

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2010 / 03

Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000

Tome 1 - Version avec volumes à prix constants

Caroline KLEIN et Olivier SIMON

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 / 03

Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000

Tome 1 - Version avec volumes à prix constants*

Caroline KLEIN* et Olivier SIMON**

MARS 2010

Nous remercions pour leur contribution lors des phases préliminaires ou intermédiaires de la réestimation du modèle durant leur passage au bureau Macro 1 de la DGTPE ou à la division Croissance et Politiques Macroéconomiques de l'Insee : Muriel Barlet, Romain Bouis, Maylis Coupet, Laure Crusson, Hélène Erkel-Rousse, Marguerite Garnero, Guy Lalanne, Thomas Le Barbanchon, Jean-Paul Renne, Roland Rathelot, Patrick Sillard. Ce document a également bénéficié des précieux commentaires de Jean-Pierre Laffargue et Pierre Morin, que nous remercions. Enfin, nous adressons nos remerciements à Anne Épaulard, Hélène Erkel-Rousse et Éric Dubois pour leurs conseils et leurs relectures attentives.

* DGTPE.

** Faisait partie du Département des Études Économiques d'Ensemble au moment de la rédaction de ce document.

Département des Études Économiques d'Ensemble - Timbre G201 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX - France -
Tél. : 33 (1) 41 17 60 68 - Fax : 33 (1) 41 17 60 45 - CEDEX - E-mail : d3e-dg@insee.fr - Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

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

* Ce document de référence rédigé par des économistes de la DGTPE et de l'Insee est également publié dans la série des documents de travail de la DGTPE sous le titre : « Le modèle MÉSANGE : nouvelle version estimée en base 2000 », sous le numéro 2010/02.

Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000

Tome 1 - Version avec volumes à prix constants

Résumé

Mésange (Modèle Économétrique de Simulation et d'ANalyse Générale de l'Économie) est un modèle macroéconométrique trimestriel de l'économie française développé et utilisé conjointement par l'Insee et la DGTPE. Ce document présente la nouvelle version de ce modèle. Cette version est issue de la réestimation sur séries longues des comptes nationaux trimestriels de la base 2000 avec volumes à prix constants. La présentation du modèle s'accompagne d'un large cahier de variantes. Celles-ci donnent un aperçu des résultats des simulations utilisées dans le cadre de l'évaluation de politiques économiques ou de l'étude de chocs macroéconomiques standards. Une seconde version du modèle, ré-estimée sur données des comptes en volumes à prix chaînés pour mieux répondre aux besoins en matière de prévision et d'analyse conjoncturelle, sera présentée dans un document de travail de l'Insee à paraître.

Relativement à sa version initiale (Allard-Prigent et al., 2002), la structure du modèle est très peu modifiée. L'économie française y est modélisée sous la forme d'une petite économie ouverte - l'environnement international étant supposé exogène - à trois secteurs d'activité (manufacturier, non manufacturier et non marchand). De taille moyenne (environ 500 équations), Mésange se caractérise par une dynamique keynésienne à court terme et un équilibre de long terme déterminé par des facteurs d'offre.

La réestimation du modèle a permis de capter les évolutions structurelles de l'économie depuis l'estimation de la version initiale : taux de croissance de l'efficacité du travail, élasticité de long terme du taux de chômage au niveau du salaire réel, élasticité de substitution entre le capital et le travail, etc. Elle a également été l'occasion de développer le modèle, avec la création d'un module « énergie » et l'amélioration du bloc fiscal.

Mots-clés : modèle macroéconométrique, estimation, simulation, politique macroéconomique

The MESANGE model: re-estimation on National Accounts base 2000

Part 1 - Version with fixed-base volumes

Abstract

Mésange is a quarterly macro-econometric model of the French economy. This model has been developed and is used jointly by INSEE and the French Treasury. This working paper presents the new version of the model. The data used in the re-estimation process are those of the National Accounts base 2000 with fixed-base volumes. The paper contains a set of standard simulations giving some examples of the results used in the evaluation of economic policy measures and in the study of standard macroeconomic shocks. A second version of the model, re-estimated on National-Account data with chained volumes to better suit forecasting and short-term analysis, will be presented in a forthcoming INSEE working paper.

The structure of the model is not very different from the initial version (Allard-Prigent et al., 2002). The French economy is represented as a small-open economy where the rest of the world is treated as exogenous. The economy is divided into three sectors: the manufacturing, non-manufacturing and non-market sectors. The model describes short-term Keynesian dynamics and its long-term equilibrium is driven by supply-side determinants.

The re-estimation of the model has enabled us to take into account the structural evolutions of the French economy that have occurred since the last estimation (notably in terms of changes in labour productivity growth, the long-term elasticity of unemployment rate to real wage and the elasticity of substitution between labour and capital). Some extensions have been achieved, such as the creation of an "energy" block and the improvement of the fiscal block.

Keywords: macroeconometric model, estimation, simulation, macroeconomic policy

Classification JEL : C51, E17, E60

| | |
|---|-----------|
| Introduction | 7 |
| PARTIE 1 PRÉSENTATION DU MODÈLE | 9 |
| <i>I.1 Principaux apports de l'exercice de réestimation</i> | 9 |
| <i>I.2 Cadre théorique sous-jacent au modèle</i> | 10 |
| I.2.1 Le cadre théorique du comportement des entreprises | 10 |
| a) Équations de demande de facteurs | 10 |
| b) Équation de prix de production | 11 |
| I.2.2 Cadre théorique de la détermination des salaires et du chômage d'équilibre | 11 |
| a) Équation de négociation salariale de type WS | 11 |
| b) Chômage d'équilibre | 12 |
| I.2.3 Détermination de l'équilibre de long terme | 12 |
| a) Termes de l'échange intérieur | 13 |
| b) Équilibre de long terme | 13 |
| <i>I.3 Principales équations du modèle</i> | 15 |
| I.3.1 Dépenses des ménages | 18 |
| a) Consommation totale des ménages | 18 |
| b) Consommation des ménages en produits manufacturés | 19 |
| c) Investissement des ménages | 20 |
| d) Simulations dynamiques des équations relatives à la demande des ménages | 21 |
| I.3.2 Demandes de facteurs | 22 |
| a) Emploi | 22 |
| b) Capital | 24 |
| c) Simulations dynamiques des équations de demande de facteurs | 28 |
| I.3.3 Formation de stocks | 29 |
| I.3.4 Boucle prix-salaires | 30 |
| a) Modélisation des équations de salaire | 31 |
| b) Prix d'offre : prix de production | 41 |
| c) Prix de demande | 43 |
| I.3.5 Commerce extérieur | 51 |
| a) Exportations (volumes) | 51 |
| b) Importations (volumes) | 53 |
| c) Prix des exportations | 57 |
| d) Prix des importations | 59 |
| f) Simulations dynamiques des équations de prix des échanges extérieurs | 62 |
| <i>I.4 Développement et nouveautés du modèle Mésange</i> | 63 |
| I.4.1 Fiscalité | 63 |
| I.4.2 Module « énergie » | 66 |
| a) Volumes de consommation en énergie | 66 |
| b) Taxes sur l'énergie | 68 |
| c) Prix de consommation en énergie | 68 |
| PARTIE 2 PRINCIPALES VARIANTES ET RÉSULTATS | 70 |
| <i>II.1 Variantes « naïves »</i> | 71 |
| II.1.1 Chocs budgétaires et fiscaux | 71 |
| a) Hausse permanente de l'investissement des APU de 1 % du PIB en volume | 71 |
| b) Baisse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant des cotisations sociales employeurs | 75 |
| c) Baisse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant des cotisations sociales « salariés » versées | 77 |
| d) Baisse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant de la CSG | 79 |
| e) Baisse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant de l'impôt sur le revenu | 81 |
| f) Hausse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant de la taxe à la valeur ajoutée (TVA) | 84 |
| II.1.2 Chocs externes | 86 |
| a) Hausse permanente de 1 % de la demande mondiale adressée à la France | 86 |
| b) Hausse permanente de 10 % des prix de référence étrangers | 88 |

| | |
|---|------------|
| c) Hausse permanente de 20 % du prix du baril de pétrole de 46 à 55 dollars | 90 |
| d) Appréciation permanente de 10 % de l'euro | 92 |
| II.1.3 Chocs structurels | 94 |
| a) Hausse permanente de 1 % de l'efficacité du travail | 94 |
| b) Baisse permanente de 50 points de base de la prime de risque (coût du capital) | 96 |
| II.2 Quelques exemples de variantes réalistes | 98 |
| II.2.1 Chocs externes | 98 |
| a) Hausse permanente du prix du baril de 20 % | 98 |
| II.2.2 Chocs fiscaux | 100 |
| a) Hausse permanente de 1 % du PIB de l'ensemble des prélèvements obligatoires | 100 |
| b) Baisse des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB compensée par une hausse de la TVA | 102 |
| Bibliographie | 103 |
| Annexe 1 - Description du cadre comptable du modèle <i>Mésange</i> | 105 |
| Annexe 2 - Sources et construction des variables utilisées dans <i>Mésange</i> | 106 |
| Annexe 3 - Détail de la mise en œuvre des variantes - Ratios utiles | 112 |
| | |
| Encadré 1. Homogénéité statique et homogénéité dynamique | 16 |
| Encadré 2. Ralentissement de la productivité apparente du travail et modélisation de l'efficacité | 25 |
| Encadré 3. Élasticités des fonctions de production du modèle <i>Mésange</i> | 28 |
| Encadré 4. Chômage de long terme et impact de ses principaux déterminants | 38 |
| Encadré 5. Production destinée au marché intérieur, ressources importées et ressources nationales totales | 43 |
| Encadré 6. Sensibilité du multiplicateur à la politique monétaire : impact différencié sur le PIB et les prix de consommation | 74 |
| Encadré 7. Récapitulatif des variantes portant sur la fiscalité des ménages..... | 83 |
| Encadré 8. Variantes fiscales et évaluation de politiques économiques | 101 |
| | |
| Figure 1. Représentation simplifiée du modèle à long terme | 14 |
| Graphique 1. Choc unitaire permanent sur la consommation totale des ménages..... | 19 |
| Figure 2. Structure schématique de la boucle prix-salaires | 30 |
| Graphique 3. Efficacité de la branche marchande non agricole et salaire réel dans cette même branche..... | 32 |
| Graphique 4. Salaires relatifs des branches manufacturière et non manufacturière (en % du salaire des branches marchandes non agricoles)..... | 32 |

| | |
|---|----|
| Graphique 5. Évolution du prix d'investissement des SNF en biens manufacturés, du prix des ressources nationales totales et importées manufacturières..... | 47 |
| Graphique 6. Impact de court terme d'une hausse de 1% du PIB de l'investissement des APU sur le PIB en volume, le prix de consommation des ménages, l'emploi et les volumes d'échanges extérieurs..... | 73 |
| Graphique 7. Impact de la hausse de la TVA sur le prix de production manufacturière, le prix de consommation manufacturière hors taxe (HT) et le prix de production manufacturière toutes taxes comprises (TTC) | 85 |
| Graphique 8. Effets directs et indirects d'une hausse du prix du pétrole de 20 % dans le cadre d'une variante réaliste (utilisation des modèles <i>NiGEM</i> et <i>Mésange</i>)..... | 99 |

Introduction

*Mésange*¹ est un modèle macroéconométrique trimestriel de l'économie française à trois secteurs développé conjointement par la Direction générale du trésor et de la politique économique (DGTPE) et l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). De taille moyenne, il comporte environ 500 équations, dont une quarantaine retrace 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 d'une part pour simuler et évaluer des mesures de politique économique (utilisation dite en « variante »), d'autre part pour réaliser des exercices conjoncturels, notamment des prévisions et des analyses de contributions (utilisation dite « conjoncturelle »).

La version originale du modèle avait 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. En outre, depuis 2007, les séries des comptes trimestriels sont publiées avec volumes à prix chaînés³. L'utilisation conjoncturelle du modèle a donc rendu nécessaire l'adaptation du cadre comptable du modèle à la base des comptes trimestriels avec volumes à prix chaînés et la réestimation des équations économétriques sur les séries de cette base. Cette modification du modèle n'est toutefois pas appropriée aux utilisations variantielles, du fait des problèmes comptables posés par les séries de volumes à prix chaînés⁴.

Ainsi, les publications des comptes trimestriels de la base 2000 avec volumes à prix constants et à prix chaînés se sont accompagnées de deux campagnes de réestimation et de révision des équations économétriques du modèle. Ces exercices ont conduit à l'élaboration de deux nouvelles versions du modèle :

- une version avec volumes à prix constants destinée à la simulation et à l'évaluation de politiques économiques ;
- une version avec volumes à prix chaînés, utilisée par l'Insee pour la réalisation d'exercices conjoncturels.

Le présent document se focalise sur la version du modèle avec volumes à prix constants. Deux motivations ont orienté sa réestimation : d'une part, la modélisation des principaux mécanismes économiques et instruments de politique économique et, d'autre part, la mise en œuvre de variantes.

Les caractéristiques générales du modèle et les apports de l'exercice de réestimation sont présentés dans la partie 1.1. Le cadre théorique sous-jacent qui fonde le comportement de

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

² La version initiale du modèle est présentée dans le document de travail de 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.

⁴ En particulier, les identités comptables vérifiées par des séries de volumes à prix constants ne le sont plus avec des séries de volumes à prix chaînés. Le cadre comptable du modèle à la base 2000 avec volumes à prix chaînés peut être adapté en introduisant, dans chaque identité comptable en volume, un résidu destiné à corriger l'erreur commise en appliquant sur cette identité des séries de volumes à prix chaînés. Toutefois, le traitement des résidus posant problème en projection et à long terme, l'utilisation en variante d'un tel modèle est difficile. Pour plus de détails, le lecteur est invité à se reporter au document de travail de l'Insee relatif au modèle *Mésange* réestimé sur les comptes trimestriels avec volumes à prix chaînés (Erkel-Rousse et al., à paraître prochainement).

long terme du modèle est ensuite explicité dans la partie 1.2. Les principales équations économétriques sont décrites et commentées dans la partie 1.3. Les développements et nouveautés du modèle sont présentés dans la partie 1.4. Enfin, les résultats de variantes analytiques et réalistes, représentatives des diverses simulations qui peuvent être effectuées à l'aide du modèle, sont exposés dans la partie 2.

PARTIE 1 PRÉSENTATION DU MODÈLE

1.1 Principaux apports de l'exercice de réestimation

La réestimation et la révision des équations du modèle ont permis de capter les évolutions structurelles de l'économie ayant eu lieu depuis l'estimation de la version initiale. Pour les lecteurs familiers de la première version du modèle, les principaux enseignements dans la réestimation ont trait aux points suivants :

- le taux de croissance de l'efficiencia du travail dans la branche non manufacturière a été revu à la baisse : dans la version actuelle, l'efficiencia est constante à partir du début des années 1990 tandis qu'elle croissait de 0,25 point par an dans la version initiale ;
- l'impact du taux de chômage sur le niveau des salaires réels à long terme a diminué : une hausse du taux de chômage d'un point de pourcentage se traduit toutes choses égales par ailleurs par une baisse du salaire réel brut de 2 % environ dans la forme « wage-setting » (WS - cf. infra) de la version actuelle contre 4 % dans la version initiale ;
- la valeur de l'élasticité de substitution entre le travail et le capital est peu modifiée d'une version à l'autre : 0,5 dans la version actuelle contre 0,4 dans la version initiale ;
- les déterminants de la consommation des ménages ont été enrichis par l'introduction du taux de chômage comme indicateur de comportements d'épargne de précaution ;
- des éléments de fiscalité ont été introduits dans les équations de comportement des entreprises ;
- des variables explicites d'ouverture et de montée en charge des pays émergents ou en transition figurent désormais dans les équations du bloc extérieur.

En outre, la réestimation a été l'occasion de modifier ou de compléter la modélisation de certains blocs du modèle. Les principales innovations apportées sont les suivantes :

- un module « énergie », qui modélise explicitement la consommation et les taxes sur l'énergie, a été créé ;
- une amélioration du bloc « fiscal » a été réalisée pour affiner l'analyse des mécanismes fiscaux et de leur impact sur les comportements économiques ;
- la modélisation économétrique des prix de production a été préférée à celle des prix de valeur ajoutée afin d'estimer l'impact des prix des consommations intermédiaires sur la dynamique des prix de production ;
- deux types de modélisation des salaires sont proposés : l'un selon une approche de négociation salariale de type WS, l'autre au moyen d'une courbe de Phillips. Ceci permet au modélisateur de tester la sensibilité des résultats des variantes au choix de la modélisation des salaires adoptée ;
- dans la modélisation des salaires sous la forme WS, l'équation de salaire de la branche marchande a été subdivisée en deux équations distinctes, une équation de salaire manufacturier et une équation de salaire non manufacturier. La spécification retenue permet de prendre en compte la spécificité de chaque branche tout en assurant la convergence des salaires des deux branches à long terme.

1.2 Cadre théorique sous-jacent au modèle

À long terme, le modèle *Mésange* s'apparente à un modèle d'offre globale - demande globale et adopte un comportement de long terme quasi-classique. Le niveau de production d'équilibre est presque complètement déterminé par les facteurs d'offre. L'équilibre de long terme peut donc être déduit du comportement des entreprises (équations de demande de facteurs et de prix) et du processus de négociation salariale entre les employeurs et les salariés (équation de salaire), l'équation de prix et l'équation de salaire déterminant le niveau de chômage d'équilibre.

Cependant, le modèle de long terme ne se réduit pas complètement aux équations de ce cadre théorique. Ceci est dû en particulier à la modélisation en plusieurs branches (avec des équations de salaires et de prix différenciées selon les branches). Les relations théoriques donnent néanmoins une bonne intuition du comportement du modèle à long terme. On en présente ici les principales caractéristiques⁵.

1.2.1 Le cadre théorique du comportement des entreprises

Le modèle sous-jacent au comportement des entreprises est repris d'Allard-Prigent *et al.* (2002). Il décrit une économie à n biens différenciés ($i = 1, \dots, n$) produits à partir du travail et du capital selon une fonction CES (c'est-à-dire à élasticité de substitution constante entre le capital et le travail) de la forme :

$$Y_i = \left[a.K_i^{1-1/\sigma} + (1-a).(EL_i)^{1-1/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

où Y est le niveau de la production, K le stock de capital physique et a un paramètre technique. Le progrès technique E porte sur le facteur travail L et est neutre au sens de Harrod⁶. σ désigne l'élasticité de substitution, constante, entre le capital et le travail. Les producteurs sont en concurrence monopolistique et font face à une demande caractérisée par une élasticité de substitution (constante également) entre les différentes variétés de biens. Chaque producteur maximise son profit courant en tenant compte des réactions de la demande au prix qu'il détermine.

a) Équations de demande de facteurs

La résolution du programme du producteur représentatif définit la demande de facteurs de production et conduit aux relations suivantes⁷ :

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

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

où les minuscules représentent les logarithmes des grandeurs, l se référant à l'emploi, e à l'efficiency du travail, y au niveau de production, k au stock de capital, w au coût nominal du travail, p au prix de production et ck au coût nominal du capital.

⁵ Les choix de modélisation présentés ici font référence au cadre théorique de la version originale du modèle qui, dans le cadre de la réestimation, n'a pas été modifié. D'autres hypothèses de modélisation - concernant les salaires notamment - ont néanmoins été explorées et seront abordées dans la suite du document.

⁶ Ceci signifie que le progrès technique porte sur le facteur travail et qu'à long terme, il assure un ratio capital / production constant, condition nécessaire à l'existence d'un sentier de croissance régulier.

⁷ Ces relations expriment la log-linéarisation de la solution du programme du producteur en écart par rapport à une situation de référence.

La demande de travail l est telle que le salaire réel efficace $(w - e - p)$ s'indexe à la productivité marginale du travail $(y - l - e) / \sigma$. La demande de capital exprime également l'indexation du coût réel du capital $(ck - p)$ à sa productivité marginale.

b) Équation de prix de production

L'égalisation de la production totale à la somme des productions de chaque entreprise aboutit à la détermination de l'indice des prix en fonction des coûts nominaux des facteurs de production. En log-linéarisant l'équation de prix correspondante, on obtient l'équation de détermination du prix de production⁸ ou « price setting » (PS) suivante :

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

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

Cette équation peut s'écrire comme une relation entre le coût réel du travail et le coût réel du capital, appelée « frontière des prix des facteurs » (FPF) :

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

Comme on le verra par la suite, le coût réel du capital peut être assimilé au taux d'intérêt réel, supposé exogène. Dans ce cadre, l'équation précédente montre qu'à coût réel du capital donné, les demandes de facteurs doivent s'ajuster de manière à ce que les coûts réels des facteurs se situent sur la frontière des prix des facteurs.

1.2.2 Cadre théorique de la détermination des salaires et du chômage d'équilibre

Dans cette nouvelle version du modèle, deux modélisations possibles des salaires sont proposées : l'une selon une approche de négociation salariale (forme WS), l'autre par une courbe de Phillips. La modélisation WS s'inscrit dans la lignée de la version initiale du modèle. Néanmoins l'utilisation de cette approche est un sujet fortement débattu dans la littérature. Les critiques se portent notamment sur la pertinence des fondements théoriques de la modélisation WS et sur l'impact de ce choix de modélisation sur le chômage de long terme. Ces questions seront abordées dans la partie 1.2. Dans la description du cadre théorique effectuée ici, on se concentre sur la forme WS, qui présente des propriétés de long terme plus complexes que celles de la courbe de Philips.

a) Équation de négociation salariale de type WS

Dans l'approche WS, l'équation de salaire de type WS résulte d'un processus de négociation à la Nash entre employeur et employé. Le coût nominal du travail (salaire super-brut⁹) est

⁸ Dans le modèle Mésange, qui intègre l'existence des consommations intermédiaires, cette relation (PS) modélise en réalité le prix de la valeur ajoutée. Le prix de production se déduit des prix de la valeur ajoutée et des prix de consommations intermédiaires. Dans cette partie, dans un souci de simplification de la présentation, on néglige la modélisation des consommations intermédiaires.

⁹ Le salaire super-brut est le salaire brut augmenté des cotisations sociales patronales : il s'agit donc, pour l'employeur, du coût nominal du travail. Le salaire brut diminué des cotisations sociales salariales, y compris la Contribution Sociale Généralisée (CSG) et la Contribution au Remboursement de la Dette Sociale (CRDS), forme le salaire net. Enlever à ce dernier l'imposition sur le revenu conduit au salaire super-net.

déterminé par la maximisation du surplus joint des deux parties, compte tenu de leur pouvoir de négociation. L'objectif de l'employé portant sur le salaire super-net, le résultat de la négociation fait intervenir le coin fiscal-social, qui représente l'écart entre le salaire super-brut et le super-net.

La log-linéarisation du résultat du programme de négociation salariale conduit à l'équation de salaire (WS) suivante :

$$w = e + pc + cfs - \beta u \quad (\text{WS})$$

où pc est le prix à la consommation et cfs le coin fiscal-social (tous deux en logarithmes), u le taux de chômage en points et β un coefficient positif.

De cette équation on peut tirer les implications suivantes, toutes choses égales par ailleurs :

- une augmentation du prix de consommation pousse les salaires à la hausse. Les salaires sont parfaitement indexés sur les prix à long terme, ce qui est compatible avec une convergence à long terme de l'économie vers un sentier de croissance équilibrée ;
- une élévation du coin fiscal-social exerce une pression à la hausse sur le salaire super-brut ;
- la relation entre le salaire et le taux de chômage est décroissante.

b) Chômage d'équilibre

Ayant déterminé l'équation de prix (PS) et l'équation de salaire (WS), on peut en déduire le niveau de chômage d'équilibre. Il suffit pour cela de remplacer, dans la relation de frontière des prix des facteurs, le salaire par son expression déduite de l'équation (WS). On aboutit ainsi à la relation suivante :

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

Cette relation définit le taux de chômage d'équilibre dans le cadre théorique sous-jacent au modèle *Mésange*. Le taux de chômage d'équilibre dépend de trois termes :

- le coût réel du capital (en logarithme) : $ck - p$;
- les termes de l'échange intérieur, rapport entre le prix de consommation et le prix de production, en logarithme : $pc - p$;
- le coin fiscal-social en logarithme : cfs .

1.2.3 Détermination de l'équilibre de long terme

La détermination de l'équilibre de long terme du modèle s'effectue sous les hypothèses suivantes, dont certaines ont déjà été mentionnées plus haut :

- l'environnement extérieur est considéré comme exogène, notamment le prix étranger ;
- le taux d'intérêt réel, principal déterminant du coût réel du capital, est exogène ;
- les règles fiscales et, par conséquent, le coin fiscal-social sont exogènes.

Dans ces conditions, l'expression du chômage d'équilibre montre que le taux de chômage dépend uniquement des termes de l'échange intérieur ($pc - p$) et d'exogènes du modèle (taux d'intérêt réel, coin fiscal-social).

a) Termes de l'échange intérieur

La consommation des agents étant constituée de produits domestiques et de biens importés, le prix de consommation hors TVA résulte de la combinaison du prix de production intérieur et du prix étranger exprimé en euro. D'où il résulte, après application du taux de TVA, le prix de consommation TVA comprise :

$$pc = \tau + (1 - \lambda) p + \lambda pet$$

où τ est le taux de TVA, pet le prix étranger (exprimés en logarithmes) et λ un coefficient compris entre 0 et 1 représentatif du taux de pénétration de l'économie par les importations étrangères.

Les termes de l'échange intérieur s'écrivent alors :

$$pc - p = \tau - \lambda (p - pet)$$

Trois facteurs influencent les termes de l'échange intérieur : le taux de TVA, le taux de pénétration et le taux de change réel ($p - pet$), rapport du prix de production au prix étranger. Toutes choses égales par ailleurs, une baisse des prix étrangers abaisse les exigences des salariés, ce qui accroît l'offre rentable et fait donc baisser le chômage d'équilibre.

b) Équilibre de long terme

L'équilibre de long terme se situe à l'intersection, dans le plan production-prix (y, p), de deux courbes, une courbe d'offre agrégée (AS) et une courbe de demande agrégée (AD). La courbe d'offre s'obtient à partir du taux de chômage d'équilibre et de l'équation d'emploi. La courbe de demande résulte quant à elle de l'équilibre ressources-emplois sur le marché des biens - cf. Carnot (2001).

- Courbe d'offre agrégée (AS)

La courbe d'offre agrégée (AS) découle de l'équation d'emploi (L), qui lie le niveau de production à l'emploi et au salaire réel efficace.

D'une part, l'équilibre sur le marché du travail s'écrivant $l = n - u$, avec n la population active exogène dans le modèle, l'emploi dépend directement du taux de chômage d'équilibre u . Il peut donc s'écrire uniquement en fonction du taux de change réel ($p - pet$) et d'exogènes du modèle (taux d'intérêt réel, coin fiscal-social, taux de TVA).

D'autre part le salaire réel efficace est lié par la frontière des prix des facteurs (FPF) au coût réel du capital, c'est-à-dire essentiellement au taux d'intérêt réel exogène.

L'équation (L) conduit donc à une relation entre le niveau de production y et le taux de change réel ($p - pet$). La courbe AS est croissante : une appréciation du taux de change réel, entraînant une dégradation des termes de l'échange intérieur, diminue le niveau de chômage d'équilibre. Il s'ensuit une augmentation de l'emploi d'équilibre. Le salaire réel efficace, quant à lui, est inchangé, car relié au taux d'intérêt réel. Ceci conduit, via l'équation d'emploi, à une offre de production plus élevée.

- Courbe de demande agrégée (AD)

L'équilibre ressources-emplois sur le marché des biens s'écrit, sous forme log-linéarisée¹⁰ : $y = \theta_c c + \theta_i i + \theta_x x - \theta_M m$, où c est la consommation, i l'investissement, x les exportations, m les importations et où $\theta_c + \theta_i + \theta_x - \theta_M = 1$ (¹¹).

La consommation suit le revenu disponible réel des ménages, qui peut être approché par la masse salariale : $c = l + e + (w - e - p) - (pc - p) + cste$.

L'investissement est déterminé à partir de la demande de capital des entreprises : $k = y - \sigma(ck - p)$.

Les volumes d'exportations et d'importations découlent des équations du bloc extérieur et peuvent s'écrire en fonction du niveau de production et du taux de change réel.

