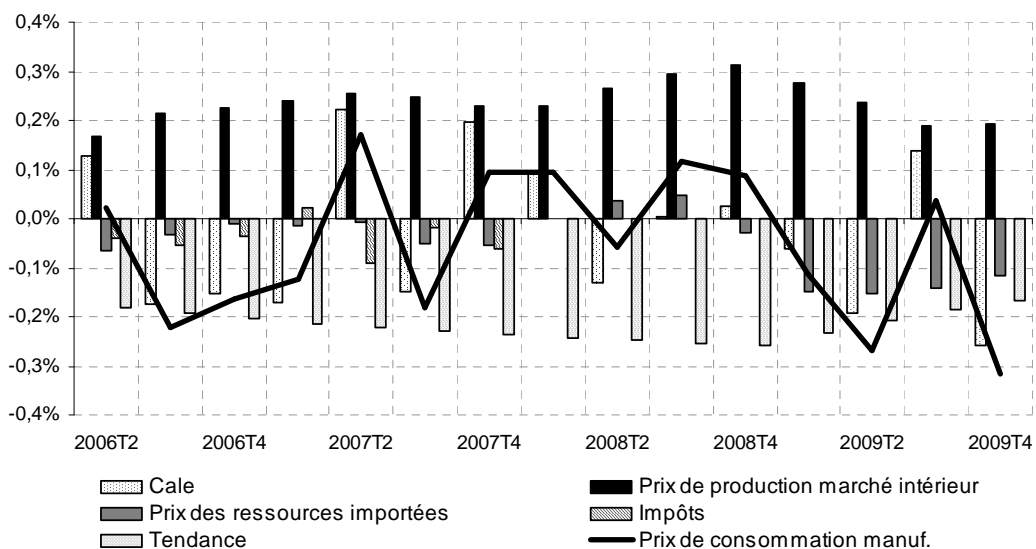
Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

d) Contributions trimestrielles des prix de demande pour les ménages

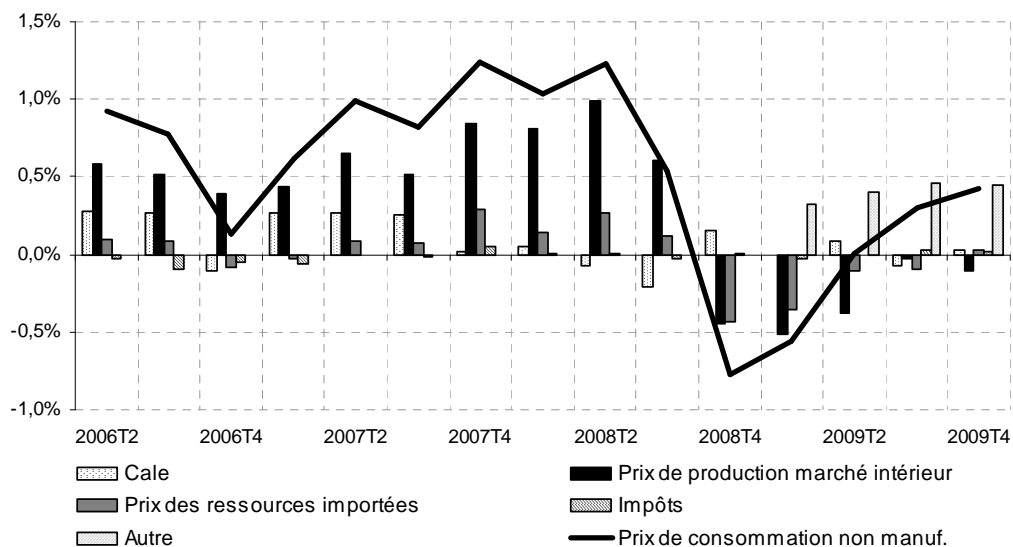
La contribution du prix des ressources nationales totales à l'évolution des prix de consommation des ménages peut se décomposer, de façon approchée, en contributions du prix de la production destinée au marché intérieur et du prix des ressources importées. C'est cette décomposition qui est retenue ici pour l'analyse des contributions à l'évolution des prix de consommation dans chaque branche. En effet, les deux composantes du prix des ressources nationales totales ont évolué de façons assez différentes, de sorte qu'étudier séparément leurs contributions respectives présente un intérêt.

Au cours de la période récente, l'évolution du prix de consommation en produits manufacturés ne suit pas celle du prix de la production. Sa chute au plus fort de la crise reflète davantage celle du prix des ressources importées, de manière assez ponctuelle. Au total, il est difficile de rendre compte de l'évolution du prix de consommation des ménages en produits manufacturés : sur moyenne période, l'essentiel des variations de ce prix reste inexplicable par le modèle. C'était aussi le cas dans la version du modèle avec volumes à prix constants à partir du milieu des années 1990. L'explication des raisons de cette difficulté fait l'objet de l'encadré 2 *infra*.

En revanche, l'évolution du prix de consommation en produits non manufacturés est assez bien captée par le modèle sur moyenne période. Elle est principalement expliquée par l'évolution du prix de production en produits non manufacturés destinée au marché intérieur et, plus marginalement (notamment au plus fort de la crise), par celle du prix des ressources non manufacturières importées. En 2009, cependant, d'autres facteurs (captés dans le modèle à travers une indicatrice) doivent être pris en compte pour expliquer la moindre chute puis le redressement du prix de consommation non manufacturière.

Graphique 23 : Prix de la consommation manufacturière (contributions trimestrielles)

Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.
 Lecture : *Tendance* est la contribution de la tendance temporelle linéaire coudeée *tr04t1_08t3*.

Graphique 24 : Prix de la consommation non manufacturière (contributions trimestrielles)

Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.
 Lecture : *Autre* représente la contribution de l'indicatrice valant 1 sur la période 2008T4-2009T4 et 0 sinon.

Encadré 2 - Retour sur les difficultés d'estimation de l'équation de prix de consommation en produits manufacturés

Le prix de la consommation hors TVA a pour principaux facteurs explicatifs le prix de production intérieure d'une part, le prix des ressources importées (ces dernières se définissant par la somme des importations et des impôts sur les importations) d'autre part. Lors de l'estimation de l'équation de long terme, plusieurs choix de modélisation ont été envisagés :

$$pc = a \cdot pmi + b \cdot prim \quad (1)$$

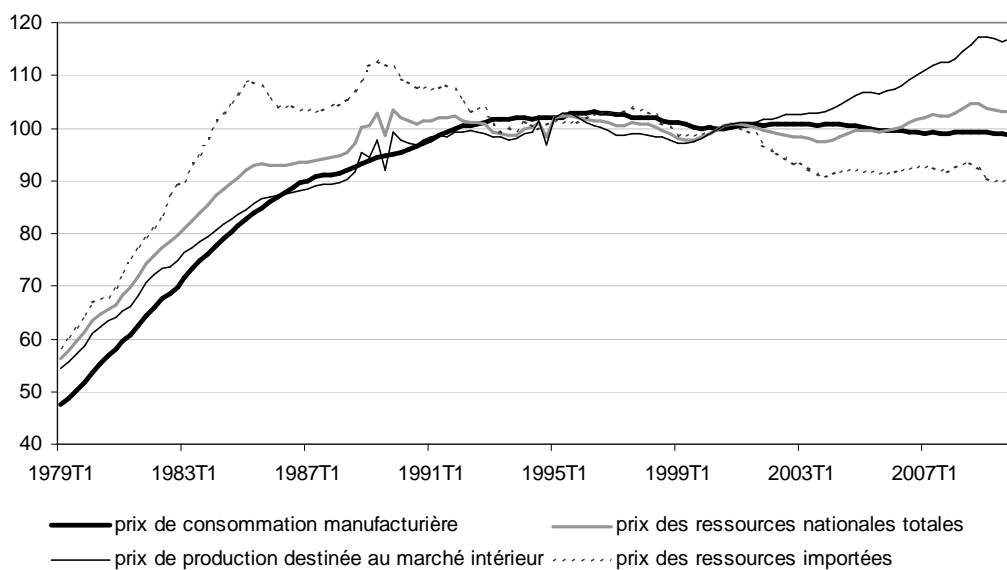
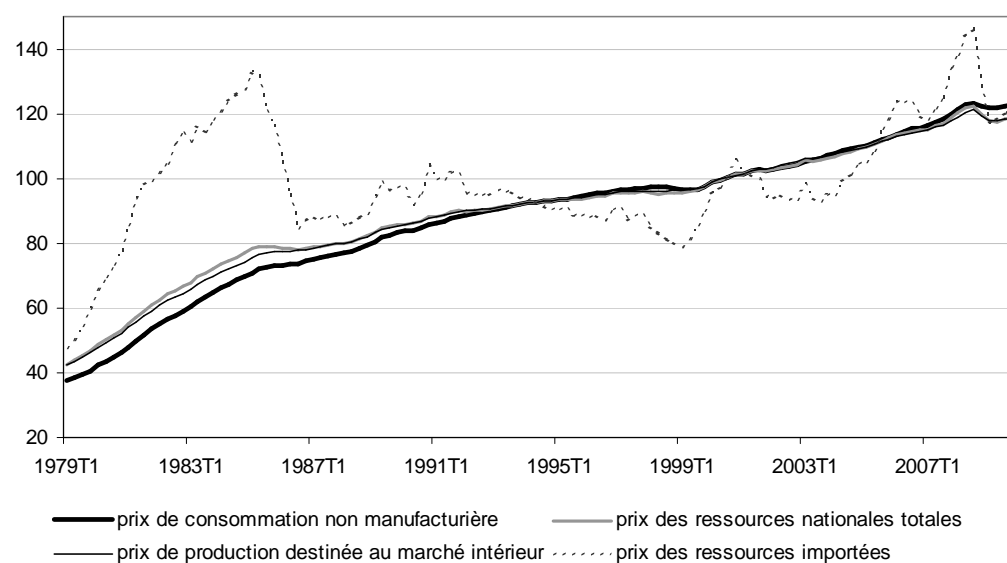
$$pc = c \cdot pmi + (1 - c) \cdot prim \quad (2)$$

$$pc = prnt \quad (3)$$

en notant pc , pmi , $prim$ et $prnt$ les logarithmes des prix de la consommation, de la production destinée au marché intérieur, des ressources importées et des « ressources nationales totales ». Pour simplifier les notations, on omet ici la précision *_dim* indiquant que la modélisation concerne les produits manufacturés. Rappelons que les ressources nationales se définissent comme la somme de la production destinée au marché intérieur, des ressources importées et des impôts sur les produits domestiques (hors TVA). Le prix des ressources nationales totales est la somme pondérée (par les parts des volumes correspondants au sein des ressources nationales totales) du prix de la production destinée au marché intérieur, du prix des ressources importées et du prix des impôts autres que la TVA, ce dernier terme étant négligeable. Il prend donc en compte le poids croissant des ressources importées dans les ressources nationales totales en produits manufacturés tout au long de la période (de 37 % à 55 % entre 1995T1 et 2009T4) et, a contrario, le poids décroissant de la production destinée au marché intérieur.

Quelle que soit la modélisation retenue, le prix de la consommation en produits manufacturés devient plus difficile à modéliser à partir du milieu des années 1990. Auparavant, son évolution suivait plutôt le prix de la production destinée au marché intérieur. Au cours de la première moitié des années 2000, elle s'est rapprochée davantage de l'évolution du prix des ressources importées. Dans la seconde moitié des années 2000, elle a suivi une trajectoire intermédiaire entre les deux, selon une pente qui n'est pas vraiment en ligne avec celle du prix des ressources nationales totales. Dans cette situation, appliquer la spécification (1) conduit à un coefficient du prix de production destinée au marché intérieur non significatif et à un coefficient du prix des ressources importées de 0,15. La spécification (2), contraignant les deux coefficients à se sommer à un, permet de faire apparaître un coefficient c significatif, quoique de manière assez artificielle, tout en laissant l'essentiel de l'ajustement porter sur le prix des ressources importées ($c = 0,38$). Le choix a été fait de privilégier la solution (3) déjà retenue pour la version du modèle avec volumes à prix constants et d'ajouter une tendance à la baisse sur la période 2003T4-2008T3. Toutefois, la qualité de l'estimation demeure dégradée, ce qui se reflète à la fois dans la simulation dynamique et dans l'analyse de contributions historiques.

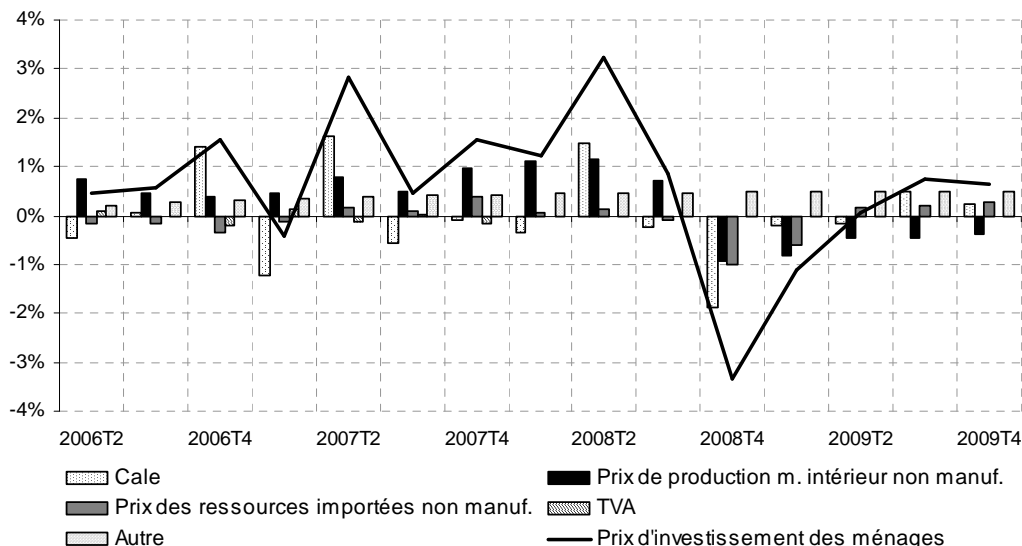
Ces difficultés ne se posent pas pour le prix de consommation en produits non manufacturés. L'évolution de ce prix est en effet très proche de celle du prix des ressources nationales totales qui, elle-même, correspond à peu de choses près à l'évolution du prix de la production destinée au marché intérieur.

Prix de consommation en produits manufacturés et ses déterminants (indices base 100 en 2000)

Prix de consommation en produits non manufacturés et ses déterminants (indices base 100 en 2000)


Source : Comptes nationaux trimestriels

L'équation du prix d'investissement des ménages n'est pas utilisée en inversion. On constate que les fortes variations de ce prix qui ont marqué la période récente sont en partie inexpliquées par le modèle.

Graphique 25 : Prix d'investissement des ménages (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : *Autre* regroupe les contributions de la tendance coudée *trap00t4* et des deux indicatrices valant 1 respectivement en 1999T4 et en 2005T4, et 0 sinon.

III.4.3 Prix d'investissement des sociétés non financières (SNF)

a) Prix d'investissement des SNF en produits manufacturés

$$\begin{aligned} \Delta pinv_dim_t = & 0,0002 + 0,28.\Delta pinv_dim_{t-1} + 0,15.\Delta pinv_dim_{t-2} + 0,12.\Delta pmi_dim_t \\ & + 0,28.\Delta prim_dim_t - 0,13.\Delta prim_dim_{t-1} - 0,02.d97t1 \\ & - 0,14.\left[pinv_dim_{t-1} - 0,93.pmi_dim_{t-1} - (1-0,93).prim_dim_{t-1} + 0,003.temps_{t-1} - 0,24 \right] \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite :

$$pinv_dim = 0,93.pmi_dim + (1 - 0,93).prim_dim - 0,003.temps$$

Période d'estimation : 1986T1-2009T4 $R^2 = 0,62$ $DW = 1,95$ $SER = 0,004$.

Commentaire : à long terme, le prix d'investissement en produits manufacturés dépend plus étroitement du prix de production destinée au marché intérieur et moins du prix des ressources importées que dans la version du modèle avec volumes à prix constants⁴⁸. Le court terme change assez fortement par rapport à la version du modèle avec volumes à prix constants avec, notamment, l'ajout de la variation du déflateur de la production manufacturière destinée au marché intérieur. En outre, la variation du déflateur des ressources importées n'est pas combinée ici avec la part des ressources importées dans les ressources nationales manufacturières.

⁴⁸ Dans la version du modèle avec volumes à prix constants, l'élasticité de long terme au prix de la production destinée au marché intérieur (resp. des ressources importées) est de 0,66 (resp. 1 - 0,66).

b) Prix d'investissement des SNF en produits non manufacturés

$$\begin{aligned} \Delta pinv_dhm_t = & 0,002 + 0,29 \cdot \Delta pinv_dhm_{t-1} + 0,57 \cdot \Delta pmi_dhm_t - 0,27 \cdot \Delta pmi_dhm_{t-2} \\ & + 0,043 \cdot \Delta prim_dhm_t - 0,037 \cdot \Delta prim_dhm_{t-1} + 0,006 \cdot d00 \\ & - 0,23 \cdot \left[pinv_dhm_{t-1} - 0,92 \cdot pmi_dhm_{t-1} - (1-0,92) \cdot prim_dhm_{t-1} - 0,001 \cdot temps_{t-1} + 0,14 \right] \end{aligned}$$

(2,3) (2,7) (3,1) (-2,1)
(1,9) (-1,9) (2,6)
(-4,1) (63,8) (5,5) (13,6) (-15,9)

Relation de long terme déduite :

$$pinv_dhm = 0,92 \cdot pmi_dhm + (1 - 0,92) \cdot prim_dhm + 0,001 \cdot temps$$

Période d'estimation : 1993T1-2009T4 $R^2 = 0,62$ $DW = 1,92$ $SER = 0,004$.

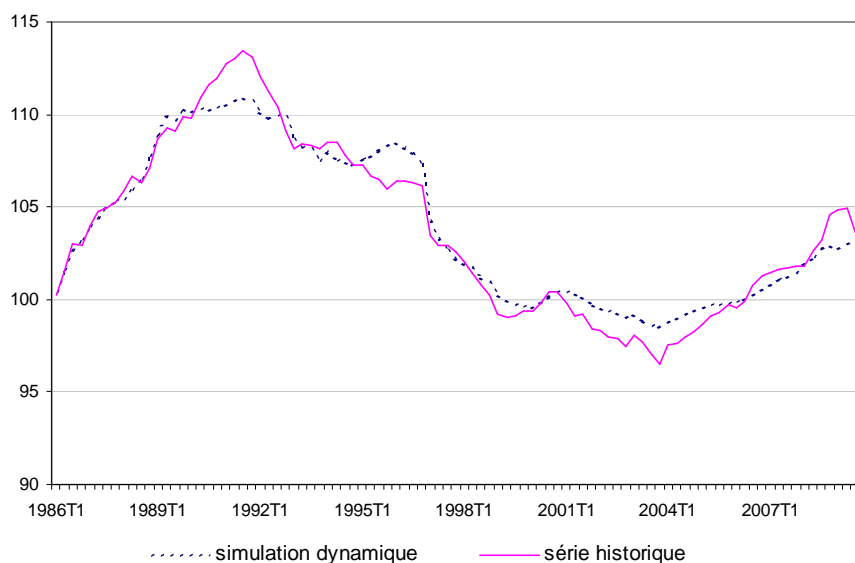
<i>pinv_dim</i> (resp. <i>dhm</i>)	prix d'investissement en produits manufacturés (resp. non manufacturés) (en log)
<i>pmi_dim</i> (resp. <i>p1mi_dhm</i>)	déflateur de la production manufacturière (resp. non manufacturière) destinée au marché intérieur (en log)
<i>prim_dim</i> (resp. <i>prim_dhm</i>)	déflateur des ressources manufacturières (resp. non manufacturières) importées (en log)
<i>d97t1</i>	variable indicatrice valant 1 en 1997T1, 0 sinon
<i>temps</i>	tendance temporelle linéaire croissant de 1 point par trimestre depuis 1993T1
<i>d00</i>	variable indicatrice valant 1 à chaque trimestre de 2000, 0 sinon

Commentaire : dans la version du modèle avec volumes à prix constants, le prix d'investissement des SNF en produits non manufacturés s'ajuste à long terme intégralement sur le déflateur de la production non manufacturière destinée au marché intérieur. Ici, il s'ajuste pour 92 % sur ce déflateur et pour 8% sur celui des ressources non manufacturières importées. À court terme, des retards de ces variables ont été ajoutés. L'homogénéité dynamique n'est plus imposée.