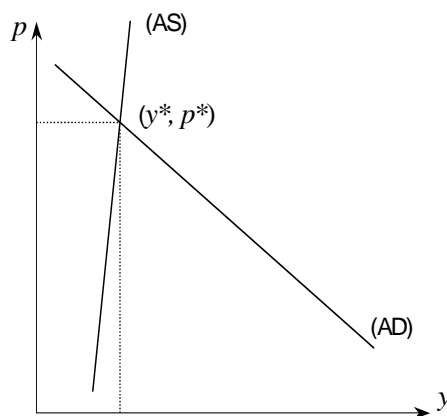
L'équilibre ressources-emplois s'écrit alors comme une relation décroissante entre le niveau de production y et le taux de change réel ($p - pet$) : c'est la courbe de demande agrégée (AD). Cette courbe est décroissante : une appréciation du taux de change réel, en dégradant les termes de l'échange intérieur, conduit à une baisse de la demande, via la dégradation de la compétitivité-prix par exemple.

- Équilibre de long terme

L'équilibre de long terme se situe à l'intersection des deux courbes (AS) et (AD) dans le plan production-prix. (AS) est croissante, (AD) décroissante ; leur intersection détermine le niveau de production et le niveau des prix à l'équilibre (cf. figure 1).

En économie fermée, la courbe (AS) serait verticale et le comportement de long terme serait alors purement classique : le niveau de production d'équilibre serait déterminé entièrement par l'offre, les prix s'ajustant à la demande. En économie ouverte, en raison de la présence de l'environnement extérieur considéré comme exogène, (AS) n'est plus verticale et l'est d'autant moins que l'ancrage du prix de consommation sur le prix étranger est plus fort. Néanmoins, si cet ancrage (λ) est assez petit, la courbe d'offre est quasi verticale et le modèle a un comportement de long terme quasi classique.

Figure 1. Représentation simplifiée du modèle à long terme



¹⁰ Il s'agit de la log-linéarisation de la relation ressources - emplois $Y = C + I + X - M$ (avec C = consommation des ménages, I = investissement, X = exportations et M = importations, agrégats exprimés en niveaux), dans laquelle on ne tient pas compte des variations de stocks ni des consommations autres que celles des ménages.

¹¹ Toutes ces variables sont exprimées en logarithmes. Les coefficients $(\theta)_{J=C, I, X, M}$ s'interprètent en termes de ratios J/Y , $J = C, I, X, M$.

1.3 Principales équations du modèle

Le modèle est construit autour d'un cadre comptable dérivé du Système Européen de Comptabilité (SEC95), qui comporte notamment 16 branches et 16 produits. Dans *Mésange*, trois branches agrégées sont modélisées :

- la branche manufacturière, notée DIM (qui regroupe les branches EC à EF du SEC95) ;
- la branche non manufacturière, notée DHM (qui regroupe les branches EA, EB, EG-EP) ;
- la branche non manufacturière non marchande, notée DSN (qui regroupe les branches EQ et ER).

En outre, on appellera branche marchande non agricole le regroupement des branches EB-EP du SEC95.

Le SEC95 distingue aussi sept secteurs institutionnels. *Mésange* en modélise cinq :

- les Sociétés Non Financières, notées SNF dans la suite, qui représentent le secteur 311 du SEC95 ;
- les Ménages, qui représentent le secteur S14, composé des Entrepreneurs Individuels notés EI (secteur S14A) et des Ménages hors entrepreneurs individuels (secteur S14B) ;
- les Administrations publiques, notées APU, qui représentent le secteur S16 ;
- les Sociétés Financières et Institutions Sans But Lucratif au Service des Ménages, notées dans la suite SF et ISBLSM, qui sont l'agrégation des secteurs S12 et S15 ;
- le reste du monde, qui représente le secteur S2.

Une description détaillée du cadre comptable du modèle est disponible en annexe 1.

Les principales équations économétriques du modèle se répartissent en six blocs :

- les dépenses des ménages : consommation finale et investissement des ménages ;
- les demandes de facteurs : équations d'emploi et d'investissement des entreprises ;
- les variations de stocks ;
- la boucle prix-salaires : équations de salaire et de prix de production ;
- les prix de demande ;
- le bloc extérieur : équations de volumes et des prix des échanges extérieurs.

On rappelle que la réestimation des équations a été effectuée sur la base 2000 des comptes trimestriels à prix constants, couvrant la période 1978T1-2006T1. Toutefois, les équations n'ont pas été estimées systématiquement sur l'ensemble de la période disponible. La plupart des équations ont été estimées sur cette période, mais certaines d'entre elles l'ont été sur une période plus courte, soit à cause de ruptures structurelles intervenues dans le fonctionnement de l'économie française, soit à cause de points « atypiques » conduisant à des coefficients estimés peu réalistes.

Les équations se présentent sous la forme de processus à correction d'erreur (ECM¹²) : chaque variable expliquée est modélisée par une dynamique de court terme fluctuant autour d'une relation de long terme. Les relations de long terme des équations sont issues du cadre théorique sous-jacent au modèle exposé dans la partie 1.2 *supra*. Les équations ont été estimées en une seule ou deux étapes¹³. Les conditions d'homogénéité statique ont été imposées à l'ensemble des équations, afin d'assurer l'existence d'un sentier de croissance régulier à long terme. Les conditions d'homogénéité dynamique, quant à elles, n'ont pas été imposées systématiquement¹⁴.

¹² ECM : Error-Correction Model.

¹³ Dans ce dernier cas, on applique la méthode d'Engle et Granger, qui consiste en une estimation préalable de la relation de long terme puis en l'estimation de la dynamique de court terme dans un second temps.

¹⁴ Pour une définition de ces notions et une illustration de la démarche, se reporter à l'encadré 1.

Encadré 1. Homogénéité statique et homogénéité dynamique

Dans les spécifications des équations économétriques du modèle, des conditions d'homogénéité ont été imposées. Elles prennent la forme de contraintes liant les coefficients des équations et peuvent être de deux formes, « statique » ou « dynamique » :

- Dans un processus à correction d'erreur, l'**homogénéité statique** intervient dans la relation de long terme du processus. C'est une condition nécessaire pour que la relation de long terme soit compatible avec l'existence d'un sentier de croissance régulier (SCR) du modèle. L'homogénéité statique est donc imposée dans l'ensemble des équations économétriques.
- L'**homogénéité dynamique** s'applique à la dynamique de court terme d'une équation. C'est une condition nécessaire pour que, sur un SCR, l'équation se réduise à sa relation de long terme (à une constante près, ne dépendant pas des caractéristiques du SCR : taux d'inflation, taux de croissance démographique, etc.). Cette contrainte n'a pas été systématiquement imposée. En effet, elle n'est pas toujours nécessaire pour l'utilisation du modèle en variantes, ni souhaitable pour toutes les équations, comme on le verra à la fin de cet encadré.

À titre d'illustration, considérons une équation de prix de la valeur ajoutée écrite sous la forme d'un ECM :

$$\Delta p = \underbrace{a_0 + a_1 \Delta p_{-1} + a_2 \Delta cus}_{\text{dynamique de court terme}} - \mu \cdot \underbrace{(p - \alpha \cdot (w - e) - \beta \cdot ck)_{-1}}_{\text{relation de long de terme}} \quad (*)$$

où p est le prix de valeur ajoutée, cus le coût salarial unitaire, $(w - e)$ le salaire efficace et ck le coût du capital. La dynamique de court terme fait apparaître un terme retardé du taux de croissance du prix de valeur ajoutée et un terme contemporain de coût salarial unitaire. La relation de long terme fait dépendre le prix de valeur ajoutée du salaire efficace et du coût du capital. L'expression « relation de long terme » désigne ici la relation de cointégration de l'ECM :

$$p = \alpha \cdot (w - e) + \beta \cdot ck$$

▪ Homogénéité statique

Supposons que le modèle se situe sur un SCR, c'est-à-dire un état de l'économie où les volumes croissent au même rythme, de même que les variables démographiques et les variables nominales ; alors :

$$\Delta p = \Delta cus = \Delta(w - e) = \Delta ck \equiv \pi$$

En différenciant une fois l'équation (*), on voit que la contrainte suivante doit alors être satisfaite : $(1 - (\alpha + \beta)) \cdot \pi = 0$. Pour qu'elle soit vérifiée quel que soit le rythme de croissance des prix de long terme π , il faut et il suffit que :

$$\alpha + \beta = 1$$

Cette condition sur les coefficients de la relation de long terme de l'équation (*) représente la condition d'homogénéité statique de cette équation. Elle équivaut à une propriété d'homogénéité d'ordre 1 sur les coefficients de long terme. Si cette propriété est vérifiée, la relation est effectivement compatible avec l'existence d'un SCR du modèle. L'homogénéité statique doit donc être systématiquement imposée sur l'ensemble des équations pour garantir la convergence du modèle vers un SCR.

▪ Homogénéité dynamique

Supposons vérifiée la condition d'homogénéité statique et remplaçons-nous sur un SCR. L'équation (*) devient :

$$p = \alpha \cdot (w - e) + \beta \cdot ck + \frac{a_0}{\mu} - \pi(1 - a_1 - a_2)$$

Pour que l'équation se réduise à sa relation de long terme à une constante a_0 / μ près non paramétrée par les caractéristiques du SCR (π), il faut et il suffit que :

$$a_1 + a_2 = 1$$

Cette égalité est la condition d'homogénéité dynamique. Elle équivaut à imposer que la somme des coefficients associés aux variables explicatives véritables de même type (prix ou volumes) de la dynamique de court terme soit unitaire. Dans ce cas, l'équation se réduit à sa relation de long terme à une constante près et ne dépend pas des caractéristiques du SCR (taux d'inflation, taux de croissance démographique, etc.).

La question de l'homogénéité dynamique se pose généralement pour les équations de la boucle prix-salaires. Dans la boucle prix-salaires, il est théoriquement préférable d'imposer l'homogénéité dynamique. En effet, dans une équation de salaires de type WS par exemple, sous l'hypothèse d'homogénéité dynamique, le niveau de salaire ne dépend pas du taux d'inflation. Ceci peut s'interpréter comme résultant de l'hypothèse d'anticipation parfaite du niveau des prix par les agents à long terme. Dans ce cadre, le taux de chômage de long terme ne dépend pas non plus du taux d'inflation et peut s'interpréter comme un Nairu (taux de chômage n'augmentant pas le rythme de l'inflation).

En pratique, cependant, l'importance d'imposer l'homogénéité dynamique dépend de l'exercice que l'on souhaite effectuer :

- pour une utilisation du modèle en projection, l'homogénéité dynamique est déterminante. Elle a une influence sur la trajectoire de l'économie à court, moyen et long termes et donc sur la projection des variables en niveau. En particulier, concernant les équations de la boucle prix-salaires, il importe qu'à long terme, les niveaux suivent effectivement les relations de long terme des équations (à une constante près indépendante des caractéristiques du SCR), pour les raisons théoriques avancées plus haut concernant les anticipations des agents et le taux de chômage d'équilibre ;
- pour une utilisation du modèle en variantes, l'homogénéité dynamique n'a que peu d'importance à long terme. En variantes, on s'intéresse en effet à l'écart relatif entre deux SCR, celui issu de la simulation et celui du compte central. Les deux SCR étant caractérisés par le taux de croissance des différentes variables, l'écart relatif entre les deux sentiers à long terme est indépendant de la spécification des dynamiques de court terme des équations. Pour cette raison, l'homogénéité dynamique n'a pas été systématiquement imposée dans les équations de la boucle prix-salaires. En particulier, lorsqu'elle était rejetée par les données ou perturbait les propriétés variantielles de l'équation, une estimation sans contrainte lui a été préférée.

I.3.1 Dépenses des ménages

a) Consommation totale des ménages

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

(2,2) (3,0) (3,1) (3,7) (-4,3)
(-2,0) (-2,8) (c) (107,9)

Long terme¹⁵ :

$$c = rdb_r$$

Période d'estimation : 1990T1-2005T4

$R^2 = 0,65$ Durbin-Watson : $DW = 2,13$ Standard Error of the Regression : $SER = 0,004$.

| | |
|-------|---|
| 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) |
| R3m | taux d'intérêt nominal à trois mois (en points de pourcentage) |
| pc | indice des prix à la consommation (en log) |
| u | taux de chômage (en points de pourcentage) |

Élasticités de la consommation totale des ménages

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-----------------------------|---------|---------|---------|---------|------------|
| Revenu disponible brut réel | 0,16 | 1,04 | 1,02 | 1,00 | 1,00 |
| Prix de consommation | -0,16 | -1,03 | -1,01 | -1,00 | -1,00 |
| Taux d'intérêt réel* | 0,00 % | -0,23 % | -0,13 % | -0,02 % | 0,00 % |
| Taux de chômage* | -0,53 % | -0,30 % | -0,17 % | -0,03 % | 0,00 % |

Lecture : consécutivement à un choc permanent de 1 % sur le revenu disponible brut réel, la consommation des ménages augmente de 0,16 % le trimestre du choc (colonne t), de 1,04 % un an après le choc et de 1 % à long terme.

* Il s'agit de semi-élasticités. Par exemple, une hausse du taux de chômage de 1 point (de 8% à 9% par exemple) se traduit par une baisse de 0,5% de la consommation des ménages en volume.

Commentaires et remarques :

- À long terme, la consommation des ménages en volume suit le revenu disponible réel brut. À court terme, l'ajustement de la consommation aux variations du revenu n'est pas immédiat mais reste rapide (complet au bout d'un an). Dans le compte central du modèle, le taux d'épargne des ménages s'établit à 15% environ (valeur de 2006).
- Le taux d'intérêt ne détermine pas la propension à consommer à long terme.
- L'effet d'« encaisses réelles », c'est-à-dire l'impact négatif de l'inflation sur la consommation, n'apparaît pas dans la nouvelle version du modèle. Lors des différentes estimations tentées, l'inflation avait un impact positif à court terme sur la consommation.
- Le taux de chômage apparaît à court terme, il permet de prendre en compte les anticipations des ménages quant à l'incertitude sur leurs revenus futurs (épargne de précaution).
- Les effets richesse ne sortent pas significativement à l'estimation, ce qui est cohérent avec le faible lien existant en France entre richesse et consommation des ménages (cf. à ce sujet Aviat, Bricongne et Pionnier (2007)).

¹⁵ La relation de long terme écrite ici doit être lue dans une optique variantielle, en écart de long terme à un sentier de croissance régulier.

b) Consommation des ménages en produits manufacturés

$$\Delta c_{\text{dim}}_t = -0,004 + 1,69 \cdot \Delta c_t - 0,39 \cdot \Delta (pc_{\text{dim}}_t - pc_t) - 0,02 \cdot d95t3 - 0,04 \cdot d96t4 - 0,11 \cdot \left(c_{\text{dim}}_{t-1} - c_{t-1} + 0,09 \cdot (pc_{\text{dim}}_{t-1} - pc_{t-1}) + 1,34 \right)$$

(-3,2) (11,7) (-1,8) (-2,6) (-4,2) (-3,4) (c) (-2,3) (-419,7)

Long terme :

$$c_{\text{dim}} = c - 0,09 \cdot (pc_{\text{dim}} - pc)$$

Période d'estimation : 1979T3-2006T1 $R^2 = 0,71$ $DW = 2,75$ $SER = 0,008$.

| | |
|--------|---|
| 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) |
| d95t3 | indicatrice du troisième trimestre de 1995 (première annonce de la suppression de la prime automobile) |
| d96t4 | indicatrice du quatrième trimestre de 1996 (suppression de la prime automobile) |

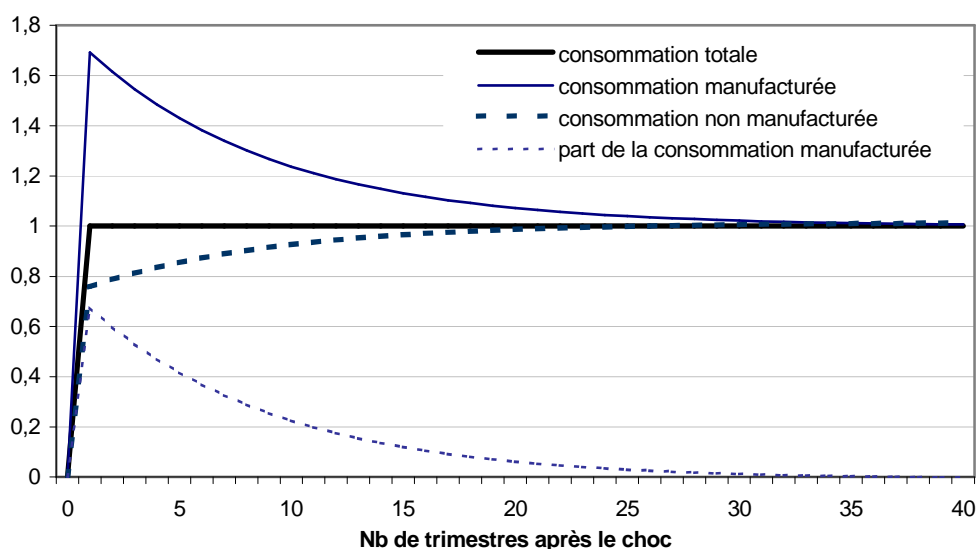
Élasticités de la consommation en produits manufacturés

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Consommation totale | 1,69 | 1,43 | 1,27 | 1,06 | 1,00 |
| Prix relatifs | -0,39 | -0,27 | -0,21 | -0,12 | -0,09 |

Commentaires et remarques :

- À long terme, à prix relatifs donnés, la consommation en produits manufacturés croît comme la consommation totale. Une baisse des prix des produits manufacturés relativement au déflateur de la consommation totale augmente la part des biens manufacturés dans les dépenses des ménages.
- À court terme, une augmentation de la consommation totale de 1% provoque une hausse de la consommation manufacturée de 1,69%. La part de la consommation manufacturière dans la consommation totale augmente et celle des produits non manufacturés baisse, sans toutefois entraîner une diminution de la consommation en produits non manufacturés (cf. graphique ci-dessous).

Graphique 1. Choc unitaire permanent sur la consommation totale des ménages (variation en %)



c) Investissement des ménages

La Formation Brute de Capital Fixe (FBCF) des ménages est définie comme l'investissement net des ménages (achats moins ventes) dans l'immobilier et se limite donc aux constructions de logements neufs et aux travaux de gros entretien.

$$\Delta im_t = -0,15 + 0,25 \cdot \Delta im_{t-1} - 0,57 \cdot \Delta pim_{t-1} - 0,002 \cdot \Delta (R3m_{t-1} - \Delta pim_{t-1}) - 0,01 \cdot \Delta u_t - 0,06 \cdot (im_{t-1} - rdb_{t-1} + pim_{t-1}) - 0,002 \cdot (R10a_{t-1} - \Delta pim_{t-1})$$

(-2,5) (2,1)
(-2,8)
(-1,9)
(-2,1)

(-2,7)
(-4,5)

Long terme :

$$im = (rdb - pim) - 0,04(R10a - \Delta pim)$$

Période d'estimation : 1990T3-2005T4 $R^2 = 0,53$ $DW = 2,05$ $SER = 0,008$.

| | |
|------|---|
| im | investissement des ménages en volume (en log) |
| pim | déflateur de l'investissement des ménages (en log) |
| R3m | taux d'intérêt nominal à 3 mois (en points de pourcentage) |
| u | taux de chômage (en points de pourcentage) |
| rdb | revenu disponible nominal brut des ménages en valeur (en log) |
| R10a | taux d'intérêt nominal à 10 ans (en points de pourcentage) |

Élasticités de l'investissement des ménages

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-----------------------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Revenu disponible brut réel | 0,00 | 0,28 | 0,50 | 0,83 | 1,00 |
| Prix de l'investissement | 0,00 | -0,88 | -0,92 | -0,97 | -1,00 |
| Taux d'intérêt réel* | 0,00 | -1,19 | -1,90 | -2,97 | -3,51 |
| Taux de chômage* | -1,30 | -1,28 | -0,89 | -0,30 | 0,00 |

* Semi-élasticité.

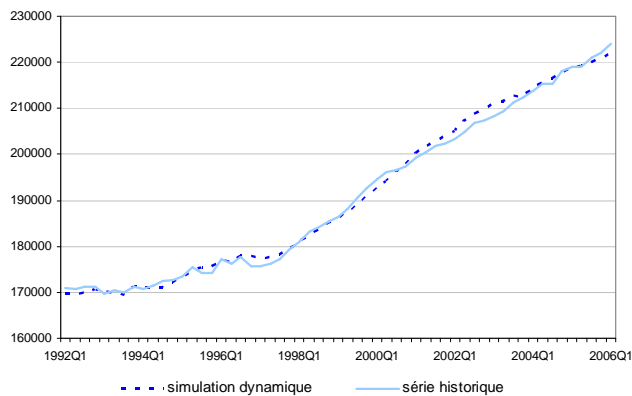
Commentaires et remarques :

- L'équation d'investissement représente la demande de biens immobiliers neufs (et de gros œuvre) à laquelle l'offre doit théoriquement s'ajuster à court terme. Or, le logement est un bien rare et hétérogène, ce qui rend difficile l'interprétation de cette équation en ce sens, notamment la relation entre le niveau de l'investissement et les prix.
- À long terme, la fonction de demande de logement dépend principalement du pouvoir d'achat des ménages et des prix des substituts existants sur le marché.
- La relation de long terme fait intervenir le taux d'intérêt réel à 10 ans : les ménages sont contraints de souscrire à des emprunts à longue échéance pour financer leur investissement. Le taux d'intérêt réel à 3 mois apparaît dans la dynamique de court terme. Il rend compte de l'influence de la rentabilité des autres actifs sur la demande d'investissement des ménages.
- À court terme, l'investissement est sensible aux variations du taux de chômage, indicateur de l'incertitude sur les revenus futurs des ménages.

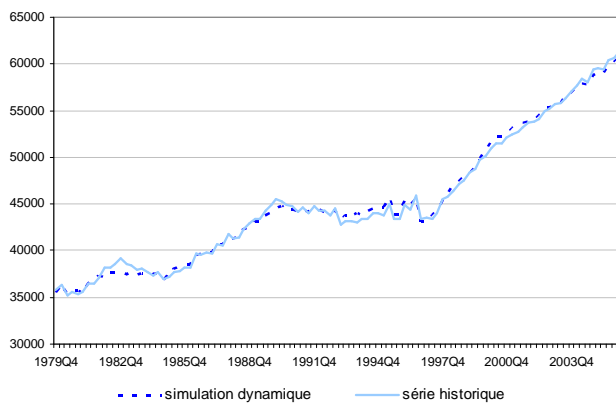
d) Simulations dynamiques des équations relatives à la demande des ménages

Séries historiques et simulations dynamiques (en millions d'euros constants)

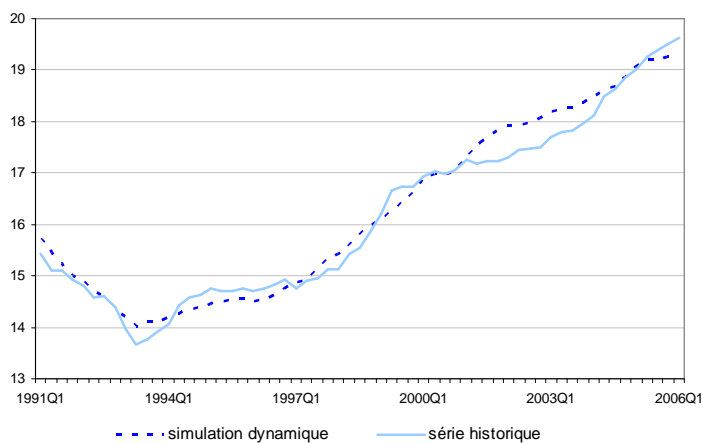
Consommation totale des ménages



Consommation des ménages en produits manufacturés



Investissement logement des ménages (en milliards d'euros constants)



I.3.2 Demandes de facteurs

Comme énoncé précédemment, les équations de demande de facteurs sont déduites d'un comportement de maximisation du profit d'entreprises supposées en concurrence monopolistique.

a) Emploi

Les équations d'emploi sont modélisées sur des séries d'emploi salarié mesuré en équivalent temps plein. Cette mesure permet de prendre en compte la part des emplois à temps partiel mais n'intègre pas les changements de durée légale du travail. Modéliser l'emploi par les heures travaillées aurait été plus robuste mais les séries n'étaient pas disponibles depuis 1978 dans les comptes trimestriels au moment de la réestimation. Par ailleurs, nous modélisons l'emploi salarié et non l'emploi total car l'emploi non salarié a une dynamique largement exogène et s'explique mal par les déterminants classiques de l'emploi salarié. Dans le modèle, l'emploi non salarié se déduit de l'emploi salarié par application d'un facteur multiplicatif exogène.

Emploi de la branche manufacturière (en équivalent temps plein)

$$\Delta l_dim_t = 0,001 + 0,73 \Delta l_dim_{t-1} + 0,06 \Delta va_dim_t + 0,06 \Delta va_dim_{t-1} - 0,06 \Delta wp_dim_t - 0,02 \cdot [l_dim_{t-1} - va_dim_{t-1} + effdim_{t-1} + 0,75(wr_dim_{t-1} - effdim_{t-1}) + 0,70]$$

(-3,9)
(17,3)
(4,1)
(4,3)
(-2,6)
(-2,8)
(c)
(-211,0)

Long terme : $l_dim = va_dim - effdim - 0,75(wr_dim - effdim)$ avec

$$effdim = 0,01 \cdot temps$$

(25,6)

Période d'estimation : 1978T4-2005T4 $R^2 = 0,90$ $DW = 1,0$ $SER = 0,002$.

| | |
|---------------|--|
| <u>l_dim</u> | emploi salarié en équivalent temps plein de la branche manufacturière (en log) |
| <u>va_dim</u> | valeur ajoutée de la branche manufacturière (en volume et en log) |
| <u>wp_dim</u> | rémunération salariale d'un employé à temps plein de la branche manufacturière (déflatée par les prix de production, en log) |
| <u>wr_dim</u> | rémunération salariale d'un employé à temps plein de la branche manufacturière (déflatée par les prix de valeur ajoutée, en log) |
| <u>effdim</u> | efficacité du travail dans la branche manufacturière (en log) |
| <u>temps</u> | tendance linéaire croissante |

Élasticités de l'emploi manufacturier

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Valeur ajoutée | 0,06 | 0,45 | 0,65 | 0,88 | 1,00 |
| Efficacité | 0,00 | -0,03 | -0,07 | -0,18 | -0,25 |
| Coût du travail | -0,06 | -0,26 | -0,39 | -0,61 | -0,75 |

Commentaires et remarques :

- À long terme, l'emploi exprimé en unités de travail efficace, varie comme la valeur ajoutée. À court terme, les rigidités impliquent d'importants délais d'ajustements : toutes choses égales par ailleurs, une hausse de 1% de la valeur ajoutée entraîne un ajustement à l'emploi d'à peine la moitié au bout d'un an.
- L'efficacité du travail dans la branche manufacturière représente le progrès technique qui porte sur le travail (progrès technique neutre au sens de Harrod, cf *supra* partie 1.2). Elle est estimée en logarithme à partir de la relation de long terme, comme une tendance linéaire, de pente 0,011 (soit 4,5 % en rythme annuel). À valeur ajoutée et salaires fixés, une hausse de l'efficacité diminue le niveau d'emploi (le progrès technique économisant le travail).
- La valeur de l'élasticité de l'emploi à son coût réel (qui est également l'élasticité de substitution entre capital et travail) est fixée à 0,75. Les salaires et la tendance étant très colinéaires, ce paramètre n'a pu être estimé. La valeur choisie est cohérente avec les élasticités estimées par ailleurs dans le modèle (cf. *infra*).

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

$$\Delta l_dhm_t = -0,15 + 0,81 \cdot \Delta l_dhm_{t-1} + 0,14 \cdot \Delta va_dhm_t - 0,10 \Delta va_dhm_{t-2} - 0,06 \cdot \Delta wp_dhm_t - 0,09 \cdot [l_dhm_{t-1} - va_dhm_{t-1}] - 0,04 \cdot wr_dhm_{t-1} + (0,09 - 0,04) \cdot effdhm_{t-1}$$

(-4,7) (17,5)
(4,5)
(-3,1)
(-2,4)

(-4,9)
(-4,8)
(c)

Long terme : $l_dhm = va_dhm - 0,43 wr_dhm - (1 - 0,43) \cdot effdhm$

avec $effdhm = 0,005 \cdot temps$ jusqu'en 1991T4, constante ensuite.

Période d'estimation : 1979T1-2005T4 $R^2 = 0,88$ $DW = 1,83$ $SER = 0,001$.

| | |
|-----------|--|
| 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 production (en log) |
| wr_dhm | rémunération salariale d'un employé à temps plein de la branche non manufacturière, déflatées par le prix de valeur ajoutée (en log) |
| $effdhm$ | efficience du travail dans la branche non manufacturière |

Élasticités de l'emploi non manufacturier

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Valeur ajoutée | 0,14 | 0,72 | 1,18 | 0,92 | 1,00 |
| Efficience | 0,00 | -0,36 | -0,71 | -0,51 | -0,57 |
| Coût du travail | -0,06 | -0,41 | -0,58 | -0,38 | -0,43 |

Commentaires et remarques :

- Comme dans le cas de la branche manufacturière, l'emploi exprimé en unité de travail efficace varie comme la valeur ajoutée à long terme. Dans la branche non manufacturière, les délais d'ajustement sont un peu plus courts : toutes choses égales par ailleurs, une hausse de 1% de la valeur ajoutée se répercute à près des trois quarts au bout d'un an.
- L'efficience du travail dans la branche non manufacturière représente le progrès technique qui porte sur le travail (progrès technique neutre au sens de Harrod, *cf. supra* partie 1.2). Elle est estimée en logarithme à partir de la relation de long terme de l'équation d'emploi comme une tendance coudée, de pente 0,005 jusqu'en 1994T1 (soit 2,1 % en rythme annuel), stable ensuite. Elle est ensuite intégrée comme variable explicative lors de l'estimation en une étape de l'équation d'emploi complète. L'hypothèse d'une stabilité du niveau de productivité dans la branche non manufacturière depuis le début des années 1990 peut être justifiée d'une part par le choix de la variable d'emploi considérée (emploi salarié) dans un contexte de salarisation croissante de l'économie, d'autre part par l'effet des politiques d'emploi, qui ont contribué au ralentissement de la productivité du travail dans les années 1990, dans la branche non manufacturière notamment (*cf. encadré 2*). L'hypothèse d'une efficience du travail constante dans une branche et croissante dans une autre rend difficile l'existence d'un sentier de croissance régulier à long terme. Pour l'usage du modèle en variante, les efficaciences sont supposées croître au même rythme afin de placer le modèle sur un sentier de croissance régulier¹⁶ (*cf. partie 2*).
- La valeur de l'élasticité de l'emploi à son coût réel (qui est également l'élasticité de substitution entre capital et travail) est estimée à 0,43. Cette valeur entre bien dans le consensus de la littérature et est cohérente avec les élasticités du modèle estimées par ailleurs (*cf. encadré 3*).

¹⁶ Cette hypothèse est adaptée à l'exercice effectué (variante ou projection de moyen terme).

b) Capital

Investissement des entreprises

$$\Delta inv_t = 0,19 + 0,29 \cdot \Delta inv_{t-2} + 0,28 \cdot \Delta tre_t + 0,78 \cdot \Delta va_{t-1} - 0,07 \cdot [inv_{t-1} - va_{t-1}] - 0,03 \cdot [ck_{t-1} - pva_{t-1}]$$

(-3,4)
(3,4)
(4,1)
(3,2)
(-3,0)
(-2,6)

Long terme : $inv = va - 0,48 \cdot (ck - p)$

Période d'estimation : 1985T3-2006T1 $R^2 = 0,48$ $DW = 1,76$ $SER = 0,012$.

| | |
|-----|---|
| inv | investissement des entreprises (sociétés non financières et des entrepreneurs individuels) (en volume, en log) |
| tre | taux de rentabilité de la branche marchande non agricole (excédent brut d'exploitation du secteur marchand non agricole net des impôts sur les revenus des sociétés, rapporté au stock de capital fixe net en valeur, en log) |
| va | valeur ajoutée des branches EB à EP (branche marchande non agricole) (en volume et en log) |
| ck | coût nominal du capital (en log) |
| pva | déflateur de la valeur ajoutée de la branche marchande non agricole (en log) |

Élasticités de l'investissement des entreprises

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|----------------------|------|-------|-------|-------|------------|
| Taux de rentabilité | 0,28 | 0,29 | 0,19 | 0,05 | 0,00 |
| Coût réel du capital | 0,00 | -0,14 | -0,27 | -0,43 | -0,48 |
| Valeur ajoutée* | 0,64 | 1,77 | 1,59 | 1,14 | 1,00 |

* On prend en compte l'impact de la hausse de la valeur ajoutée sur le taux de rentabilité, celui-ci subissant alors un choc permanent de 2,2%.

Commentaires et remarques :

- L'équation modélise l'investissement des entreprises et non l'accroissement du capital. Les tests statistiques montrent que la série de capital est intégrée d'ordre 2. Sa différence première (en log) est par conséquent non stationnaire. La relation de long terme, liant le *ratio* de l'investissement et de la valeur ajoutée au coût réel du capital, est cohérente avec le cadre théorique du modèle. En effet, à long terme, la constance du *ratio* capital / valeur ajoutée implique en particulier celle du *ratio* investissement / valeur ajoutée. De plus, les élasticités liant ces deux *ratios* au coût réel du capital sont les mêmes. La modélisation à long terme du taux d'investissement plutôt que du *ratio* du capital à la valeur ajoutée est aussi privilégiée dans d'autres modèles macroéconométriques, le modèle *e-mod.fr* de l'OFCE notamment (Chauvin *et al.* 2002).
- L'élasticité de l'investissement au coût du capital de 0,48 représente l'élasticité de substitution du capital au travail, conformément au cadre théorique. Cette valeur est du même ordre de grandeur que celle de la version initiale de *Mésange*, où elle était estimée à 0,43. Elle reste notablement inférieure à 1, en accord avec les estimations effectuées dans la littérature (*cf.* par exemple Crépon et Gianella (2001)). De plus elle est conforme avec les élasticités estimées dans les équations d'emploi, assurant ainsi la cohérence du modèle avec son cadre théorique (*cf.* encadré 3).
- La dynamique de court terme fait apparaître la variation retardée de la valeur ajoutée et non sa variation contemporaine. Ce choix résulte de plusieurs raisons. D'une part cette spécification améliore la significativité des coefficients estimés et permet d'obtenir une élasticité de l'investissement au coût du capital cohérente avec le reste du modèle. De plus, le comportement de l'équation en simulation dynamique est satisfaisant. Le risque de biais d'endogénéité lié à la forte dépendance comptable entre l'investissement et la valeur ajoutée est en outre totalement écarté. D'autre part, cette modélisation reste conforme au modèle classique de l'accélérateur-profit : une hausse de la valeur ajoutée a un impact immédiat sur l'investissement *via* le taux de rentabilité et entraîne dès la période suivante un surajustement. La présence du taux de rentabilité (rémunération unitaire du capital nette d'impôts) dans l'équation à court terme est une proxy de la profitabilité de l'investissement et du niveau des ressources disponibles des entreprises. Les choix des entreprises sont, en effet, profondément liés aux contraintes financières auxquelles elles sont confrontées à court terme (Chirinko R.S. et Schaller H., 1995). Introduire le taux de rentabilité dans la spécification de l'équation permet de prendre en compte ce type de mécanisme.

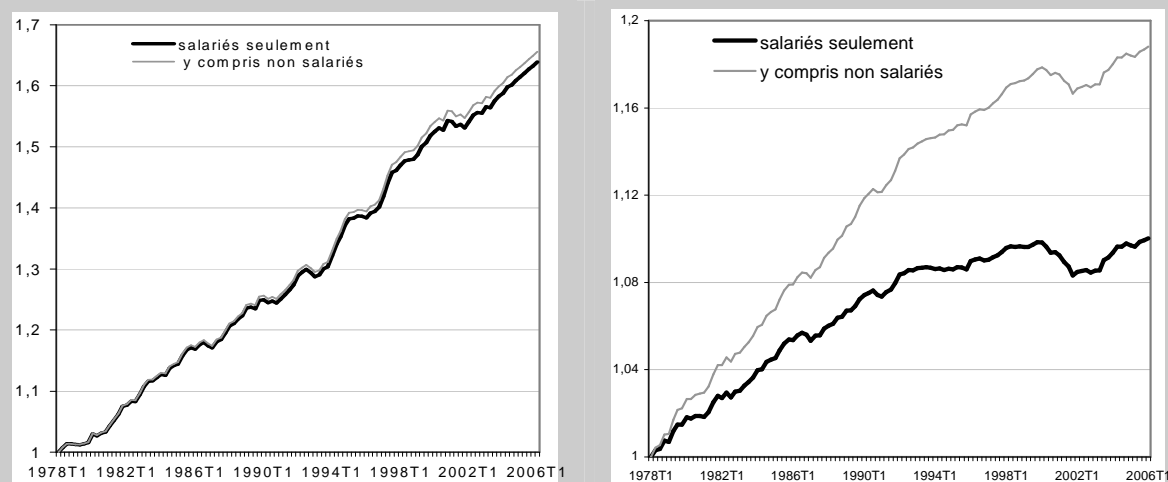
Encadré 2. Ralentissement de la productivité apparente du travail et modélisation de l'efficience

Cet encadré revient sur l'évolution de la productivité apparente du travail dans les branches manufacturières et non manufacturières, ainsi que sur le choix de modélisation de l'efficience du travail non manufacturier sous la forme d'une tendance coudée. Cette analyse s'inspire de celle de Befy et Fourcade (2004).

La productivité apparente du travail est définie comme le rapport de la valeur ajoutée sur l'emploi. Conformément au cadre théorique du modèle, la relation de long terme des équations d'emploi de *Mésange* (emploi salarié en équivalent temps plein) lie la productivité apparente du travail à son coût réel et à l'efficience (progrès technique neutre au sens d'Harrod).

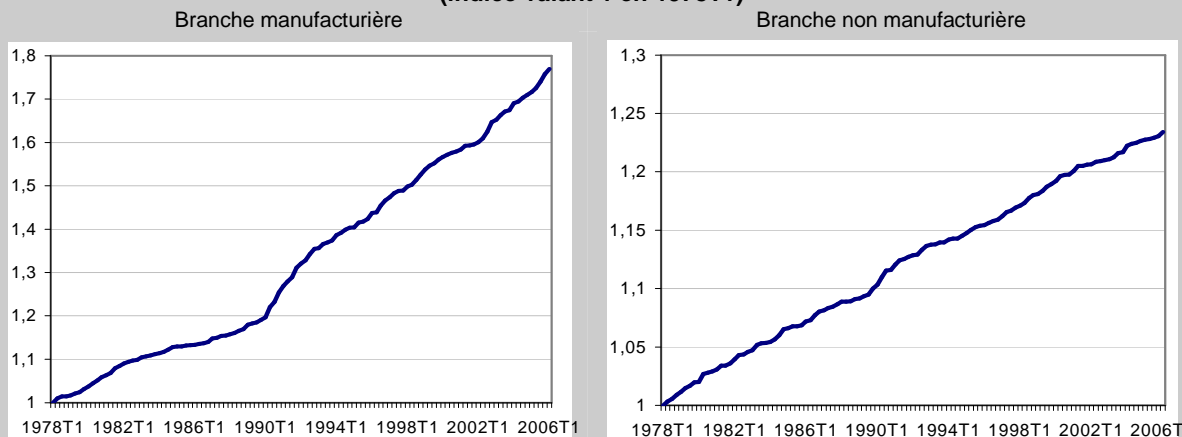
Sur la période d'estimation 1978-2006, la productivité apparente du travail, telle qu'elle est définie dans l'équation d'emploi, connaît un ralentissement notable dans la branche non manufacturière, qui ne s'observe pas dans la branche manufacturière (graphiques a). Ce ralentissement a été abondamment commenté dans la littérature et concerne notamment la branche des services (Accardo *et alii*, 1999).

Graphiques a : Productivité apparente du travail en log, selon que la mesure de l'emploi se limite aux salariés (équation de *Mésange*) ou comprend aussi les non salariés (indice valant 1 en 1978T1)



Dans la branche non manufacturière, le coût réel du travail ne laisse pas apparaître un ralentissement semblable (graphiques b). Telle qu'est spécifiée l'équation d'emploi du modèle, c'est donc l'évolution de l'efficience du travail qui rend compte de la diminution des gains de productivité dans cette branche. L'efficience est alors modélisée comme une tendance coudée, linéaire jusqu'en 1991T4 puis constante à partir de 1992T1.

Graphiques b : Coût réel du travail dans les branches manufacturières et non manufacturières en log (indice valant 1 en 1978T1)

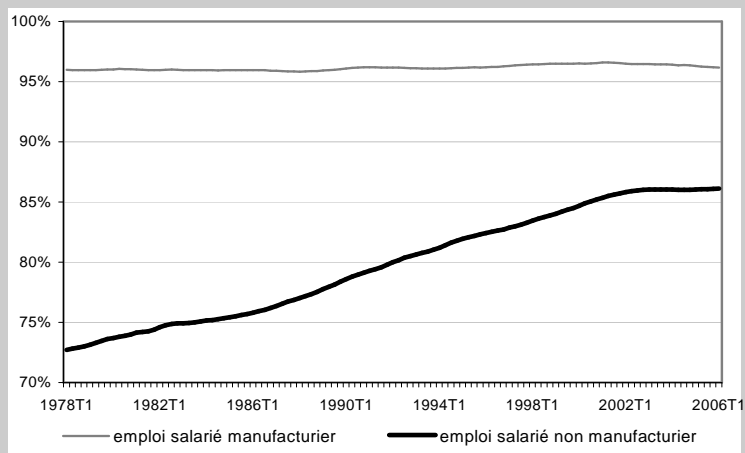


Quels facteurs justifient une telle hypothèse sur la productivité tendancielle du travail dans la branche non manufacturière ? Deux raisons peuvent être avancées :

- d'une part, la variable d'emploi utilisée. Dans la branche non manufacturière, on constate une salarisation croissante de l'emploi depuis le début des années 1990 (graphique c). Ceci se traduit mécaniquement par une

diminution de la productivité apparente du travail telle qu'elle est définie dans l'équation d'emploi. L'emploi salarié augmente alors que la valeur ajoutée totale, qui comprend celle liée au travail indépendant, est inchangée. Cet artéfact comptable concerne uniquement la branche non manufacturière, la plus touchée par ce phénomène de salarisation ;

Graphique c : Part de l'emploi salarié dans l'emploi total, dans les branches manufacturières et non manufacturières

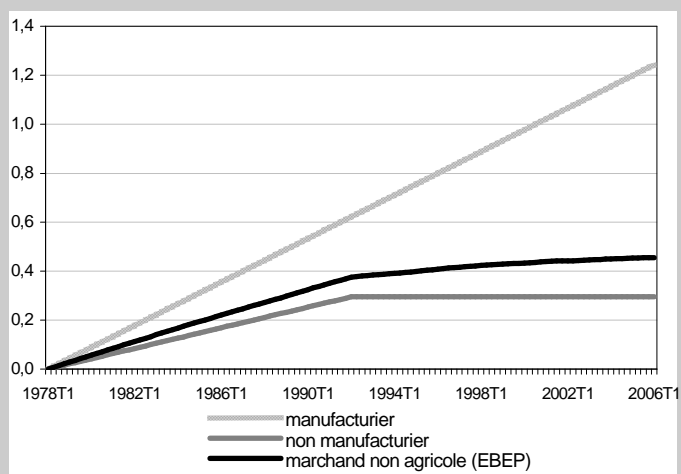


- d'autre part, les politiques d'emploi mises en place depuis les années 1990 (Befy et Fourcade, 2004). Ces mesures, qui concernent particulièrement la branche non manufacturière, contribuent à ralentir la productivité apparente du travail. Parmi elles, on peut citer la réduction du temps de travail ou les dispositifs d'abaissement de charges pesant sur les bas salaires, qui réduisent le coût relatif du travail non qualifié par rapport au travail qualifié. Ces politiques n'étant pas modélisées dans *Mésange*, leurs effets sur la productivité sont captés dans l'hypothèse de stabilité des gains d'efficience dans la branche non manufacturière à partir de 1992.

Finalement, l'estimation des équations d'emploi conduit à une efficience du travail dans chaque branche de la forme suivante (graphique d) :

- dans la branche manufacturière, l'efficience croît de 4,5 % par an sur l'ensemble de la période d'estimation (1978T1 - 2006T1) ;
- dans la branche non manufacturière, l'efficience croît de 2,1 % par an sur 1978T1-1991T4 puis est constante ensuite ;
- au total, dans la branche marchande non agricole, l'efficience croît en moyenne de 2,9 % sur 1978T1-1991T4 et de 0,6 % par an en moyenne sur 1992T1-2006T1.

Graphique d : Efficiences du travail dans les branches manufacturière, non manufacturière et marchande non agricole



Relation d'accumulation du capital

$$K_t = INV_t + \left(1 - \frac{tdec_t}{100}\right) K_{t-1}$$

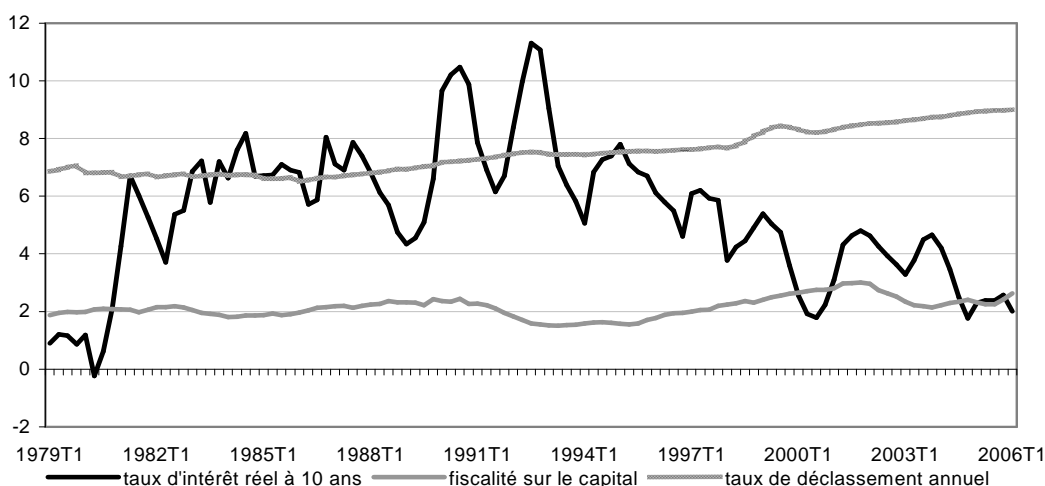
Coût d'usage nominal du capital

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

| | |
|-------|---|
| K | stock de capital en volume (en niveau) |
| INV | investissement des entreprises (sociétés non financières et entrepreneurs individuels) en volume (en niveau) |
| CK | coût nominal du capital (en niveau) |
| PINV | déflateur de l'investissement des entreprises (en niveau) |
| R10a | taux d'intérêt nominal à 10 ans (en points de pourcentage) |
| tdec | taux de déclassement net trimestriel, calibré à 9 points de pourcentage en moyenne par an |
| prime | prime de risque, calibrée à 5 points de pourcentage par an |
| fisca | fiscalité sur le capital (impôts sur les revenus versés par les SNF, les SF et les ISBLSM sur les 4 derniers trimestres, rapportés au stock de capital en valeur) |

Commentaires et remarques :

- Le coût d'usage du capital est fondé sur la formule de Jorgenson, qui représente l'arbitrage pour un détenteur d'une unité de capital entre louer à une entreprise ou placer à un taux d'intérêt sans risque. La formule de Jorgenson traduit ainsi le lien entre le coût réel du capital (déflaté par le prix de l'investissement) et le taux d'intérêt réel. Toute hausse du taux d'intérêt réel se répercute entièrement dans le coût réel du capital.
- Le taux de déclassement du capital est déduit des séries trimestrielles de FBCF et des séries annuelles de capital et de FBCF fournies par les comptes nationaux sur la période d'estimation (8,9 % par an en 2006).
- Le coût du capital dépend de la fiscalité sur les sociétés. La variable « *fisca* » est une indicatrice du niveau de taxation des profits sur l'ensemble du secteur marchand (y compris entreprises financières). Elle est calculée par rapport au stock de capital en valeur et vaut environ 2,2% par an. Elle ne prend pas en compte l'impôt sur les revenus versés par les entrepreneurs individuels, ni la taxe professionnelle, ni la Contribution Sociale Généralisée (CSG) sur le capital. Concernant l'impôt sur le revenu, les séries ne permettent pas de distinguer pas les ménages des entrepreneurs individuels. De même, la part de la taxe professionnelle assise sur le stock de capital n'est pas identifiée dans les séries d'impôts sur la production. Enfin la CSG assise sur le capital porte davantage sur les produits financiers que sur l'investissement productif et l'activité des firmes. Elle n'est donc pas considérée ici.

Graphique 2. Évolution historique des principaux déterminants du coût réel du capital

Encadré 3. Élasticités des fonctions de production du modèle *Mésange*

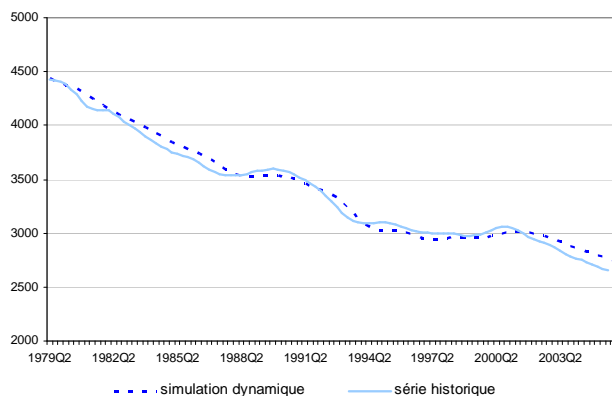
La cohérence des équations de demande de facteurs avec le cadre théorique sous-jacent du modèle nécessite que l'élasticité de long terme de l'emploi au coût réel du travail soit égale à celle de l'investissement au coût réel du capital. L'élasticité de l'emploi total au coût du travail est mesurée comme la moyenne des élasticité de l'emploi de la branche manufacturière et non manufacturière pondérée par les parts respectives de l'emploi de ces branches dans l'emploi total. Finalement, la valeur de l'élasticité globale coïncide bien avec l'élasticité de l'investissement au coût réel du capital (cf. tableau ci-dessous).

| | Coût réel du travail | Coût réel du capital |
|---|----------------------|----------------------|
| Emploi total | - 0,48 | - |
| Emploi de la branche manufacturière | - 0,75 | - |
| Emploi de la branche non manufacturière | - 0,43 | - |
| Investissement | - | -0,48 |

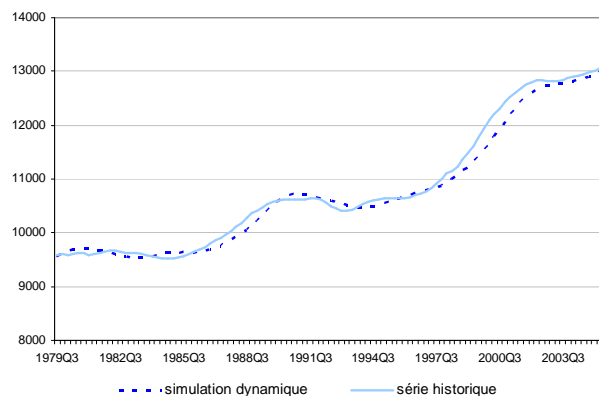
c) Simulations dynamiques des équations de demande de facteurs

Séries historiques et simulations dynamiques

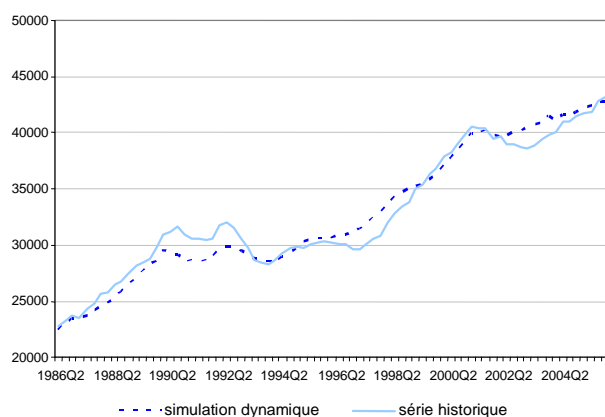
Emploi de la branche manufacturière (milliers d'équivalent temps plein)



Emploi de la branche non manufacturière (milliers d'équivalent temps plein)



Investissement des entreprises (en millions d'euros constants)



I.3.3 Formation de stocks

Formation de stocks de la branche manufacturière

$$\Delta S_dim_t = -187,08 + 0,44 \cdot \Delta S_dim_{t-1} + 0,35 \cdot \Delta S_dim_{t-2} + 0,30 \cdot \Delta PROD_dim_t - 270,15 \cdot \Delta R3mr_{t-1} + 19982,28 \cdot \Delta pmi_dim_{t-1}$$

(-1,6)
(5,6)
(4,3)
(5,2)
(-3,3)
(2,1)

Période d'estimation : 1980T2-2005T4 $R^2 = 0,63$ $DW = 2,03$ $SER = 830,29$.

| | |
|-----------------|---|
| ΔS_dim | variation des stocks en volume, branche manufacturière |
| $PROD_dim$ | production totale de la branche manufacturière en volume |
| R3mr | taux d'intérêt réel à 3 mois (déflaté de l'inflation des prix de production destinée au marché intérieur, en points de pourcentage) |
| pmi_dim | déflateur de la production manufacturière destinée au marché intérieur (production totale nette des exportations) (en log) |

Formation de stocks de la branche non manufacturière

$$\Delta S_dhm_t = -206,18 + 0,54 \Delta S_dhm_{t-1} + 0,28 \Delta S_dhm_{t-2} + 0,06 \Delta PROD_dhm_t$$

(-2,0)
(4,9)
(2,6)
(1,8)

Période d'estimation : 1986T1-2005T4 $R^2 = 0,65$ $DW = 1,94$ $SER = 562,51$.

| | |
|-----------------|--|
| ΔS_dhm | variation des stocks, branche non manufacturière (en niveau) |
| $PROD_dhm$ | production totale de la branche non manufacturière (en niveau) |

Élasticités des variations de stocks manufacturiers (resp. non manufacturiers) à un choc unitaire sur la production totale manufacturière (resp. non manufacturière)

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-------------------------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Variations de stocks... | | | | | |
| ...de la branche manufacturière | 0,30 | 0,11 | 0,06 | 0,01 | 0,00 |
| ...de la branche non manufacturière | 0,06 | 0,02 | 0,01 | 0,00 | 0,00 |

Note : Les équations de formation de stocks portent sur les variations en niveau et non en logarithme. Ainsi, lorsque la production manufacturière augmente de 1 milliard d'euros en volume, les variations de stocks de la branche manufacturière augmentent de 0,30 milliard d'euros le trimestre du choc.

Commentaires et remarques :

- o Les formations de stocks, variables d'ajustement, dépendent des variations de la demande, de prix et du coût de stockage (approximé par les taux d'intérêt réels).

a) Modélisation des équations de salaire

Deux modélisations possibles des salaires sont proposées dans le modèle : l'une au moyen d'une équation de négociation salariale de type Wage-Setting (WS) et l'autre par une courbe de Phillips.

Dans le cadre WS, le salaire résulte d'une négociation entre l'employeur et ses employés. Ce type de modélisation, qui s'inscrit dans l'esprit de la version initiale du modèle, découle de fondements microéconomiques. Il permet d'exprimer le chômage de long terme en fonction de déterminants tels que les termes de l'échange intérieur ou la fiscalité. Le choix de modélisation des salaires par une courbe WS plutôt que par une courbe de Phillips fait néanmoins l'objet de vifs débats. La pertinence des fondements microéconomiques de la spécification WS est discutée. Par exemple, le choix du salaire de référence dans la négociation, selon qu'il porte sur la valorisation du loisir, les prestations chômage ou la productivité du travail, n'a pas la même incidence sur le taux de chômage d'équilibre (cf. Le Bihan et Sterdyniak, 1998, et Chagny, Reynès et Sterdyniak, 2002). En outre, les implications de la spécification WS sont discutées (notamment le fait qu'une hausse des prélèvements sociaux s'y traduise mécaniquement par une augmentation du taux de chômage de long terme).