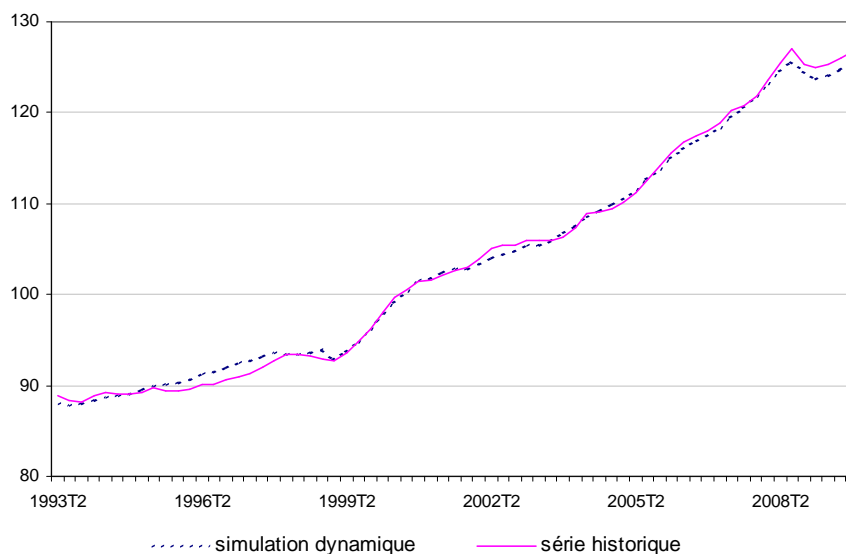
c) Simulations dynamiques des équations de prix d'investissement des SNF

Graphiques 26 : Prix d'investissement des SNF (indice base 100 en 2000)

26.1 Produits manufacturés



26.2 Produits non manufacturés

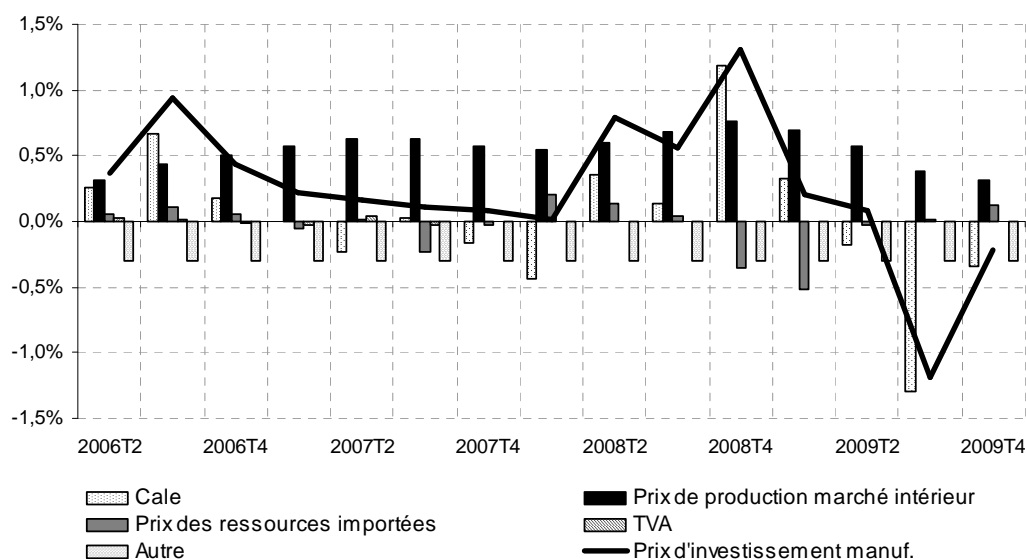


Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

d) Contributions trimestrielles des prix d'investissement des SNF

Sur la période précédant la crise de 2008-2009, le modèle *Mésange* parvient à capter relativement bien les variations du prix d'investissement des SNF en produits manufacturés. Il n'en est plus de même lors du déclenchement de la crise au quatrième trimestre 2008 puis au troisième trimestre 2009, où les déterminants usuels de ce prix ne rendent pas compte de ses variations les plus brutales.

Graphique 27 : Prix d'investissement en produits manufacturés (contributions trimestrielles)

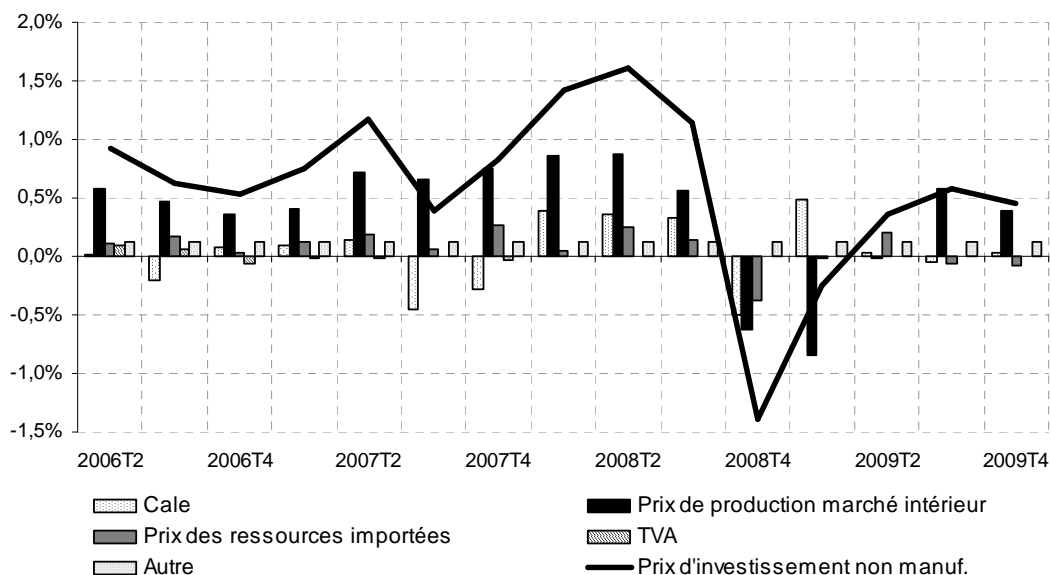


Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : *Autre* englobe les contributions de la tendance temporelle et de l'indicatrice valant 1 en 1997T1 et 0 sinon.

L'évolution du prix d'investissement des SNF en produits non manufacturés est principalement déterminée par celle du prix de la production non manufacturière destinée au marché intérieur et, dans une moindre mesure, par celle du prix des ressources non manufacturières importées. Le pouvoir explicatif du modèle est relativement satisfaisant et n'est pas fondamentalement remis en cause sur la période de crise récente.

Graphique 28 : Prix d'investissement en produits non manufacturés (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : *Autre* englobe les contributions de la tendance temporelle et de l'indicatrice valant 1 en 2000 et 0 sinon.

III.4.4 Prix des consommations intermédiaires

a) Prix des consommations intermédiaires en produits manufacturés

$$\begin{aligned} \Delta pci_dim_t = & -0,00002 + 0,45 \cdot \Delta pci_dim_{t-1} + 0,76 \cdot \Delta pmi_dim_t - 0,35 \cdot \Delta pmi_dim_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (-0,04) \quad \quad (4,1) \quad \quad (27,5) \quad \quad (-4,2) \\ & + 0,42 \cdot \Delta prim_dim_t - 0,16 \cdot \Delta prim_dim_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (11,3) \quad \quad (-2,7) \\ & - 0,15 \cdot [pci_dim_{t-1} - 0,68 \cdot pmi_dim_{t-1} - (1 - 0,68) \cdot prim_dim_{t-1} + 0,01] \\ & \quad \quad \quad (-2,9) \quad \quad (10,7) \quad \quad (5,0) \quad \quad (-22,6) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite : $pci_dim = 0,68 \cdot pmi_dim + (1 - 0,68) \cdot prim_dim$

Période d'estimation : 1993T1-2009T4 $R^2 = 0,95$ $DW = 1,91$ $SER = 0,002$.

pci_dim	déflateur des consommations intermédiaires des SNF en produits manufacturés (en log)
pmi_dim	déflateur de la production manufacturière destinée au marché intérieur (en log)
$prim_dim$	déflateur de la production manufacturière importée (en log)

Commentaire : dans la version du modèle avec volumes à prix constants, le prix des consommations intermédiaires en produits manufacturés s'ajuste à long terme sur le déflateur des ressources nationales totales en produits manufacturés. Celui-ci est approximativement égal à une moyenne pondérée du prix de production sur le marché intérieur et du prix des ressources importées. Ici, ces deux prix figurent en tant que tels dans la relation de long terme. Les deux versions reposent donc sur les deux mêmes déterminants de long terme, mais avec des pondérations de l'un et de l'autre calculées différemment. Dans le long terme de la version du modèle avec volumes à prix chaînés, le prix des consommations intermédiaires en produits manufacturés s'ajuste pour un peu plus de 2/3 sur le déflateur de la production manufacturière destinée au marché intérieur et pour le reste sur le déflateur des ressources manufacturières importées.

b) Prix des consommations intermédiaires en produits non manufacturés

$$\begin{aligned} \Delta pci_dhm_t = & -0,001 + 0,33 \cdot \Delta pci_dhm_{t-1} + 1,27 \cdot \Delta pmi_dhm_t - 0,43 \cdot \Delta pmi_dhm_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (-2,5) \quad \quad (3,9) \quad \quad \quad (15,5) \quad \quad \quad (-3,2) \\ & + 0,07 \cdot \Delta prim_dhm_t - 0,03 \cdot \Delta prim_dhm_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (8,5) \quad \quad \quad (-2,5) \\ & - 0,17 \cdot [pci_dhm_{t-1} - prnt_dhm_{t-1} + 0,02 \cdot dav98t1_{t-1} + 0,03] \\ & \quad \quad \quad (-5,7) \quad \quad \quad (10,7) \quad \quad \quad (-22,6) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite : $pci_dhm = prnt_dhm - 0,02 \cdot dav98t1$

Période d'estimation : 1986T1-2009T4 $R^2 = 0,95$ $DW = 2,01$ $SER = 0,002$.

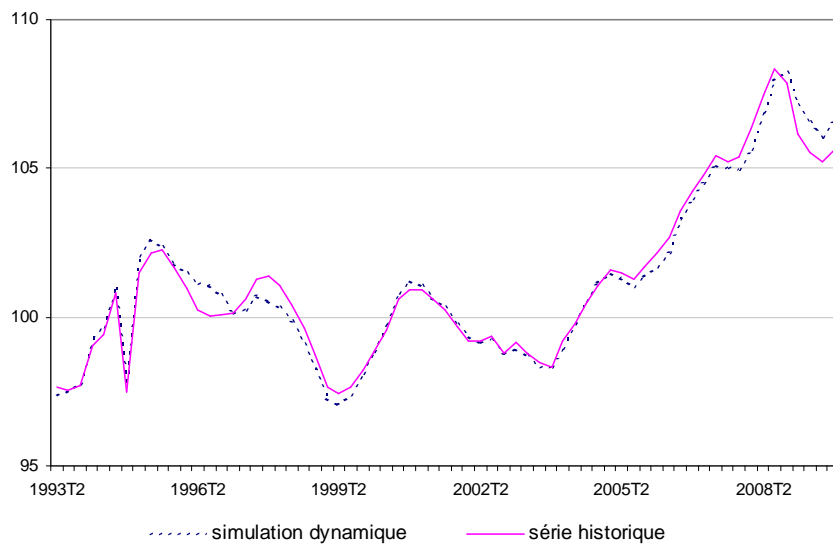
<i>pci_dhm</i>	déflateur de la consommation intermédiaire des SNF en produits non manufacturés (en log)
<i>pmi_dhm</i>	déflateur de la production non manufacturière destinée au marché intérieur (en log)
<i>prnt_dhm</i>	déflateur des ressources nationales totales non manufacturières (en log)
<i>prim_dhm</i>	déflateur de la production non manufacturière importée (en log)
<i>dav98t1</i>	Variable indicatrice valant 1 jusqu'en 1998T1, 0 ensuite

Commentaire : la modélisation est proche de celle retenue pour la version du modèle avec volumes à prix constants. Le prix des consommations intermédiaires en produits non manufacturés s'ajuste à long terme sur celui des ressources nationales totales. Toutefois, une marche d'escalier a été ajoutée pour assurer la stationnarité des résidus et l'homogénéité dynamique n'a pas été imposée.

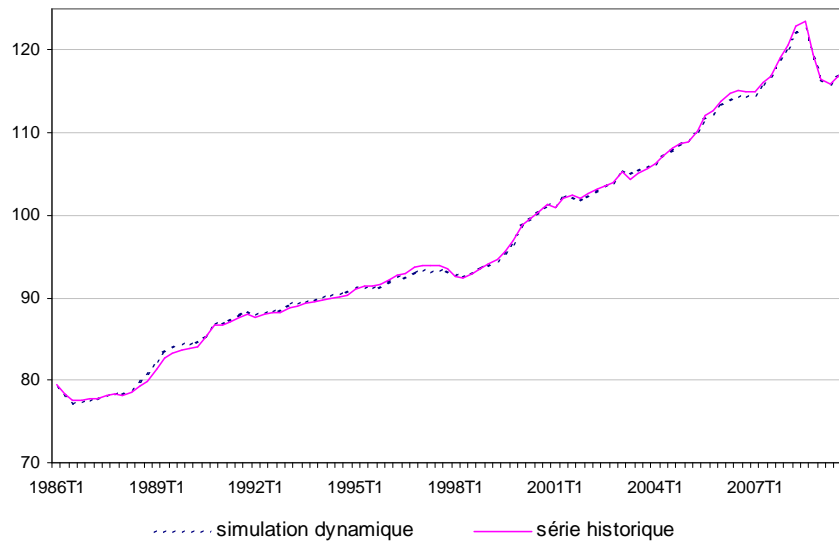
c) Simulations dynamiques des équations de prix de consommations intermédiaires

Graphiques 29 : Prix des consommations intermédiaires des SNF (indices base 100 en 2000)

29.1 Produits manufacturés



29.2 Produits non manufacturés

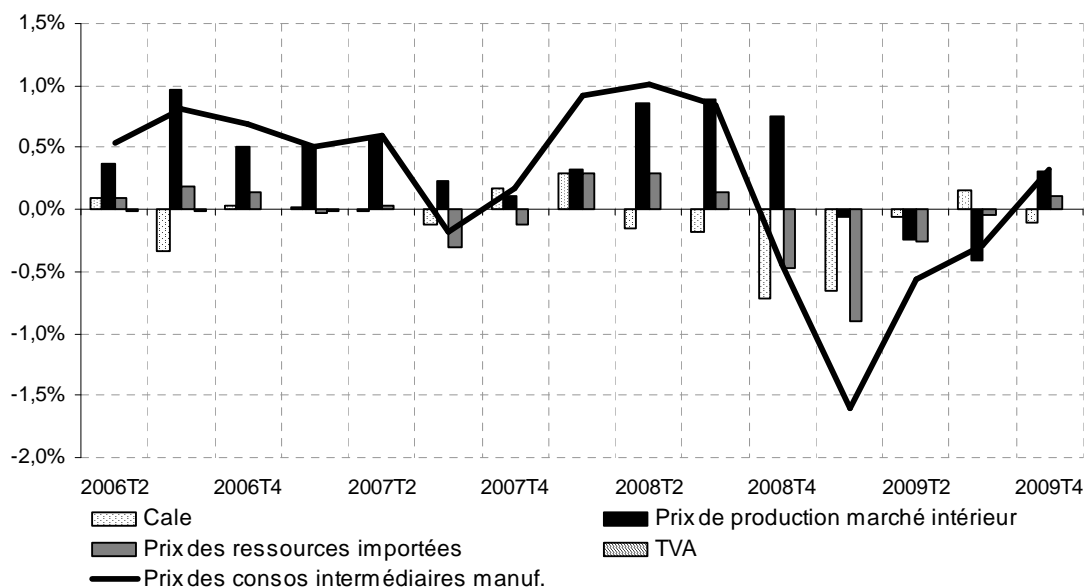


Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

d) Contributions trimestrielles des prix de consommations intermédiaires

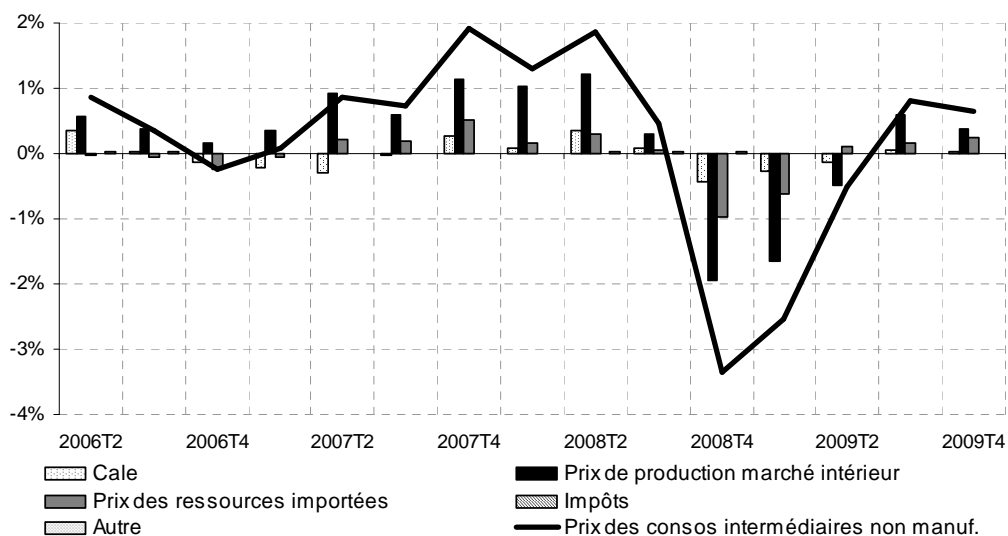
L'évolution du prix des consommations intermédiaires est assez bien reproduite par ses déterminants principaux que sont les prix de la production destinée au marché intérieur et des ressources importées. Dans le cas des produits non manufacturés, la contribution du prix des ressources nationales totales a été scindée en deux de la même façon que pour les prix à la consommation des ménages (cf. *supra*). Au plus fort de la crise, la baisse du prix des consommations intermédiaires en produits manufacturés n'est pas intégralement expliquée. En revanche, celle du prix des consommations intermédiaires en produits non manufacturés l'est très correctement.

Graphique 30 : Prix des consommations intermédiaires des SNF en produits manufacturés (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Graphique 31 : Prix des consommations intermédiaires des SNF en produits non manufacturés (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

Lecture : *Impôts* englobe les contributions de l'ensemble des impôts sur les produits, TVA comprise.

Autre est la contribution de l'indicatrice *dav98t1*, qui vaut 1 avant 1998T1, 0 ensuite.

III.5 Commerce extérieur

Le détail de la construction des variables d'environnement international entrant comme facteurs explicatifs exogènes dans les équations de commerce extérieur est explicité en annexe 1. Les principales différences de spécification entre les blocs d'échange des versions avec volumes à prix constants et chaînés se justifient au regard des utilisations faites de chaque version respective et des contraintes spécifiques qui en découlent (cf. introduction et annexe 1).

III.5.1 Exportations (volumes)

a) Exportations manufacturières

$$\begin{aligned} \Delta x_dim_t = & -0,003 + 1,16 \cdot \Delta dw_t + 0,14 \cdot (\Delta compet_dim_t + 2 \cdot \Delta compet_dim_{t-1}) \\ & \quad \quad \quad (-1,5) \quad (11,7) \quad \quad \quad (3,1) \\ & - 0,34 \cdot \Delta pdm_em \\ & \quad \quad \quad (-3,2) \\ & - 0,15 \cdot [x_dim_{t-1} - dw_{t-1} - 0,80 \cdot compet_dim_{t-1} + 0,43 \cdot pdm_em_{t-1} - 11,14] \\ & \quad \quad \quad (-3,4) \quad \quad \quad (10,6) \quad \quad \quad (-17,6) \quad \quad \quad (1491,9) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite : $x_dim = dw + 0,80 \cdot compet_dim - 0,43 \cdot pdm_em$

Période d'estimation : 1980T2-2009T4 $R^2 = 0,58$ $DW = 2,16$ $SER = 0,017$.

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 de produits manufacturés (rapport entre le prix de référence étranger à l'exportation et le déflateur des exportations en biens manufacturés, en log). Le prix de référence étranger $Petx$ est une moyenne géométrique pondérée par la structure géographique des exportations françaises des prix d'exportations de biens et services des 8 principaux pays de l'OCDE partenaires de la France
pdm_em	part de marché relative des pays émergents et en transition par rapport aux pays anciennement industrialisés (en log)

Commentaire : comme dans la version du modèle avec volumes à prix constants, les exportations dépendent positivement de la demande mondiale adressée à la France et de la compétitivité-prix externe. La nouveauté de cette version du modèle consiste en l'introduction de la part de marché relative des pays émergents et en transition. Tandis que la demande mondiale intègre l'effet favorable aux exportations de l'ouverture croissante des économies, l'effet concurrentiel des pays à bas coûts est directement capté par cette variable de part de marché, qui croît fortement depuis le début des années 2000. L'introduction de cette variable suffit à stationnariser les résidus, sans qu'il soit nécessaire d'ajouter une tendance temporelle (comme c'est le cas dans les équations d'exportations usuelles). Ainsi, l'équation est plus clairement interprétable. Ce changement de modélisation a pour autre conséquence d'aboutir à une élasticité à court terme des exportations à la demande mondiale plus élevée (près de 1,2, soit une valeur plus proche de l'élasticité de court terme des importations à la demande intérieure) qu'en l'absence de la variable de part de marché (où elle est inférieure à l'unité⁴⁹). Techniquement, 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

⁴⁹ Cette élasticité avoisine 0,7 dans la version du modèle avec volumes à prix constants. Ce serait aussi le cas dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés si une modélisation traditionnelle avec tendance temporelle à long terme et sans variable de part de marché relative des pays émergents et en transition avait été retenue.