La courbe de Phillips, quant à elle, ne bénéficie pas de fondements théoriques clairement établis, particulièrement à long terme. Bonnet et Mahfouz (1996) donnent une description détaillée des différences théoriques et empiriques qui caractérisent les deux approches. Il ressort de cette comparaison que, théoriquement, le cadre de la courbe de Phillips et celui de la WS ne sont pas fondamentalement éloignés mais que le cadre WS paraît plus cohérent sur le plan empirique au sens où le chômage et le salaire réel sont intégrés d'ordre 1 sur leur période d'estimation. Les arguments qui viennent d'être mentionnés ont poussé à envisager successivement les deux approches, courbe WS et courbe de Phillips. Le choix de présenter deux modélisations possibles des salaires offre aussi au modélisateur la possibilité d'évaluer la sensibilité des résultats des simulations effectuées à la spécification choisie. On aborde dans un premier temps la modélisation à l'aide de la courbe WS puis la spécification relevant d'une courbe de Phillips.

a-1) Modélisation des salaires à l'aide d'une équation de négociation salariale de type WS

Conformément à la spécification formelle de l'équation introduite dans le cadre théorique du modèle, la modélisation porte sur le salaire super-brut. Les principaux déterminants du salaire nominal sont l'efficacité du travail, le prix de consommation, le coin fiscal-social et le taux de chômage. Le salaire réel dépend négativement du taux de chômage (effet « Phillips »), positivement du coin fiscal-social et, outre ces différents effets, suit l'efficacité du travail.

La campagne de réestimation du modèle en base 2000 a conduit à plusieurs changements concernant la modélisation des salaires :

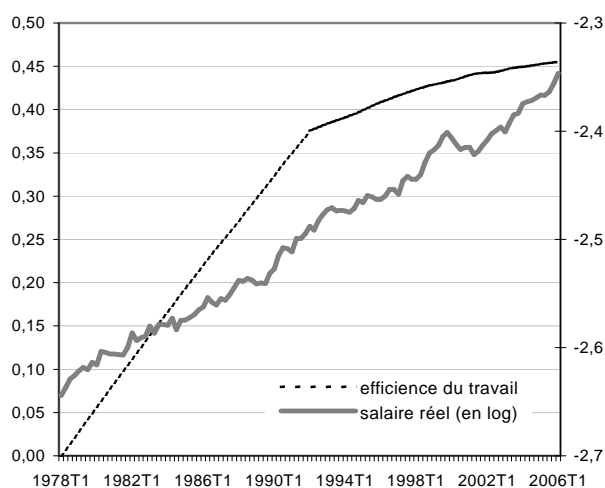
- l'estimation de deux équations de salaires distinctes à chaque branche ;
- l'introduction d'un terme d'ouverture à la concurrence internationale dans la relation de long terme du salaire manufacturier ;
- la présence des termes de l'échange intérieur, rapport du prix de consommation au prix de valeur ajoutée, dans les relations de long terme.

Équations de salaires distinctes et ouverture à la concurrence internationale

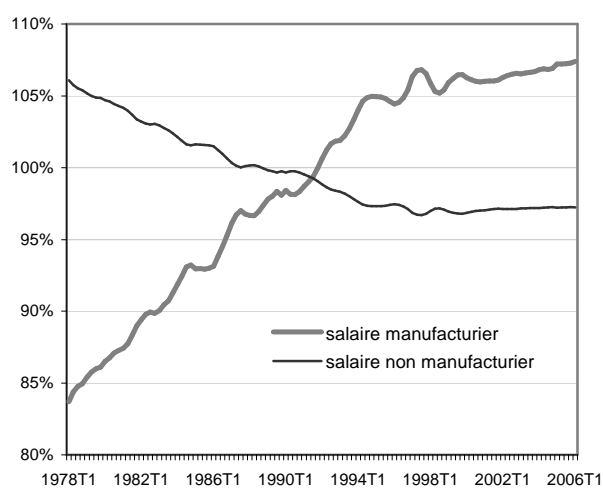
Dans l'approche WS, les salaires des branches manufacturière et non manufacturière sont modélisés séparément. L'introduction de deux équations de salaires au lieu d'une unique équation agrégée (estimée pour la branche marchande non agricole dans son ensemble), résulte de plusieurs éléments :

- tout d'abord la difficulté d'estimer convenablement une équation WS similaire à celle de la version originale du modèle, notamment en ce qui concerne la stationnarité des résidus de long terme et la significativité de la force de rappel. Ces difficultés statistiques confirment ce que suggère l'observation des données. L'évolution du salaire marchand non agricole offre en effet un profil qui rend difficile l'obtention d'une relation de cointégration entre les variables explicatives suggérées par l'approche WS. C'est le cas par exemple avec l'efficacité globale observée dans la branche marchande non agricole (cf. graphique 3) ;
- ensuite, le constat que, sur la nouvelle période d'estimation, les salaires nominaux relatifs dans la branche manufacturière et la branche non manufacturière ont considérablement divergé. En 1978, les salaires de la branche manufacturière étaient en moyenne inférieurs d'environ 24 % aux salaires non manufacturiers alors qu'en fin de période ils leur sont supérieurs de 7 % environ (cf. graphique 4). De plus, alors que les gains d'efficacité ont été beaucoup plus importants dans la branche manufacturière que dans la branche non manufacturière depuis 1992, le salaire manufacturier a progressé comme celui de la branche non manufacturière depuis 1997. Ce constat suggère que les dynamiques des salaires dans les deux branches doivent être modélisées séparément ;
- enfin, par rapport à la branche non manufacturière, la branche manufacturière est caractérisée par une exposition supérieure à la concurrence internationale, susceptible de peser sur l'évolution des salaires¹⁷. La distinction de deux équations de salaires a donc l'avantage de permettre une prise en compte de l'influence de ce facteur sur le salaire manufacturier. Ceci se traduit concrètement par l'existence d'un terme d'ouverture dans l'équation du salaire manufacturier, sous la forme du rapport des importations manufacturières sur la valeur ajoutée de cette même branche.

Graphique 3. Efficacité de la branche marchande non agricole (échelle de gauche) et salaire réel dans cette même branche (en log, échelle de droite)



Graphique 4. Salaires relatifs des branches manufacturière et non manufacturière (en % du salaire des branches marchandes non agricoles)



Introduire une segmentation du marché du travail pose le problème de la mobilité du travail entre les secteurs, notamment à long terme. À moins d'y voir des effets de structure de qualifications, une différence durable dans l'évolution des salaires des deux branches doit entraîner théoriquement, à long terme, la migration de la main d'œuvre vers la branche où le salaire est le plus élevé. Ceci entre en contradiction avec l'existence d'un sentier de croissance équilibré à deux branches. Afin d'assurer l'égalisation des taux de croissance des salaires à long terme, les deux relations de long terme ont été estimées simultanément

¹⁷ Le rôle du commerce international dans les rémunérations salariales, en particulier sur celles des travailleurs peu qualifiés, a déjà été mis en lumière par Cotis et al. (1997).

(méthode SUR Seemingly Unrelated Regressions), en imposant l'égalité des élasticités du salaire au chômage dans les deux équations.

Termes de l'échange intérieur dans les relations de long terme des salaires

Chacune des deux relations de long terme fait intervenir les termes de l'échange intérieur, c'est-à-dire le rapport entre le prix de consommation des ménages et le prix de valeur ajoutée de la branche dont le salaire est estimé. L'introduction de ce terme est suggérée par le fait que, dans chaque branche, l'évolution du salaire net déflaté par le prix de valeur ajoutée suit davantage l'évolution de l'efficacité du travail que ne le fait le salaire net déflaté par le prix de consommation des ménages. Une interprétation possible est que, selon leurs pouvoirs de négociation respectifs, les entreprises et les salariés négocient le salaire non seulement en fonction des prix de consommation mais aussi des coûts supportés par l'entreprise (représentés ici par le prix de valeur ajoutée). L'influence des termes de l'échange intérieur sur le chômage de long terme est abordée dans l'encadré 4.

Dans les équations, l'égalité de l'élasticité du salaire aux termes de l'échange intérieur dans les deux branches a été imposée lors de l'estimation simultanée des deux relations de long terme. Ceci permet d'assurer qu'à long terme, le modèle n'est pas déséquilibré : plus précisément, ni le taux de chômage ni les termes de l'échange intérieur ne peuvent être à l'origine d'une divergence entre les salaires dans les deux branches à long terme.

Salaires bruts de la branche manufacturière

$$\Delta ws_dim_t = 0,002 + 0,55 \cdot \Delta ws_dim_{t-1} + 0,41 \cdot \Delta pc_{t-1} - 0,03 \left[w_dim_{t-1} - effdim_{t-1} - pc_{t-1} - cfs_{t-1} + 0,51 \cdot (pc - pva_dim)_{t-1} + 0,02 \cdot u_{t-1} + 0,42 \cdot (m_dim - va_dim)_{t-1} + 8,17 \right]$$

(3,1) (6,4) (4,2) (-1,9) (-9,6) (-12,4) (-12,7) (-391,6)

Long terme :

$$w_dim = effdim + pc + cfs - 0,51 \cdot (pc - pva_dim) - 0,02 \cdot u - 0,42 \cdot (m_dim - va_dim)$$

Période d'estimation de la relation de long terme : 1979T1-2005T4

Période d'estimation de la dynamique de court terme : 1980T1-2005T4

 $R^2 = 0,83$ $DW = 1,74$ $SER = 0,004$ **Salaires bruts de la branche non manufacturière**

$$\Delta ws_dhm_t = 0,001 + 0,42 \cdot \Delta ws_dhm_{t-1} + (1 - 0,42) \cdot \Delta pc_{t-1} - 0,005 \cdot \Delta u_t - 0,02 \left[w_dhm_{t-1} - effdhm_{t-1} - pc_{t-1} - cfs_{t-1} + 0,51 \cdot (pc - pva_dhm)_{t-1} + 0,02 \cdot u_{t-1} + 7,71 \right]$$

(1,3) (4,4) (c) (-2,4) (-2,3) (-9,6) (-12,4) (-409,6)

Long terme :

$$w_dhm = effdhm + pc + cfs - 0,51 \cdot (pc - pva_dhm) - 0,02 \cdot u$$

Période d'estimation de la relation de long terme : 1979T1-2005T4

Période d'estimation de la dynamique de court terme : 1982T1-2006T1

 $R^2 = 0,49$ $DW = 2,17$ $SER = 0,004$

| | |
|-------------------------|--|
| ws_dim (resp. ws_dhm) | salaires nominaux bruts par temps plein de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (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) (salaires super brut moyen, en log) ; |
| effdim (resp. effdhm) | efficacité du travail dans la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (en log) ; |
| cfs | coefficient fiscal-social, rapport entre le coût nominal du travail et le salaire super-net (i.e. salaire net auquel on déduit l'impôt sur le revenu) (en log) ; |
| pva_dim (resp. pva_dhm) | prix de valeur ajoutée de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (en log) ; |
| u | taux de chômage (en points de pourcentage) ; |
| m_dim | valeur des importations en produits manufacturiers (en log) ; |
| va_dim | valeur de valeur ajoutée en produits manufacturiers (en log). |

Élasticités des salaires bruts de la branche manufacturière

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|--|------|-------|-------|-------|------------|
| Prix | 0,00 | 0,93 | 1,03 | 1,02 | 1,00 |
| Taux de chômage* | 0,00 | -0,43 | -0,91 | -1,76 | -2,30 |
| Part des importations dans la valeur ajoutée | 0,00 | -0,08 | -0,17 | -0,32 | -0,42 |

* Il s'agit de semi-élasticités.

Élasticités des salaires bruts de la branche non manufacturière

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|------------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Prix | 0,00 | 1,02 | 1,05 | 1,03 | 1,00 |
| Taux de chômage* | -0,54 | -1,10 | -1,28 | -1,65 | -2,30 |

* Il s'agit de semi-élasticités.

Commentaires et remarques sur les deux équations de salaires :

- L'estimation des équations de salaires indique que, par rapport à la version WS originale du modèle, le taux de chômage exerce une influence plus faible sur le niveau de salaire. Cette valeur reste cependant cohérente avec les estimations existantes des équations de salaires sous la forme de courbe WS (cf. encadré 4).
- Dans les deux relations de long terme, l'élasticité du salaire super-brut au coin fiscal-social est contrainte à être unitaire. Ceci revient à considérer que les différentes contributions fiscales prélevées sur le salaire super-brut relèvent d'une taxe pure. Il s'agit d'une hypothèse évidemment discutable puisque les diverses cotisations sociales peuvent être vues par les salariés comme un revenu différé et par conséquent ne pas peser autant dans la négociation salariale¹⁸. Cette hypothèse, déjà présente dans la version initiale du modèle, permet d'améliorer grandement l'estimation. Elle apparaît aussi dans d'autres études (Beffy et L'Angevin, 2005, Ouvrard et Rathelot, 2006). De plus, cette contrainte peut être relâchée lors de simulations, comme on le verra dans certaines variantes fiscales.
- À court terme, les salaires dans les deux branches s'ajustent progressivement aux prix de consommation. Ceci implique une relative rigidité des salaires face aux fluctuations des prix. Néanmoins, les salaires s'indexent quasiment parfaitement sur les prix au bout d'un an.

Coin fiscal-social

$$CFS = \frac{\left(1 + \frac{\tau_{empl}}{100}\right)}{\left(1 - \frac{\tau_{sal}}{100} - \frac{\tau_{csg}^{trav}}{100} - \frac{\tau_{crds}^{trav}}{100}\right)\left(1 - \frac{\tau_{ir}}{100}\right)} \cdot 100$$

| | |
|---|---|
| CFS | coin fiscal-social (en points de pourcentage) |
| τ_{empl} | taux de cotisations sociales employeurs (en points) |
| τ_{sal} | taux de cotisations sociales salariales (en points) |
| τ_{csg}^{trav} (resp. τ_{crds}^{trav}) | taux de CSG (resp. CRDS) sur le travail (en points) |
| τ_{ir} | taux apparent d'imposition sur le revenu du travail (en points) |

Commentaires et remarques :

- Le coin fiscal-social est défini comme le rapport du salaire super-brut (coût nominal du travail) au salaire super-net. Il dépend donc des cotisations sociales employeurs et salariales, de la CSG et de la Contribution au Remboursement de la Dette Sociale (CRDS) assises sur le travail, ainsi que de l'impôt sur le revenu. Ces prélèvements sont introduits dans le coin fiscal-social sous la forme de taux d'imposition apparents (calculés comme le montant des prélèvements versés rapportés aux assiettes disponibles dans le modèle, soient la masse salariale, les revenus imposables des ménages etc.).

¹⁸ cf. par exemple Disney (2004), qui effectue un partage du coin fiscal-social en taxe pure et revenu différé et étudie les effets de chaque composante sur l'emploi, pour un ensemble de pays de l'OCDE. Estimant simultanément un système (WS,PS), Bonnet et Mahfouz (1994) trouvent que les cotisations sociales peuvent s'interpréter comme un revenu entièrement différé et par conséquent n'ont pas d'incidence sur le taux de chômage de long terme (cf. encadré 4). De manière générale, Le Bihan et Sterdyniak (1998) estiment que la dépendance du taux de chômage de long terme au taux de cotisations sociales relève d'hypothèses arbitraires.

a-2) Modélisation des salaires à l'aide d'une courbe de Phillips

L'équation de salaire est estimée ici sous la forme d'une courbe de Phillips. Il s'agit d'une équation agrégée, modélisant l'accroissement du salaire super-brut comme une fonction décroissante du taux de chômage.

Contrairement à la courbe WS, la courbe de Phillips décrit un ajustement de court terme sans spécifier le niveau du salaire réel à long terme. Pour cette raison, les problèmes rencontrés précédemment dans l'approche WS - notamment, la non stationnarité des résidus de long terme lors de l'estimation d'une équation agrégée - ne se posent pas dans la formulation par la courbe de Phillips. Par ailleurs, la distinction de deux courbes de Phillips, une pour la branche manufacturière et l'autre pour la branche non manufacturière, ne se révèle pas nécessaire étant donné que la courbe de Phillips ne considère pas l'efficacité du travail comme variable explicative. Enfin, l'introduction d'un terme d'ouverture lié à l'accroissement de la concurrence internationale n'apparaît pas dans cette approche.

Salaire super-brut de la branche marchande non agricole

$$\Delta w_t = 0,01 + 0,72 \cdot \Delta pva_{t-2} + (1 - 0,72) \cdot \Delta pva_{t-4} - 0,001 \cdot u_t - 0,22 \cdot \Delta(pva - pc)_{t-1} \\ - 0,004 \cdot d82t2_82t3 - 0,007 \cdot d01t1_01t1$$

(3,17) (6,81) (c) (-2,52) (-1,48)
(-1,98) (-2,14)

Période d'estimation : 1979T4-2006T1 $R^2 = 0,35$ $DW = 1,96$ $SER = 0,006$.

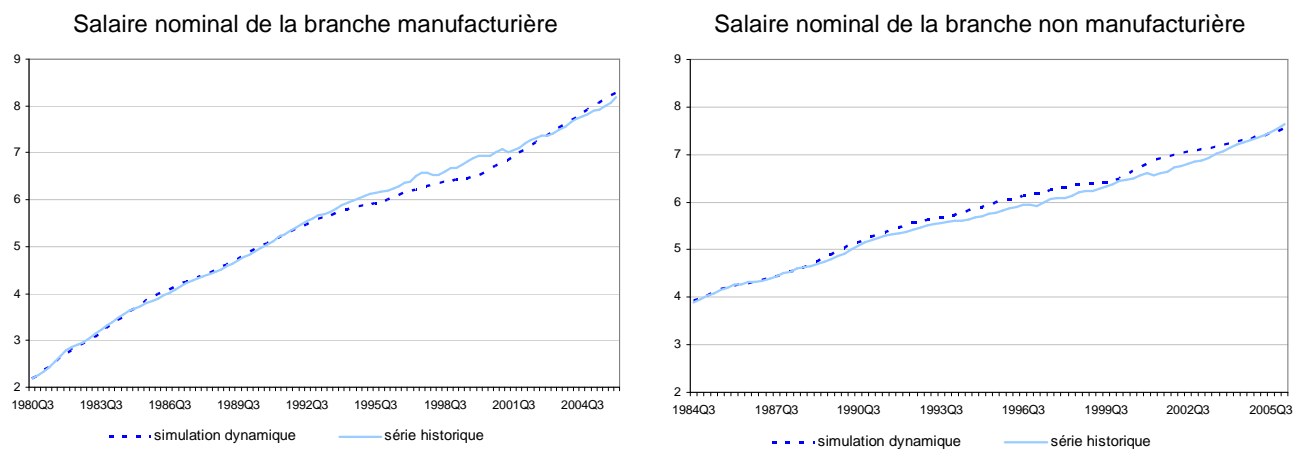
| | |
|------------|--|
| w | salaire nominal super-brut par temps plein de la branche marchande non agricole (en log) ; |
| pva | prix de valeur ajoutée de la branche marchande non agricole (en log) ; |
| u | taux de chômage (en points de pourcentage) ; |
| pc | déflateur de la consommation des ménages (en log) ; |
| d82t2_82t3 | variable indicatrice valant 1 sur 1982T2-1982T3, 0 sinon ; |
| d01t1_01t2 | variable indicatrice valant 1 sur 2001T1-2001T2, 0 sinon. |

Commentaires et remarques :

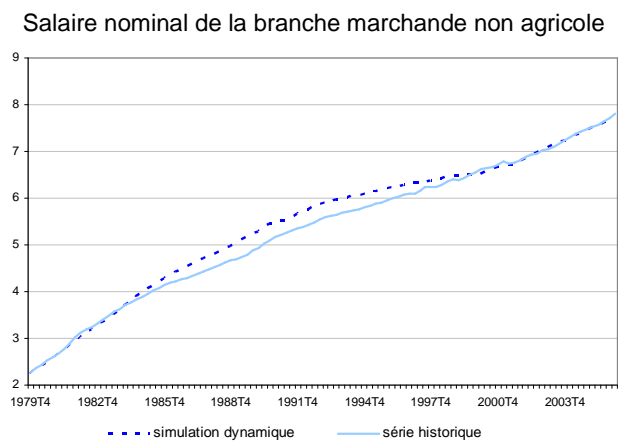
- Dans cette équation, des tests de stationnarité indiquent que les logarithmes du salaire nominal super-brut, du prix de valeur ajouté et du prix de consommation sont des variables intégrées d'ordre 1. Le taux de chômage apparaît lui aussi intégré d'ordre 1. L'estimation d'une telle équation, liant des variables stationnaires et une variable I(1) est donc *a priori* statistiquement infirmée. Cependant, elle est possible si l'on suppose le taux de chômage ressort intégré d'ordre 1 de manière fortuite et qu'à long terme, le taux de chômage est nécessairement stationnaire - cf. Bonnet et Mahfouz (1996) et Le Bihan et Sterdyniak (1998).
- L'équation fait intervenir les variations présente et passée du déflateur de la valeur ajoutée de la branche marchande non agricole. Celui-ci a été préféré au déflateur de la consommation des ménages car il améliore notablement la significativité des coefficients estimés. Néanmoins, le déflateur de la consommation des ménages apparaît dans la spécification par l'intermédiaire des termes de l'échange intérieur.
- L'élasticité du taux de croissance du salaire réel au taux de chômage est estimée à 0,1 %, plus faible que dans les estimations antérieures de courbes de Phillips, par exemple celles présentées dans Desplatz et al. (2004) et dont la période d'estimation s'achève en 1998. En revanche, l'estimation de Befy et L'Angevin (2005), sur une période plus récente, conduit à une élasticité similaire. Enfin, ce résultat rejoint celui obtenu dans l'estimation des équations WS précédentes, pour lesquelles l'élasticité du niveau de salaire au taux de chômage est plus faible que dans la version initiale du modèle.
- Des variables indicatrices ont été incluses dans l'équation, la première correspondant au blocage des salaires au début des années 1980, la seconde rendant compte de la modération salariale mise en place dans le contexte de réduction du temps de travail au début des années 2000.
- La condition d'homogénéité dynamique a été imposée, reflétant l'absence d'illusion nominale des salariés. Une hausse des prix se répercute ainsi intégralement dans les salaires à long terme. En particulier, cette hypothèse implique qu'à long terme, le taux de chômage ne dépend pas du rythme d'inflation de l'économie : le chômage d'équilibre est donc un Nairu (cf. encadré 4).

Simulations dynamiques des équations de salaires

Courbe WS : Séries historiques et simulations dynamiques (en milliers d'euros courants)



Courbe de Phillips : Série historique et simulation dynamique (en milliers d'euros courants)



Encadré 4. Chômage de long terme et impact de ses principaux déterminants

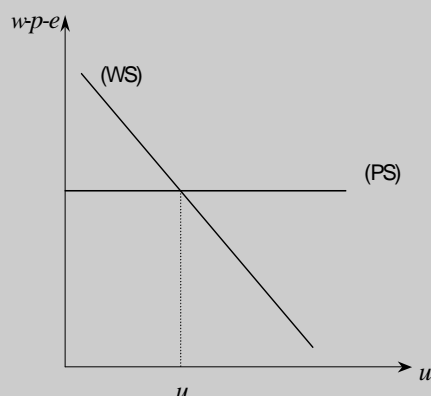
Dans cet encadré, on revient sur l'expression du taux de chômage de long terme et sur l'influence de ses principaux déterminants. On se place d'abord dans le cadre de la formulation WS-PS puis on aborde le cas de la courbe de Phillips.

Taux de chômage de long terme dans la formulation WS-PS : expression théorique et calcul pratique

Dans un cadre théorique WS-PS simple tel qu'on l'a présenté dans la première partie, le chômage de long terme est déterminé par la conjonction de l'équation de prix (PS) et de l'équation de salaire (WS).

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

Cette détermination du chômage de long terme peut se lire graphiquement dans un plan $(w-p-e, u)$. À long terme, la courbe (PS) est horizontale et fixe le coût réel du travail. En effet, elle se réécrit sous la forme de la frontière des prix des facteurs : le coût réel du travail est indexé sur le coût réel du capital, exogène car égal au taux d'intérêt réel. Elle traduit la condition de maximisation du profit des entreprises en situation de concurrence monopolistique. La courbe (WS) quant à elle est une relation décroissante entre le coût réel du travail et le taux de chômage : au coût réel du travail fixé par la courbe (PS), la courbe (WS) détermine le niveau de chômage associé. Elle traduit le résultat de la négociation salariale entre les employés et l'employeur. L'intersection de ces deux courbes détermine le taux de chômage de long terme (*cf.* figure ci-dessous).



Le taux de chômage de long terme est soumis à trois déterminants : le coût réel du capital, le coin fiscal-social et les termes de l'échange intérieur (TEI) :

- Une hausse du coût réel du capital déplace la courbe (PS) vers le bas : le retour à la frontière des prix des facteurs impose une baisse du coût réel du travail. À taux de chômage fixé, il y a incompatibilité entre cette réduction du coût réel du travail et l'objectif des employés - maintenir le coût réel du travail constant. Celle-ci ne peut se résoudre que par une hausse du chômage : le nouvel équilibre est caractérisé par un taux de chômage plus élevé et un coût réel du travail réduit.
- Une augmentation du coin fiscal-social déplace la courbe (WS) vers la droite : à taux de chômage fixé, les revendications salariales sont plus fortes. En revanche, la courbe (PS) est inchangée, ce qui signifie que le coût réel du travail doit rester constant : une hausse du chômage est donc nécessaire pour compenser exactement l'effet haussier du coin fiscal-social : le nouvel équilibre est caractérisé par un taux de chômage plus élevé, à coût réel du travail inchangé.
- Une augmentation des TEI joue de la même manière que le coin fiscal-social : la courbe (WS) est déplacée vers la droite. Le prix de consommation augmentant plus fortement que le prix de valeur ajoutée, les salariés exercent une pression des salaires à la hausse. Les entreprises, quant à elles, doivent maintenir leur coût réel du travail constant afin d'assurer la maximisation des profits. Le nouvel équilibre se caractérise donc par une augmentation du taux de chômage, à coût réel du travail inchangé.

Le calcul pratique du chômage de long terme dans le modèle *Mésange* est plus complexe que dans le cadre théorique présenté ici. Ceci s'explique par l'existence de deux équations de salaires distinctes ainsi que de la présence des TEI dans les relations de long terme. De plus, la spécification de la dynamique de court terme implique que, sur un sentier de croissance régulier, le salaire et les prix dépendent aussi du taux de croissance de l'efficacité du travail et du taux d'inflation. Dans ce cadre, le taux de chômage de long terme dépend non seulement des déterminants rappelés *supra* mais aussi du taux d'inflation et du taux de croissance de l'efficacité du travail. En particulier, il ne peut s'interpréter comme un Nairu.

Ceci n'est pas préjudiciable aux exercices de simulation réalisés à partir du modèle. En effet, lors de l'utilisation du modèle en variante, on ne s'intéresse qu'à l'écart relatif entre deux sentiers de croissance réguliers caractérisés par les mêmes taux de croissance des différentes variables. L'écart obtenu sur le taux de chômage de long terme ne dépend alors ni du taux d'inflation ni de la croissance de l'efficacité du travail.

Dans ce cadre, le taux de chômage de long terme s'écrit (en écart au compte central) :

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

où $\beta = 0,022$ (estimé), $\lambda = 0,51$ (estimé) et $\alpha = 0,65$ (contraint). La conformité de cette expression à celle du cadre théorique est due notamment aux contraintes posées sur les coefficients des relations de long terme des deux équations - égalité du coefficient du chômage dans les deux équations et des coefficients des TEI.

L'estimation du coefficient relatif au taux de chômage β conduit à une valeur moins élevée que celle de la version WS initiale de *Mésange*. De manière générale, elle se situe dans la fourchette basse des estimations antérieures, effectuées en base 1980 ou en base 1995 et sur une période moins récente. Toutefois, celle de L'Horty et Sobczak (1996) évoluait entre 1,1 et 2,3, ce qui est conforme à notre estimation (2,2). De même, Befy et L'Angevin (2005), estimant une équation de salaire intégrant des variables concernant les travailleurs qualifiés et non qualifiés sur la période 1978T4-1999T4, trouvaient une valeur légèrement inférieure à celle du modèle initial. Enfin, notons que l'estimation du même coefficient dans le modèle MZE pour la zone euro (Barlet et al., à paraître, 2009) donne, pour la zone euro, une élasticité du coût réel du travail au taux de chômage de 2%.

Influence des TEI sur le taux de chômage de long terme, dans la formulation WS-PS

Les TEI représentent l'écart entre le prix de consommation des ménages et le déflateur de la valeur ajoutée. Leur présence dans l'expression du chômage de long terme provient de la différence d'objectif entre l'employeur et l'employé : coût réel du travail pour l'employeur (c'est-à-dire salaire déflaté par le prix de valeur ajoutée) et salaire réel pour l'employé (salaire déflaté par le prix de consommation).

Les TEI résultent notamment de distorsions dues à la fiscalité directe sur la consommation (TVA) et au fort contenu en importations (et donc en prix étrangers) de la consommation :

- Une hausse de la TVA se transmet immédiatement dans les prix de vente mais n'est jamais entièrement répercutée sur les prix de valeur ajoutée. Les TEI s'améliorent.
- Les prix étrangers, supposés exogènes, ne s'ajustent pas aux prix domestiques lorsque ceux-ci varient. Suite à un choc inflationniste (non fiscal et non nominal), le prix de consommation augmente donc moins que le prix de valeur ajoutée. Les TEI se dégradent.

Le coefficient $(1-\lambda)$ représente l'élasticité du taux de chômage aux TEI. Elle est unitaire dans la formulation WS-PS « standard », c'est-à-dire qu'à long terme, les variations du TEI se répercutent intégralement sur le taux de chômage. Elle est inférieure à 1 dans le modèle *Mésange*, pour des raisons abordées *supra*. La valeur de cette élasticité a des implications non négligeables sur le long terme du modèle, notamment sur le taux de chômage et le niveau de production à l'équilibre. À titre d'illustration, le tableau ci-dessous donne la réponse du modèle à une hausse exogène de 1 % du PIB de l'investissement public, suivant trois spécifications des équations de salaires : la spécification issue de l'estimation, celle où l'influence des TEI sur le taux de chômage de long terme est complète ($\lambda = 0$) et celle où son influence est supprimée ($\lambda = 1$). **La spécification du modèle permet d'atténuer l'effet des TEI sur l'équilibre de long terme, sans pour autant le supprimer totalement.**

Impact à long terme d'une hausse de 1 point de PIB de l'investissement des APU

en % d'écart au compte central

| | Modèle estimé $\lambda = 0,51$ | Influence complète des TEI $\lambda = 0$ | Influence des TEI supprimée $\lambda = 1$ |
|-----------------------------|-----------------------------------|--|---|
| PIB en volume | +0,19 | +0,31 | +0,04 |
| Taux de chômage (en points) | -0,09 | -0,18 | +0,03 |
| TEI | -0,58 | -0,52 | -0,63 |

Note : dans le cas où $\lambda = 1$, les TEI jouent toutefois sur le taux de chômage d'équilibre par l'intermédiaire du coût réel du capital ($ck-p$).

Taux de chômage de long terme dans le cas d'une courbe de Phillips

Dans le cadre de la courbe de Phillips estimée *supra*, le taux de chômage de long terme s'écrit :

$$u = cste + \frac{1}{\beta} \cdot \Delta e$$

où $\beta = 0,001$ (estimé) et $cste$ est une constante numérique. Le chômage de long terme ne dépend que du taux de croissance de l'efficacité du travail. Il s'agit donc d'un Nairu. En particulier, lors de l'utilisation du modèle en variante, le niveau du taux de chômage est inchangé à long terme si l'exercice ne suppose pas de choc permanent sur l'efficacité du travail.

b) Prix d'offre : prix de production

Contrairement à la version originale du modèle, les prix de production ont été préférés aux prix de la valeur ajoutée pour modéliser les prix fixés par les entreprises. La modélisation des prix de production semble en effet mieux correspondre à la logique de maximisation du profit par le producteur, intégrant l'ensemble des facteurs de production (travail et capital) et les consommations intermédiaires. Les prix de production de la branche manufacturière et de la branche non manufacturière sont estimés séparément.

Prix de production de la branche manufacturière

$$\begin{aligned} \Delta pprod_dim_t = & 0,06 + 0,60 \cdot \Delta pprod_dim_{t-1} + 0,28 \cdot \Delta cci_dim_t \\ & + 0,06 \cdot \Delta cus_dim_{t-1} + (1 - 0,60 - 0,28 - 0,06) \cdot \Delta cus_dim_{t-2} + 0,11 \cdot \Delta di_dim_t \\ & - 0,06 \cdot [pprod_dim_{t-1} - 0,3 \cdot (0,65 \cdot (w_dim - effdim)_{t-1} + 0,35 \cdot ckm_{t-1}) - 0,7 \cdot cuci_dim_{t-1}] \end{aligned}$$

Long terme : $pprod_dim = 0,3 \cdot (0,65 \cdot (w_dim - effdim) + 0,35 \cdot ckm) + 0,7 \cdot cuci_dim$

Période d'estimation : 1988T1-2005T4 $R^2 = 0,97$ $DW = 2,28$ $SER = 0,003$.

Prix de production de la branche non manufacturière

$$\begin{aligned} \Delta pprod_dhm_t = & 0,16 + 0,18 \cdot \Delta pprod_dhm_{t-1} + 0,42 \cdot \Delta cci_dhm_t + 0,06 \cdot \Delta cus_dhm_{t-1} \\ & - 0,10 \cdot [pprod_dhm_{t-1} - 0,5 \cdot (0,65 \cdot (w_dhm - effdhm)_{t-1} + 0,35 \cdot ckm_{t-1}) - 0,5 \cdot cuci_dhm_{t-1}] \end{aligned}$$

Long terme : $pprod_dhm = 0,5 \cdot (0,65 \cdot (w_dhm - effdhm) + 0,35 \cdot ckm) + 0,5 \cdot cuci_dhm$

Période d'estimation : 1986T1-2005T4 $R^2 = 0,81$ $DW = 1,50$ $SER = 0,002$.

| | |
|--------------------------------|---|
| pprod_dim (resp. pprod_dhm) | prix de la production de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (en log) |
| cci_dim (resp. cci_dhm) | coût en consommations intermédiaires de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (en log) |
| cus_dim (resp. cus_dhm) | coût salarial unitaire (i.e. par unité produite : somme de la masse salariale, des cotisations employeurs, des impôts sur la production nets des subventions sur la production, divisée par la production de la branche) de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (en log) |
| di_dim | demande intérieure en produits manufacturés (somme des consommations intermédiaires et finales, des investissements et des variations de stocks, 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) |
| effdim (resp. effdhm) | efficacité du travail dans la branche manufacturière (resp. non manufacturière) |
| ckm | coût moyen nominal d'usage du capital (moyenne pondérée sur 19 trimestres en fonction du taux de dépréciation du capital, en log) |
| cuci_dim (resp. cuci_dhm) | coût unitaire (i.e. par unité produite) des consommations intermédiaires de la branche manufacturière (resp. non manufacturière) (en log) |

Élasticités des prix de production dans la branche manufacturière

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---------------------------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Demande en produits manufacturés | 0,11 | 0,19 | 0,11 | 0,01 | 0,00 |
| Coût du travail | 0,00 | 0,29 | 0,29 | 0,20 | 0,20 |
| Coût du capital | 0,00 | 0,04 | 0,07 | 0,10 | 0,10 |
| Prix des consommations intermédiaires | 0,28 | 0,73 | 0,78 | 0,71 | 0,70 |

Élasticités des prix de production dans la branche non manufacturière

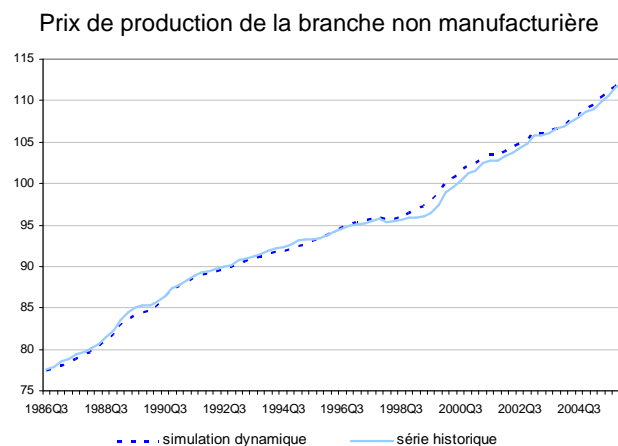
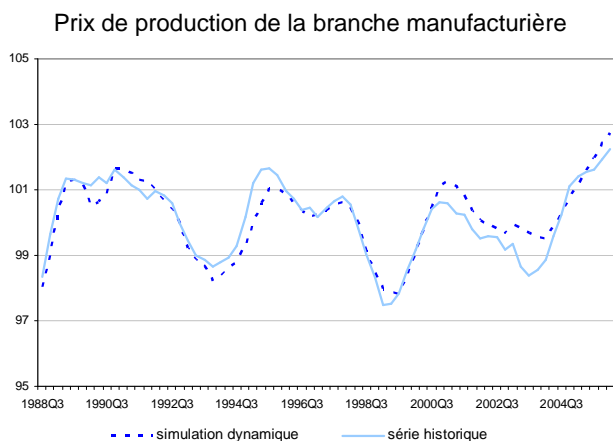
| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---------------------------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Coût du travail | 0,00 | 0,18 | 0,24 | 0,31 | 0,32 |
| Coût du capital | 0,00 | 0,07 | 0,11 | 0,16 | 0,17 |
| Prix des consommations intermédiaires | 0,42 | 0,52 | 0,51 | 0,50 | 0,50 |

Commentaires et remarques sur les deux équations de prix de production :

- Modéliser les prix de production et non les prix de valeur ajoutée implique de modifier la forme des relations de long terme en introduisant les coûts unitaires des consommations intermédiaires (la production pouvant se décomposer entre valeur ajoutée et consommations intermédiaires).
- Afin de respecter le modèle théorique sous-jacent, les coefficients des relations de long terme des deux équations sont contraints. L'élasticité du prix de production au coût des consommations intermédiaires correspond au poids de ces dernières dans la production. En outre, l'élasticité du prix de production au coût de chacun des facteurs (travail et capital) correspond à la part de leur rémunération dans la production. L'estimation sans contrainte de la relation de long terme, bien qu'aboutissant à des coefficients significatifs, ne donne pas de résultats satisfaisants.
- À court terme, les prix de production réagissent aux différents facteurs susceptibles d'influencer les coûts auxquels font face les producteurs : coûts salariaux unitaires, prix des consommations intermédiaires. Ces variables reflètent une certaine rigidité dans la fixation des prix par les producteurs.
- Un terme de demande intérieure apparaît dans la dynamique de court terme du prix de production de la branche manufacturière et permet de modéliser les comportements de marge face aux tensions sur les capacités de production. Une hausse des tensions, correspondant ici à un accroissement de la demande intérieure, conduit à une dilatation des marges et une hausse du prix de production.
- La contrainte d'homogénéité dynamique a été imposée dans la branche manufacturière. Elle est rejetée dans la branche non manufacturière.

Simulations dynamiques des équations de prix de production

Séries historiques et simulations dynamiques (indice valant 100 en 2000)



c) Prix de demande

Les prix de demande regroupent les déflateurs des différentes composantes agrégées de la demande dans *Mésange* (consommation finale, consommation intermédiaire, investissement) détaillés pour chaque secteur institutionnel consommateur (ménages, entreprises, administrations publiques, SF et ISBLSM).

Tous les prix de demande sont modélisés dans un cadre analogue. À long terme, les prix s'ajustent sur le déflateur des ressources nationales totales¹⁹, combinaison du déflateur de la production domestique destinée au marché intérieur²⁰ et du déflateur des ressources importées (cf. encadré 5). À court terme, les prix de demande réagissent aux variations de ces différents déflateurs. La contrainte d'homogénéité dynamique a été imposée lorsqu'elle n'était pas rejetée par les données.

Compte tenu du caractère systématique de la modélisation des prix de demande, seuls les prix de consommation finale des ménages, les prix de l'investissement des ménages, les prix de l'investissement des entreprises et les prix des consommations intermédiaires sont présentés.

Encadré 5. Production destinée au marché intérieur, ressources importées et ressources nationales totales

La production destinée au marché intérieur (*P1MI*) est définie comme la production totale nette des exportations. Les ressources importées (*RIM*) sont égales à la somme des importations et des impôts sur les importations. Les ressources nationales totales (*RNT*) regroupent la production destinée au marché intérieur, les impôts sur les produits domestiques (*IP*) et les ressources importées. D'où la relation :

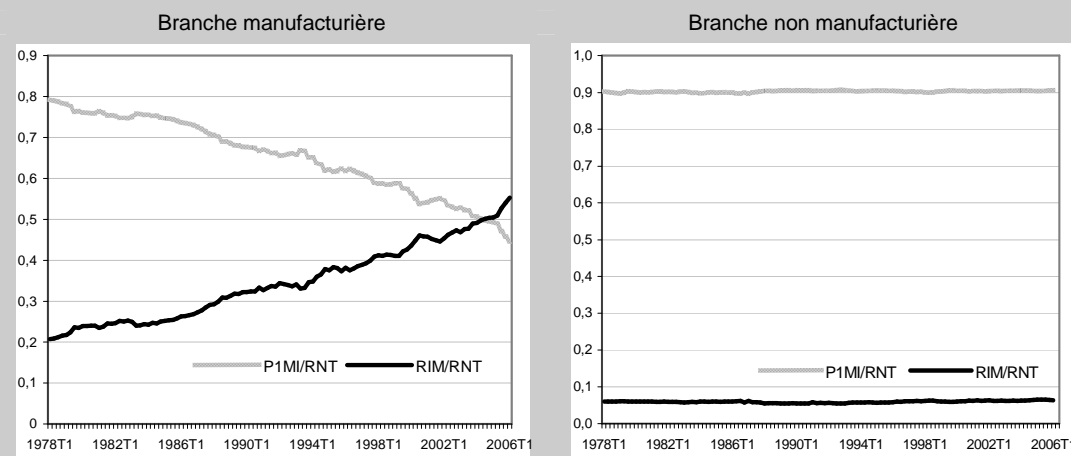
$$RNT = P1MI + IP + RIM$$

Les impôts sur les produits domestiques représentant une faible part des ressources nationales totales (moins de 3% en moyenne sur la période d'estimation 1978-2006), le déflateur des ressources nationales totales *prnt* peut s'exprimer au premier ordre en fonction du déflateur de la production destinée au marché intérieur *pmi* et du déflateur des ressources importées *prim* :

$$prnt \approx \frac{P1MI}{RNT} \cdot pmi + \frac{RIM}{RNT} \cdot prim$$

Sur la période d'estimation, la part des ressources importées dans les ressources nationales totales connaît des évolutions sensiblement différentes selon les branches. Alors qu'elle est stable et faible dans la branche non manufacturière (6%), elle augmente de 20% à 55% dans la branche manufacturière entre 1978 et 2006. Aussi, dans la branche non manufacturière, le déflateur des ressources nationales totales est peu éloigné de celui de la production destinée au marché intérieur. En revanche, dans la branche manufacturière, le déflateur des ressources importées a une influence croissante sur celui des ressources nationales totales.

Évolution des ratios de la production destinée au marché intérieur et des ressources importées sur les ressources nationales totales dans les deux branches



¹⁹ Les ressources nationales totales se définissent comme la somme de la production totale et des importations.

²⁰ La production domestique destinée au marché intérieur se définit comme la production totale hors exportations.

c-1) Prix de consommation des ménages**Prix de consommation des ménages en produits manufacturés**

$$\Delta pc_dim_t = -0,002 + 0,42 \cdot \Delta prnt_dim_t + (1 - 0,42) \cdot \Delta prnt_dim_{t-1} - 0,02 \cdot d82t2 - 0,01 \cdot d04t4 - 0,02 \cdot (pc_dim_{t-1} - prnt_dim_{t-1})$$

(-1,4)
(3,6)
(c)
(-3,5)
(-2,1)

(-2,9)

Long terme :

$$pc_dim = prnt_dim$$

Période d'estimation : 1980T2-2006T1 $R^2 = 0,23$ $DW = 0,90$ $SER = 0,006$.**Prix de consommation des ménages en produits non manufacturés**

$$\Delta pc_dhm_t = -0,001 + 0,88 \cdot \Delta prnt_dhm_t + (1 - 0,88) \cdot \Delta prnt_dhm_{t-1} - 0,02 \cdot (pc_dhm_{t-1} - prnt_dhm_{t-1})$$

(-0,9)
(12,7)
(c)

(-3,1)

Long terme :

$$pc_dhm = prnt_dhm$$

Période d'estimation : 1980T2-2006T1 $R^2 = 0,61$ $DW = 1,65$ $SER = 0,004$.

| | |
|---------------------------|--|
| pc_dim (resp. pc_dhm) | déflateur de la consommation finale des ménages en produits manufacturés (resp. non manufacturés) (en log) |
| prnt_dim (resp. prnt_dhm) | déflateur des ressources nationales totales en produits manufacturés (resp. non manufacturés) (en log) |
| d82t2 | variable indicatrice valant 1 en 1982T2, 0 sinon ; |
| d04t4 | variable indicatrice valant 1 en 2004T4, 0 sinon. |

Élasticité des prix de consommation manufacturée

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|--|------|------|-------|-------|------------|
| Prix des ressources nationales totales | 0,42 | 1,01 | 1,01 | 1,01 | 1,00 |

Élasticité des prix de consommation non manufacturée

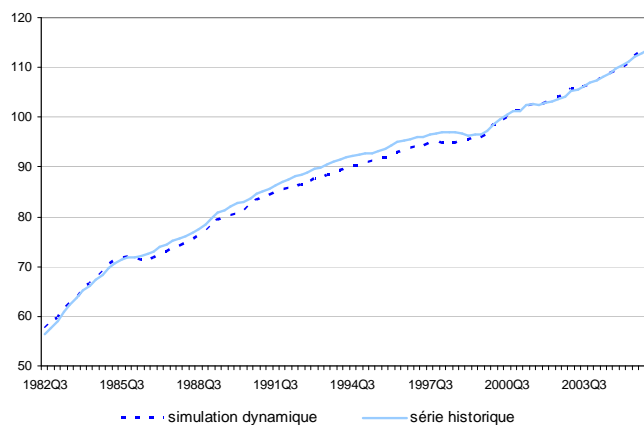
| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|--|------|------|-------|-------|------------|
| Prix des ressources nationales totales | 0,88 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |

Commentaires et remarques :

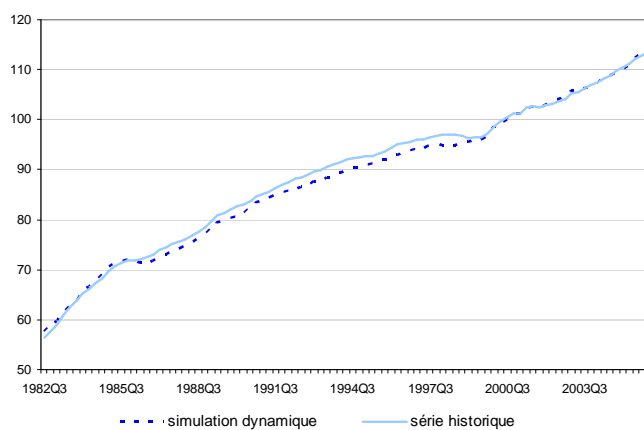
- À long terme, les déflateurs de la consommation des ménages en biens manufacturés et en biens non manufacturés s'ajustent sur les déflateurs des ressources nationales des produits associés.
- Ceci suppose une élasticité identique des prix de consommation aux prix des ressources domestiques et aux prix des ressources importées.

Simulations dynamiques des prix de consommation et d'investissement des ménages**Séries historiques et simulations dynamiques (indices valant 100 en 2000)**

Prix de consommation des ménages
en produits non manufacturés



Prix de consommation des ménages
en produits non manufacturés



c-2) Prix d'investissement des ménages

$$\Delta pinv_m_t = 0,003 + 0,75 \cdot \Delta pmi_dhm_{t-3} + 0,04 \cdot \Delta prim_dhm_{t-1} - 0,02 \cdot d99t4 + 0,03 \cdot d05t4 - 0,09 \cdot \left(pinv_m_{t-1} - pmi_dhm_{t-1} - 0,06 \cdot sup02t1 + 0,12 \right)$$

(2,0)
(3,0)
(1,6)
(-2,8)
(3,3)

(-2,1)
(11,5)
(-47,1)

Long terme :

$$pinv_m = pmi_dhm + 0,06 \cdot sup02t1$$

Période d'estimation : 1986T1-2006T1 $R^2 = 0,29$ $DW = 1,9$ $SER = 0,008$.

| | |
|----------|---|
| pinv_m | prix de l'investissement des ménages (en log) |
| pmi_dhm | déflateur de la production non manufacturière destinée au marché intérieur (production nette des exportations) (en log) |
| prim_dhm | déflateur des ressources non manufacturières importées (en log) |
| d99t4 | indicatrice valant 1 en 1999T4, 0 sinon |
| d05t4 | indicatrice valant 1 en 2005T4, 0 sinon |
| sup02t1 | marche d'escalier débutant au premier trimestre de 2001, valant 0 avant, 1 ensuite |

Élasticités des prix d'investissement des ménages

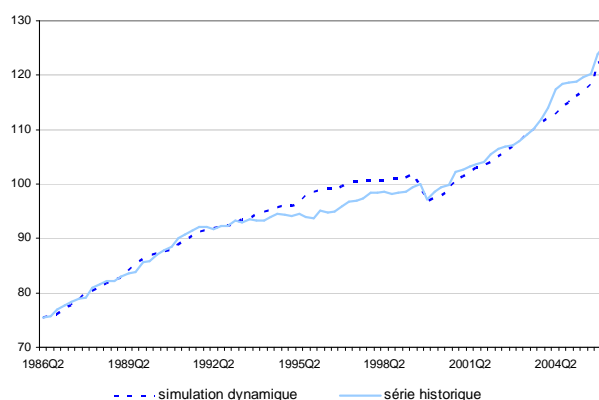
| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---|------|------|-------|-------|------------|
| Prix des ressources importées | 0,00 | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,00 |
| Prix de production destinée au marché intérieur | 0,00 | 1,01 | 1,01 | 1,00 | 1,00 |

Commentaires et remarques :

- À long terme, le prix de l'investissement des ménages s'ajuste sur le prix de la production domestique destinée au marché intérieur.
- La contrainte d'homogénéité dynamique n'est pas acceptée.

Simulations dynamiques des prix d'investissement des ménages

Série historique et simulation dynamique (indice valant 100 en 2000)



c-3) Prix d'investissement des sociétés non financières (SNF)

Prix d'investissement des SNF en produits manufacturés

$$\Delta p_{inv_dim}_t = 0,94 \cdot RIM_dim_{t-1} \cdot \Delta prim_dim_t - 0,03 \cdot d97t1$$

(6,4)
(-6,7)

$$- 0,09 \cdot \left(p_{inv_dim}_{t-1} - 0,66 \cdot p_{mi_dim}_{t-1} - (1 - 0,66) \cdot prim_dim_{t-1} - 0,12 + 0,002 \cdot temps \right)$$

(-2,4)
(16,6)
(c)
(12,8)
(-12,6)

Long terme :

$$p_{inv_dim} = 0,66 \cdot p_{mi_dim} + (1 - 0,66) \cdot prim_dim - 0,002 \cdot temps$$

Période d'estimation : 1986T1-2006T1 $R^2 = 0,55$ $DW = 1,77$ $SER = 0,004$.

| | |
|----------|---|
| pinv_dim | prix d'investissement de la branche manufacturière |
| RIM_dim | part des ressources importées dans les ressources nationales manufacturières totales |
| prim_dim | déflateur des ressources manufacturières importées (en log) |
| d97t1 | indicatrice valant 1 en 1997T1, 0 sinon |
| pmi_dim | déflateur de la production manufacturière destinée au marché intérieur (production nette des exportations) (en log) |
| temps | tendance temporelle linéaire |

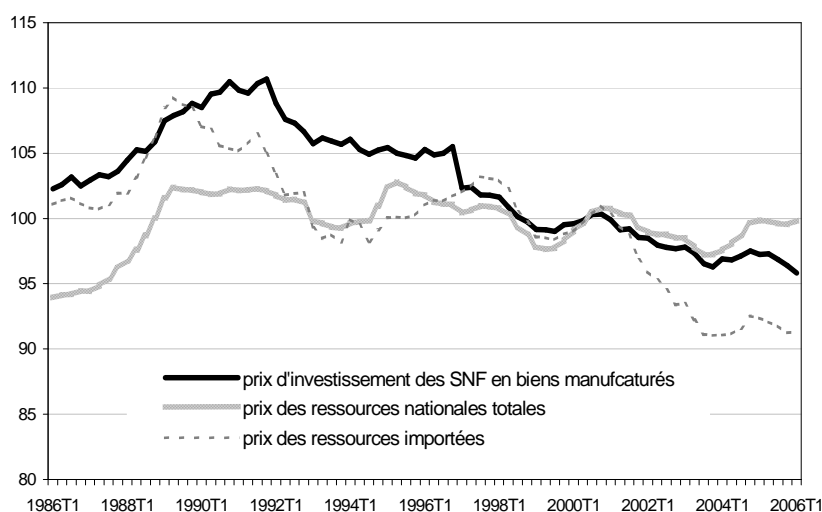
Élasticités des prix d'investissement des SNF en produits manufacturés

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---|------|------|-------|-------|------------|
| Prix de production destinée au marché intérieur | 0,52 | 0,46 | 0,42 | 0,36 | 0,34 |
| Prix des ressources importées | 0,00 | 0,22 | 0,36 | 0,57 | 0,66 |

Commentaires et remarques :

- À partir de la fin des années 1980, l'évolution de ce déflateur se distingue de celle du déflateur des ressources nationales totales et semble s'aligner davantage sur celle du déflateur des ressources importées (cf. graphique 5). Ainsi la relation de long terme de cette équation diffère de la forme « standard » des autres équations de prix de demande. À long terme, le prix de l'investissement des entreprises en biens manufacturés s'ajuste pour 2/3 environ sur le déflateur de la production domestique destinée au marché intérieur, sur 1/3 sur celui des ressources importées.

Graphique 5. Évolution du prix d'investissement des SNF en biens manufacturés, du prix des ressources nationales totales et importées manufacturières (indices valant 100 en 2000)



Prix d'investissement des SNF en produits non manufacturés

$$\Delta pinv_dhm_t = -0,002 + 0,68 \cdot \Delta pinv_dhm_{t-1} + (1 - 0,68) \cdot \Delta pmi_dhm_{t-1} - 0,05 \cdot (pinv_dhm_{t-1} - pmi_dhm_{t-1})$$

$\begin{matrix} (-1,4) & (6,5) & (c) \\ & & (-1,8) \end{matrix}$

Long terme :

$$pinv_dhm = pmi_dhm$$

Période d'estimation : 1986T1-2006T1 $R^2 = 0,34$ $DW = 1,92$ $SER = 0,004$.

| | |
|----------|---|
| pinv_dhm | prix d'investissement de la branche non manufacturière (en log) |
| pmi_dhm | déflateur de la production non manufacturière destinée au marché intérieur (production nette des exportations) (en log) |

Élasticité des prix d'investissement des SNF en produits non manufacturés...

| au... | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---|------|------|-------|-------|------------|
| Prix de production destinée au marché intérieur | 0,00 | 1,02 | 1,23 | 1,02 | 1,00 |

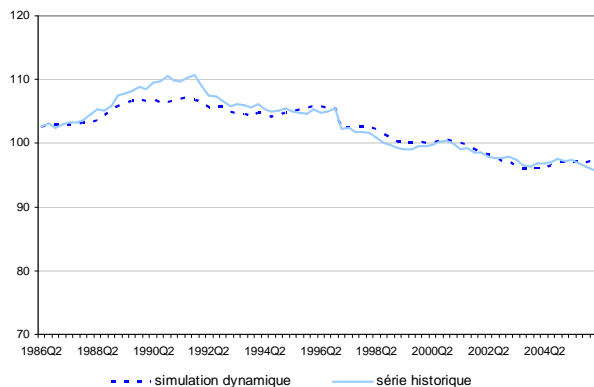
Commentaires et remarques :

- À long terme, le prix de l'investissement des entreprises en biens non manufacturés s'ajuste sur le déflateur de la production domestique destinée au marché intérieur.