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.

b) Exportations non manufacturières

$$\begin{aligned} \Delta x_dhm_t = & 0,003 + 0,47 \cdot \Delta dw_t + 0,16 \cdot (\Delta compet_dhm_t + \Delta compet_dhm_{t-1}) \\ & \quad (1,7) \quad (5,0) \quad (2,5) \\ & - 0,20 \cdot \Delta pdm_em_t - 0,15 \cdot [x_dhm_{t-1} - 0,70 \cdot dw_{t-1} - 0,52 \cdot compet_dhm_{t-1} \\ & \quad (-2,0) \quad (-3,1) \quad (24,1) \quad (7,4) \\ & + 0,21 \cdot pdm_em_{t-1} - 10,15] \\ & \quad (-3,2) \quad (1740,7) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite :

$$x_dhm = 0,70 \cdot dw + 0,52 \cdot compet_dhm - 0,21 \cdot pdm_em$$

Période d'estimation : 1980T1-2009T4 $R^2 = 0,28$ $DW = 1,83$ $SER = 0,016$.

<i>x_dhm</i>	volume des exportations en produits non manufacturés ⁵⁰ (en log)
<i>dw</i>	demande mondiale adressée à la France (en log)
<i>compet_dhm</i>	compétitivité-prix à l'exportation des produits non manufacturés, rapport entre le prix de référence étranger à l'exportation <i>Petx</i> (défini page précédente) et le déflateur des exportations en produits non manufacturés (en log).
<i>pdm_em</i>	part de marché relative des pays émergents et en transition par rapport aux pays anciennement industrialisés (en log)

Commentaire : comme dans la version du modèle avec volumes à prix constants, l'élasticité demande de long terme est laissée libre du fait que la demande mondiale adressée à la France n'est pas spécifique aux produits non manufacturés mais, au contraire, relative à l'ensemble des biens et services. Compte tenu de la structure par produits des échanges internationaux, cette demande mondiale reflète donc plus majoritairement le commerce manufacturier que le commerce non manufacturier. Les élasticité demande de court et long terme moindres que pour les produits manufacturés s'expliquent par le développement plus tardif et plus lent des échanges de produits non manufacturés que du commerce manufacturier en moyenne sur l'ensemble de la période d'estimation⁵¹. La tendance temporelle linéaire de l'équation (affectée d'un coefficient estimé négatif) dans la version du modèle avec volumes à prix constants est remplacée par la variable, plus parlante, de part de marché relative des pays émergents et en transition. Comme dans l'équation d'exportations manufacturières, le coefficient associé à cette part de marché est du signe négatif attendu. Toutefois, la concurrence des pays émergents et en transition se faisant davantage sentir dans le commerce de produits manufacturés que dans celui des autres biens et services, les coefficients de court et long termes de cette variable sont près de deux fois moindres pour les produits non manufacturés que pour les produits manufacturés.

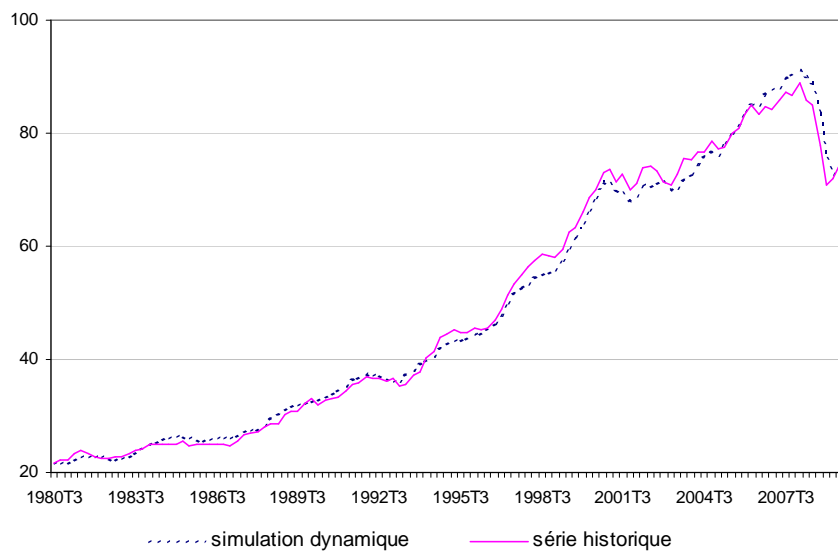
⁵⁰ Y compris services marchands.

⁵¹ Dans le modèle avec volumes à prix constants, l'existence d'un sentier de croissance équilibrée est assurée par la définition formelle d'une demande mondiale en produits non manufacturés (en log) dw_hm égale au produit de l'élasticité de long terme estimée des exportations à la demande mondiale tous biens et services et de dw , dw et dw_dhm étant gérées en projection de manière à avoir le même taux de croissance à long terme. Ici, du fait de l'utilisation essentiellement conjoncturelle du modèle, cette question ne revêt pas d'importance pratique.

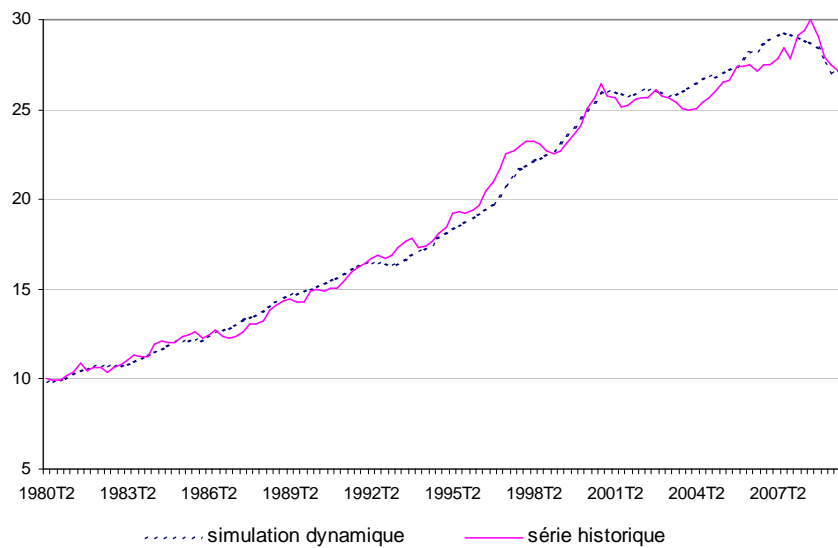
c) Simulations dynamiques des équations de volume d'exportations

Graphiques 32 : Exportations (volume, milliards d'euros)

32.1 Produits manufacturés



32.2 Produits non manufacturés

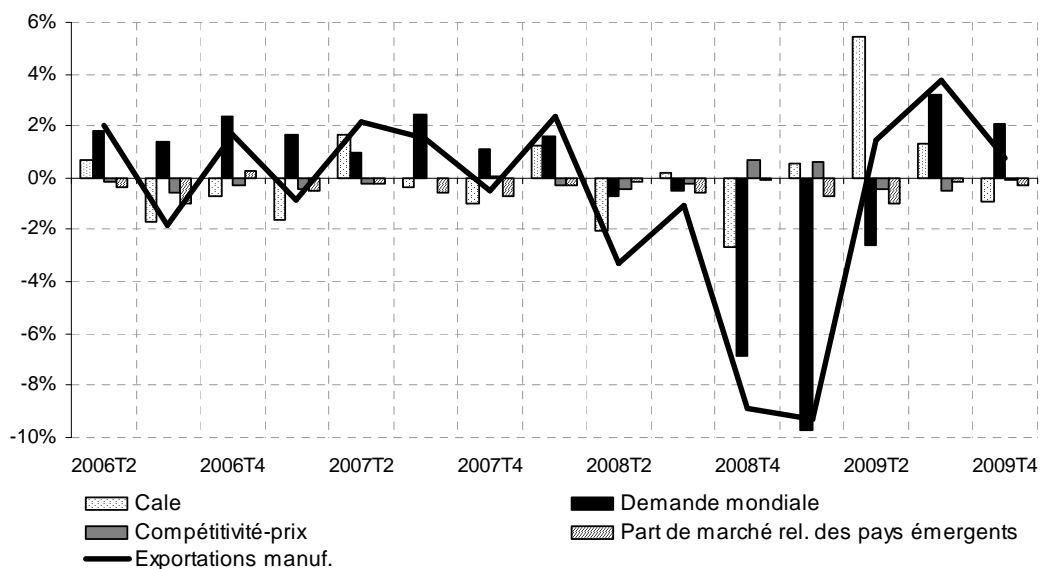


Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

d) Contributions trimestrielles des volumes d'exportations

Le profil des exportations manufacturières suit très étroitement celui de son principal déterminant, la demande mondiale adressée à la France, les contributions de la compétitivité-prix et de la part de marché relative des pays émergents et en transition étant beaucoup plus lisses et plus mineures. 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, on retrouve sur l'exemple des exportations françaises la sur-réaction des exportations à la baisse de la demande mondiale au quatrième trimestre 2008 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 partenaire commercial de la France⁵².

Graphique 33 : Exportations de produits manufacturés (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

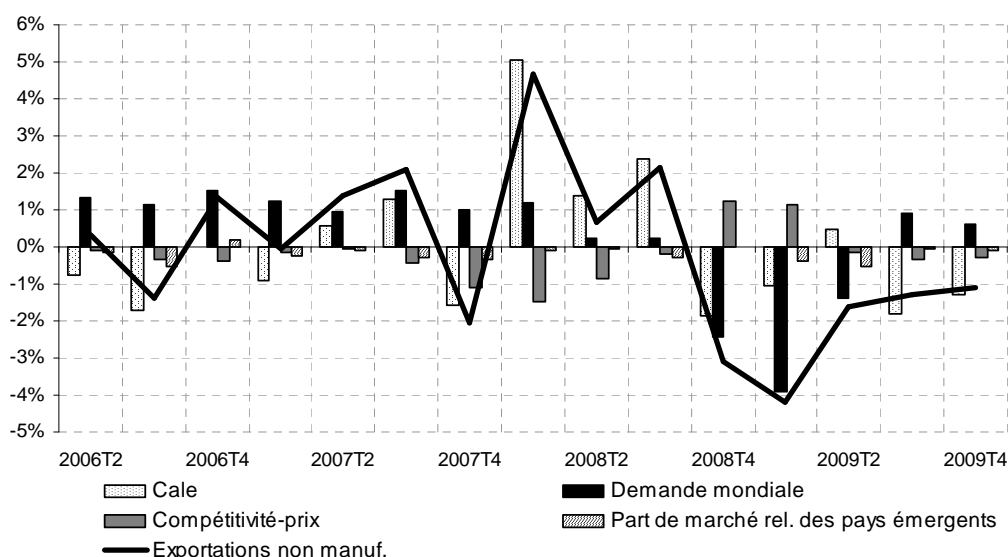
L'évolution des exportations de produits non manufacturés est principalement déterminée par celle de la demande mondiale et, dans une moindre mesure, par le jeu de la compétitivité-prix. Comme dans le cas des exportations manufacturières, le profil de la contribution de la compétitivité-prix reproduit assez bien les fluctuations de l'euro par rapport au dollar. Ainsi, les contributions négatives de la compétitivité-prix en 2007 et au premier semestre 2008 sont en ligne avec l'accélération de la dépréciation du dollar, qui a renchéri les exportations françaises libellées en dollar. Inversement, les contributions positives de la compétitivité-prix au quatrième trimestre 2008 et au premier trimestre 2009 coïncident avec l'appréciation temporaire du dollar contre l'euro à l'époque.

⁵² Cf. *Note de conjoncture* de l'Insee de décembre 2009. Peut-être l'aggravation du déséquilibre entre exportations et importations mondiales observée durant ce trimestre (le ratio des exportations sur les importations ayant brutalement augmenté, alors qu'il avait enregistré une évolution opposée au quatrième trimestre 2008) explique-t-elle aussi une partie du bond de la cale en 2009T2.

Sur la période récente, toutefois, la demande mondiale et la compétitivité-prix ne suffisent pas à bien expliquer les variations, assez volatiles, des volumes exportés de produits non manufacturés.

- Ceci provient notamment du fait qu'une part notable des exportations non manufacturières résultent de grands contrats énergétiques. Influencés par des considérations géopolitiques, ceux-ci s'inscrivent assez mal dans la logique de concurrence pure et parfaite (à la différenciation des produits par origine géographique près) de la modélisation sous-jacente aux équations d'échanges, inspirées d'Armington (1969). En outre, de par les montants élevés en jeu, les grands contrats expliquent en partie les évolutions heurtées des exportations non manufacturières dans leur ensemble. Ainsi, par exemple, la très forte augmentation de ces dernières au premier trimestre 2008 provient de la réalisation de quelques grands contrats avec des pays émergents (dont le Brésil et l'Inde) et de livraisons exceptionnelles d'uranium enrichi ayant alors fait bondir les exportations énergétiques (de 13,5 %)⁵³. De même, des facteurs exceptionnels en partie liés à de grands contrats expliquent l'incapacité de l'équation estimée à rendre compte de la poursuite de la chute des exportations de produits non manufacturés dans un contexte de reprise de la demande mondiale aux deux derniers trimestres 2009. Au quatrième trimestre 2009, par exemple, les ventes énergétiques à l'étranger ont enregistré une chute exceptionnelle (-14,1 %).
- L'ampleur inexplicée de la baisse des exportations non manufacturières au quatrième trimestre 2008 illustre quant à elle, comme dans le cas des exportations manufacturières, la sur-réaction des exportations à la baisse de la demande mondiale lors de l'éclatement de la crise.

Graphique 34 : Exportations de produits non manufacturés (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

⁵³ Source : *Note de conjoncture* de l'Insee de juin 2008.

III.5.2 Importations (volumes)

a) Importations manufacturières

$$\begin{aligned} \Delta m_dim_t = & 0,002 + 1,41 \Delta de_dim_t - 0,27 \Delta compit_dim_t \\ & - 0,28 [m_dim_{t-1} - dint_dim_{t-1} + 0,56 compit_dim_{t-1} - 0,80 ouv_{t-1} - 0,02 trav88t3_{t-1} \\ & + 1,09] \end{aligned}$$

(2,1) (20,8) (-3,1)
(-4,8) (-12,1) (42,1) (18,1)
(-314,1)

Relation de long terme déduite :

$$m_dim = dint_dim - 0,56 compit_dim + 0,80 ouv + 0,02 trav88t3$$

Période d'estimation : 1980T1-2009T4 $R^2 = 0,81$ $DW = 2,07$ $SER = 0,011$.

<i>m_dim</i>	volume des importations en produits manufacturés (en log)
<i>dint_dim</i>	demande intérieure en produits manufacturés (production totale, i.e. nationale et importée, nette des exportations) (en log)
<i>de_dim</i>	agrégat composé de la demande intérieure et des exportations en produits manufacturés (en log)
<i>compit_dim</i>	compétitivité-prix à l'importation de produits manufacturés (rapport entre le déflateur des importations de produits manufacturés et le déflateur de la production de produits manufacturés destinée au marché intérieur) (en log)
<i>ouv</i>	degré d'ouverture moyen des 20 principaux pays de l'OCDE (moyenne mobile sur 5 trimestres du logarithme du ratio des échanges rapportés au PIB)
<i>trav88t3</i>	tendance temporelle linéaire croissant de 1 point par an avant 1988T3 et se stabilisant à 0 à partir de 1988T3

Commentaire : comme dans la version du modèle avec volumes à prix constants, les importations dépendent de la demande intérieure et de la compétitivité-prix interne ; en outre, à court terme le contenu en importations des exportations se traduit par l'utilisation d'un indicateur de demande agrégeant ces dernières à la demande intérieure. La principale nouveauté de cette version du modèle réside dans le changement de l'indicateur d'ouverture des économies. À une tendance temporelle concave de limite finie à long terme a été substitué un lissage du degré d'ouverture moyen de vingt pays de l'OCDE⁵⁴. Il a fallu y adjoindre une tendance croissante sur une partie des années 1980 pour stationner les résidus de long terme. Enfin, le taux d'utilisation des capacités de production ne figure pas dans le court terme de l'équation car il ne ressort pas significativement de l'estimation. La variation de ce taux est, elle, significative lorsqu'on estime l'équation par les moindres carrés ordinaires sur la base issue des résultats détaillés des comptes trimestriels de 2009T4. Cependant, ce n'est plus le cas lorsqu'on réitère l'estimation à l'identique en tenant compte des révisions des comptes intégrées dans la publication des premiers résultats de 2010T1 ou lorsqu'on estime l'équation simultanément avec les autres équations de volumes et de prix du commerce extérieur par les triples moindres carrés. Dès lors, on a préféré opter pour une formulation robuste, sans variation du taux d'utilisation.

⁵⁴ Pour une description détaillée de la construction de cette variable, se reporter à l'annexe 1. Les variables d'ouverture figurant dans les blocs de commerce extérieur des deux versions du modèle *Mésange* y sont comparées et le choix de l'une ou de l'autre selon la version justifié à l'aune des utilisations différentes qui sont faites des deux versions du modèle.

b) Importations en produits non manufacturés hors énergie

$$\begin{aligned} \Delta m_d h m_t = & 0,002 + 0,20 \cdot \Delta m_d h m_{t-1} + 0,76 \cdot \Delta d e_d h m_t + 0,29 \cdot \Delta p p r o d_d h m_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (1,0) \quad (2,3) \quad (3,7) \quad (2,7) \\ & - 0,02 \cdot d 87 t 2_89 t 1 - 0,01 \cdot d 09 \\ & \quad \quad \quad (-4,8) \quad (-2,3) \\ & - 0,09 \cdot [m_d h m_{t-1} - d i n t_d h m_{t-1} + 0,54 \cdot c o m p i t_d h m_{t-1} - 0,03 \cdot t r a v 83 t 4_{t-1} + 2,91] \\ & \quad \quad \quad (-3,3) \quad (-24,9) \quad (7,5) \quad (-717,3) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite :

$$m_d h m = d i n t_d h m - 0,54 \cdot c o m p i t_d h m + 0,03 \cdot t r a v 83 t 4$$

Période d'estimation : 1980T1-2009T4 $R^2 = 0,41$ $DW = 2,15$ $SER = 0,010$.

<i>m_dhm</i>	volume des importations en produits non manufacturés hors énergie (en log)
<i>dint_dhm</i>	demande intérieure en produits non manufacturés hors énergie et construction (production totale nette des exportations) (en log)
<i>de_dhm</i>	agrégat composé de la demande intérieure et des exportations en produits non manufacturés hors énergie et construction (en log)
<i>pprod_dhm</i>	prix de la production de la branche non manufacturière (en log)
<i>compit_dhm</i>	compétitivité-prix à l'importation de produits non manufacturés hors énergie (rapport entre les déflateurs des importations et de la demande intérieure pour les produits non manufacturés hors énergie) (en log)
<i>trav83t4</i>	tendance temporelle linéaire croissant d'un point par an jusqu'à 1983T4 et se stabilisant à 0 ensuite
<i>d87t2_89t1</i>	indicatrice valant 1 sur la période 1987T2 à 1989T1 et 0 sinon
<i>d09</i>	indicatrice valant 1 sur l'ensemble de l'année 2009 et 0 sinon

Commentaire : la spécification de long terme est proche de celle de la version du modèle avec volumes à prix constants, à l'ajout d'une tendance temporelle coudée près. La spécification de la dynamique en diffère plus nettement : la compétitivité-prix ne sort plus significativement à court terme.

c) Importations énergétiques

$$\begin{aligned} \Delta m_e g_t = & 0,006 - 0,54 \cdot \Delta m_e g_{t-1} - 0,58 \cdot \Delta m_e g_{t-2} - 0,25 \cdot \Delta m_e g_{t-3} \\ & \quad \quad \quad (1,6) \quad (-5,3) \quad (-6,1) \quad (-2,9) \\ & + 0,79 \cdot \Delta c o n s o_e g_t + 0,13 \cdot d 84 t 1 \\ & \quad \quad \quad (2,7) \quad (3,1) \\ & - 0,25 \cdot [m_e g_{t-1} - c o n s o_e g_{t-1} - 0,18 \cdot o u v_{t-1} + 1,58] \\ & \quad \quad \quad (-2,8) \quad (8,2) \quad (-237,0) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite : $m_e g = c o n s o_e g + 0,18 \cdot o u v$

Période d'estimation : 1983T4-2009T4 $R^2 = 0,56$ $DW = 1,93$ $SER = 0,040$.