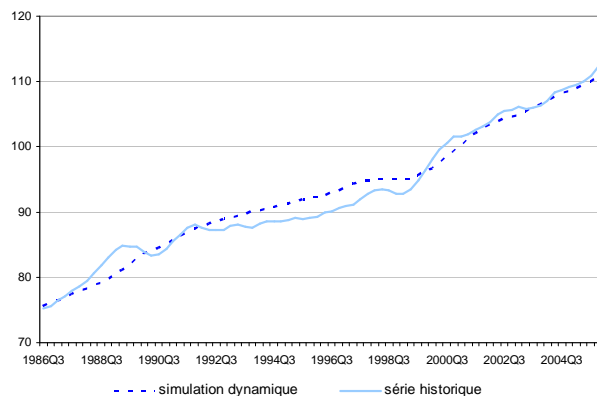
Simulations dynamiques des prix d'investissement des SNF

Séries historiques et simulations dynamiques (indices valant 100 en 2000)

Prix de l'investissement des entreprises en produits manufacturés



Prix de l'investissement des entreprises en produits non manufacturés



c-4) Prix de consommations intermédiaires

Prix des consommations intermédiaires en produits manufacturés

$$\Delta pci_dim_t = 0,78 \underset{(4,9)}{\Delta pmi_dim_{t-1}} + 0,21 \underset{(2,0)}{\Delta prim_dim_{t-1}} - 0,19 \underset{(-2,6)}{\left[pci_dim_{t-1} - prnt_dim_{t-1} \right]}$$

Long terme :

$$pci_dim = prnt_dim$$

Période d'estimation : 1986T1-2006T1 $R^2 = 0,27$ $DW = 1,75$ $SER = 0,008$.

| | |
|----------|---|
| pci_dim | prix des consommations intermédiaires en produits manufacturés (en log) |
| pmi_dim | déflateur de la production manufacturière destinée au marché intérieur (production nette des exportations) (en log) |
| prim_dim | déflateur des ressources manufacturières importées (en log) |
| prnt_dim | déflateur des ressources nationales totales en produits manufacturés (en log) |

Élasticités du prix des consommations intermédiaires en produits manufacturés

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---|------|------|-------|-------|------------|
| Prix de production destinée au marché intérieur | 0,00 | 0,79 | 0,71 | 0,65 | 0,65 |
| Prix des ressources importées | 0,00 | 0,31 | 0,33 | 0,35 | 0,35 |

Prix des consommations intermédiaires en produits non manufacturés

$$\Delta pci_dhm_t = -0,006 \underset{(-2,4)}{+} 0,98 \underset{(45,9)}{\Delta pmi_dhm_{t-1}} + (1 - 0,98) \underset{(c)}{\Delta prim_dhm_{t-1}} - 0,14 \underset{(-2,3)}{\left[pci_dhm_{t-1} - prnt_dhm_{t-1} \right]}$$

Long terme :

$$pci_dhm = prnt_dhm$$

Période d'estimation : 1986T1-2006T1 $R^2 = 0,96$ $DW = 1,81$ $SER = 0,007$.

| | |
|----------|---|
| pci_dhm | prix des consommations intermédiaires en produits non manufacturés (en log) |
| pmi_dhm | déflateur de la production non manufacturière destinée au marché intérieur (production nette des exportations) (en log) |
| prim_dhm | déflateur des ressources non manufacturières importées (en log) |
| prnt_dhm | déflateur des ressources nationales totales en produits non manufacturés (en log) |

Élasticités du prix des consommations intermédiaires en produits non manufacturés

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---|------|------|-------|-------|------------|
| Prix de production destinée au marché intérieur | 0,00 | 1,05 | 1,00 | 0,95 | 0,94 |
| Prix des ressources importées | 0,00 | 0,04 | 0,05 | 0,06 | 0,06 |

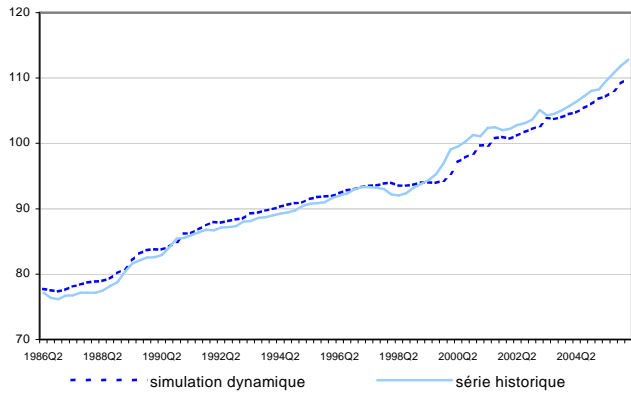
Commentaires sur les équations de prix de consommations intermédiaires :

- À long terme, les prix des consommations intermédiaires s'ajustent sur les déflateurs des ressources nationales totales.
- Ceci suppose une élasticité identique des prix de consommation aux prix des ressources domestiques et aux prix des ressources importées. Les élasticités de long terme des prix de consommations intermédiaires à ces deux déflateurs traduisent ainsi leurs pondérations respectives dans les déflateurs des ressources nationales totales.

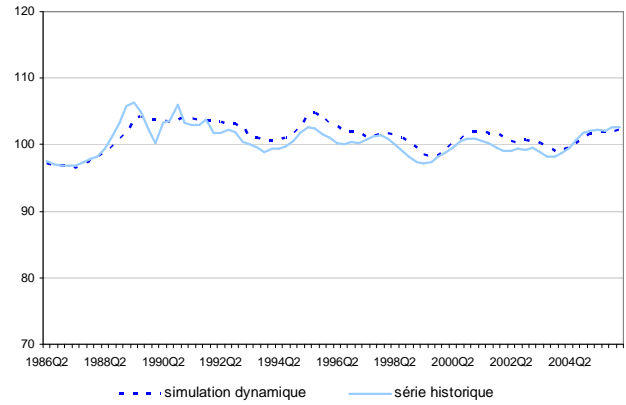
Simulations dynamiques des prix de consommations intermédiaires

Séries historiques et simulations dynamiques (indices valant 100 en 2000)

Prix des consommations intermédiaires
en produits manufacturés



Prix des consommations intermédiaires
en produits non manufacturés



I.3.5 Commerce extérieur

Le bloc extérieur du modèle comprend la modélisation des échanges extérieurs (exportations et importations) en volumes et en prix. L'estimation des équations du bloc extérieur fait intervenir de nombreuses exogènes du modèle relatives à l'environnement international de la France : demande mondiale adressée à la France, prix de référence étrangers, variables représentatives de l'ouverture à la concurrence internationale. Leur construction détaillée est présentée dans l'annexe 2.

a) Exportations (volumes)

La détermination des volumes des exportations résulte d'un comportement de maximisation de l'utilité d'un consommateur étranger en présence de deux types de produits imparfaitement substituables, un produit domestique et un produit importé (modèle d'Armington, 1969). Selon ce modèle théorique, les deux principaux déterminants des volumes d'exportations sont la demande mondiale adressée à la France et la compétitivité-prix à l'exportation.

Exportations de la branche manufacturière

$$\Delta x_dim_t = 0,72.\Delta dw_t + 0,25.\Delta dw_{t-1} + 0,31.\Delta compet_dim_t - 0,19.\left[x_dim_{t-1} - dw_{t-1} - 0,60.compet_dim_{t-1} + 0,003.INTER_{t-1} - 6,17 \right]$$

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

Long terme : $x_dim = dw + 0,60\ compet_dim - 0,003\ INTER$

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

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

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

| | |
|------------|---|
| 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 -Petx- et le déflateur des exportations en biens manufacturés, en log) |
| INTER | tendance temporelle concave représentative de l'internationalisation des économies |

Élasticités des exportations en produits manufacturés

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|--------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Demande mondiale | 0,72 | 1,01 | 1,01 | 1,00 | 1,00 |
| Compétitivité-prix | 0,31 | 0,47 | 0,55 | 0,60 | 0,60 |

Commentaires et remarques :

- L'élasticité à long terme des exportations manufacturières à la demande mondiale est contrainte à l'unité, afin de respecter l'homogénéité statique.
- Le prix de référence étranger *Petx* intervenant dans la définition de la compétitivité-prix est une moyenne géométrique pondérée des prix d'exportation des huit principaux partenaires commerciaux de la France. La structure de pondération (« doubles pondérations ») reflète la concurrence rencontrée par les produits français sur les marchés tiers (cf. annexe 2). Une amélioration de la compétitivité-prix externe des produits français se traduit par une augmentation de leurs exportations. À long terme, l'élasticité des exportations manufacturières à la compétitivité-prix à l'exportation est estimée à 0,60.
- La tendance temporelle *INTER*, de forme concave, traduit l'internationalisation et l'émergence de nouveaux pays exportateurs sur les marchés mondiaux sur la période d'estimation. Le coefficient négatif de la variable *INTER* dans le terme à correction d'erreur indique qu'à demande mondiale et compétitivité-prix données, la France a tendance à perdre des parts de marché au cours du temps, ce qui s'explique par l'importance croissante de pays émergents et en transition dans le commerce mondial (effet concurrence).
- À court terme, les exportations en biens manufacturés réagissent aux variations de la demande mondiale adressée à la France et de la compétitivité-prix.

Exportations de la branche non manufacturière

$$\Delta x_dhm_t = 0,004 + 0,34 \Delta dw_t + 0,16 \Delta compet_dhm_t$$

(1,7) (2,9) (1,7)

$$- 0,12 \left[x_dhm_{t-1} - 0,77 \cdot dw_{t-1} - 0,64 \cdot compet_dhm_{t-1} + 0,013 temps_{t-1} - 6,36 \right]$$

(-2,7) (56,2) (4,7) (c) (90,5)

Long terme :

$$x_dhm = dw_dhm + 0,64 \cdot compet_dhm - 0,013 \cdot temps \quad \text{où} \quad dw_dhm = 0,77 \cdot dw$$

Période d'estimation de la relation de long terme : 1981T1-2005T1

Période d'estimation de la dynamique de court terme : 1981T3-2005T1

$R^2 = 0,14$ $DW = 1,86$ $SER = 0,017$.

| | |
|------------|---|
| x_dhm | volume des exportations en produits non manufacturés ²¹ (en log) |
| dw | demande mondiale adressée à la France (en log) |
| dw_dhm | demande mondiale en produits non manufacturés adressée à la France (estimée, en log) |
| compet_dhm | Compétitivité-prix à l'exportation de la branche non manufacturière, rapport entre le prix de référence étranger à l'exportation (cf. infra) et le déflateur des exportations en produits non manufacturés (en log) |
| temps | tendance linéaire croissante |

Élasticités des exportations en produits non manufacturés

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|--|------|------|-------|-------|------------|
| Demande mondiale en biens non manufacturés | 0,45 | 0,67 | 0,80 | 0,96 | 1,00 |
| Compétitivité-prix | 0,16 | 0,35 | 0,47 | 0,60 | 0,64 |

Commentaires et remarques :

- La modélisation des exportations dans la branche non manufacturière pose problème car on ne dispose pas d'une demande mondiale adressée à la France spécifique à cette branche. La relation de long terme est alors estimée en utilisant la demande mondiale intervenant dans l'équation d'exportations manufacturières, dont l'élasticité n'est pas contrainte à l'unité, ainsi qu'une tendance d'ouverture calibrée. Dans l'estimation, on identifie formellement la demande mondiale en biens non manufacturés adressée à la France comme $dw_dhm = 0,77 \cdot dw$. Lors de la projection du modèle sur un sentier de croissance régulier, cette variable est considérée comme exogène, son taux de croissance étant le même que celui des autres volumes.
- Dans cette équation, le prix de référence étranger est une moyenne géométrique pondérée (« doubles pondérations ») des prix d'exportations de 23 pays de l'OCDE (cf. annexe 2). Il diffère ainsi quelque peu du prix de référence étranger à l'exportation $Petx$ intervenant dans la compétitivité-prix à l'exportation de la branche manufacturière ou dans les équations de prix des exportations : le choix de ce prix de référence étranger plutôt que de $Petx$ s'explique par les meilleures propriétés obtenues pour cette équation. À long terme, l'élasticité des exportations non manufacturières à la compétitivité-prix à l'exportation est estimée à 0,64.
- La tendance à l'ouverture est calibrée (0,013.temps) afin d'éviter les problèmes de multicollinéarité lors de l'estimation de la demande mondiale en produits non manufacturés. Cette tendance est issue d'une estimation des exportations en tous biens et services sur des données de l'OCDE. Afin de traduire une maturation de l'ouverture des économies moins avancée dans le secteur non manufacturier, cette tendance est supposée linéaire (et non concave, comme dans le cas des produits manufacturés).

²¹ Y compris services marchands.

Importations en produits non manufacturés hors énergie

$$\Delta m_dhm_t = 0,88 \underset{(5,4)}{\Delta(dde_dhm_t)} - 0,24 \underset{(-2,2)}{\Delta compit_dhm_t} - 0,07 \underset{(-1,7)}{\left[m_dhm_{t-1} - dint_dhm_{t-1} + 0,52 \underset{(-21,4)}{compit_dhm_{t-1}} + 2,87 \underset{(-557,8)}{\right]}$$

Long terme :

$$m_dhm = dint_dhm - 0,52 \cdot compit_dhm$$

Période d'estimation : 1985T1-2005T4 $R^2 = 0,36$ $DW = 1,58$ $SER = 0,012$.

| | |
|------------|--|
| m_dhm | volume des importations en produits non manufacturés hors énergie (en log) |
| dint_dhm | demande intérieure en produits non manufacturés hors énergie (production totale nette des exportations) (en log) |
| dde_dhm | demande totale en produits non manufacturés hors énergie (log de la somme de la demande intérieure en produits non manufacturés hors énergie et des exportations en produits non manufacturés) |
| compit_dhm | compétitivité-prix à l'importation de produits non manufacturés, hors énergie (rapport entre le déflateur des importations en biens non manufacturés hors énergie et le déflateur de la demande intérieure hors TVA en produits non manufacturés hors énergie(en log)) |

Élasticités des importations en produits non manufacturés hors énergie

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Demande intérieure | 0,88 | 0,91 | 0,93 | 0,97 | 1,00 |
| Compétitivité-prix | -0,24 | -0,31 | -0,37 | -0,45 | -0,52 |

Commentaires et remarques :

- Il est usuel dans les modèles macroéconomiques de distinguer les importations énergétiques du reste des importations, même dans le cas d'un modèle à une ou deux branches, comme Mésange. L'estimation de deux équations d'importations non manufacturières (hors énergie et énergétiques) permet de mieux capter la dynamique des importations non manufacturières hors énergie et d'isoler mes difficultés de modélisation liées à la branche « énergie ». En effet, les importations énergétiques obéissent à des lois économiques très spécifiques (grands contrats, considérations géopolitiques, très faibles élasticités-prix) et doivent donc faire l'objet d'une spécification particulière.
- Les variables explicatives hors énergie présentes dans cette équation (demande intérieure et demande totale) sont définies comptablement à partir de la demande totale en produits non manufacturés et de la demande en énergie. La demande en énergie de chaque agent est modélisée comme une part constante de sa demande totale. Cette hypothèse est relâchée lorsque le modèle est utilisé avec le module « énergie » car les ménages ont alors la possibilité de substituer d'autres types de consommations à leur consommation énergétique (cf. *infra*).
- À long terme, l'élasticité des exportations manufacturières à la compétitivité-prix à l'importation est estimée à 0,52 en valeur absolue.
- À court terme, les importations en produits non manufacturés hors énergie réagissent beaucoup moins rapidement aux variations de la demande que les importations en produits manufacturés.

Importations énergétiques

$$\begin{aligned} \Delta m_eg_t = & -0,37 \Delta m_eg_{t-1} + 0,20 \Delta m_eg_{t-3} + (1 + 0,37 - 0,20) \Delta conso_eg_t \\ & \quad \quad \quad (-5,1) \quad \quad \quad (2,9) \quad \quad \quad (c) \\ & - 0,07 \Delta (pm_eg - pprodtot_dhm)_t \\ & \quad \quad \quad (1,7) \\ & - 0,24 [m_eg_{t-1} - conso_eg_{t-1} + 1,70 - 0,001 \text{ temps}_{t-1}] \\ & \quad \quad \quad (-2,9) \quad \quad \quad (-159,7) \quad \quad \quad (5,3) \end{aligned}$$

Long terme :

$$m_eg = conso_eg + 0,001 \text{ temps}$$

Période d'estimation : 1979T1-2006T1 $R^2 = 0,40$ $DW = 2,19$ $SER = 0,040$.

| | |
|--------------|--|
| m_eg | volume des importations énergétiques (en log) |
| conso_eg | volume des consommations énergétiques (somme des consommations intermédiaires des entreprises et de la consommation finale des ménages en énergie, en log) |
| pm_eg | prix des importations en énergie (en log) |
| pprodtot_dhm | déflateur de production totale (nationale et exportée) de la branche non manufacturière (en log) |
| temps | tendance temporelle linéaire |

Élasticités des importations énergétiques

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|--|-------|-------|-------|-------|------------|
| Consommation énergie | 1,17 | 0,92 | 1,03 | 1,00 | 1,00 |
| Prix relatif des importations en énergie | -0,07 | -0,02 | -0,01 | 0,00 | 0,00 |

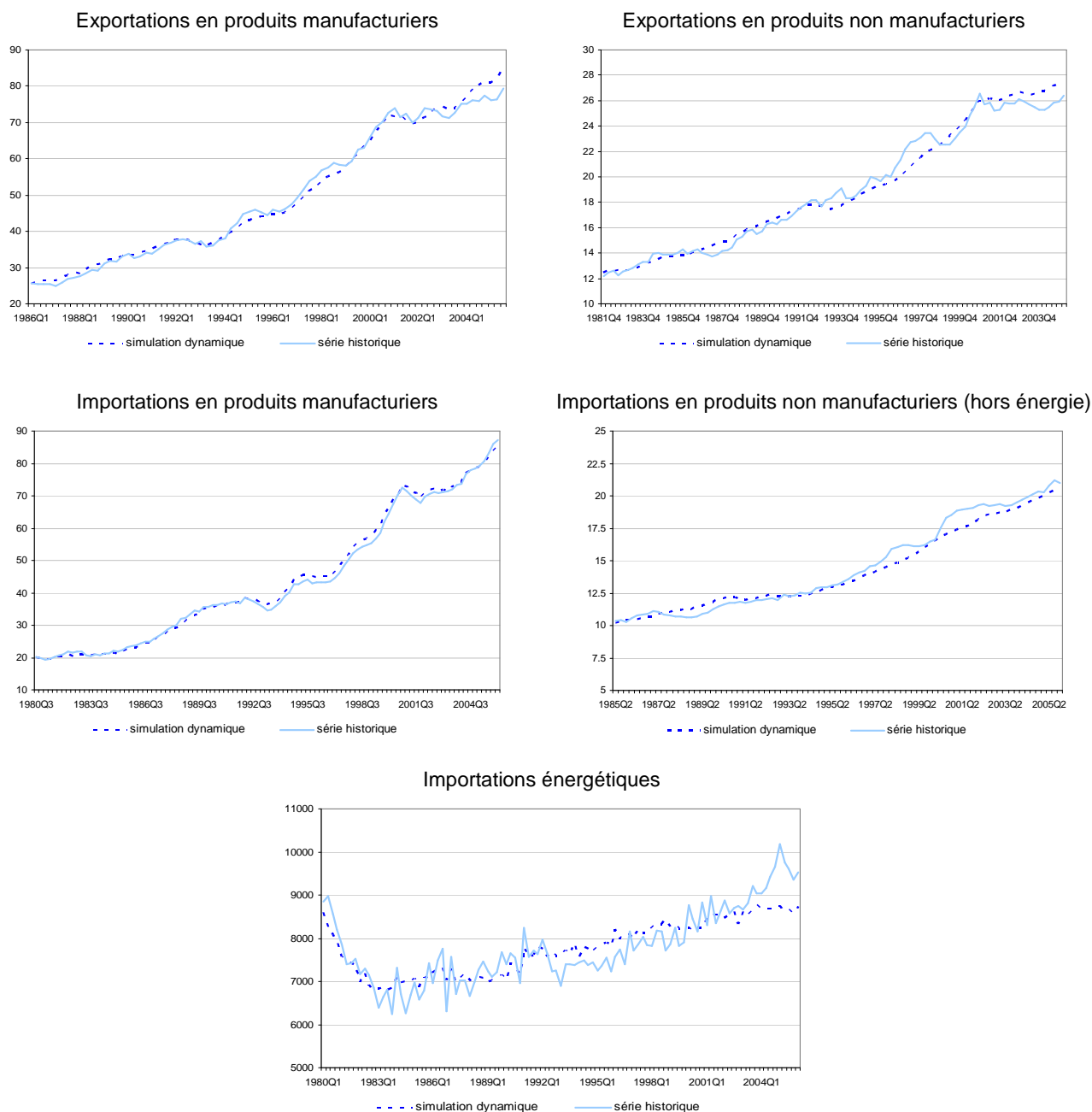
Commentaires et remarques :

- À long terme, les importations d'énergie dépendent uniquement de la consommation d'énergie des ménages et des entreprises. Dans la version initiale du modèle, les consommations d'énergie sont calculées comme des parts exogènes de la consommation totale. Cette modélisation est affinée par la création d'un module « énergie » (présenté plus loin), qui peut être adjoint au modèle de base. Dans ce cas, l'endogénéisation de plusieurs variables énergétiques supplémentaires permet de raffiner les équations d'importations énergétiques et non manufacturières hors énergie (cf. *infra*, alinéa 1.4.2).
- La variable de compétitivité-prix qui apparaît dans cette équation est le rapport du prix des importations en énergie au prix de la production totale de la branche non manufacturière. Elle n'apparaît plus de manière significative dans la relation de long terme mais explique la dynamique de court terme de l'équation, malgré son caractère très imparfait. D'autres variables de compétitivité-prix ont été testées mais se sont révélées systématiquement non significatives. La difficulté provient du fait que, dans le modèle de base (sans module énergie), le prix de production énergétique n'est pas modélisé : son utilisation dans la définition de la compétitivité-prix de l'équation d'importations énergétiques ne serait donc pas pertinente car le bouclage du modèle ne serait pas assuré.

Simulations dynamiques des principales équations de volume du bloc extérieur

Les simulations dynamiques des exportations manufacturières et non manufacturières illustrent le problème bien connu de la surestimation des exportations vers le milieu des années 2000. Une littérature nombreuse cherche à expliquer l'existence du déficit d'exportations observé au regard de ce qu'on pourrait attendre au vu de leur modélisation standard (Erkel-Rousse et Garnero, 2008). Cependant, dans le cadre d'un modèle bouclé, il ne paraît pas pertinent d'ajouter des effets non standards susceptibles d'améliorer l'explication des évolutions des exportations mais qu'il serait difficile d'endogénéiser ou qui se traduirait par des propriétés très spécifiques. La simulation dynamique des importations énergétiques illustre quant à elle la difficulté, traditionnelle, à rendre compte correctement des évolutions de ces importations. La mesure avec erreurs de la compétitivité-prix énergétique et, surtout, le fait que le modèle théorique sous-jacent (Armington, 1969) s'applique moins bien à une branche dont les échanges sont largement régis par les grands contrats expliquent cette difficulté.

Séries historiques et simulations dynamiques (en milliards d'euros constants)



c) Prix des exportations

Traditionnellement, les prix d'exportations sont modélisés en fonction d'un prix de référence à la production domestique (coût unitaire de production, voire coût salarial unitaire) et d'un prix de référence étranger. Pour fixer leur prix à l'exportation, les entreprises appliquent un taux de marge sur leurs coûts de production, fonction du niveau de concurrence qu'ils rencontrent à l'étranger. Les exportateurs tiennent compte des prix, supposés exogènes, pratiqués par les entreprises étrangères sur leurs marchés nationaux ou d'exportation.

Ces relations théoriques apparaissent difficilement dans les estimations, pour plusieurs raisons. D'une part, les séries sont fragiles du fait des difficultés liées au partage volume-prix dans les comptes et, particulièrement, les données d'échanges et du manque d'exhaustivité des données internationales utilisées. Les séries de prix étrangers disponibles ne prennent en compte qu'imparfaitement la mondialisation croissante du commerce extérieur français et l'accroissement de la concurrence de pays à bas coûts. Enfin, d'autres facteurs déterminants ne sont pas pris en compte dans les relations théoriques, pour les prix comme pour les volumes d'échanges (dimension géopolitique des fixations des prix d'échanges, évolution des gammes de produits, recours croissant à l'externalisation étrangère, internationalisation des entreprises, etc.).

Prix des exportations de produits manufacturés

$$\Delta px_dim_t = 0,48 \Delta pmi_dim_t + 0,20 \Delta petx_t - 0,11 \Delta pdm_em_t - 0,05 \left[px_dim_{t-1} - 0,67 \log(CUS_dim + CUCI_dim)_{t-1} - (1-0,67) \cdot petx_{t-1} + 0,27 \cdot pdm_em_{t-1} - 0,07 \right]$$

(3,5) (3,2) (-1,6) (-1,1) (14,3) (c) (-15,5) (22,1)

Long terme : $px_dim = 0,67 \log(CUS_dim + CUCI_dim) + (1-0,67) petx - 0,27 pdm_em$

Période d'estimation : 1980T3-2005T4 $R^2 = 0,40$ $DW = 2,14$ $SER = 0,011$.

| | |
|----------|---|
| px_dim | prix d'exportation de biens manufacturés (en log) |
| pmi_dim | déflateur de la production manufacturière domestique destinée au marché intérieur (en log) |
| petx | prix de référence étranger à l'exportation (moyenne géométrique pondérée des prix d'exportation des huit 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) |
| CUS_dim | coûts salariaux unitaires dans la branche manufacturière |
| CUCI_dim | coût unitaire des consommations intermédiaires de la branche manufacturière |

Élasticité des prix des exportations manufacturées

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Prix étrangers | 0,00 | 0,23 | 0,25 | 0,29 | 0,33 |
| Prix domestiques | 0,48 | 0,51 | 0,54 | 0,60 | 0,67 |

Commentaires et remarques :

- Sur la période récente, à partir des années 2000, les prix des exportations ont tendance à stagner contrairement aux prix de production domestique, qui croissent. Ceci suggère l'introduction d'une variable non standard afin de prendre en compte la pression à la baisse sur les prix des échanges internationaux exercée par la part grandissante des pays à bas coûts dans le commerce mondial. La part de marché relative des pays émergents et en transition par rapport aux pays anciennement industrialisés permet de pallier l'insuffisance de la série de prix de référence étranger, qui ne comprend que huit pays industrialisés de longue date et exclut les pays en transition d'Europe centrale et orientale ainsi que les pays émergents d'Asie²². De manière non surprenante, cette tendance structurelle joue fortement à long terme et peu à court terme.
- À long terme, le prix des exportations s'ajuste pour environ 2/3 sur une variable de coût de production domestique et pour 1/3 sur le prix de référence étranger à l'exportation, ce qui constitue des ordres de grandeur courants dans les modèles macroéconométriques français.

²² Le fait de considérer un prix de référence étranger incluant les prix des principaux pays émergents et en transition (partiellement estimés) aurait constitué une alternative aux choix de modélisation qui a été fait ici. Toutefois, il s'avère que le choix retenu conduit à un meilleur ajustement (cf. annexe 2).