<i>m_eg</i>	volume des importations énergétiques (en log)
<i>conso_eg</i>	volume des consommations énergétiques (somme des consommations intermédiaires des entreprises et de la consommation finale des ménages en énergie, en log)
<i>ouv</i>	degré d'ouverture moyen des 20 principaux pays de l'OCDE (moyenne mobile sur 5 trimestres du logarithme du ratio des échanges rapportés au PIB)
<i>d84t1</i>	indicatrice valant 1 en 1984T1 et 0 sinon

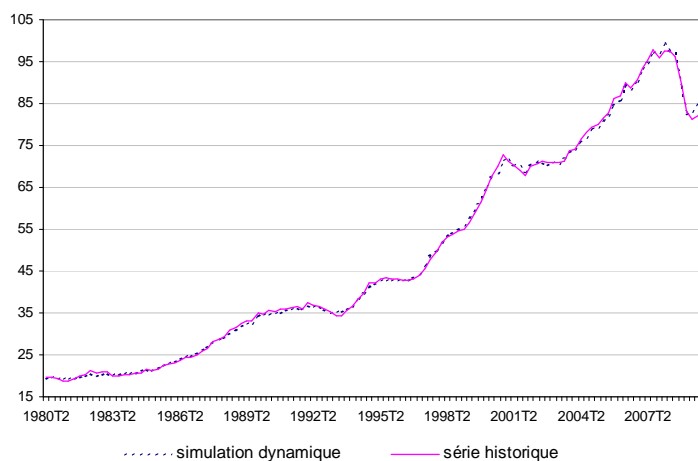
Commentaire : la modélisation retenue est, dans le long terme, identique à la modélisation avec volumes à prix constants, à ceci près que la variable d'ouverture des pays de l'OCDE a remplacé une tendance temporelle linéaire. L'homogénéité dynamique n'est plus imposée. En outre, la compétitivité-prix ne ressort pas significativement.

d) Séries historiques et simulations dynamiques

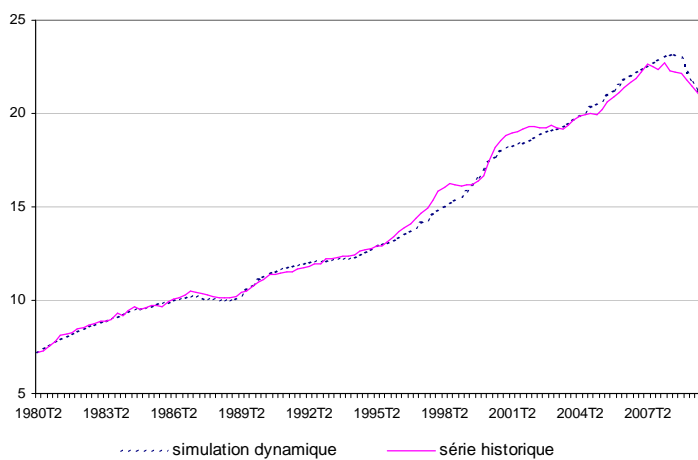
Comme dans la version du modèle avec volumes à prix constants, les simulations dynamiques sont proches des séries observées d'importations, hormis dans le cas des importations énergétiques, dont les multiples fluctuations de très court terme ne sont pas captées par les facteurs explicatifs pris en compte. Ceux-ci ne permettent de rendre compte (assez correctement) que des tendances de moyenne période. Cette équation n'est donc pas utilisée lors des exercices d'inversion, à vocation purement conjoncturelle.

Graphiques 35 : Importations (volumes, milliards d'euros)

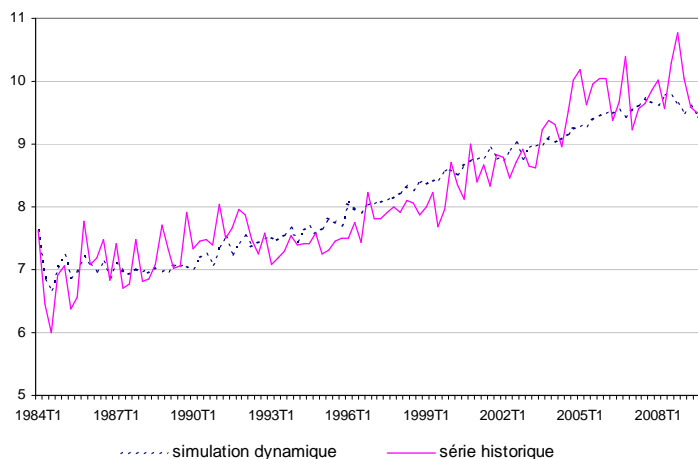
35.1 Produits manufacturés



35.2 Produits non manufacturés hors énergie



35.3 Produits énergétiques

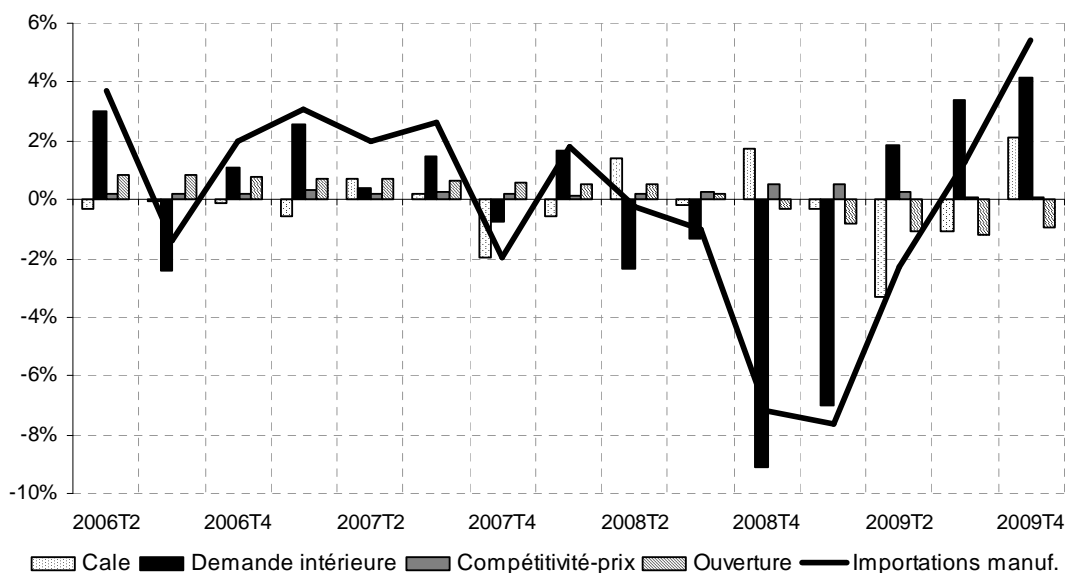


Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

e) Contributions trimestrielles des volumes d'importations

L'évolution des importations de produits manufacturés est assez correctement captée par celle de la demande, à des nuances (mineures) près liées aux variations de la variable d'ouverture et de la compétitivité-prix. Au plus fort de la crise, au quatrième trimestre 2008 et au premier trimestre 2009, la chute des importations a été pour l'essentiel assez bien en ligne avec celle de la demande intérieure. La reprise qui a suivi a été plus tardive que ne le suggérait le modèle.

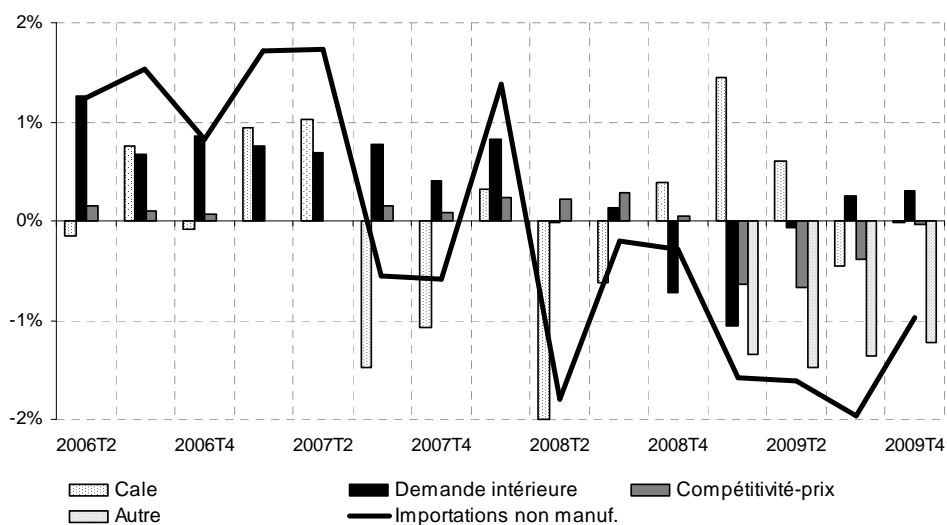
Graphique 36 : Importations de produits manufacturés (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

A contrario, l'équation d'importations non manufacturières hors énergie peine à capter les fortes fluctuations au trimestre le trimestre de la variable d'intérêt sur la période récente.

Graphique 37 : Importations de produits non manufacturés hors énergie (contributions trimestrielles)

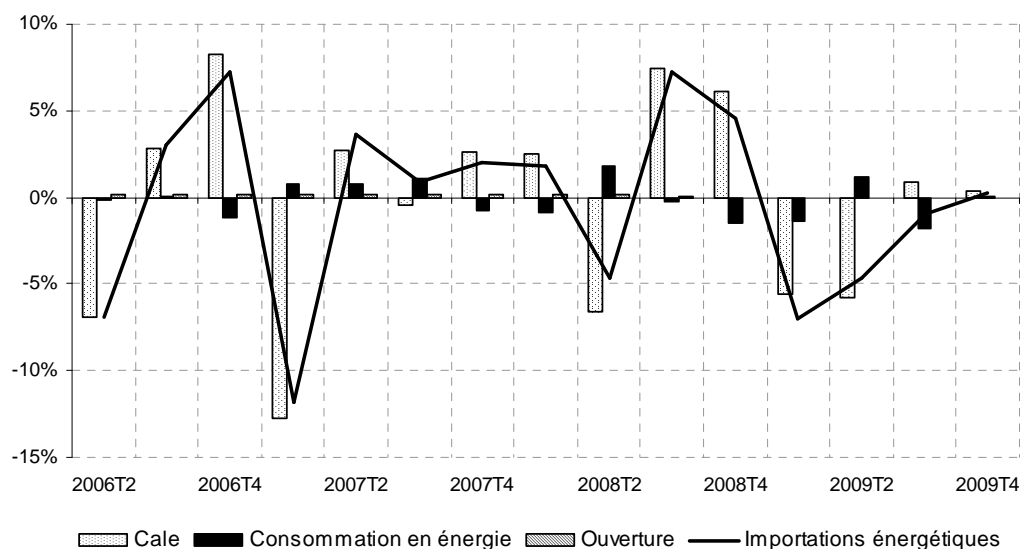


Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

Lecture : *Autre* représente essentiellement la contribution de l'indicatrice valant 1 en 2009 et 0 ailleurs, celles de l'indicatrice sur la période 1987T2-1989T1 et de la tendance coudée croissant avant 1983T4 étant devenues négligeables sur les années 2000.

Enfin, comme l'illustre déjà le graphique de simulation dynamique des importations énergétiques, l'évolution de la consommation énergétique ne permet pas de rendre compte des très fortes fluctuations des importations énergétiques au trimestre le trimestre. C'est pourquoi cette équation n'est pas utilisée dans le cadre des exercices d'inversion.

**Graphique 38 : Importations énergétiques
(contributions trimestrielles)**



Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

III.5.3 Prix des exportations

a) Prix des exportations de produits manufacturés

$$\Delta px_dim_t = -0,001 + 0,29 \Delta petx_t + 0,43 \Delta pprod_dim_t + (1 - 0,29 - 0,43) \Delta pprod_dim_{t-1} - 0,02 d93t2$$

$$- 0,06 [px_dim_{t-1} - 0,68 pprod_dim_{t-1} - (1 - 0,68) petx_{t-1} + 0,10 pdm_em_{t-1} + 0,15 ouv_{t-1} - 0,004]$$

Relation de long terme déduite :

$$px_dim = 0,68 pprod_dim + (1 - 0,68) petx - 0,10 pdm_em - 0,15 ouv$$

Période d'estimation : 1980T1-2009T4 $R^2 = 0,76$ $DW = 2,13$ $SER = 0,006$.

px_dim	prix d'exportation des produits manufacturés (en log)
$pprod_dim$	déflateur de la production manufacturière (en log)
$petx$	prix de référence étranger à l'exportation (moyenne géométrique pondérée par la structure géographique des exportations françaises des prix d'exportation des 8 principaux partenaires commerciaux de la France, en log)
pdm_em	part de marché relative des pays émergents et en transition par rapport aux pays anciennement industrialisés (en log)
ouv	degré d'ouverture moyen des 20 principaux pays de l'OCDE (moyenne mobile sur 5 trimestres du logarithme du ratio des échanges rapportés au PIB)
$d93t2$	indicatrice valant 1 en 1993T2, 0 sinon

Commentaire : à l'instar de la version du modèle avec volumes à prix constants, le long terme du prix des exportations de produits manufacturés s'ajuste pour partie (un peu plus de deux tiers) sur une variable de coût de production (effet marge) et pour le reste sur le prix de référence étranger (effet compétitivité). Ici, la variable de coût de production est représentée

par le prix de production manufacturière tandis que, dans l'équation avec volumes à prix constants, elle est modélisée par la somme des coûts salariaux unitaires et des coûts unitaires des consommations intermédiaires. La part de marché relative des pays émergents et en transition est affectée d'un coefficient négatif, représentatif de la pression concurrentielle sur les prix exercée du fait de la part croissante dans les échanges internationaux des pays à bas coûts. Le degré d'ouverture des pays de l'OCDE représente une autre forme de la pression concurrentielle exercée sur les prix des exportations. Cette dernière variable n'était pas présente dans la version du modèle avec volumes à prix constants. L'homogénéité dynamique a été testée et acceptée.

b) Prix des exportations de produits non manufacturés

$$\begin{aligned} \Delta px_dhm_t = & 0,0002 + 0,24 \cdot \Delta px_dhm_{t-1} + 0,75 \cdot \Delta cuprod_dhm_t + 0,26 \cdot \Delta petx_t \\ & + 0,03 \cdot d07t4 - 0,03 \cdot d08t4 - 0,01 \cdot dav99t2 \\ & - 0,07 \cdot \left[px_dhm_{t-1} - 0,74 \cdot cuprod_dhm_{t-1} - (1-0,74) \cdot petx_{t-1} + 0,02 \cdot trav00t1_{t-1} - 0,21 \right] \end{aligned}$$

(0,1) (3,5) (5,1) (5,0)
(4,0) (-3,3) (-3,5)
(-2,7) (16,7) (5,8) (26,0) (24,5)

Relation de long terme déduite :

$$px_dhm = 0,74 \cdot cuprod_dhm + (1-0,74) \cdot petx - 0,02 \cdot trav00t1$$

Période d'estimation : 1980T2-2009T4 $R^2 = 0,78$ $DW = 2,13$ $SER = 0,008$.

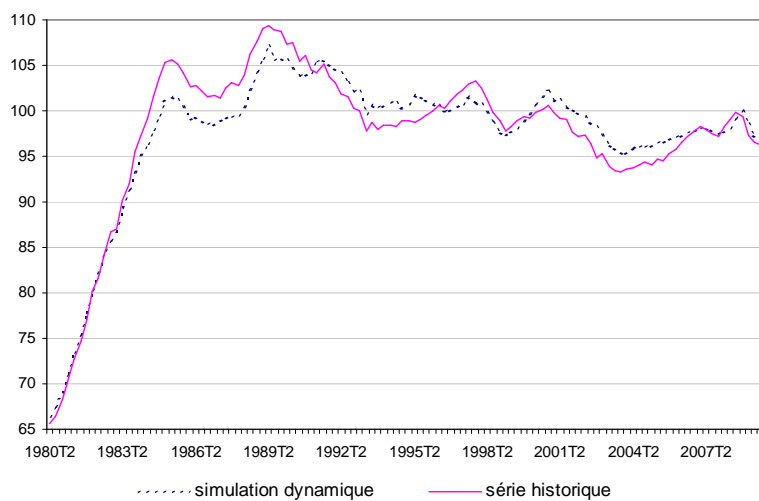
<i>px_dhm</i>	prix d'exportation en produits non manufacturés (en log)
<i>cuprod_dhm</i>	coût de production de la branche non manufacturière, égal à la somme du coût salarial unitaire et du coût unitaire des consommations intermédiaires (en log)
<i>petx</i>	prix de référence étranger à l'exportation (moyenne géométrique pondérée par la structure géographique des exportations françaises des prix d'exportation des 8 principaux partenaires commerciaux de la France, en log)
<i>trav00t1</i>	tendance temporelle linéaire croissant de 1 point par an avant 2000 et se stabilisant à 0 à partir de 2000T1
<i>d07t4</i>	Indicatrice valant 1 en 2007T4 et 0 sinon
<i>d08t4</i>	Indicatrice valant 1 en 2008T4 et 0 sinon
<i>dav99t2</i>	Indicatrice valant 1 jusqu'à 1999T2 et 0 après

Commentaire : comme dans le cas de la version du modèle avec volumes à prix constants, le prix des exportations de produits non manufacturés s'ajuste pour partie sur une variable de coût de production (effet marge) et sur le prix de référence étranger (effet compétitivité). Ici, la variable de coût de production est représentée par la somme des coûts salariaux unitaires et des coûts unitaires des consommations intermédiaires de la branche à la fois à court et long termes. *A contrario*, dans la version du modèle avec volumes à prix constants, ce même coût est utilisé à long terme mais c'est le prix de production destinée au marché intérieur qui figure dans le court terme de l'équation. Dans la version du modèle avec volumes à prix constants, le prix des exportations non manufacturières est relativement moins sensible au coût de production national (avec une élasticité de l'un à l'autre de l'ordre de 1/2 à court et long termes) que dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés (où les élasticités de court et long termes sont proches de 3/4).

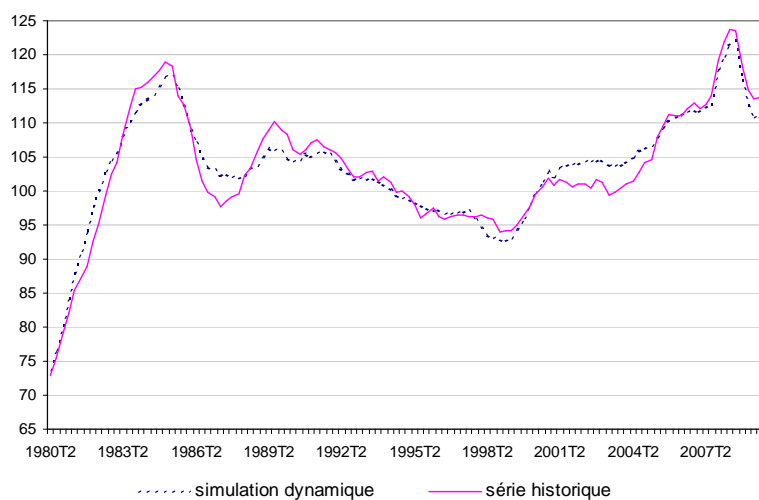
c) Séries historiques et simulations dynamiques

Graphiques 39 : Prix des exportations (indices base 100 en 2000)

39.1 Produits manufacturés



39.2 Produits non manufacturés



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

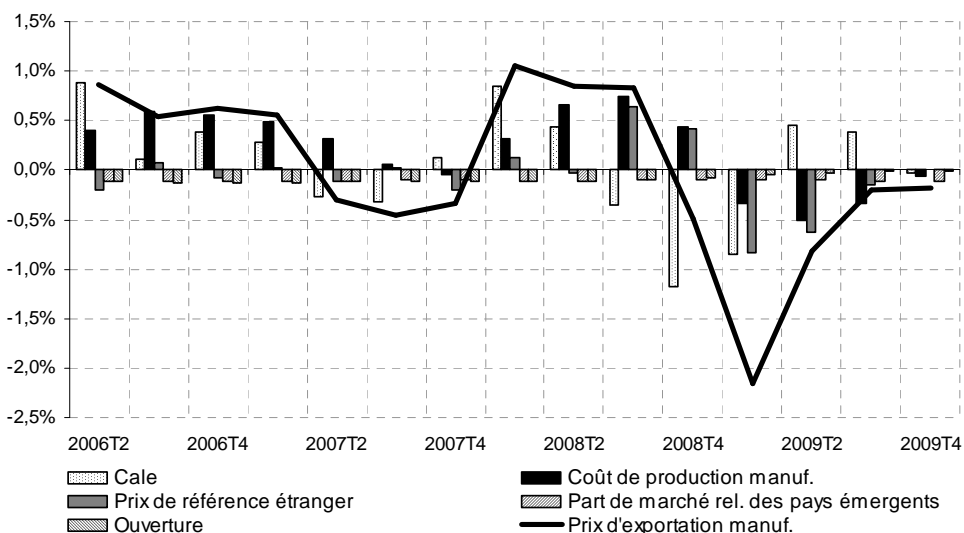
d) Contributions trimestrielles des prix d'exportation

Les variations du prix des exportations de biens manufacturés sont principalement expliquées par celles du coût de production et, de façon plus secondaire, par celles du prix de référence étranger. Toutefois, une part non négligeable des fluctuations du prix d'exportation des produits manufacturés est mal captée par le modèle sur les années récentes, particulièrement depuis la crise. Plusieurs causes peuvent être à l'origine de ces difficultés, notamment la simplicité de la modélisation et les problèmes de mesure. Comme pour les autres équations, rien n'assure qu'une relation valide en moyenne sur la période d'estimation ne soit pas affectée durant une crise aussi brutale et profonde que celle de 2008-2009. Quant aux problèmes de mesure, ils sont particulièrement nombreux ici. D'une part, le partage volume-prix des échanges internationaux est délicat, d'une manière générale et peut-être plus encore lors d'un choc brutal. D'autre part, le prix de référence étranger résulte de la combinaison de séries de huit pays seulement ; la variable de part de marché relative des pays émergents et en transition ne constitue qu'une approximation de l'effet concurrentiel sur les prix exercé par ces pays. Enfin, les trois variables explicatives relatives au reste du monde (prix de référence étranger, part de marché relative des pays émergents et en transition et degré d'ouverture des vingt principaux pays de l'OCDE) portent non sur

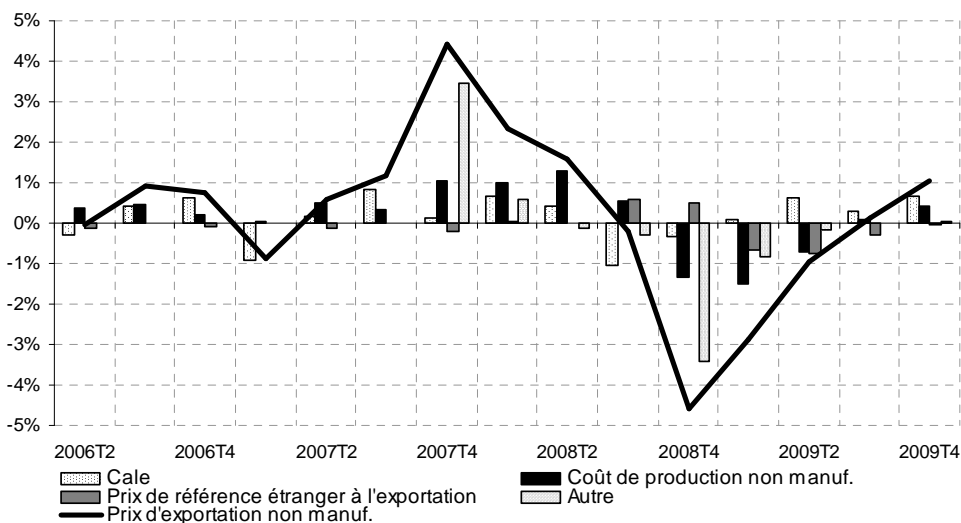
les produits manufacturés exclusivement, mais sur l'ensemble des biens et services pour des raisons de non-disponibilité de données plus précises.

Les variations de prix des exportations de produits non manufacturés sont elles aussi expliquées principalement par celles du coût de production et, dans une mesure moindre mais néanmoins significative sur la période la plus récente, par celles du prix de référence étranger. Ces seuls déterminants ne parviennent pas toujours à rendre compte de l'intégralité des fortes variations du prix d'exportation non manufacturier. Outre les raisons évoquées dans le paragraphe précédent susceptibles d'être à l'origine de la forte part d'inexpliqué dans la dynamique du prix d'exportation manufacturier, un problème de mesure spécifique aux produits non manufacturés s'ajoute ici : le coût de production non manufacturier englobe une part plus forte de produits non échangés, qui ne devraient en toute rigueur pas entrer en ligne de compte *au même titre* que les produits non manufacturés faisant l'objet d'exportations. Or, le coût de production de ces derniers n'a aucune raison d'avoir un profil d'évolution parallèle à celui des biens et services non manufacturés qui ne sont pas exportés, notamment au plus fort d'une crise mondiale.

Graphique 40 : Prix des exportations de produits manufacturés (contributions trimestrielles)



Graphique 41 : Prix des exportations de produits non manufacturés (contributions trimestrielles)



Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

Lecture : *Autre* englobe les contributions des indicatrices valant 1 en 2007T4 (resp. 2008T4) et 0 sinon, ainsi que celles (négligeables sur la période représentée) de la tendance linéaire croissante jusqu'en 2000T1 et de l'indicatrice valant 1 jusqu'à 1999T2 et 0 ensuite.

III.5.4 Prix des importations

La spécification des prix d'importation s'interprète en termes de prix d'exportation du reste du monde. Ce prix dépend à la fois d'un prix représentatif de la concurrence exercée par les producteurs français sur leur marché national (effet compétitivité transitant ici par le prix de production manufacturière) et d'un prix de référence étranger (traduisant indirectement l'effet marge des exportateurs du reste du monde sur leurs coûts). À ce titre, l'équation de prix d'importation est symétrique de l'équation de prix d'exportation.

a) Prix des importations en produits manufacturés

$$\begin{aligned} \Delta pm_dim_t = & -0,0005 + 0,28 \cdot \Delta pm_dim_{t-1} + 0,34 \cdot \Delta petm_t + 0,21 \cdot \Delta pprod_dim_t \\ & (-0,7) \quad (4,4) \quad (8,1) \quad (2,9) \\ & -0,12 \cdot \Delta pdm_em_t - 0,11 \cdot [pm_dim_{t-1} - 0,50 \cdot pprod_dim_{t-1} - 0,50 \cdot petm_{t-1}] \\ & (-2,5) \quad (-3,1) \quad (c) \quad (c) \\ & + 0,25 \cdot pdm_em_{t-1} + 0,18 \cdot ouv_{t-1} - 0,004 \\ & (-12,1) \quad (-10,9) \quad (1,0) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite :

$$pm_dim = 0,50 \cdot pprod_dim + (1 - 0,50) \cdot petm - 0,25 \cdot pdm_em - 0,18 \cdot ouv$$

Période d'estimation : 1980T1-2009T4 $R^2 = 0,73$ $DW = 2,00$ $SER = 0,007$.

<i>pm_dim</i>	prix d'importation des produits manufacturés (en log)
<i>petm</i>	prix de référence étranger à l'importation (approché par la moyenne géométrique pondérée par la structure géographique des importations françaises des prix d'exportation des 8 principaux partenaires commerciaux de la France, en log)
<i>pprod_dim</i>	déflateur de la production manufacturière (en log)
<i>pdm_em</i>	part de marché relative des pays émergents et en transition par rapport aux pays anciennement industrialisés (en log)
<i>ouv</i>	degré d'ouverture moyen des 20 principaux pays de l'OCDE (moyenne mobile sur 5 trimestres du logarithme du ratio des échanges rapportés au PIB)

Commentaire : comme dans les cas du prix d'exportation manufacturier, deux indicateurs de concurrence sont introduits dans l'équation : la part de marché relative des pays émergents et en transition, représentative de la pression concurrentielle sur les prix exercée du fait de la part croissante dans les échanges internationaux des pays à bas coûts, et le degré d'ouverture des pays de l'OCDE. Cette dernière variable n'était pas présente dans la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix constants. Toutes deux sont affectées d'un coefficient négatif, conformément à l'intuition.

Contrairement à la version du modèle avec volumes à prix constants, le taux d'utilisation des capacités de production ne figure pas dans le court terme de l'équation car il ne ressort pas significativement de l'estimation. Comme dans le cas de l'équation du volume d'importations manufacturières, la variation de ce taux est, elle, significative lorsqu'on estime l'équation par les moindres carrés ordinaires sur la base issue des résultats détaillés de 2009T4 des comptes trimestriels. Cependant, là encore, ce n'est plus le cas lorsqu'on réitère l'estimation à l'identique en tenant compte des révisions des comptes intégrées dans la publication des premiers résultats de 2010T1 ou lorsqu'on estime l'équation simultanément avec les autres équations de volumes et de prix du commerce extérieur par les triples moindres carrés. Dès lors, comme pour l'équation de volume d'importations manufacturières, on a préféré opter pour une formulation plus robuste, sans variation du taux d'utilisation.

b) Prix des importations en produits non manufacturés (hors énergie)

$$\begin{aligned} \Delta pm_hmheg_t = & -0,001 + 0,80 \cdot \Delta pm_hmheg_{t-1} - 0,21 \cdot \Delta pm_hmheg_{t-2} \\ & \quad \quad \quad (-1,4) \quad (9,3) \quad \quad \quad (-2,8) \\ & + 0,70 \cdot \Delta pmi_dhm_t - 0,39 \cdot \Delta pmi_dhm_{t-1} + 0,29 \cdot \Delta petm_t - 0,12 \cdot \Delta petm_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (3,9) \quad \quad \quad (-2,3) \quad \quad \quad (6,4) \quad \quad \quad (-2,4) \\ & - 0,05 \cdot [pm_hmheg_{t-1} - 0,50 \cdot pmi_dhm_{t-1} - 0,50 \cdot petm_{t-1} + 0,48 \cdot ouv_{t-1} - 0,009] \\ & \quad \quad \quad (-2,3) \quad \quad \quad (c) \quad \quad \quad (c) \quad \quad \quad (-39,3) \quad \quad \quad (2,1) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite :

$$pm_hmheg = 0,50 \cdot pmi_dhm + (1 - 0,50) \cdot petm - 0,48 \cdot ouv$$

Période d'estimation : 1980T1-2009T4 $R^2 = 0,82$ $DW = 2,01$ $SER = 0,007$.

<i>pm_hmheg</i>	prix d'importation des produits non manufacturés hors énergie (en log)
<i>pmi_dhm</i>	prix de production non manufacturière destinée au marché intérieur (en log)
<i>petm</i>	prix de référence étranger à l'importation (approché par la moyenne géométrique pondérée par la structure géographique des importations françaises des prix d'exportation des 8 principaux partenaires commerciaux de la France, en log)
<i>ouv</i>	degré d'ouverture moyen des 20 principaux pays de l'OCDE (moyenne mobile sur 5 trimestres du logarithme du ratio des échanges rapportés au PIB)

Commentaire : dans le long terme a été introduite la tendance d'ouverture des pays de l'OCDE de préférence à une tendance linéaire sur une sous-période utilisée dans la version du modèle avec volumes à prix constants. Dans la dynamique de court terme apparaissent des termes retardés tant de la variable expliquée que des variables explicatives de prix, ce qui n'était pas le cas dans la version du modèle avec volumes à prix constants. Toutefois, l'interprétation générale de l'équation reste la même, en termes de prix d'exportation du reste du monde dépendant d'un effet compétitivité relativement aux producteurs nationaux du marché d'exportation (la France) et d'un effet marge sur les coûts de production (cf. commentaires des équations de prix précédentes).

c) Prix des importations énergétiques

$$\begin{aligned} \Delta pm_eg_t = & 0,002 - 0,13 \cdot \Delta pm_eg_{t-2} + 0,55 \cdot \Delta baril_t + 0,10 \cdot \Delta baril_{t-1} + 0,06 \cdot \Delta baril_{t-2} - 0,13 \cdot d85t3 \\ & \quad \quad \quad (0,5) \quad (-2,1) \quad \quad \quad (24,0) \quad \quad \quad (3,6) \quad \quad \quad (1,5) \quad \quad \quad (-4,1) \\ & - 0,16 \cdot d86t3 + 0,12 \cdot d98t4 - 0,24 \cdot [pm_eg_{t-1} - baril_{t-1} + 0,35 \cdot ouv_{t-1} - 1,26] \\ & \quad \quad \quad (-4,7) \quad \quad \quad (3,6) \quad \quad \quad (-5,0) \quad \quad \quad (-8,8) \quad \quad \quad (108,1) \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite : $pm_eg = baril - 0,35 \cdot ouv$

Période d'estimation : 1984T1-2009T4 $R^2 = 0,91$ $DW = 2,29$ $SER = 0,034$.

<i>pm_eg</i>	prix d'importation en produits énergétiques (en log)
<i>baril</i>	prix du baril de pétrole en euros (en log)
<i>ouv</i>	degré d'ouverture moyen des 20 principaux pays de l'OCDE (moyenne mobile sur 5 trimestres du logarithme du ratio des échanges rapportés au PIB)
<i>d85t3</i> (resp. <i>d86t3</i> , <i>d98t4</i>)	indicatrices valant 1 en 1985T3 (resp. 1986T3, 1998T4), 0 sinon

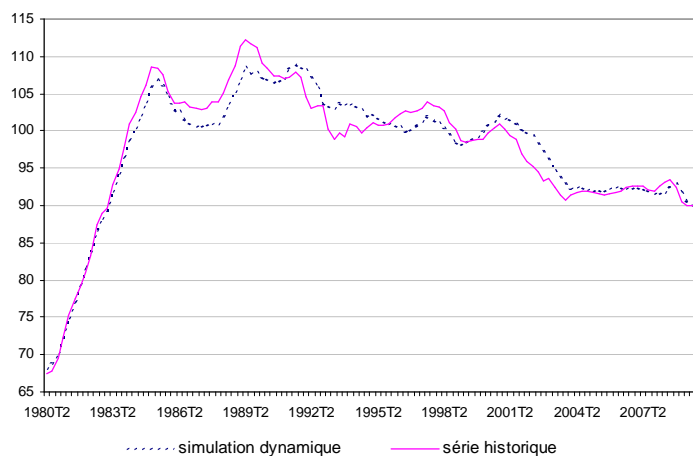
Commentaire : le long terme est identique à celui de la version avec volumes à prix constants à l'ajout de la variable d'ouverture des pays de l'OCDE près. Le court terme en diffère quelque peu, avec l'ajout de retards sur la variable de prix du baril.

d) Séries historiques et simulations dynamiques

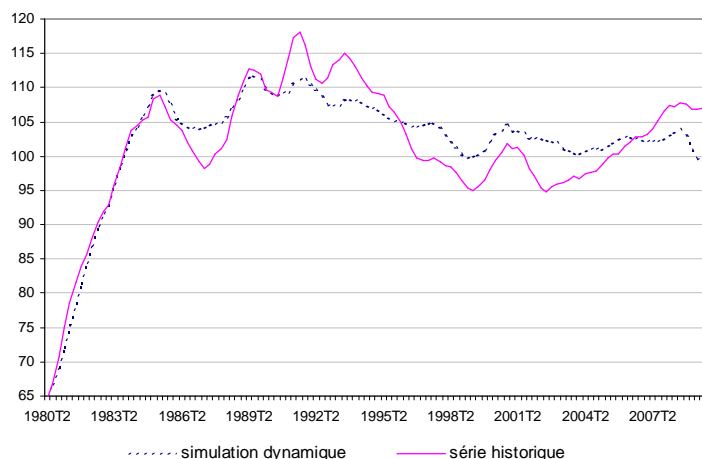
Les simulations dynamiques des prix d'importation hors énergie (de produits non manufacturés, particulièrement) suggèrent des difficultés de modélisation, encore plus clairement perceptibles à l'examen des analyses de contributions qui suivent.

Graphiques 42 : Prix des importations (indices base 100 en 2000)

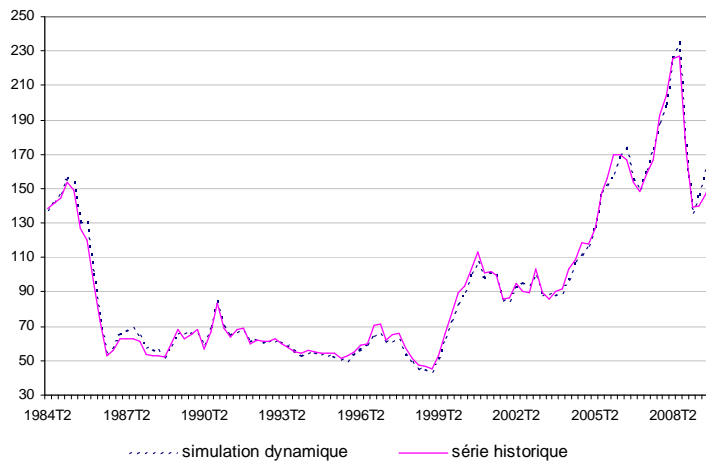
42.1 Produits manufacturés



42.2 Produits non manufacturés hors énergie



42.3 Produits énergétiques



Sources : Comptes nationaux trimestriels et simulations *Mésange*.

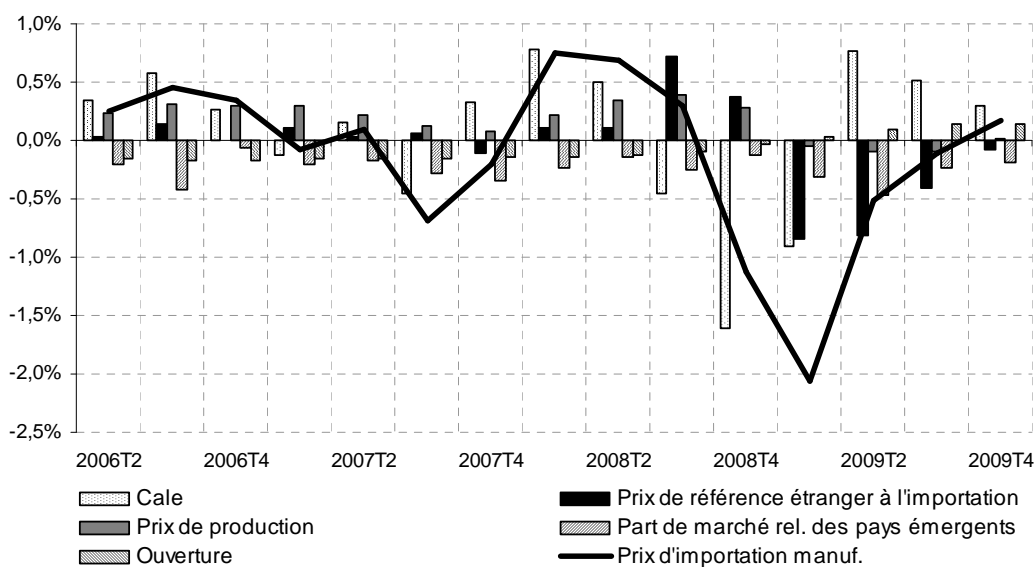
e) Contributions trimestrielles des prix des importations

L'évolution du prix d'importation énergétique est assez bien rendue par les fluctuations du prix du baril, y compris lors de la crise de 2008-2009, compte tenu de la forte réactivité des cours pétroliers lors des retournements conjoncturels et de l'indexation des prix de différents types d'énergies sur le prix du baril.

A *contrario*, les fluctuations des prix d'importation hors énergie (de produits non manufacturés, surtout) sont assez mal captées par le modèle. Il s'agit là d'une difficulté observée fréquemment, en général plus accentuée pour les prix d'importation que pour les prix d'exportation. Ceci s'explique par des problèmes de mesure et conceptuels accrus. La plupart des problèmes de mesure évoqués lors des analyses de contributions relatives aux prix d'exportation restent valables. S'y ajoute l'approximation très imprécise du coût de production dans le reste du monde par une moyenne (d'un nombre réduit) de prix d'exportation. Surtout, la modélisation théorique sous-jacente du reste du monde comme une entité homogène faisant face à un marché d'exportation unique de taille implicitement comparable (la France) est peu convaincante et constitue une limite des modèles nationaux.

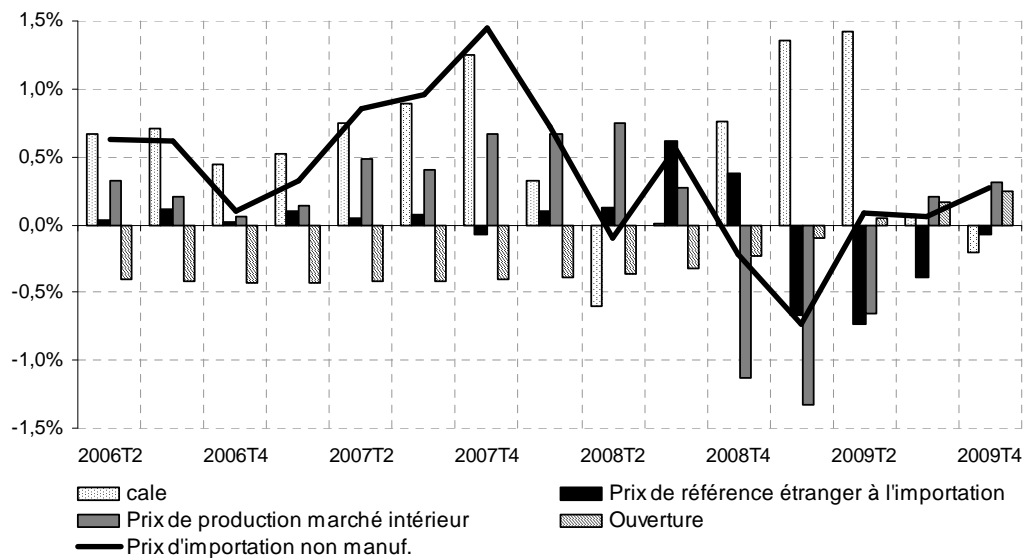
En raison en partie de ces problèmes structurels et sans doute aussi de phénomènes plus spécifiques, le modèle ne parvient pas à capter les variations brutales des prix d'importation hors énergie durant la crise de 2008-2009. La chute du prix d'importation manufacturier au dernier trimestre 2008 n'est pas rendue par le modèle, qui n'explique ensuite ni l'ampleur de la baisse du premier trimestre 2009 ni le profil du redressement progressif qui a suivi. Quant au déflateur des importations de produits non manufacturés hors énergie, il aurait dû, d'après le modèle, chuter davantage et plus longtemps, dès le quatrième trimestre 2008 et jusqu'au deuxième trimestre 2009.