Prix des exportations de produits non manufacturés

$$\Delta px_dhm_t = -0,002 + 0,38 \Delta px_dhm_{t-1} + 0,49 \Delta pmi_dhm_t + 0,19 \Delta petx_t - 0,24 \left[px_dhm_{t-1} - 0,52 \log(CUS_dhm + CUCI_dhm)_{t-1} - (1-0,52) \cdot petx_{t-1} + 0,01 \cdot tr89t300t1_{t-1} - 0,28 \right]$$

(-1,1) (4,2) (1,6) (2,9)
(-4,0) (12,2) (c)
(-15,3) (17,2)

Long terme :

$$px_dhm = 0,52 \cdot \log(CUS_dhm + CUCI_dhm) + (1-0,52) \cdot petx - 0,01 \cdot tr89t300t1$$

Période d'estimation : 1985T4-2005T4 $R^2 = 0,52$ $DW = 2,01$ $SER = 0,009$.

| | |
|------------|---|
| px_dhm | prix d'exportation en produits non manufacturés (en log) |
| pmi_dhm | prix de production domestique destinée au marché intérieur pour les produits non manufacturés (en log) |
| petx | prix de référence étranger à l'exportation (moyenne géométrique pondérée des prix d'exportation des huit principaux partenaires commerciaux de la France, en log) |
| CUS_dhm | coûts salariaux unitaires dans la branche non manufacturière ((masse salariale + cotisations employeurs + impôts sur la production – subventions sur la production) / production de la branche) |
| CUCI_dhm | coût unitaire des consommations intermédiaires de la branche non manufacturière |
| tr89t300t1 | tendance temporelle linéaire croissante sur la période 1989T3-2000T1, stable ensuite |

Élasticités des prix des exportations non manufacturées

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Prix domestiques | 0,49 | 0,63 | 0,52 | 0,52 | 0,52 |
| Prix étrangers | 0,19 | 0,49 | 0,49 | 0,48 | 0,48 |

Commentaires et remarques :

- Comme pour les prix d'exportations en produits manufacturés, il est nécessaire d'introduire une tendance pour aboutir à une estimation convenable de l'équation. La concurrence des pays émergents étant moins forte sur les produits non manufacturés que pour les produits manufacturés, la variable *pdm_em* utilisée précédemment n'améliore pas les résultats ici. Un trend sur la période couvrant le troisième trimestre de 1989 jusqu'au premier trimestre de 2000, qui permet d'obtenir des coefficients estimés acceptables, est donc introduit. Sans être satisfaisante d'un point de vue de l'interprétation économique, l'introduction de ces variables temporelles assure des bonnes propriétés du modèle en simulation.
- Le prix de référence présent dans cette équation diffère, comme on l'a vu, de celui utilisé dans la définition de la compétitivité-prix de l'équation d'exportations non manufacturières. Néanmoins, les deux déflateurs, exogènes dans le modèle, sont traités de la même manière en variantes. Ceci assure la cohérence de la relation de long terme de cette équation avec la définition de la compétitivité-prix à l'exportation.
- À long terme, le prix des exportations s'ajuste pour 52 % sur une variable de coût de production et pour 48 % sur le prix de référence étranger à l'exportation.

d) Prix des importations

Les équations de prix d'importations résultent d'une vision symétrique des équations de prix d'exportations, les prix d'importations étant assimilés aux prix d'exportations des entreprises du reste du monde, supposées avoir des comportements de fixation des prix similaires à ceux des exportateurs français. Les prix de référence étrangers usuels (moyennes pondérées de prix d'exportations des principaux partenaires commerciaux de la France) sont utilisés comme *proxies* des prix de production des entreprises étrangères (à défaut de données plus précises).

Prix des importations en produits manufacturés

$$\Delta pm_dim_t = 0,42 \cdot \Delta petm_t + 0,39 \cdot \Delta pmi_dim_{t-1} + 0,32 \cdot \Delta tuc_dim_t - 0,21 \Delta pdm_em_t - 0,06 \cdot \left[pm_dim_{t-1} - 0,5 \cdot pmi_dim_{t-1} - (1-0,5) \cdot petm_{t-1} + 0,44 \cdot pdm_em_{t-1} - 0,01 \right]$$

(10,2) (4,4) (2,7) (-4,1) (1,8) (c) (c) (-27,3) (4,4)

Long terme :

$$pm_dim = 0,5 \cdot pmi_dim + (1-0,5) \cdot petm - 0,44 \cdot pdm_em$$

Période d'estimation : 1980T3-2005T3 $R^2 = 0,72$ $DW = 1,66$ $SER = 0,008$.

| | |
|---------|---|
| pm_dim | prix d'importation des produits manufacturés (en log) |
| petm | prix de référence étranger à l'importation (moyenne géométrique pondérée des prix d'exportation des huit principaux partenaires commerciaux de la France, en log) |
| pmi_dim | prix de production domestique destinée au marché intérieur pour les biens manufacturés (en log) |
| tuc_dim | taux d'utilisation des capacités de production de la branche manufacturière sur le marché intérieur |
| pdm_em | part de marché relative des pays émergents par rapport aux pays anciennement industrialisés (en log) |

Élasticités des prix des importations manufacturières

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-----------------------------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Prix domestiques | 0,39 | 0,42 | 0,44 | 0,47 | 0,50 |
| Taux d'utilisation des capacités* | 0,32 | 0,24 | 0,19 | 0,08 | 0,00 |
| Prix étrangers | 0,42 | 0,44 | 0,45 | 0,48 | 0,50 |
| Part de marché des pays émergents | -0,21 | -0,26 | -0,30 | -0,38 | -0,44 |

* Il s'agit d'une semi-élasticité.

Commentaires et remarques :

- La structure de pondération utilisée dans la construction du prix de référence étranger à l'importation *petm* reflète la part de chaque pays considéré dans les importations françaises totales (cf. annexe 2).
- Le prix d'importations manufacturières décroît depuis le début des années 1990, tandis que le prix de production domestique croît lentement et que le prix de référence étranger stagne. La part de marché relative des pays émergents par rapport aux pays anciennement industrialisés est introduite afin de prendre en compte l'importance croissante des pays à bas coûts dans les importations françaises. Il en résulte une pression à la baisse des prix des produits importés, ce que traduisent les coefficients négatifs associés à cette variable dans l'équation.
- À long terme, le prix des importations en produits manufacturés s'ajuste à 50 % sur le prix de la production domestique destinée au marché intérieur et à 50 % sur le prix de référence étranger à l'importation. Ces élasticités ont été calibrées : les résultats des estimations, non robustes par ailleurs, ne garantissaient pas de bonnes propriétés variantielles. Le fait que le prix de production du reste du monde soit approché de manière très fruste et que le reste du monde soit modélisé comme un pays homogène et que l'incidence de la part croissante du commerce intra-firmes sur les prix d'échanges ne soit pas contrôlée peut sans doute expliquer une part des difficultés d'estimation rencontrées.

Prix des importations en produits non manufacturés (hors énergie)

$$\Delta pm_hmheg_t = 0,57 \underset{(5,0)}{\Delta pmi_dhm_t} + 0,44 \underset{(6,9)}{\Delta petm_t} - 0,10 \underset{(-2,9)}{\left[pm_hmheg_{t-1} - 0,5 \underset{(c)}{pmi_dhm_{t-1}} - (1-0,5) \underset{(c)}{petm_{t-1}} + 0,02 \underset{(-30,7)}{tr91t300t4} - 0,20 \underset{(48,6)}{\right]}$$

Long terme :

$$pm_hmheg = 0,5 \cdot pmi_dhm + (1 - 0,5) \cdot petm - 0,02 \cdot tr91t300t4$$

Période d'estimation : 1980T2-2005T3 $R^2 = 0,67$ $DW = 0,84$ $SER = 0,010$.

| | |
|------------|---|
| pm_dhm | prix d'importation des produits non manufacturés hors énergie (en log) |
| pmi_dhm | prix de production domestique destinée au marché intérieur pour les biens non manufacturés (en log) |
| petm | prix de référence étranger à l'importation (moyenne géométrique pondérée des prix d'exportation des huit principaux partenaires commerciaux de la France, en log) |
| tr91t300t4 | tendance linéaire croissant sur la période 1991T3-2000T4, se stabilisant ensuite |

Élasticités des prix des importations non manufacturées hors énergie

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Prix domestiques | 0,57 | 0,54 | 0,53 | 0,51 | 0,50 |
| Prix étrangers | 0,44 | 0,46 | 0,48 | 0,49 | 0,50 |

Commentaires et remarques :

- Le prix de référence étranger utilisé dans cette équation est le même que dans l'équation de prix des importations en produits manufacturés (cf. annexe 2).
- De même que pour le prix d'exportation en produits non manufacturés, introduire la part de marché des pays émergents et en transition n'améliore pas l'estimation de l'équation de prix d'importation de cette branche, moins concurrencée par ces pays que la branche manufacturière. Une tendance temporelle coudée est donc introduite de la même façon dans l'équation pour assurer la stationnarité des résidus.
- À long terme, le prix des importations en produits manufacturés s'ajuste pour 50 % sur le prix de la production domestique destinée au marché intérieur et pour 50 % au prix de référence étranger à l'importation. Comme dans le cas des prix d'importations manufacturières, ces coefficients ont été contraints, le résultat des estimations n'étant pas exploitable. Les coefficients sont calibrés de manière identique pour les importations manufacturières et non manufacturières afin de ne pas créer de déformation de la structure des importations suite à un choc de prix.
- À court terme, le prix d'importation en produits non manufacturés non énergétiques réagit aux variations des déterminants de la relation de long terme.

Prix des importations énergétiques

$$\Delta pm_eg_t = 0,47 + 0,08 \cdot \Delta pm_eg_{t-1} - 0,13 \cdot \Delta pm_eg_{t-2} + 0,56 \cdot \Delta baril_t - 0,36 \cdot [pm_eg_{t-1} - baril_{t-1}]$$

(6,9) (1,6) (-2,8) (19,6)
(-6,9)

Long terme :

$$pm_eg = baril$$

Période d'estimation : 1980T3-2005T3 $R^2 = 0,83$ $DW = 2,12$ $SER = 0,041$.

| | |
|-------|--|
| pm_eg | prix d'importation en produits énergétiques (en log) |
| baril | prix du baril de pétrole en euros (en log) |

Élasticité des prix des importations en énergie

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---------------|------|------|-------|-------|------------|
| Prix du baril | 0,56 | 0,90 | 0,98 | 1,00 | 1,00 |

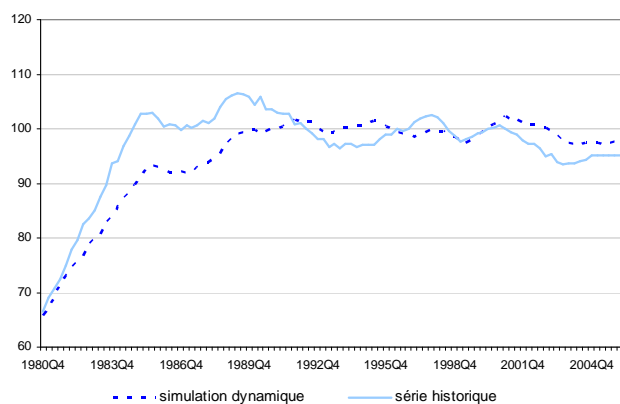
Commentaires et remarques :

- Dans le modèle Mésange comme dans la plupart des autres modèles macroéconométriques opérationnels, l'unique déterminant du prix des importations énergétiques est le prix du pétrole en euros, qui constitue l'ancrage du prix modélisé à long terme et influe également sur la dynamique de court terme. En dépit de son extrême simplicité, cette équation parvient à bien rendre compte des variations des prix énergétiques sur la période d'estimation (cf. le graphique de simulation dynamique *infra*).

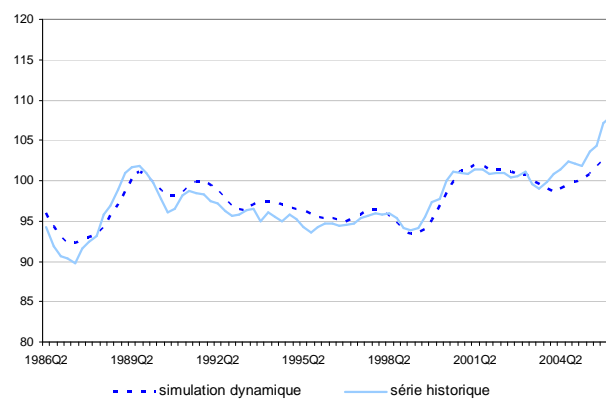
f) Simulations dynamiques des équations de prix des échanges extérieurs

Séries historiques et simulations dynamiques (indices valant 100 en 2000 pour les séries historiques)

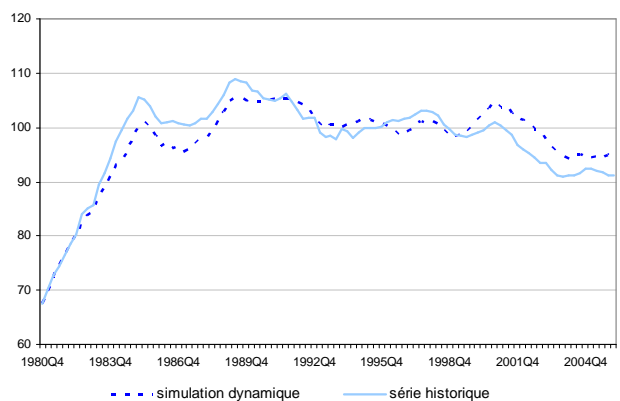
Prix d'exportation des produits manufacturés



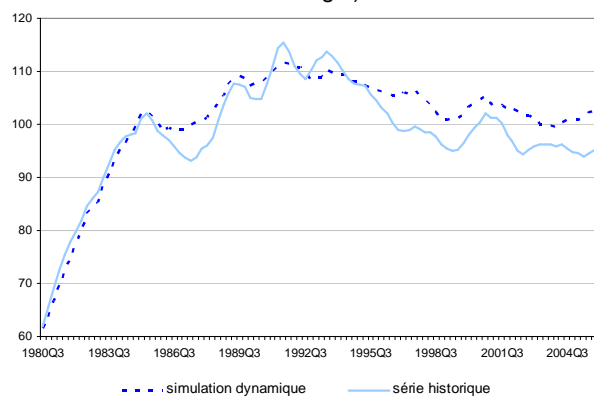
Prix d'exportations des produits non manufacturés



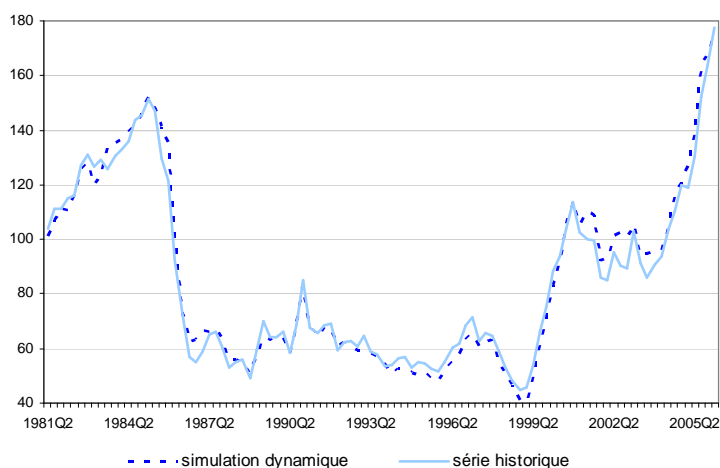
Prix d'importation des produits manufacturés



Prix d'importations des produits non manufacturés (hors énergie)



Prix d'importation de l'énergie



1.4 Développement et nouveautés du modèle Mésange

La réestimation et la révision des équations du modèle ont permis de capter les évolutions structurelles récentes de l'économie. Elle a également donné l'occasion de modifier ou compléter certaines parties du modèle : la partie fiscale et la partie « énergie ». Ces modifications répondent à de nouveaux besoins apparus lors de l'utilisation de la version antérieure de l'outil. L'évaluation de certaines politiques économiques a rendu nécessaire le développement du bloc fiscal, qui comprend les principaux impôts et prélèvements à présent intégrés dans les équations de comportements. Par ailleurs, un module décrivant les comportements de consommation en énergie ainsi que la formation des prix dans cette branche, qui peut être adjoint au modèle de base afin de l'enrichir et d'étendre les possibilités de simulation, a été créé.

La modélisation de ce bloc et de ce module est largement simplifiée, la dimension macroéconomique du modèle ne permettant pas de détailler finement les mécanismes sous-jacents. L'estimation des équations correspondantes a également suscité de nombreuses difficultés, liées notamment aux limites des données (agrégation des séries, bases d'imposition non disponibles dans les comptes, etc). De nombreuses relations ont donc été calibrées à partir d'analyses périphériques. Dans le développement de ce bloc et de ce module, on a donc moins veillé aux propriétés économétriques des relations estimées qu'à l'objectif de construire un outil commode et efficace. La présence du bloc fiscalité et du module « énergie » permet en effet de simuler toute une gamme de variantes élargissant les domaines d'utilisation du modèle.

1.4.1 Fiscalité

Dans l'ancienne version du modèle, les recettes et dépenses publiques étaient définies à partir d'équations comptables. Les taux de taxation étaient des taux apparents exogènes calculés *ex ante*. Ainsi, le bloc fiscal avait l'avantage de représenter parfaitement les recettes et dépenses publiques observées dans le passé. Toutefois ce type de modélisation rendait parfois difficile l'implémentation de variantes fiscales. Certains impôts ne réagissaient pas convenablement aux évolutions de l'économie : par exemple, les non-linéarités de l'impôt sur le revenu, de l'impôt sur les sociétés ou de la taxe professionnelle n'étaient pas prises en compte. Dans la nouvelle version du modèle, l'impôt sur le revenu, l'impôt sur les sociétés et les transferts sociaux versés aux ménages (prestations sociales chômage et hors chômage) sont à présent explicitement modélisés.

Le bloc fiscal est très largement inspiré d'une maquette de variantes de comptes publics développée et utilisée par la DGTPE. Cette maquette rend compte des mécanismes d'indexation des recettes et dépenses publiques et renseigne les élasticités de court terme des principaux impôts à des variables macroéconomiques standard (excédent brut d'exploitation, masse salariale, PIB, inflation...). Ces élasticités ont permis notamment de calibrer les équations relatives à l'impôt sur les sociétés. Pour des raisons de simplicité, les impôts sont modélisés trimestriellement et non annuellement, cette hypothèse n'ayant que peu d'impact sur les variantes fiscales présentées dans le document.

Enfin, le bloc fiscal permet de mieux évaluer l'impact de chocs ou de politiques économiques sur le solde budgétaire des administrations publiques. Néanmoins, il ne fournit que des ordres de grandeurs, qui doivent être confrontés à des analyses plus fines.

Impôt sur les sociétés (IS) versé par les sociétés non financières (SNF)

$$\Delta is_t = 2 \cdot \underset{(c)}{\Delta ebe}_{t-4} - 0,21 \cdot \underset{(-3,28)}{\left(is_{t-1} - \underset{(c)}{ebe}_{t-5} + 2,17 \right)} \underset{(-106,9)}{\quad}$$

Long terme : $is_t = ebe_{t-4} - 2,17$

Période d'estimation : 1980T1-2005T4 $R^2 = 0,09$ $DW = 0,39$ $SER = 0,133$.

| | |
|-----|---|
| is | montant d'impôt sur les sociétés versé par les SNF (euros courants, en log) |
| ebe | excédent brut d'exploitation (EBE) des SNF (en log) |

Élasticité de l'IS versé par les SNF

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|------------------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Excédent brut d'exploitation | 0,00 | 2,00 | 1,40 | 1,02 | 1,00 |

Commentaires et remarques :

- L'assiette d'imposition de l'impôt sur les sociétés (IS) est le bénéfice fiscal de l'année précédente. Or cette donnée n'est pas disponible en comptabilité nationale. Des études montrent que l'excédent brut d'exploitation (EBE) évolue comme le bénéfice fiscal à long terme. Cette variable est donc utilisée dans l'estimation comme approximation de l'assiette d'imposition.
- À long terme, le montant d'IS versé s'indexe à l'EBE (condition d'homogénéité statique). Le taux moyen d'imposition de l'EBE des sociétés non financières au titre de l'IS est évalué à 11,4 %.
- À court terme, l'IS surréagit à une variation de l'EBE. Ceci s'explique d'une part par le mode de recouvrement de l'impôt (l'impôt est assis sur le bénéfice net de l'année précédente mais également sur les variations des bénéfices entre les deux exercices) et, d'autre part, par la non-linéarité de l'impôt (le taux d'imposition dépend du chiffre d'affaires et du bénéfice net de l'entreprise). L'élasticité de court terme est calibrée suivant les estimations de la DGTPE pour sa maquette fiscale de court terme.
- Dans la version initiale de Mésange, l'IS suivait strictement l'EBE retardée de quatre trimestres. La nouvelle modélisation permet de mieux appréhender les mécanismes de « stabilisateurs automatiques » passant par la fiscalité.

Impôt sur le revenu (IR) versé par les ménages et les entrepreneurs individuels

$$\Delta ir_t = 2,3 \cdot \underset{(3,4)}{\Delta base}_{t-4} - 0,48 \cdot \underset{(-5,7)}{\left(ir_{t-1} - base_{t-5} + 2,32 \right)} \underset{(-286,2)}{\quad}$$

Long terme : $ir_t = base_{t-4} - 2,32$

Période d'estimation : 1980T1-2005T4 $R^2 = 0,25$ $DW = 2,27$ $SER = 0,069$.

| | |
|------|---|
| ir | Montant d'impôt sur le revenu (IR) versé par les ménages (euros courants, en log) |
| base | approximation du revenu imposable des ménages et des entrepreneurs individuels (en log) |

Élasticité de l'IR versé par les ménages et les entreprises individuelles

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|-------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Base d'imposition | 0,00 | 2,31 | 1,09 | 1,00 | 1,00 |

Commentaires et remarques :

- Dans le modèle, la base d'imposition de l'impôt sur le revenu est composée de la somme des revenus nets touchés par les ménages et les entrepreneurs individuels (EI). Cette somme comprend la masse salariale versée aux ménages nette des cotisations sociales salariées, l'EBE des entrepreneurs individuels net des cotisations non salariés, les intérêts nets, les

I.4.2 Module « énergie »

Un module « énergie » a été créé afin de modéliser les comportements de consommation en énergie des ménages et des entreprises, les prix de l'énergie ainsi que les taxes portant sur ce type de produits. L'ajout de ce module au modèle de base permet notamment d'évaluer l'impact sur l'activité d'une modification de la fiscalité sur l'énergie.

Le modèle de base, comme la version initiale du modèle, ne distingue pas formellement la branche énergie de la branche non manufacturière hormis dans le cas des importations : les consommations en énergie des ménages et des entreprises y sont mesurées comme des parts de la consommation totale des ménages et des consommations intermédiaires des entreprises. Le module « énergie » permet d'isoler les consommations en énergie au sein des consommations en produits non manufacturés des ménages et des entreprises, en y associant des équations de comportement. Les prix hors taxes (hors TVA et hors taxe énergétique) de consommation en énergie des ménages et des entreprises font également l'objet d'une modélisation économétrique. De la même manière, les équations de consommation et de prix relatives aux produits non manufacturés non-énergie sont estimées. Enfin, les équations d'importations énergétiques et non manufacturières hors énergie sont marginalement modifiées (prise en compte d'éléments de bouclage relatifs à la demande totale en produits non manufacturés hors énergie).

Les estimations sont relativement fragiles : certains facteurs déterminants n'ont pu être intégrés dans les régressions par manque de données et des calibrages ont parfois été nécessaires. Comme on l'a déjà signalé, le but premier de l'introduction de ce module n'est pas sa robustesse économétrique mais plus son caractère fonctionnel, offrant la possibilité de simuler des chocs ayant trait à la politique énergétique. De plus, lors de la réalisation de variantes utilisant le module « énergie », des tests de sensibilité sont systématiquement mis en œuvre.

a) Volumes de consommation en énergie

Consommation des ménages en énergie

$$\Delta c_egm_t = -0,001 - 0,31 \cdot \Delta c_egm_{t-1} + 0,88 \cdot \Delta c_m_t$$

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

$$-0,25 \cdot \left[c_egm_{t-1} - c_m_{t-1} + 0,39 \cdot (pc_egm_{t-1} - pc_m_{t-1}) + 0,002 \cdot temps + 2,40 \right]$$

(-2,7)
(c)
(-5,0)
(-10,7)
(-136,2)

Long terme :

$$c_egm = c_m - 0,39 \cdot (pc_egm - pc_m)$$

Période d'estimation : 1987T1–2006T1 $R^2 = 0,29$ $DW = 2,01$ $SER = 0,018$.

| | |
|--------|---|
| c_egm | consommation des ménages en énergie, en volume (en log) |
| c_m | consommation totale des ménages, en volume (en log) |
| pc_egm | prix de la consommation des ménages en énergie (en log) |
| pc_m | prix de la consommation totale des ménages (en log) |
| temps | tendance temporelle linéaire |

Élasticités de la consommation en énergie des ménages

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|---------------------------|------|-------|-------|-------|------------|
| Consommation totale | 0,88 | 0,85 | 0,93 | 0,99 | 1,00 |
| Prix relatif de l'énergie | 0,00 | -0,23 | -0,32 | -0,39 | -0,39 |

Commentaires et remarques :

- L'estimation montre que la part de la consommation d'énergie dans la consommation totale a diminué de manière tendancielle entre 1987 et 2006.
- À long terme, la consommation d'énergie s'ajuste à la consommation totale à prix relatifs donnés.
- À long terme, l'élasticité de la consommation d'énergie au prix relatif de l'énergie est estimée à 0,39. Les ménages substituent à l'énergie d'autres types de consommation lorsque le coût relatif de l'énergie augmente. Dans les simulations, l'ampleur de cette substitution est toutefois réduite par les effets de bouclage du modèle. Une hausse des prix de l'énergie induit en effet une augmentation des prix de production et de consommation. Ainsi, à l'équilibre, les prix de consommation convergent vers les prix de l'énergie, ce qui réduit le prix relatif de l'énergie et donc l'effet de substitution.

Consommations intermédiaires des entreprises en énergie

$$\Delta ci_eg_t = \underset{(-2,3)}{-0,004} - \underset{(c)}{0,10} \cdot \Delta (pci_eg - pci) + \underset{(2,2)}{0,59} \cdot \Delta va_t$$

$$- \underset{(-6,4)}{0,04} \cdot \left[ci_eg_{t-1} - va_{t-1} + \underset{(c)}{0,4} \cdot (pci_eg_{t-1} - pci_{t-1}) + \underset{(-132,1)}{2,39} \right]$$

Long terme :

$$ci_eg = va - 0,4 \cdot (pci_eg - pci) - 2,39$$

Période d'estimation : 1980T2–2006T1 $R^2 = 0,31$ $DW = 1,88$ $SER = 0,012$.

| | |
|--------|---|
| ci_eg | consommations intermédiaires en énergie, en volume (en log) |
| Va | valeur ajoutée, en volume (en log) |
| pci_eg | prix des consommations intermédiaires en énergie (en log) |
| Pci | prix des consommations intermédiaires (en log) |

Élasticités des consommations intermédiaires en énergie

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|----------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Valeur ajoutée | 0,59 | 0,66 | 0,71 | 0,82 | 1,00 |
| Prix relatif | -0,10 | -0,15 | -0,18 | -0,27 | -0,40 |

Commentaires et remarques :

- À long terme, les consommations intermédiaires en énergie des entreprises s'ajustent à la valeur ajoutée totale.
- Dans le modèle de base, les consommations intermédiaires par produit d'une branche sont calculées à partir de coefficients techniques multipliés au niveau de production de la branche. Elles ne dépendent donc pas directement des prix et sont considérées comme complémentaires aux autres facteurs de production. Cette équation permet au contraire d'introduire un effet « prix » sur le niveau des consommations en énergie.
- Les élasticités de la consommation des entreprises en énergie au prix relatif de l'énergie sont calibrées à partir des données fournies par le LEPII (Laboratoire d'Économie de la Production et de l'Intégration Internationale, CNRS) et fixées à 0,1 à court terme et 0,4 à long terme. Cette élasticité a notamment été utilisée pour les exercices de modélisation du rapport Quinet sur la valeur tutélaire du carbone (CAS, juin 2008).
- Les consommations intermédiaires totales en énergie sont réparties entre les différentes branches utilisatrices au moyen d'une clé de répartition exogène calculée à partir du TES.

b) Taxes sur l'énergie

Contrairement à d'autres taxes portant sur les produits (la TVA par exemple), les taxes spécifiques sur l'énergie sont proportionnelles au volume et non à la valeur de la consommation. Afin de prendre en compte cette spécificité, le prix TTC de l'énergie s'écrit donc sous la forme suivante :

$$Peg_{ttc} = Peg_{ht} (1 + \tau_{tva}) + \frac{\tau_{eg}}{(1 + \tau_{eg})} \cdot (1 + \tau_{tva})$$

| | |
|--------------|--|
| Peg_{ttc} | prix de l'énergie toutes taxes comprises (TVA et taxe sur l'énergie) |
| Peg_{ht} | prix de l'énergie hors taxes |
| τ_{tva} | taux de TVA |
| τ_{eg} | taux de taxation de l'énergie |

Commentaires et remarques :

- À titre de simplification, les taux de taxe sont traités comme identiques (égaux à τ_{eg}) pour les ménages et les entreprises. Il s'agit d'une hypothèse très simplificatrice, les taux de taxation étant en réalité très hétérogènes selon les types d'énergie et d'agents.

c) Prix de consommation en énergie

Les prix de consommation en énergie sont modélisés hors taxes et selon la même logique que les prix de demande des produits manufacturiers et non manufacturiers (voir partie 1.3.5). À long terme, les prix de l'énergie s'ajustent sur les prix des importations en énergie et sur le prix approché de la production en énergie. Une approximation de ce prix a été nécessaire pour deux raisons. D'une part, les estimations n'ont pas permis d'établir une relation entre les prix de consommation en énergie et le déflateur de la production en énergie des comptes trimestriels. D'autre part, les comportements de l'offre (production et fixation des prix) de la branche « énergie » ne sont pas explicitement modélisés. Le déflateur choisi pour approximer les prix de production en énergie (le prix de production total) est évidemment très imparfait mais il a l'avantage de prendre en compte ces mécanismes.

Prix hors taxes de la consommation en énergie des ménages

$$\Delta pc_egm_t^{ht} = 0,19 \cdot \Delta pm_eg_t + (1 - 0,19) \cdot \Delta pprod_t - 0,06 \cdot \left[pc_egm_{t-1}^{ht} + 0,30 - (1 - 0,70) \cdot pm_eg_{t-1} - 0,70 \cdot pprod_{t-1} \right]$$

Long terme :

$$pc_egm^{ht} = -0,30 + 0,30 \cdot pm_eg + 0,70 \cdot pprod$$

Période d'estimation : 1979T1–2006T1 $R^2 = 0,55$ $DW = 2,47$ $SER = 0,017$.

| | |
|-------------|--|
| pc_egmht | prix de la consommation des ménages en énergie hors taxes (en log) |
| pm_eg | prix des importations en énergie (en log) |
| $pprod$ | prix de la production totale (en log) |

Élasticités des prix de consommation en énergie des ménages

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|----------------------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Prix des importations en énergie | 0,19 | 0,21 | 0,23 | 0,27 | 0,30 |
| Prix de la production totale | 0,81 | 0,79 | 0,77 | 0,73 | 0,70 |

Commentaires et remarques :

- À long terme, le prix de la consommation en énergie des ménages s'ajuste à la fois au prix de l'énergie importée et au prix de la production totale. Le déflateur de la production totale a été choisi pour approximer l'évolution des coûts dans la branche de l'énergie sur le territoire national (voir *infra*).
- La relation de long terme est calibrée à partir de la part des importations dans la consommation en énergie en valeur. En 2006, environ 30% de la consommation en énergie était importée.
- À court terme, la condition d'homogénéité dynamique a été imposée, se trouvant quasi vérifiée par l'estimation sans contrainte.

Prix hors taxes des consommations intermédiaires en énergie des entreprises

$$\Delta pci_eg_t^{ht} = -0,02 - 0,45 \cdot pm_eg_t + (1 - 0,45) \cdot pprod_t$$

(-2,1)
(17,9)
(c)

$$- 0,09 \cdot \left[pci_eg_t^{ht} + 0,04 - 0,51 \cdot pm_eg_{t-1} - (1 - 0,51) \cdot pprod_{t-1} \right]$$

(-2,2)
(-10,0)
(50,6)
(c)

Long terme :

$$pci_eg^{ht} = -0,04 + 0,51 \cdot pm_eg + 0,49 \cdot pprod$$

Période d'estimation: 1983T1-2006T1 $R^2 = 0,78$ $DW = 2,05$ $SER = 0,02$.

| | |
|----------|--|
| pci_eght | prix des consommations intermédiaires en énergie hors taxes (en log) |
| pm_eg | prix des importations en énergie (en log) |
| pprod | prix de la production totale (en log) |

Élasticités des prix de consommation intermédiaires en énergie

| | t | 1 an | 2 ans | 5 ans | Long terme |
|----------------------------------|------|------|-------|-------|------------|
| Prix des importations en énergie | 0,45 | 0,47 | 0,48 | 0,50 | 0,51 |
| Prix de la production totale | 0,55 | 0,53 | 0,52 | 0,50 | 0,49 |

Commentaires et remarques :

- Comme dans le cas de l'estimation du prix de consommation en énergie des ménages, le prix de consommation intermédiaire en énergie est supposé s'indexer aux prix des importations en énergie et de la production totale.
- Les coefficients de long terme ont pu être estimés. L'élasticité estimée du prix des consommations intermédiaires en énergie aux prix de l'énergie importée est supérieure au *ratio* des importations énergétique aux consommations intermédiaires en énergie (qui s'élevait à 44 % en 2006).
- À long terme, le prix des consommations intermédiaires des entreprises en énergie dépend davantage du prix des importations en énergie que le prix de la consommation en énergie des ménages (51 % contre 30 %).
- À court terme, la condition d'homogénéité dynamique a été imposée.

PARTIE 2 PRINCIPALES VARIANTES ET RÉSULTATS

Cette partie présente le comportement variantiel du modèle *Mésange*, c'est-à-dire sa réponse de court, moyen et long termes face à un choc exogène. Le cadre d'étude des variantes est le suivant :

1. Le modèle est projeté sur un sentier de croissance régulier, appelé « compte central ». Le compte central est tel que l'ensemble des volumes, endogènes et exogènes, évoluent au même taux de croissance, déterminé par le taux de croissance de la population et du progrès technique. De même, les valeurs croissent à ce taux augmenté de l'inflation. Les hypothèses de croissance caractérisant le compte central sont les suivantes :
 - taux de croissance des volumes de 2% par an :
 - population constante (en particulier la population active) ;
 - croissance du progrès technique de 2% par an (ceci concerne l'efficacité du travail dans les deux branches, manufacturière et non manufacturière).
 - taux de croissance des prix de 2% par an.
2. On effectue un choc sur une variable (ou un paramètre) du modèle et on simule le modèle.
3. On évalue l'écart relatif de la réponse du modèle par rapport au compte central.

Dans la réponse du modèle au choc, il convient de distinguer la dynamique de court terme de celle de long terme. À court terme, le modèle réagit suivant les déterminants de la demande : consommation, investissement, échanges extérieurs. La dynamique des prix n'intervient que dans un deuxième temps, ajustant progressivement l'économie à son sentier de croissance de long terme. À long terme, le modèle se comporte globalement suivant son cadre théorique sous-jacent : l'équilibre se situe à l'intersection de la courbe d'offre agrégée (AS) et de la courbe de demande agrégée (AD) (*cf.* la description du cadre théorique, sous-partie 1.2.). Le choc permanent peut se traduire, à long terme, comme un déplacement soit de la courbe d'offre, soit de la courbe de demande, soit des deux courbes. L'équilibre de long terme de l'économie s'ajuste alors en conséquence.

Deux types de variantes sont présentés dans cette partie :

- des variantes « naïves », qui permettent de comprendre le fonctionnement du modèle : dans ce cas, une seule variable exogène est modifiée, les autres exogènes étant supposées inchangées. Le modélisateur ne prend alors pas en compte les interactions possibles entre les diverses exogènes du modèle. Pour l'ensemble de ces variantes, le taux d'intérêt réel et le taux de change nominal sont supposés constants afin de neutraliser les effets induits par la variation des prix sur ces deux variables ;
- des variantes dites « réalistes », qui visent à évaluer l'ensemble des effets sur l'économie d'un changement de son environnement macroéconomique, par exemple international, ou d'une mesure de politique économique. Dans ce cas, le modélisateur veille à ce que l'ensemble des exogènes du modèle *Mésange* susceptibles d'être impactées par le choc ou la mesure de politique économique soient modifiées de manière la plus réaliste possible. Pour ce faire, le modélisateur doit notamment quantifier les relations liant les variables exogènes entre elles, en utilisant des régressions auxiliaires voire des modèles macroéconométriques complémentaires.

Trois types de variantes « naïves » sont ici analysés : les réactions du modèle à des chocs budgétaires et fiscaux, des chocs externes et des chocs structurels sont décrites dans une première partie. Des exemples de variantes réalistes, évaluant l'impact d'une mesure fiscale (TVA sociale) ou d'un choc externe (choc pétrolier) sont ensuite présentés. Tous les chocs considérés dans la suite sont permanents.

Sauf mention contraire, le modèle utilisé est le modèle de base (hors module « énergie ») avec une spécification WS pour les équations de salaires. Des détails sur la mise en œuvre des variantes sont disponibles dans l'annexe 3.

II.1 Variantes « naïves »

II.1.1 Chocs budgétaires et fiscaux

a) Hausse permanente de l'investissement des APU de 1 % du PIB en volume

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 1,12 | 1,32 | 1,33 | 1,03 | 0,74 | 0,19 |
| VA du secteur marchand | 1,30 | 1,51 | 1,50 | 1,12 | 0,74 | 0,03 |
| Consommation des ménages | 0,30 | 0,82 | 1,06 | 0,83 | 0,69 | 0,30 |
| Investissement | 6,04 | 6,37 | 6,26 | 5,77 | 5,62 | 5,21 |
| Investissement des SNF et EI | 1,57 | 1,87 | 1,57 | 1,04 | 0,73 | 0,03 |
| Exportations | -0,02 | -0,05 | -0,15 | -0,47 | -0,79 | -1,26 |
| Importations | 1,14 | 1,51 | 1,62 | 1,37 | 1,53 | 1,78 |
| Revenu disponible réel des ménages | 0,34 | 0,66 | 0,88 | 0,84 | 0,70 | 0,30 |
| Taux d'épargne | 0,04 | -0,14 | -0,16 | 0,01 | 0,01 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,01 | 0,17 | 0,53 | 1,29 | 2,12 | 3,56 |
| Prix de production marchande | 0,03 | 0,21 | 0,62 | 1,43 | 2,30 | 3,84 |
| Prix des exportations | 0,03 | 0,14 | 0,41 | 1,05 | 1,50 | 2,39 |
| Prix des importations | 0,09 | 0,18 | 0,30 | 0,64 | 1,09 | 1,96 |
| Salaire réel net ¹ | 0,16 | 0,50 | 0,83 | 1,02 | 0,92 | 0,40 |
| Coût réel du travail ² | 0,13 | 0,41 | 0,66 | 0,87 | 0,58 | -0,16 |
| Emploi salarié (en milliers) | 67 | 172 | 227 | 141 | 85 | 17 |
| Taux de chômage (en points) | -0,28 | -0,71 | -0,94 | -0,58 | -0,36 | -0,09 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,32 | -0,42 | -0,43 | -0,36 | -0,48 | -0,67 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | -0,68 | -0,29 | -0,25 | -0,51 | -0,64 | -0,88 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

Le choc effectué représente une hausse de 1 % du PIB des dépenses d'investissement des APU, exogènes dans le modèle. Effectué en 2007, ce choc aurait représenté une hausse du volume d'investissement des APU de 19 Mds d'euros. L'investissement des APU représentant dans le compte central environ 3 % du PIB en volume, il augmente donc de 32 % dans cette variante. Il s'agit d'un choc de demande pur, qui se traduit à long terme par une élévation du niveau de production compensée par une augmentation des prix ainsi que par un surcroît de déficit public. Ce choc est en effet non financé (variante « naïve »).

Mécanismes

À court terme, la hausse exogène de l'investissement public se répercute instantanément sur l'activité. Les entreprises répondent à ce surcroît de demande en étendant leurs capacités productives : l'investissement des entreprises augmente, ainsi que l'emploi. La hausse de l'emploi stimule la consommation des ménages. En raison de délais d'ajustement sur des capacités de production domestiques, cette augmentation de la demande se reporte de manière plus que proportionnelle sur les biens importés. À court terme, l'effet accélérateur de l'investissement conduit à une hausse de l'activité supérieure à l'ampleur du choc initial : le multiplicateur s'élève à 1,3 point de PIB au bout de 3 ans.

Les prix, rigides, ne réagissent pas instantanément au choc, retardés par les délais d'ajustement et la baisse des coûts salariaux unitaires (cycle de productivité). À moyen terme, les prix de vente augmentent avec la demande en raison, d'une part, de la hausse

des marges des entreprises et, d'autre part, de la croissance des salaires. Les salaires négociés croissent en effet avec la baisse du taux de chômage (effet Phillips) et l'indexation progressive aux prix de consommation. La hausse du coût du travail se transmet rapidement aux prix de vente (boucle prix-salaires). Cet effet inflationniste tend à résorber l'excès de demande : la consommation et l'investissement sont moins dynamiques, tandis que la baisse du chômage tend à se réduire. Enfin, la hausse des prix joue négativement sur la compétitivité des exportations, ce qui accentue la dégradation de la balance commerciale et réduit la production nationale destinée à l'étranger (cf. graphique 6).

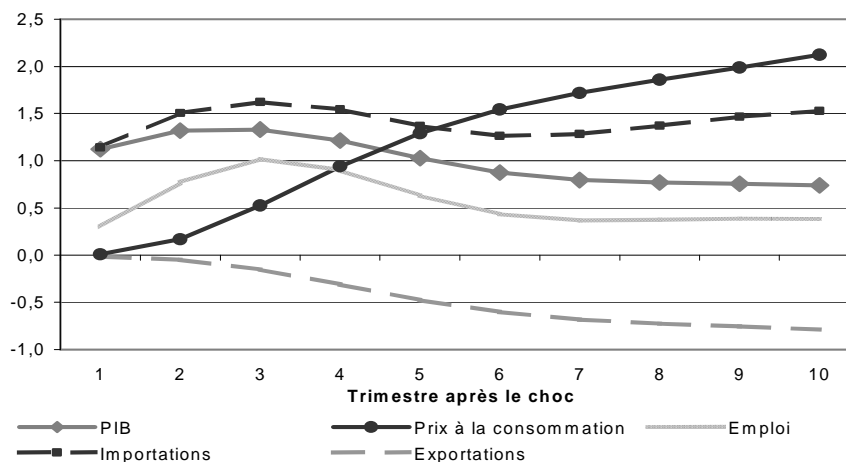
À long terme, le niveau des prix est supérieur à celui du compte central. Un effet expansionniste sur l'activité persiste néanmoins en raison de termes de l'échange intérieurs favorables : la hausse des prix de consommation est en effet moins forte que celle des prix de valeur ajoutée car les prix étrangers sont inchangés. Il s'ensuit une légère diminution du chômage de long terme et donc un effet positif sur le niveau de l'activité à long terme (effet lié à la spécification WS des équations de salaires). En contrepartie, la balance commerciale et le solde public sont dégradés durablement. Dans le modèle, le stock de capital n'a pas d'impact sur le potentiel de croissance de l'économie (pas d'effets de patrimoine, pas de croissance endogène). Certains effets de long terme de la hausse de l'investissement sont donc ignorés ici.

Résultats

Le choc se traduit à court terme par une hausse de l'activité de 1,1 point la première année et 1,3 point les deux années suivantes, du fait des effets multiplicateurs de la demande²³. Il faut noter que l'effet multiplicateur à court terme dépend de manière non négligeable de l'hypothèse faite sur les taux d'intérêt réels (cf. encadré 6). L'investissement des entreprises augmente de 1,6 point et 1,9 point sur cette période. Dans le même temps, le taux de chômage diminue de près d'un point au bout de 3 ans. Ces effets expansionnistes sur l'activité sont ensuite freinés par la hausse des prix : les prix de consommation, identiques à court terme à ceux du compte central, y sont supérieurs d'1,3 point la cinquième année après le choc. À long terme, l'effet résiduel sur l'activité est de 0,2 point, le taux de chômage d'équilibre est inférieur de 0,1 point et la balance commerciale est plus déficitaire, à hauteur de 0,7 point de PIB. Cette variante se traduit enfin par une dégradation du solde primaire, s'élevant à 0,7 point de PIB au bout d'un an et à 0,9 points à long terme. Dans un cadre « réaliste », ceci appellerait une réaction des autorités publiques (cf. encadré 8, sous-partie 2.2.2). Par ailleurs, ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur les termes de l'échange intérieur et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

²³ Ce multiplicateur est cohérent avec l'évaluation de Biau et Girard (2005) qui obtiennent un multiplicateur de 1,4 à court terme, à l'aide d'un VAR structurel. Utilisant une approche économétrique permettant d'identifier les mesures budgétaires exogènes, Cahu et Doisneau (2009, à paraître) estiment également un multiplicateur de court terme supérieur à l'unité.

Graphique 6. Impact de court terme d'une hausse de 1% du PIB de l'investissement des APU sur le PIB en volume, le prix de consommation des ménages, l'emploi et les volumes d'échanges extérieurs (en % d'écart au compte central)



Comparaison avec une modélisation des salaires par une courbe de Phillips

La même variante réalisée dans la version du modèle avec courbe de Phillips conduit à des effets similaires, la principale différence étant que le taux de chômage retrouve à long terme sa valeur du compte central (cf. tableau infra).

Hausse de l'investissement des APU de 1 point de PIB (version du modèle avec courbe de Phillips)

| | % en écart au compte central | | | | | |
|-------------------------------------|------------------------------|-------|-------|-------|--------|-------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | LT |
| PIB en volume | 1,12 | 1,30 | 1,32 | 1,09 | 0,79 | 0,11 |
| Consommation des ménages | 0,29 | 0,76 | 1,01 | 0,94 | 1,10 | 0,33 |
| Investissement | 6,09 | 6,41 | 6,25 | 5,76 | 5,61 | 5,11 |
| Exportations | -0,01 | -0,05 | -0,13 | -0,43 | -1,07 | -1,43 |
| Importations | 1,13 | 1,47 | 1,57 | 1,44 | 1,89 | 1,93 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,00 | 0,11 | 0,41 | 1,18 | 3,02 | 4,05 |
| Prix de production marchande | 0,02 | 0,16 | 0,50 | 1,30 | 3,27 | 4,37 |
| Salaire réel net ¹ | 0,07 | 0,25 | 0,61 | 1,31 | 2,02 | 0,53 |
| Coût réel du travail ² | 0,04 | 0,18 | 0,46 | 1,16 | 1,59 | -0,11 |
| Taux de chômage | -0,28 | -0,74 | -0,99 | -0,54 | -0,14 | 0,00 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,31 | -0,40 | -0,41 | -0,36 | -0,53 | -0,69 |

¹Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par le prix de consommation.

²Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée marchande.

Comparaison avec la version initiale du modèle *Mésange*

Cette variante a un effet moins expansionniste à long terme que dans la version initiale de *Mésange* (l'effet de long terme sur le PIB marchand est de 0,03 point dans la version actuelle contre 0,19 point dans la version initiale). Elle est aussi moins inflationniste. La dynamique du chômage et son niveau de long terme sont très proches dans les deux versions.

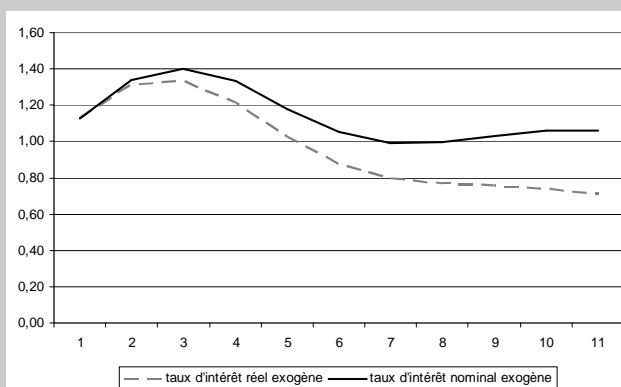
Encadré 6. Sensibilité du multiplicateur à la politique monétaire : impact différencié sur le PIB et les prix de consommation

On revient dans cet encadré sur l'hypothèse de constance des taux d'intérêt réels dans l'ensemble des variantes naïves présentées dans ce document. Cette hypothèse a des effets non négligeables sur le résultat des variantes puisque les effets de demande liés à la variation des taux d'intérêt réels sont alors ignorés. Les graphiques ci-dessous montrent en particulier l'impact sur l'activité et le prix de consommation d'un choc budgétaire de 1 point de PIB, selon que l'hypothèse de constance des taux d'intérêt porte sur leur valeur réelle ou nominale. Lorsque la variante est réalisée à taux d'intérêt nominaux constants, les mécanismes inflationnistes à court-moyen terme conduisent à une diminution des taux d'intérêts réels. L'investissement des entreprises et des ménages s'en trouve encouragé, ce qui renforce l'impact du choc positif sur l'activité : au bout de 10 ans, l'effet multiplicateur est à près de 1,1 point de PIB (contre 0,7 point sous l'hypothèse de constance des taux d'intérêt réels).

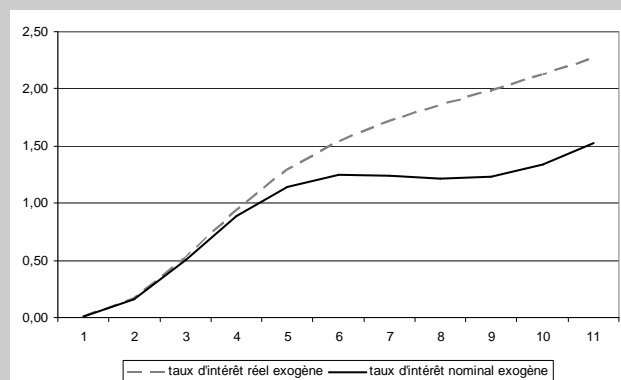
Effectuer l'ensemble des variantes à taux d'intérêt réels fixes se justifie dans le cadre des variantes naïves, où l'on cherche à isoler les différentes propriétés du modèle en réponse à des chocs usuels. Dans un cadre plus réaliste, il est nécessaire de prendre en compte la modification de la politique monétaire en réponse à un choc (cf. sous-partie 2.2).

Impact d'une hausse de 1 % du PIB de l'investissement public en fonction de la réaction des taux d'intérêt

Sur le PIB



Sur les prix de consommation



b) Baisse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant des cotisations sociales employeurs

| | <i>% en écart au compte central</i> | | | | | |
|---|-------------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 0,25 | 0,61 | 0,87 | 1,06 | 1,18 | 1,43 |
| VA du secteur marchand | 0,30 | 0,71 | 1,03 | 1,29 | 1,44 | 1,75 |
| Consommation des ménages | 0,35 | 1,04 | 1,37 | 1,45 | 1,54 | 1,82 |
| Investissement | 0,61 | 0,76 | 1,02 | 1,16 | 1,10 | 1,46 |
| Investissement des SNF et EI | 0,84 | 0,66 | 0,95 | 1,18 | 1,17 | 1,71 |
| Exportations | 0,07 | 0,31 | 0,53 | 0,70 | 0,75 | 0,79 |
| Importations | 0,37 | 0,73 | 0,93 | 0,77 | 0,49 | 0,52 |
| Revenu disponible réel des ménages | 0,40 | 0,87 | 1,16 | 1,37 | 1,54 | 1,82 |
| Taux d'épargne | 0,04 | -0,14 | -0,17 | -0,07 | 0,01 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | -0,24 | -0,88 | -1,27 | -1,61 | -1,93 | -1,98 |
| Prix de production marchande | -0,31 | -1,01 | -1,42 | -1,79 | -2,14 | -2,21 |
| Prix des exportations | -0,24 | -0,83 | -1,15 | -1,32 | -1,40 | -1,44 |
| Prix des importations | -0,11 | -0,45 | -0,67 | -0,88 | -1,08 | -1,27 |
| Salaire réel net ¹ | 0,37 | 0,92 | 1,21 | 1,52 | 1,95 | 2,43 |
| Coût réel du travail ² | -2,12 | -1,64 | -1,42 | -1,01 | -0,45 | 0,01 |
| Emploi salarié (en milliers) | 84 | 207 | 265 | 268 | 257 | 276 |
| Taux de chômage (en points) | -0,35 | -0,85 | -1,09 | -1,09 | -1,05 | -1,13 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,12 | -0,22 | -0,24 | -0,14 | -0,01 | 0,05 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | -0,84 | -0,39 | -0,32 | -0,30 | -0,30 | -0,18 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

La mesure simulée représente une diminution de 1 % du PIB en valeur du montant de cotisations sociales employeurs versées par le secteur privé. Dans le compte central, cela équivaut à une baisse permanente de 3,5 points des taux apparents de cotisations sociales employeurs²⁴. Effectué en 2007, ce choc aurait représenté une diminution de 19 Mds des cotisations sociales employeurs, soit 7 % de leur montant. La mesure est non ciblée ; elle s'applique à tous les salariés du secteur privé mais ne porte pas sur les cotisations sociales versées par les APU. Il s'agit d'un choc négatif sur le coin fiscal-social, qui se traduit à long terme par une baisse du chômage d'équilibre, une augmentation du niveau de production mais aussi un creusement du déficit public.

Mécanismes

La baisse des cotisations se traduit par un allègement du coût du travail, qui relance l'emploi et diminue les prix de production par rapport à leur niveau dans le compte central. La hausse de l'emploi et du salaire réel brut induite par la diminution du chômage et des prix permet un accroissement du revenu des ménages et donc de la demande. La hausse de la consommation en produits importés conduit à une dégradation de la balance commerciale, non compensée à court et moyen termes par l'allègement des coûts de production. Celui-ci permet en parallèle une amélioration de la compétitivité-prix et une hausse des exportations. La balance commerciale s'équilibre à long terme.

Les prix ne cessent de diminuer par rapport au compte central, ce malgré la hausse de l'activité, en raison de la faible élasticité des salaires au niveau de chômage. À long terme, le

²⁴ Calculés dans le modèle comme le rapport des cotisations versées par les employeurs à la masse salariale.

coût réel du travail, ancré sur le coût réel du capital, revient à son niveau du compte central. Le niveau des salaires réels bruts et, par conséquent, des salaires nets augmente. Le choc bénéficie aux ménages en accroissant leur revenu disponible réel brut à long terme. En outre, la réduction du coin fiscal-social induit une baisse du taux de chômage d'équilibre (effet lié à la spécification WS des équations de salaires). Il résulte de ces différents effets une augmentation du niveau de production de l'économie à long terme.

Résultats

Cette mesure est une variante d'offre favorable à l'emploi et à l'activité. Dans ce cas, 84 000 emplois sont créés dès la première année, plus de 200 000 la seconde. Le taux de croissance du PIB augmente de 0,25 point la première année, 0,36 point la seconde année, 0,26 point la troisième. À long terme, ce choc permet la création de 276 000 emplois et un accroissement de l'activité de 1,4 % du PIB. Cette variante se traduit enfin par un alourdissement non soutenable du déficit primaire des APU, de l'ordre de 0,8 point de PIB la première année et de 0,2 point à long terme (cf. encadré 8, sous-partie 2.2.2). Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur le coin fiscal-social et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

Comparaison avec la version initiale du modèle *Mésange*

L'impact de cette variante sur l'activité est plus important à long terme que dans la version initiale du modèle (pour une baisse d'un point du taux moyen de cotisations sociales, soit 0,3 point de PIB) : + 0,50 point à long terme sur le PIB contre 0,32 point dans la version initiale. Ceci s'explique par l'effet « Phillips » intégré dans les équations de salaire : l'effet du taux de chômage sur les salaires étant plus faible dans la nouvelle version que dans la version initiale, le taux de chômage de long terme est plus sensible aux variations du coin fiscal-social. Il diminue de 0,32 point dans la version actuelle contre 0,18 point dans la version initiale.

c) Baisse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant des cotisations sociales « salariés » versées

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 0,45 | 0,79 | 0,84 | 0,87 | 0,98 | 1,47 |
| VA du secteur marchand | 0,50 | 0,89 | 0,95 | 1,00 | 1