Graphique 43 : Prix des importations de produits manufacturés (contributions trimestrielles)



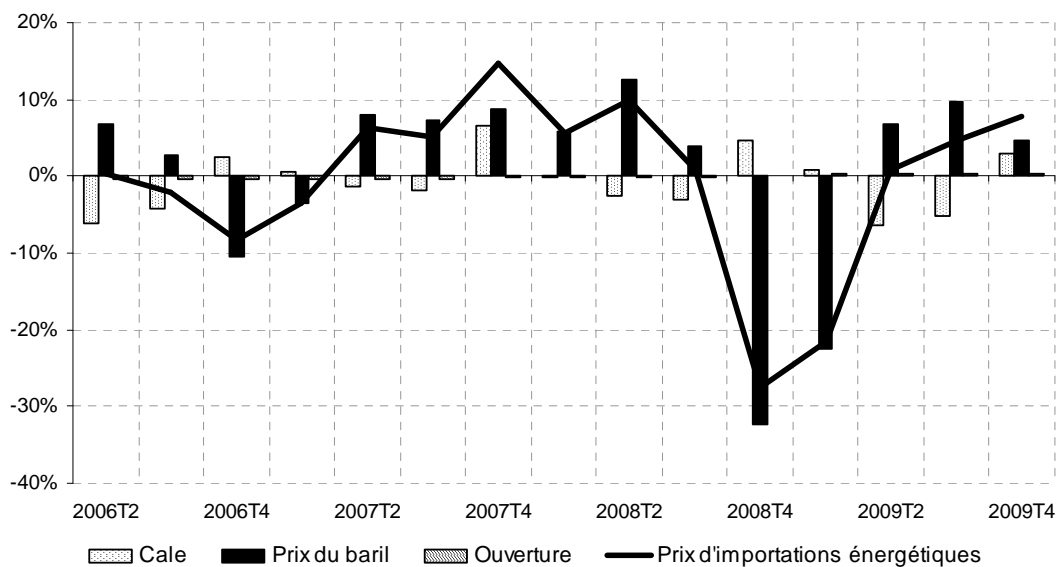
Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

**Graphique 44 : Prix des importations de produits non manufacturés hors énergie
(contributions trimestrielles)**



Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

**Graphique 45 : Prix des importations d'énergie
(contributions trimestrielles)**



Sources : Comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations *Mésange*.

Conclusion

Le passage des comptes nationaux trimestriels au concept de volumes à prix chaînés a nécessité de mener une réflexion sur l'adaptation des modèles macroéconomiques préalablement estimés sur des comptes nationaux fondés sur la notion de volumes à prix constants. Plusieurs réponses peuvent être données à ce changement de contexte de la modélisation macroéconomique. On a vu que la solution retenue pour un modèle donné est largement déterminée par son type et ses utilisations.

Dans le cas du modèle *Mésange*, il a été décidé de procéder à la réestimation de deux versions optimisées pour des usages différents.

- une version réestimée sur les données comptables avec volumes à prix constants a été conservée pour les utilisations en variantes et en projections à moyen terme. Dans cette version, le cadre comptable en volumes est inchangé ; le fort degré de linéarité du modèle assure une bonne maîtrise de ses propriétés variantielles et autorise les combinaisons de variantes. La présentation de cette version du modèle a fait l'objet d'un précédent document de travail ;
- une seconde version du modèle *Mésange*, décrite dans le présent document de travail, a été réestimée sur les séries publiées des comptes trimestriels, avec volumes à prix chaînés. Cette version a été conçue pour des utilisations majoritairement en lien avec la relecture des prévisions conjoncturelles de l'Insee. Elle est en outre bien adaptée aux analyses historiques des évolutions des principaux agrégats macroéconomiques.

Le parti pris retenu pour la présentation des deux versions du modèle a été celui de la transparence. On a cherché à expliciter et justifier les méthodes employées. La construction des variables d'environnement international est détaillée dans une annexe où sont précisés les sources, les traitements préalables effectués sur les données, les problèmes rencontrés et les solutions apportées. Un certain nombre de résultats font l'objet de comparaisons avec ceux qui découleraient de l'utilisation de méthodes ou de spécifications un peu différentes. Les performances des équations estimées sont illustrées dans ce document à travers des graphiques de simulations dynamiques et des analyses de contributions systématiques. Ces illustrations permettent de visualiser immédiatement le degré d'information porté par le modèle, selon les périodes. L'épisode de la crise de 2008-2009 y est particulièrement commenté, dans la mesure où la brutalité et l'ampleur de ce choc exceptionnel constituent un vrai défi pour le macroéconomiste.

Les analyses de contributions font apparaître une part d'inexpliqué qui peut paraître souvent élevée. Cependant, le modèle *Mésange* n'apparaît pas moins performant à cet égard que les autres modèles opérationnels actuels. Un modèle macroéconomique constitue par nature une représentation très stylisée de l'économie, qui est forcément beaucoup plus complexe, particulièrement lors d'épisodes très chahutés comme la crise de 2008-2009. Le mérite d'un modèle et des analyses de contributions menées sur sa base est de constituer une précieuse aide à la réflexion, en isolant les contributions relatives des différents facteurs modélisés et en permettant de réfléchir sur les phénomènes qui peuvent être à l'œuvre à travers la part d'inexpliqué. Dans certains cas, l'interprétation de ces phénomènes est assez claire (bulles immobilières dans le cas de l'équation d'investissement logement des ménages ou réalisation de grands contrats dans celui des équations d'exportations, par exemple) et les équations jouent alors pleinement leur rôle d'outils d'analyse. Il reste que, pour quelques équations (comme celle des prix d'importation de produits non manufacturés hors énergie par exemple), nombre de fluctuations de la variable d'intérêt sont portées par des facteurs inexpliqués difficilement interprétables. Ces équations posent question et on leur accorde moins de crédit que les autres lors des exercices d'inversion. Certaines sont malgré tout utilisées dans ce cadre, avec précaution, lorsque les informations disponibles par ailleurs sont lacunaires. Ces équations sont souvent difficiles à améliorer de manière significative compte tenu des causes des difficultés.

Améliorer les équations est néanmoins, bien sûr, toujours possible. 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 deux campagnes de réestimation successives très rapprochées, précédées d'une phase de réflexion méthodologique inédite face aux questions posées au modélisateur par les volumes à prix chaînés. L'intégration de certains perfectionnements envisageables dans le modèle *Mésange* a donc été reportée à la prochaine campagne de réestimation⁵⁵. En particulier, une réflexion a d'ores et déjà été engagée par l'équipe *Mésange* pour examiner, notamment, les possibilités d'intégration de davantage de mécanismes monétaires et financiers dans le modèle, à l'instar de ce qui a été fait récemment pour le modèle Opale, par exemple - cf. Bardaji et al. (2010).

⁵⁵ Celle-ci aura lieu à partir du second semestre 2011 dans la foulée du changement de nomenclature et de base des comptes nationaux.

Bibliographie

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, mai.

Armington A. (1969), « The geographic pattern of trade and the effects of price changes », *IMF Staff Papers*, vol. 16, n°2, July, 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.

Bardaji J., de Loubens A., Partouche H., « La maquette de prévision OPALE 2010 », document de travail de la Direction Générale du Trésor, à paraître.

Barlet M., Clerc M.-É., Garnero M., Lapègue V. et Marcus V., « La nouvelle version du modèle macroéconométrique pour la zone euro, des intervalles de confiance pour contrôler les résultats variantiels », document de travail de l'Insee, à paraître.

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 de l'Insee, n°G 2002 /08.

Berthier J.P. (2005), « Introduction à la pratique des indices statistiques - Notes de cours », document de travail de l'Insee, n°M 0503.

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

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.

Cotis J.-P., Crépon B., L'Horty Y. et Méary R. (1998), « Les stabilisateurs automatiques sont-ils encore efficaces ? Le cas de la France dans les années quatre-vingt-dix », *Revue d'économie financière*, vol. 45, n°1, pp. 95-118.

Darracq-Paries M. et Erkel-Rousse H. (2000), « Origines et conséquence des incertitudes pesant sur le solde commercial de la zone euro », *Économie et Prévision*, n°152-153 / 1-2, pp. 215-230.

Erkel-Rousse H. et Garnero M. (2008), « Externalisation à l'étranger et performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne », in Fontagné L. et Gaulier G. (dir.), *Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n°5/2008, pp. 103-131.

Eyraud L. (2007), « Guide pratique des comptes chaînés », document de travail de la DGTPE, n°2007/04.

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 internet (http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat_trim/Pub_Meth/M%E9thodologie%20CT%20prix%20cha%C3%9En%20s.pdf).

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, mars 2010.

Lapègue V. et Mauroux A. (2010), « Crise et dépendances », dossier pour la *Note de Conjoncture* de l'Insee de juin 2010, pp. 21-34.

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).

Pionnier P.-A. (2009), « Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2008 : aspects méthodologiques », *Économie et Statistique*, n°422, pp. 3-30.

Salanié B. (1999), « Guide pratique des séries non-stationnaires », *Économie et Prévision*, vol. 137, pp. 119-141.

Shin Y. (1994), « A Residual-Based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of No Cointegration », *Econometric Theory*, Vol. 10, No. 1 (Mar., 1994), pp. 91-115.

Whelan K. (2003), « A Two-Sector Approach to Modeling U.S. NIPA Data », *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(4), pp. 627-656.

ANNEXE 1 : Définition des variables d'environnement international entrant dans le bloc de commerce extérieur

On détaille ici uniquement les sources et modes de calcul des variables exogènes d'environnement international de la France qui interviennent dans le bloc de commerce extérieur du modèle *Mésange*⁵⁶. En effet, le mode de calcul de ces variables a été modifié par rapport à la version du modèle avec volumes à prix constants, pour plusieurs raisons. D'une part, il a fallu adapter le calcul de ces variables au changement récent de la décomposition géographique des pays et zones de la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE, qui constitue une des sources principales des séries constitutives des variables d'environnement international de *Mésange*. En outre, les variables de demande mondiale et de prix de référence étrangers prises en compte dans les diverses équations du bloc de commerce extérieur ont été harmonisées. La couverture géographique de la demande mondiale a été élargie. A contrario, il a été décidé de privilégier des prix de référence étrangers calculés sur un petit nombre de pays (huit) pour lesquels des séries trimestrielles sont disponibles de longue date et un suivi conjoncturel (personnalisé ou en tant que partie de la zone euro) est assuré par le Département de la Conjoncture de l'Insee. Pour ces prix, l'ajout de pays supplémentaires ne permettait pas d'améliorer les estimations. Enfin, la variable d'ouverture retenue n'est pas la même que dans la version du modèle avec volumes à prix constants, pour des raisons brièvement évoquées en introduction et détaillées davantage dans cette annexe. On explique le mode de construction de ces variables puis on présente les graphiques de leur évolution en fin d'annexe.

▪ Demande mondiale adressée à la France (Dw)

Sources : Comptes nationaux trimestriels de la France et de six pays partenaires (Allemagne, Espagne, États-Unis, Italie, Japon, Royaume-Uni), *Perspectives Économiques* de l'OCDE et base *FLUBIL* de l'Insee⁵⁷.

Construction : la demande mondiale adressée à la France constitue une mesure de l'évolution de la demande émanant des marchés extérieurs sur lesquels les entreprises françaises sont présentes à l'exportation. Elle évolue comme la moyenne géométrique des importations de biens et services de ses partenaires commerciaux pondérées par leur part dans les exportations françaises :

$$Dw_t = \prod_{m=1}^M \left(\frac{M_{m,t}}{M_{m,2000}} \right)^{\beta_{Fm}}, \text{ avec } \sum_{m=1}^M \beta_{Fm} = 1,$$

où l'indice m représente un des M marchés extérieurs vers lesquels les produits français sont exportés, $M_{m,t}$ (resp. $M_{m,2000}$) le volume des importations totales de biens et services du marché m au trimestre t (resp. durant l'année de base 2000) et β_{Fm} la part des exportations vendues sur le marché m .

⁵⁶ Les autres variables d'environnement international sont le prix du baril et les taux d'intérêt à 3 mois et à 10 ans pour la zone euro. Le prix du baril est la moyenne sur trois mois du cours du Brent exprimé en euro. Les deux taux d'intérêt sont le taux des prêts à 3 mois sur le marché interbancaire (Euribor 3 mois), de source Banque de France et le taux d'emprunt phare à 10 ans (source : Banque Centrale Européenne).

⁵⁷ *FLUBIL* est une base de données de flux bilatéraux d'échanges en valeur et en volume issus des déclarations douanières de nombreux pays. Cette base résulte d'un traitement à l'Insee de données d'échanges (prix et quantités) à des niveaux très fins issues de l'OCDE (*International Trade by Commodity Statistics*). Cette base est utilisée ici pour calculer les pondérations géographiques des pays partenaires commerciaux de la France entrant dans la formulation de plusieurs variables d'environnement international du modèle *Mésange*. Ces pondérations, notées (α_{mi}) , (β_{im}) et (γ_{im}) , sont fixes (relatives à 2006 pour la France) et calculées à partir de valeurs d'échanges de l'ensemble des biens et de quelques services inclus dans *FLUBIL*.

Les pays et zones constituant les *M* marchés d'exportation des produits français sont calqués sur la décomposition géographique de la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE. Leur liste est précisée dans le tableau 3. Ces pays et zones englobent la quasi-totalité du commerce mondial⁵⁸. Les séries d'importations de ces pays sont issues des *Perspectives Économiques* de l'OCDE, hormis pour les six plus grands pays dits « de référence » dans le tableau 3 (Allemagne, Espagne, États-Unis, Italie, Japon, Royaume-Uni), pour lesquels une mise à jour spécifique est réalisée. Ainsi, pour ces pays, ce sont les dernières publications des comptes trimestriels qui sont privilégiées, de même que pour les données françaises⁵⁹.

Tableau 3 : Pays et zones entrant dans le calcul des variables d'environnement international du modèle *Mésange*

Pays			Zones
dont pays anciennement industrialisés dont 8 pays partenaires "de référence"	dont autres "vieux" pays industrialisés	dont pays émergents ou en transition	
<i>Allemagne</i> <i>Belgique</i> <i>Espagne</i> <i>États-Unis</i> <i>Italie</i> <i>Japon</i> <i>Pays-Bas</i> <i>Royaume-Uni</i>	<i>Australie</i> <i>Autriche</i> <i>Canada</i> <i>Suisse</i> Danemark <i>Finlande</i> <i>France</i> Grèce <i>Irlande</i> <i>Islande</i> Luxembourg <i>Norvège</i> <i>Nouvelle-Zélande</i> <i>Portugal</i> <i>Suède</i>	Brésil Chine (hors Hong Kong) Corée du Sud Hongrie Indonésie Inde Mexique Pologne République Tchèque Russie Slovaquie Turquie	Asie dynamique Producteurs de pétrole Reste du monde

Lecture et précisions : 1) tous les pays et zones cités dans ce tableau sont pris en compte dans le calcul de la demande mondiale D_w (avec la France affectée d'un coefficient nul). Seuls les 8 pays partenaires dits de référence (colonne 1) sont intégrés dans le calcul des prix de référence étrangers P_{etx} et P_{etm} . Par simplicité, ils sont qualifiés de « 8 principaux pays partenaires de la France » dans le corps du texte. Les pays dits émergents et en transition (colonne 3) et les zones (colonne 4) entrent dans le numérateur de la variable de part de marché relative des pays émergents et en transition P_{dm_em} , tandis que les pays cités dans les deux premières colonnes (pays « anciennement » industrialisés) interviennent dans le dénominateur de cette variable. Enfin, la variable d'ouverture des pays de l'OCDE (ouv) est calculée sur les vingt pays de l'OCDE notés en italiques dans le tableau. 2) Les trois zones ont les contours définis dans la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE. Elles englobent les pays suivants : Asie dynamique = Taiwan, Hong Kong, Malaisie, Philippines, Singapour, Thaïlande, Vietnam ; producteurs de pétrole = Azerbaïdjan, Kazakhstan, Turkménistan, Brunei, Timor-Leste, Bahreïn, Iran, Iraq, Trinidad et Tobago, Oman, Qatar, Arabie Saoudite, Émirats Arabes Unis, Yémen, Équateur, Guinée, Gabon, Nigéria, Soudan ; Reste du monde = pays non cités ailleurs, hormis quelques pays considérés isolément dans la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE mais dont les séries d'échanges sont manquantes, ou bien très incomplètes et difficiles à compléter sans alourdir excessivement la phase préparatoire de traitement des données (Afrique du Sud, Chili, Estonie, Israël, Slovaquie). 3) Les échanges de certains pays et zones cités ne sont pas disponibles sur l'ensemble de la période d'estimation du modèle *Mésange* mais ont pu être rétro-polés sur la base d'autres sources. Des séries disponibles uniquement en périodicité annuelle dans la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE ont été trimestrialisées. Pour ce faire, des sources externes ont été recherchées dans la mesure de leur disponibilité (sur d'autres supports de l'OCDE, sur *Globalinsight* ou sur les sites internet des organismes producteurs des comptabilités nationales de ces pays, principalement). En l'absence de source d'informations annexe pour quelques pays, la procédure Expand de SAS a été utilisée sur des périodes sans choc majeur ; durant les trimestres de crise, des estimations économétriques plus adaptées ont été effectuées pour mieux appréhender les évolutions brutales au trimestre le trimestre, que la procédure Expand ne capte pas de manière satisfaisante.

⁵⁸ Les échanges intra-zone ne sont pas comptabilisés dans les flux commerciaux des zones dans les *Perspectives Économiques* de l'OCDE - cf. aussi tableau 3 et sa note de lecture, point 2.

⁵⁹ Cette demande mondiale couvre un champ de pays et zones plus large que la demande mondiale utilisée dans la version du modèle avec volumes à prix constants. Les pondérations y sont fixes et non plus glissantes. Les sources des données constitutives ne sont pas tout à fait les mêmes - cf. Klein et Simon (2010) pour une comparaison. Le choix de cette demande mondiale a été pris sur la base de la qualité des ajustements économétriques des équations d'exportation.

▪ **Prix de référence étranger à l'importation et à l'exportation**

Deux prix de référence étrangers sont considérés dans la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés⁶⁰ : un prix de référence étranger à l'importation et un prix de référence étranger à l'exportation.

Sources : Comptes nationaux trimestriels de six pays partenaires commerciaux de la France (Allemagne, Espagne, États-Unis, Italie, Japon, Royaume-Uni), *Perspectives Économiques* de l'OCDE et base *FLUBIL* de l'Insee.

- **Construction du prix de référence étranger à l'importation ($Petm$)**

Le prix de référence étranger à l'importation est construit comme la moyenne géométrique des prix d'exportations tous biens et services des huit pays partenaires « de référence » de la France (cités dans la colonne 1 du tableau 3) pondérés par la part de chaque pays dans les importations françaises de biens :

$$Petm_t = \prod_{m=1}^8 (Px_{m,t})^{\alpha_{mF}}, \text{ avec } \sum_{m=1}^8 \alpha_{mF} = 1,$$

où l'indice m représente un des huit pays partenaires « de référence » exportant vers la France, $Px_{m,t}$ le déflateur des exportations totales de biens et services du pays m au trimestre t et α_{mF} la part des importations françaises originaires du pays m dans le total des importations françaises originaires des huit pays partenaires considérés.

- **Construction du prix de référence étranger à l'exportation ($Petx$)**

Le prix de référence étranger à l'exportation est construit comme la moyenne géométrique des prix d'exportations tous biens et services des huit pays partenaires « de référence » de la France (cités dans la colonne 1 du tableau 3) pondérés par la part de chaque pays dans les exportations françaises :

$$Petx_t = \prod_{m=1}^8 (Px_{m,t})^{\gamma_{Fm}}, \text{ avec } \sum_{m=1}^8 \gamma_{Fm} = 1,$$

où l'indice m représente un des huit marchés extérieurs « de référence » vers lesquels les produits français sont exportés, $Px_{m,t}$ le déflateur des exportations totales de biens et services du pays m au trimestre t et γ_{Fm} la part des exportations françaises vendues sur le marché m , calculée selon la méthode dite de « doubles pondérations », expliquée en détail dans l'encadré 3 *infra*. Intuitivement, cette méthode mesure la concurrence rencontrée par les produits français sur les marchés tiers du fait de la présence sur ces mêmes marchés de produits exportés depuis d'autres pays (par exemple concurrence entre produits français et américains sur le marché allemand).

N.B. Tous les déflateurs élémentaires ($Px_{m,t}$) sont exprimés en base 2000 et en euros « français »⁶¹. Ainsi les deux prix de référence étrangers sont exprimés dans la même monnaie que les prix relatifs à l'économie française auxquels ils sont comparés.

⁶⁰ Il y en a trois dans la version du modèle avec volumes à prix constants, deux prix de référence étrangers à l'exportation différents étant utilisés dans la branche non manufacturière.

⁶¹ L'euro « français » est identique à l'euro depuis sa création et au franc français divisé par 6,55957 (valeur en francs de l'euro lors de son introduction) avant. L'euro « allemand », lui, est identique à l'euro « français » depuis l'union monétaire européenne mais il évolue auparavant parallèlement au deutsche Mark (DM), auquel il est alors égal à un facteur de proportionnalité près reflétant le cours de l'euro en DM lors de sa création.

Encadré 3 - Calcul du prix de référence étranger à l'exportation de la France par la méthode des doubles pondérations

- chaque marché extérieur m vers lequel les produits français s'exportent est pondéré selon sa part dans les exportations françaises (β_{Fm}) ;
- sur chaque marché extérieur m , les poids des concurrents des produits français exportés des pays partenaires j sont définis selon leur part dans les importations de ce marché (α_{jm}) ;
- la concurrence exercée par les produits originaires du pays j sur le marché m dans la concurrence totale à laquelle font face les produits exportés de France s'écrit donc : $\beta_{Fm} \cdot \alpha_{jm}$;
- finalement, le poids γ_{Fj} des produits originaires du pays j dans la concurrence exercée sur les produits exportés de France sur l'ensemble des marchés est mesuré par :

$$\gamma_{Fj} = \sum_{m/m \neq j} \beta_{Fm} \alpha_{jm} .$$

- le prix de référence étranger de la France est ensuite calculé comme la moyenne géométrique pondérée des prix d'exportation des huit pays concurrents « de référence » ($Px_{j,t}$) en utilisant les poids de chaque pays dans la concurrence exercée (γ_{Fj}), soit :

$$Petx_t = \prod_{j=1}^8 (Px_{j,t})^{\gamma_{Fj}}$$

en prenant soin de normaliser la somme des γ_{Fj} à 1 (*).

En toute rigueur, les prix élémentaires ($Px_{j,t}$) et les pondérations (γ_{Fj}) devraient porter sur le même champ. En pratique, ce n'est généralement pas tout à fait le cas en raison de contraintes de disponibilité des données. Ici, les prix élémentaires portent sur l'ensemble des biens et services et les pondérations sur l'ensemble plus restreint qui constitue le champ de la base *FLUBIL*. Cet ensemble plus restreint inclut la totalité des biens et un petit nombre de services représentant une part très minoritaire des échanges consignés dans la base *FLUBIL*.

(*) Cette normalisation des γ_{Fj} est rendue nécessaire par le fait que tous les marchés extérieurs et pays exportateurs ne sont pas pris en compte dans ce calcul, mais seulement les huit pays « de référence » cités dans le tableau 3, colonne 1.

▪ **Part de marché relative des pays émergents et en transition (Pdm_{em})**

Sources : *Perspectives Économiques* de l'OCDE (complétées par d'autres sources d'accès aux comptabilités nationales de certains pays émergents ou en transition).

Construction : Il s'agit d'une variable spécifique traduisant la déformation de la structure des exportations mondiales au profit des pays émergents et en transition sur la période d'estimation. Cette variable est calculée comme le ratio des exportations de pays ou zones émergents ou en transition rapportées aux exportations des pays anciennement industrialisés de l'OCDE, et exprimée en indice base 1 en 2000. La composition de ces deux groupes de pays est précisée dans le tableau 3. Toutes les séries d'exportations, relatives à l'ensemble des biens et services et exprimées en volume en base 2000, sont issues de la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE. Certaines séries (particulièrement dans le cas des pays ou zones émergents ou en transition) étant plus ou moins complètes, un travail important sur les données a dû être effectué pour aboutir à des séries trimestrielles complétées sur l'ensemble de la période d'estimation⁶².

$$Pdm_{em}_t = \left(\frac{\sum_{e \in E} X_{e,t}}{\sum_{i \in I} X_{i,t}} \right) / \left(\frac{\sum_{e \in E} X_{e,2000}}{\sum_{i \in I} X_{i,2000}} \right),$$

où E représente l'ensemble des pays émergents ou en transition considérés et I celui des pays anciennement industrialisés. Ces deux sous-groupes de pays sont définis précisément dans le tableau 3 et sa note de lecture. Pour chaque pays p émergent, en transition ou anciennement industrialisé, $X_{p,t}$ (resp. $X_{p,2000}$) désigne le volume de ses exportations totales de biens et services au trimestre t (resp. durant l'année de base 2000).

Remarques

- Comme on l'a mentionné dans la partie II, toutes les comptabilités nationales des pays du monde ne sont pas harmonisées en matière de partage volume-prix (notamment pour les exportations, ici). Certaines calculent des volumes à prix constants. Les « vieux » pays industrialisés ont progressivement opté pour des volumes à prix chaînés. Cependant, tous ces pays n'utilisent pas le même mode de chaînage. Ainsi les États-Unis et le Canada, par exemple, ont recours à des indices de Fisher, tandis que la France utilise des indices de Laspeyres - cf. partie II et Lequiller et Blades (2006). Enfin, il est matériellement impossible pour un modélisateur de connaître précisément les méthodes de chaînage utilisées dans tous les pays du monde. Ainsi, le calcul du numérateur et du dénominateur de la part de marché relative à l'exportation des pays émergents et en transition (comme tout autre calcul d'agrégat en volume sur de nombreux pays du monde) repose sur une approximation. On a opté pour la plus simple, additive. Compte tenu du fait que l'on raisonne sur des séries totalement agrégées, l'erreur de mesure ainsi commise est du second ordre au regard de l'ensemble des autres erreurs de mesure bien connues affectant les données d'échanges et leurs combinaisons, dont par exemple (entre bien d'autres choses) les risques de doubles comptes dans la mesure des flux de produits franchissant plusieurs frontières entre le pays d'origine d'un produit exporté et son pays de destination finale⁶³.

En dehors des problèmes spécifiquement liés au partage volume-prix, la plupart de ces erreurs de mesure « de premier ordre » affecteraient aussi une part de marché relative en valeur, alternative à la part de marché relative en volume à laquelle on a songé et qu'on a testée dans les équations d'échanges du modèle *Mésange*. Bien plus, le concept de part de marché relative en valeur répondait moins bien à l'objectif recherché à travers

⁶² Pour plus de détails tant sur la liste des pays pris en compte que sur les modes de complétement des séries non disponibles dans leur intégralité, se reporter à la note de lecture du tableau 3 *supra*.

⁶³ Pour en savoir plus sur les problèmes posés par les données d'échanges internationaux, le lecteur pourra par exemple se référer à Darracq-Paries et Erkel-Rousse (2000).

l'intégration de la part de marché relative des pays émergents et en transition dans les équations de commerce extérieur de *Mésange*. En effet, en raison des prix plus modérés pratiqués par ces pays comparativement aux « vieux » pays industrialisés, la part de marché relative en valeur des pays émergents et en transition augmente en moyenne moins rapidement que la part de marché en volume sur la période d'estimation. Dès lors, elle risque de sous-estimer le renforcement au cours des ans de la concurrence exercée par les exportations de ces pays sur les produits français⁶⁴. Les estimations qui ont été effectuées sont en ligne avec ces intuitions : la part de marché en volume, aussi imparfaitement mesurée soit-elle, aboutit à une qualité d'ajustement économétrique très nettement supérieure à la part de marché en valeur pour la quasi-totalité des équations dans lesquelles elle figure⁶⁵.

- La variable de part de marché à l'exportation relative des pays émergents et en transition a été calculée à partir de la source des *Perspectives Économiques* de l'OCDE sans utilisation des comptes trimestriels mis à jour de sept pays (France plus Allemagne, Espagne, États-Unis, Italie, Japon, Royaume-Uni) mobilisés dans les calculs de la demande mondiale et des prix de référence étrangers. Ces mises à jour auraient en effet porté exclusivement sur le dénominateur de la part de marché relative. Or, mieux vaut comparer un numérateur et un dénominateur calculés sur des agrégats disponibles au même moment plutôt que de combiner des séries intégrant des révisions publiées à plusieurs mois d'intervalle. Ceci est d'autant plus important sur la période de crise 2008-2009, durant laquelle les comptes nationaux ont connu des révisions notables d'une publication à la suivante. Ainsi, en cours de réestimation, il est apparu que la prise en compte des dernières révisions des comptes nationaux des sept pays pour lesquels on en disposait par ailleurs (et de ces sept pays exclusivement) aboutissait à biaiser significativement l'évolution de cette part de marché sur les trimestres entourant le plus fort de la crise. En conséquence, faute de pouvoir mettre à jour suffisamment rapidement l'ensemble des composantes de cette part de marché, il est apparu préférable de conserver un calcul sur une base de données aussi homogènes que possible.

Les sources annexes qui ont été utilisées dans le calcul de la part de marché relative des pays émergents et en transition n'ont dès lors servi qu'au complètement des données manquantes ou à la trimestrialisation des séries disponibles uniquement en périodicité annuelle. Les compléments ont porté essentiellement sur les années anciennes (décennie 1980 et, plus marginalement, début de la décennie 1990). Les trimestrialisations ont été réalisées en majorité à l'aide d'autres séries disponibles dans la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE ou bien à partir de versions de comptes nationaux publiées dans la même période que celles ayant servi à la constitution de la base de l'OCDE. Ainsi, les procédures de complètement n'ont-elles pas introduit de disparités temporelles significatives dans les séries sous-jacentes.

⁶⁴ En outre, les profils d'évolution des parts de marché en valeur et en volume sont un peu différents sur la période d'estimation. Le problème ne se limite donc pas juste à un écart de rythme de croissance des parts de marché en valeur et en volume uniforme sur la période, qui aurait pu passer par une simple modification du niveau du coefficient estimé associé à la variable de part de marché lors de la substitution d'une part en volume à une part en valeur dans une équation d'échanges.

⁶⁵ Ce n'est pas le cas pour une équation seulement. Les deux parts de marché y ont alors des performances équivalentes en termes de qualité d'ajustement.

▪ **Variable d'ouverture des principales économies de l'OCDE (*ouv*)**

Sources : Comptes nationaux trimestriels de la France et de six pays partenaires (Allemagne, Espagne, États-Unis, Italie, Japon, Royaume-Uni) et *Perspectives Économiques* de l'OCDE.

Construction : sur le champ des vingt pays anciennement industrialisés de l'OCDE dont les noms figurent dans le tableau 3 en italique⁶⁶, le degré d'ouverture est défini, de manière assez traditionnelle, comme le ratio de la moyenne des échanges extérieurs rapportés au PIB :

$$Deg_ouv_t = \frac{\sum_{i \in I20} (X_{i,t} + M_{i,t})}{2 \sum_{i \in I20} PIB_{i,t}} = \sum_{i \in I20} \omega_{i,t} Deg_ouv_{i,t},$$

$$\text{avec } Deg_ouv_{i,t} = \frac{X_{i,t} + M_{i,t}}{2PIB_{i,t}} \text{ et } \omega_{i,t} = \frac{PIB_{i,t}}{\sum_{j \in I20} PIB_{j,t}} \quad \forall i \in I20,$$

où *I20* représente l'ensemble des vingt pays anciennement industrialisés considérés. Pour chaque pays *i* parmi ces vingt, $X_{i,t}$ (resp. $M_{i,t}$) désigne le volume de ses exportations (resp. importations) totales de biens et services au trimestre *t* et $PIB_{i,t}$ le volume de son PIB. La variable d'ouverture *ouv* présente dans plusieurs équations du bloc de commerce extérieur de la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés est la moyenne mobile centrée sur 5 trimestres du logarithme de *Deg_ouv*.

Remarques

- Le choix d'une moyenne mobile centrée sur 5 trimestres résulte de la combinaison de plusieurs objectifs : bâtir une variable captant mieux qu'un simple trend linéaire les tendances de moyen terme de l'évolution du degré d'ouverture des économies de l'OCDE ainsi que les ruptures faisant date, sans décalage dans le temps, en s'abstrayant des fluctuations de court terme mineures et sans répartir dans le temps à l'excès des chocs brutaux comme ceux observés lors de la crise 2008-2009 ; disposer d'une variable qui puisse être renseignée à l'horizon de prévision des *Notes* et *Points de conjoncture* de l'Insee à partir des prévisions publiées dans les *Perspectives Économiques* de l'OCDE. Dès lors une moyenne mobile centrée s'est rapidement imposée (qui évite les décalages dans le temps des chocs), de même qu'un lissage sur un nombre relativement court de trimestres (pour ne pas délayer un choc à l'excès et pouvoir prolonger la variable par les prévisions de l'OCDE sur les horizons de prévision habituels). Le choix final d'une moyenne mobile centrée sur 5 trimestres a été fait parmi plusieurs longueurs de lissage possibles au vu de la qualité d'ajustement des équations estimées.
- Plusieurs formes envisageables pour la variable *Deg_ouv* ont été étudiées et leurs performances relatives pour la modélisation des équations d'échanges comparées. En

⁶⁶ Trois pays anciennement industrialisés figurant dans la deuxième colonne du tableau 3 (Danemark, Grèce, Luxembourg) n'ont pas été pris en compte dans le calcul de la variable d'ouverture. Tout ou partie des données de la Grèce et du Danemark n'est disponible qu'en périodicité annuelle. Les séries d'échanges ont été trimestrialisées pour entrer dans les calculs de la demande mondiale et de la part de marché relative des pays émergents et en transition, deux variables pour lesquelles des données d'autres pays ont été complétées (celles de plusieurs pays et zones émergents ou en transition). Dans le cas de la variable d'ouverture, a contrario, il était possible de se passer totalement de procédure de complèment au prix de la non-prise en compte de la Grèce et du Danemark, ce qui a paru préférable. Pour le Luxembourg, pays très fortement réexportateur, l'indicateur d'ouverture, particulièrement élevé (supérieur à 1), indique essentiellement que de très nombreuses marchandises transitent par le territoire de ce pays, ce qui n'est pas véritablement ce que l'on cherche à mesurer ici. On n'a donc pas intégré non plus ce pays au calcul de la variable d'ouverture.

particulier, une moyenne pondérée géométrique plutôt qu'arithmétique des degrés d'ouverture nationaux a été testée, de même que des moyennes arithmétique et géométrique définies en référence à des agrégats exprimés non pas en volume mais en valeur (la pondération est alors également définie en valeur)⁶⁷. Le choix finalement retenu pour la variable Deg_ouv découle de la qualité d'ajustement nettement meilleure obtenue en utilisant des variables fondées sur des volumes plutôt que sur des valeurs et un peu supérieure en optant pour la moyenne arithmétique plutôt que la moyenne géométrique. Comme dans le cas de la part de marché relative des pays émergents et en transition, la meilleure performance des variables calculées à partir de volumes s'explique par le fait que ceux-ci correspondent mieux à ce que l'on souhaite mesurer : une baisse (resp. une hausse) du ratio des échanges rapportés au PIB induite par un pur effet prix ne peut être interprétée comme une diminution (resp. une augmentation) du degré d'ouverture des économies. Le recours à l'approximation additive au numérateur pour calculer l'agrégat d'échanges totaux (pour les mêmes raisons que dans le cas de la part de marché relative des pays émergents ou en transition) constitue le seul inconvénient *a priori* des variables d'ouverture fondées sur les volumes. Cependant, là encore, compte tenu du niveau de nomenclature très agrégé auquel s'applique cette approximation, cet inconvénient s'avère clairement de second ordre, pour ne pas dire négligeable⁶⁸.

- La variable d'ouverture ouv diffère de la tendance d'ouverture des économies utilisée dans la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix constants (appelée *INTER* et définie dans l'annexe 2 de Klein et Simon, 2010) par le nombre supérieur (vingt au lieu de neuf) de pays pris en compte dans le calcul de Deg_ouv (à ceci près identique dans les deux versions du modèle) et surtout, par la façon dont elle est tirée de Deg_ouv . Rappelons en effet que la variable *INTER* est une tendance déterministe définie comme :

$$INTER_t = \frac{-\hat{c}^2}{(t - Base + \hat{c})} + \hat{c}$$

où t indique le trimestre courant, $Base$ l'année de base des comptes nationaux (ici 2000) et où \hat{c} résulte de l'estimation de la régression auxiliaire⁶⁹ :

$$\text{Log}(Deg_ouv_t) = a + \frac{b}{(t - Base + \hat{c})} + u_t$$

⁶⁷ Pour chacune des quatre spécifications de la variable Deg_ouv , plusieurs longueurs de lissage ont été testées lors des estimations.

⁶⁸ Pour la France, pour laquelle on sait calculer rigoureusement l'agrégat d'échanges en volume, le résultat du calcul rigoureux est quasiment identique à la somme des exportations et des importations sur l'ensemble de la période d'estimation. Sur cette période, en effet, l'écart moyen entre le résultat du calcul exact et de l'approximation additive est de 0,007 %, avec un écart-type de 0,05%.

⁶⁹ Cette régression auxiliaire est estimée sur des données en périodicité annuelle pour ne capter que les grandes tendances structurelles. Le coefficient \hat{c} retenu est celui qui maximise le R^2 de la régression auxiliaire dans l'ensemble des régressions auxiliaires estimées linéairement sur (a,b) et par balayage sur c . C'est la méthode qui paraît conduire au résultat le plus robuste. La forme finale d'*INTER* relève d'une normalisation dont l'intérêt est expliqué dans Klein et Simon (2010).

Le calcul d'*INTER* montre qu'on cherche alors à capter exclusivement la tendance générale d'ouverture moyenne des économies de l'OCDE prises en compte dans *Deg_ouv* sur la période d'estimation, en faisant abstraction de toute fluctuation de *Deg_ouv* et en imposant une forme fonctionnelle concave de limite finie justifiée par un raisonnement théorique intuitif⁷⁰. Le degré d'ouverture *Deg_ouv* intervient (en logarithme) dans l'élaboration d'*INTER* exclusivement à travers l'information qu'il fournit sur la courbure \hat{c} de la tendance d'ouverture, sous contrainte d'une forme fonctionnelle concave de cette dernière. L'utilisation de la variable *INTER* de préférence à un trend linéaire aboutit à des équations d'échanges présentant des élasticités en général plus satisfaisantes. En outre, la forme fonctionnelle d'*INTER* concave et de limite finie rend la gestion du modèle en simulation totalement transparente⁷¹.

La variable *INTER* est bien adaptée aux utilisations faites de la version du modèle avec volumes à prix constants (variantes, projections à moyen terme). Dans le cas d'un outil d'analyse conjoncturelle ou historique, en revanche, il est préférable de disposer d'une variable d'ouverture qui, aux fluctuations mineures près, suive plus étroitement les évolutions du logarithme de *Deg_ouv*. Lors des utilisations conjoncturelles du modèle, la seule contrainte est de disposer d'un prolongement de la variable d'ouverture sur les quelques trimestres faisant l'objet de prévisions : ceci est assuré par le recours à la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE. Les avantages de la variable *INTER* à plus long terme (variable immédiate à prolonger à n'importe quel horizon, avec l'assurance d'une compatibilité avec l'existence d'un sentier de croissance équilibrée à très long terme) ne sont pas utiles pour les usages faits de la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés. L'inconvénient de la forme fonctionnelle contrainte d'*INTER*, a contrario, s'avère notable pour ces usages. Au total, le choix de la variable d'ouverture *ouv* plutôt que de la tendance d'ouverture *INTER* résulte directement des finalités, différentes, des deux versions du modèle.

* * *
* *
*

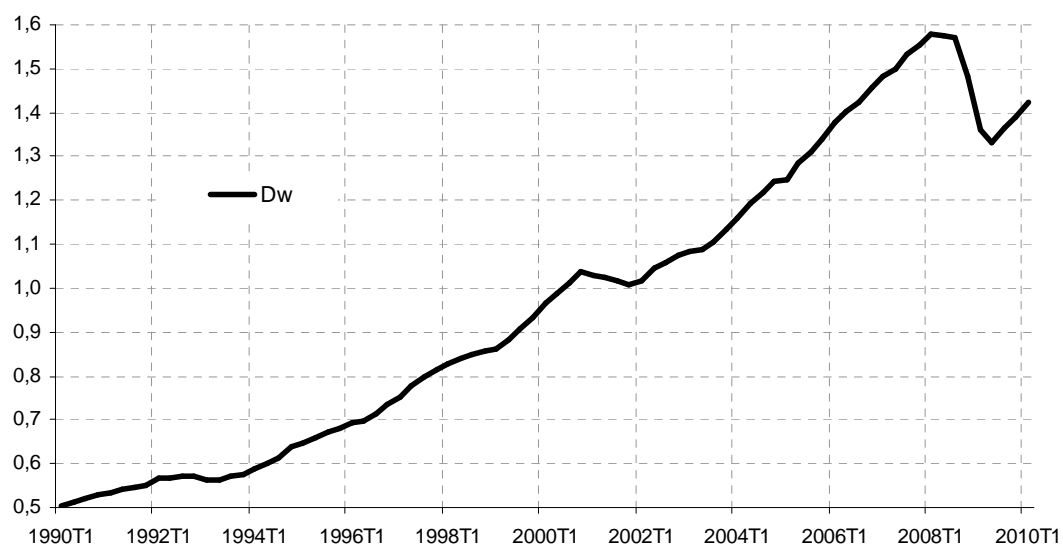
Les graphiques 46, en pages suivantes, représentent les évolutions des variables d'environnement international qui viennent d'être décrites.

⁷⁰Le caractère concave de la variable *INTER* peut être interprété comme une approximation locale du processus d'internationalisation des économies depuis le statut d'économies fermées jusqu'à celui d'économies totalement ouvertes. Le modèle macroéconomique DMS, opérationnel à l'Insee dans les années 1980, utilisait une variable d'ouverture logistique, décrivant une phase convexe de décollage de l'internationalisation suivie d'une phase de maturité, concave. Le décalage dans le temps de la période d'estimation depuis explique que l'on ne retient que la phase de maturité, une forme concave donc, depuis le modèle Amadeus, estimé au tout début des années 1990 sur une période débutant en 1970. La limite finie d'*INTER* traduit le fait que les économies deviennent totalement ouvertes une fois le processus d'internationalisation achevé.

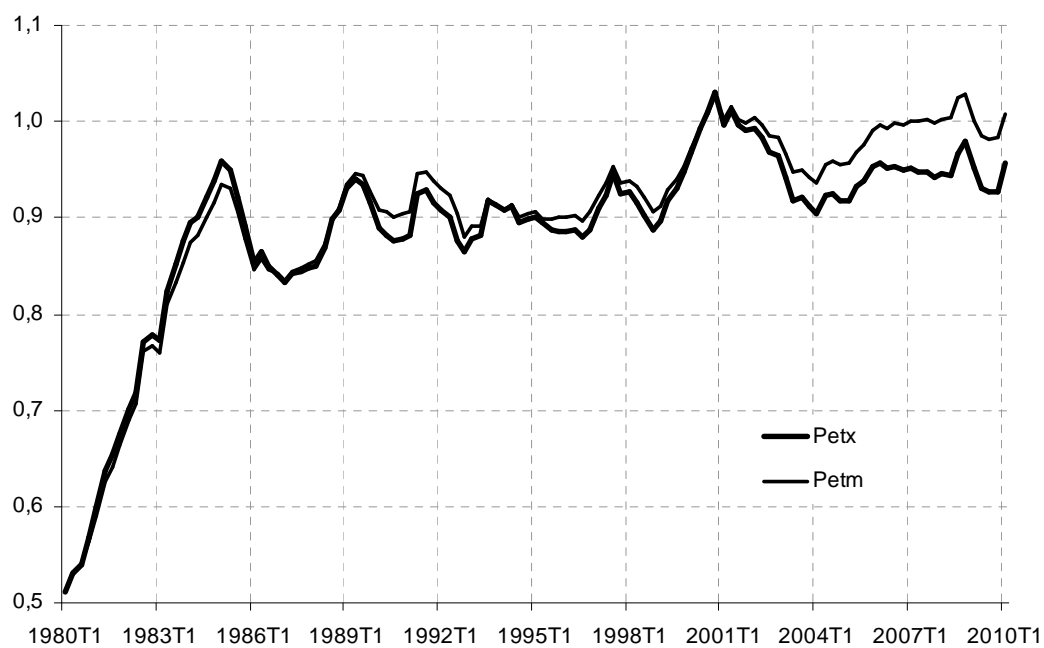
⁷¹A contrario, un trend linéaire doit être géré manuellement en prévision de façon à être progressivement stabilisé et devenir constant à long terme, condition d'existence d'un sentier de croissance équilibrée. Avec *INTER*, aucune intervention manuelle du modélisateur n'est requise pour assurer cette propriété fondamentale d'un modèle utilisé en variantes.

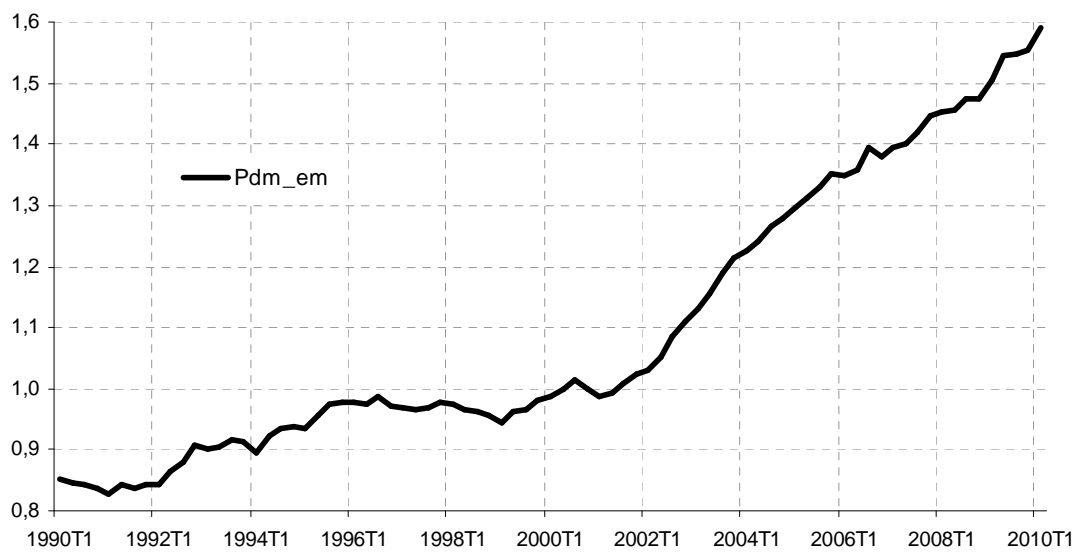
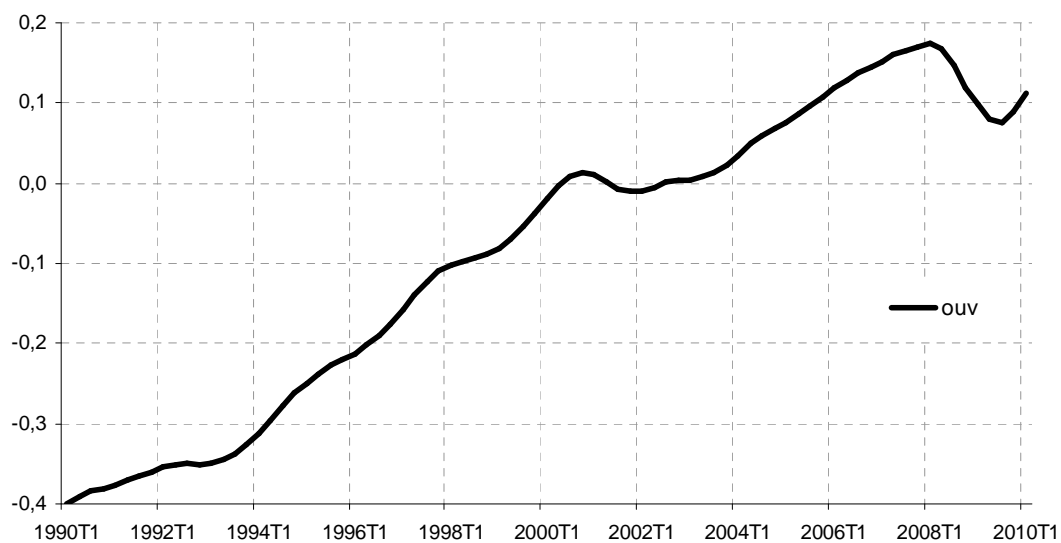
Graphiques 46 - Évolution des variables d'environnement international figurant dans le bloc de commerce extérieur de la version avec volumes à prix chaînés du modèle *Mésange*

46.1 Demande mondiale adressée à la France *Dw*



46.2 Prix de référence étrangers à l'importation et à l'exportation *Petm* et *Petx*



46.3 Part de marché relative des pays émergents et en transition *Pdm_em*46.4 Degré d'ouverture moyen de vingt pays de l'OCDE (*ouv*)

Sources : se reporter aux descriptifs des variables représentées, dans cette annexe.

ANNEXE 2 : Tests statistiques complémentaires

Les tests présentés dans cette annexe sont les suivants.

Le test de Jarque-Bera consiste à vérifier l'hypothèse nulle de normalité des résidus. Les résultats de ce test sont satisfaisants (hypothèse nulle acceptée⁷²) sauf pour les salaires, les prix de production et les prix d'importation manufacturiers, où la normalité est nettement rejetée. Lorsque la normalité des résidus est ainsi rejetée, les tests fondés sur les statistiques de Student restent valides asymptotiquement en vertu du théorème central limite mais ils sont peu robustes à distance finie.

Les tests d'autocorrélation visent à repérer l'existence d'une autocorrélation dans le temps entre les résidus. Si cette autocorrélation est significative, l'estimateur des MCO de la matrice de variances-covariances de l'estimateur des MCO des paramètres du premier ordre est biaisé. Ceci fausse les statistiques de Student et de Fisher et les tests de contraintes sur les paramètres qui leur sont associés. La présence de corrélation sérielle induit aussi des biais sur les paramètres eux-mêmes, car la variable dépendante intervient en niveau dans la relation de coïntégration et éventuellement en différence à travers des termes de retards, selon la forme du polynôme autorégressif retenu. On présente le test de Ljung-Box, dont l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation des résidus jusqu'à un ordre p (tests présentés pour p valant 1, 2 et 4), l'hypothèse alternative correspondant au cas où au moins un coefficient d'autocorrélation des résidus est significativement différent de zéro. Les résultats des tests sont satisfaisants, dans la mesure où l'hypothèse nulle est presque toujours acceptée. La seule ambiguïté porte sur l'équation du prix d'importation énergétique, pour laquelle l'absence d'autocorrélation jusqu'à l'ordre 4 n'est acceptée qu'au seuil de 3 %.

Les tests d'hétéroscédasticité utilisés ont pour hypothèse nulle l'homoscédasticité des résidus. En cas d'hétéroscédasticité, les statistiques de Student, habituellement construites pour tester la significativité des coefficients estimés, ne sont plus valides, de même que toutes les autres statistiques de tests de contraintes affines sur les paramètres. Le test de White est mis en œuvre afin d'identifier la corrélation possible entre la variance des résidus et les variables explicatives exprimées en niveau, au carré et en produits croisés. L'hypothèse nulle est celle d'absence d'hétéroscédasticité. Dans l'ensemble, les résultats des tests sont satisfaisants. L'absence d'hétéroscédasticité est largement acceptée dans quasiment tous les cas, jusqu'à 8 % dans celui de l'équation d'emploi non manufacturier et à 1 ou 2 % dans trois cas (équations de salaires de la branche manufacturière et des deux prix de production).

Appliqués au résidu de la relation de long terme des équations à correction d'erreurs, **les tests de stationnarité** servent à vérifier que l'équation de long terme décrit bien une relation de coïntégration⁷³. Plusieurs tests ont été mis en œuvre.

Le test de KPSS (Kwiatkoski-Phillips-Schmidt-Shin) pose comme hypothèse nulle la stationnarité du processus. Les résultats de ce test sont considérés comme satisfaisants tant que l'hypothèse nulle n'est pas rejetée. Ce test a été appliqué aux résidus estimés de la relation de long terme lorsque l'ensemble des coefficients associés aux variables stochastiques sont fixés. L'erreur d'estimation ne porte alors que sur la partie déterministe.

Dans les autres cas, on utilise le **test de Shin** (1994). C'est un test de KPSS appliqué au résidu estimé de la relation de long terme, augmentée par l'introduction des variations avancées et retardées des variables stochastiques explicatives. La statistique de test est la

⁷² En général, l'hypothèse nulle est acceptée à tous les seuils usuels, sauf dans les cas de la consommation totale (acceptation limitée à 1 %), l'emploi non manufacturier (acceptation jusqu'au seuil de 3 % seulement) et les importations manufacturières (acceptation jusqu'au seuil de 7 %).

⁷³ Des tests de stationnarité ont été réalisés également sur les résidus de court terme à titre de vérification mais ils ne sont pas reproduits dans cette annexe (la stationnarité y est toujours largement acceptée).

même que pour le test de KPSS, par contre la loi asymptotique n'est pas la même et dépend du nombre de variables impliquées dans la relation de coïntégration.⁷⁴

Les résultats des tests de KPSS et Shin concluent à la stationnarité de l'ensemble des résidus de long terme à 5 %.

Les résultats détaillés de tous ces tests sont présentés dans les tableaux des pages suivantes.

⁷⁴ Pour plus de précisions sur le test de Shin, voir aussi Salanié (1999).

Résultats des tests de spécification usuels (1)

Test	Équation	Consommation totale	Consommation en produits manufacturés	FBCF des ménages	
Test de Normalité de Jarque-Bera	Statistique du test	9,39	0,18	0,35	
	Niveau d'acceptation*	0,01	0,91	0,84	
Test d'hétéroscédasticité de White (avec termes croisés)	Statistique du test	4,11	8,37	15,32	
	Niveau d'acceptation*	0,99	0,21	0,70	
Tests d'autocorrélation					
	$p=1^{**}$	Q-statistique Niveau d'acceptation*	1,25 0,26	1,53 0,22	1,50 0,22
	$p=2^{**}$	Q-statistique Niveau d'acceptation*	2,52 0,28	2,28 0,32	2,60 0,27
$p=4^{**}$	Q-statistique Niveau d'acceptation*	3,44 0,49	3,90 0,42	3,67 0,45	
Tests de stationnarité****		KPSS	Shin	Shin	
	Statistique du test	0,229	0,111	0,124	
	Valeur critique à 5%***	0,463	0,314	0,314	

Lecture : *Si le niveau d'acceptation d'un test vaut α , alors l'hypothèse nulle est acceptée pour tout seuil de test supérieur ou égal à α . Dès lors, un niveau d'acceptation supérieur ou égal à 0,10 (resp. inférieur à 0,01) assure l'acceptation (resp. le refus) de l'hypothèse nulle pour tous les seuils usuels tandis qu'un niveau d'acceptation compris entre 0,01 et 0,10 conduit à une décision qui dépend du seuil théorique choisi entre 1 % et 10 %. ***Dans le cas des tests de stationnarité (KPSS ou Shin), l'hypothèse nulle correspond à la stationnarité et la valeur critique mentionnée est celle à 5 %. Si la statistique de test est inférieure à cette valeur critique, on accepte l'hypothèse nulle. ****Les résultats présentés portent sur les résidus de long terme. ** $p = i$: autocorrélation d'ordre i .

Résultats des tests de spécification usuels (2)

Test	Équation	Emploi branche manufacturière	Emploi branche non manufacturière	Investissement des entreprises	
Test de Normalité de Jarque-Bera	Statistique du test	1,01	7,07	1,73	
	Niveau d'acceptation	0,60	0,03	0,42	
Test d'hétéroscédasticité de White (avec termes croisés)	Statistique du test	11,10	58,10	10,41	
	Niveau d'acceptation	0,94	0,08	0,32	
Tests d'autocorrélation	p=1	Q-statistique	0,82	0,53	0,01
		Niveau d'acceptation	0,37	0,47	0,92
	p=2	Q-statistique	4,39	0,55	0,18
		Niveau d'acceptation	0,11	0,76	0,91
	p=4	Q-statistique	7,27	4,68	2,73
		Niveau d'acceptation	0,12	0,32	0,61
Tests de stationnarité		KPSS	Shin	Shin	
	Statistique du test	0,178	0,047	0,104	
	Valeur critique à 5%	0,463	0,121	0,314	

Lecture : cf. *supra*, les indications données dans le tableau « Résultats des tests de spécification usuels (1) ».

Résultats des tests de spécification usuels (3)

Équation		Salaire branche manufacturière	Salaire branche non manufacturière	Prix de production produits manufacturés	Prix de production produits non manufacturés	
Test						
Test de Normalité de Jarque-Bera	Statistique du test	14,20	4,04	95,26	2,01	
	Niveau d'acceptation	0,00	0,13	0,00	0,37	
Test d'hétéroscédasticité de White (avec termes croisés)	Statistique du test	22,16	12,49	21,06	40,91	
	Niveau d'acceptation	0,01	0,57	0,02	0,01	
Tests d'autocorrélation	p=1	Q-statistique	0,18	0,86	0,96	1,22
		Niveau d'acceptation	0,68	0,35	0,33	0,27
	p=2	Q-statistique	0,35	1,51	1,02	2,34
		Niveau d'acceptation	0,84	0,47	0,60	0,31
	p=4	Q-statistique	6,32	2,04	2,73	2,45
		Niveau d'acceptation	0,18	0,73	0,60	0,65
Tests de stationnarité		Shin	Shin	Shin	Shin	
	Statistique du test	0,098	0,054	0,064	0,100	
	Valeur critique à 5%	0,101	0,121	0,314	0,314	

Lecture : cf. *supra*, les indications données dans le tableau « Résultats des tests de spécification usuels (1) ».

Résultats des tests de spécification usuels (4)

Test	Équation	Prix de consommation des ménages en produits manufacturés	Prix de consommation des ménages en produits non manufacturés	Prix de FBCF des ménages	
Test de Normalité de Jarque-Bera	Statistique du test	0,04	1,58	0,85	
	Niveau d'acceptation	0,98	0,45	0,65	
Test d'hétéroscédasticité de White (avec termes croisés)	Statistique du test	0,64	13,21	17,05	
	Niveau d'acceptation	0,34	0,51	0,38	
Tests d'autocorrélation	p=1	Q-statistique	1,29	0,01	0,31
		Niveau d'acceptation	0,26	0,92	0,58
	p=2	Q-statistique	2,56	0,23	0,34
		Niveau d'acceptation	0,28	0,89	0,84
	p=4	Q-statistique	3,13	0,27	0,84
		Niveau d'acceptation	0,54	0,99	0,93
Tests de stationnarité		KPSS	KPSS	KPSS	
	Statistique du test	0,101	0,066	0,148	
	Valeur critique à 5%	0,146	0,146	0,463	

Lecture : cf. *supra*, les indications données dans le tableau « Résultats des tests de spécification usuels (1) ».

Résultats des tests de spécification usuels (5)

Test	Équation	Prix d'investissement des SNF en produits...		Prix des consommations intermédiaires en produits...		
		manufacturés	non manufacturés	manufacturés	non manufacturés	
Test de Normalité de Jarque-Bera	Statistique du test	0,20	1,27	1,81	0,49	
	Niveau d'acceptation	0,90	0,53	0,41	0,78	
Test d'hétéroscédasticité de White (avec termes croisés)	Statistique du test	17,62	26,21	34,38	36,26	
	Niveau d'acceptation	0,94	0,71	0,16	0,11	
Tests d'autocorrélation	p=1	Q-statistique	0,05	0,09	0,01	0,00
		Niveau d'acceptation	0,82	0,76	0,91	0,95
	p=2	Q-statistique	0,48	0,14	0,07	0,02
		Niveau d'acceptation	0,79	0,93	0,97	0,99
	p=4	Q-statistique	2,01	5,64	0,27	1,11
		Niveau d'acceptation	0,74	0,23	0,99	0,89
Tests de stationnarité		Shin	Shin	Shin	KPSS	
	Statistique du test	0,117	0,078	0,221	0,147	
	Valeur critique à 5%	0,121	0,121	0,314	0,463	

Lecture : cf. *supra*, les indications données dans le tableau « Résultats des tests de spécification usuels (1) ».

Résultats des tests de spécification usuels (6)

Équation		Bloc extérieur : volumes				
		Exportations		Importations		d'énergie
Tests		de produits manufacturés	de produits non manufacturés	de produits manufacturés	de produits non manufacturés hors énergie	
Test de Normalité de Jarque-Bera	Statistique du test	0,41	1,50	5,37	2,39	1,15
	Niveau d'acceptation	0,81	0,47	0,07	0,30	0,56
Test d'hétéroscédasticité de White (avec termes croisés)	Statistique du test	30,40	26,99	15,93	21,08	40,28
	Niveau d'acceptation	0,69	0,83	0,72	0,58	0,67
Tests d'autocorrélation						
p=1	Q-statistique	0,84	0,68	0,21	0,73	0,10
	Niveau d'acceptation	0,36	0,41	0,65	0,39	0,75
p=2	Q-statistique	0,85	0,89	0,24	0,80	1,71
	Niveau d'acceptation	0,65	0,64	0,89	0,67	0,43
p=4	Q-statistique	4,21	2,48	2,67	7,94	2,36
	Niveau d'acceptation	0,38	0,65	0,62	0,09	0,67
Tests de stationnarité		Shin	Shin	Shin	Shin	Shin
	Statistique du test	0,118	0,077	0,062	0,115	0,162
	Valeur critique à 5%	0,221	0,159	0,221	0,314	0,314

Lecture : cf. *supra*, les indications données dans le tableau « Résultats des tests de spécification usuels (1) ».

Résultats des tests de spécification usuels (7)

Test	Équation	Bloc extérieur : prix					
		Exportations de produits manufacturés	de produits non manufacturés	Importations de produits manufacturés	de produits non manufacturés hors énergie	d'énergie	
Test de Normalité de Jarque-Bera	Statistique du test	0,33	1,16	58,90	4,76	0,33	
	Niveau d'acceptation	0,85	0,56	0,00	0,09	0,85	
Test d'hétéroscédasticité de White (avec termes croisés)	Statistique du test	24,35	16,47	42,58	33,12	15,42	
	Niveau d'acceptation	0,66	0,74	0,53	0,56	0,38	
Tests d'autocorrélation	p=1	Q-statistique	0,75	0,61	0,02	0,01	2,24
		Niveau d'acceptation	0,39	0,44	0,90	0,90	0,14
	p=2	Q-statistique	1,57	0,70	0,93	1,37	5,30
		Niveau d'acceptation	0,46	0,70	0,63	0,50	0,07
	p=4	Q-statistique	5,92	5,06	2,30	2,23	10,70
		Niveau d'acceptation	0,21	0,28	0,68	0,69	0,03
Tests de stationnarité		Shin	Shin	Shin	Shin	Shin	
	Statistique du test	0,075	0,127	0,058	0,124	0,166	
	Valeur critique à 5%	0,159	0,314	0,221	0,314	0,314	

Lecture : cf. *supra*, les indications données dans le tableau « Résultats des tests de spécification usuels (1) ».

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n°122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

G2001/01	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVREARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVREARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

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

- G2010/11 R. RATHELOT - P. SILLARD
L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999
- G2010/12 M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE
Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public
- G2010/13 D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER
S. LE MINEZ
Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats
- G2010/14 D. BLANCHET - E. CRENNER
Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur
- G2010/15 M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH
Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises
- G2010/16 M. BEFFY - T. KAMIONKA
Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?
- G2010/17 P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN
Le modèle Mésange réestimé en base 2000
Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés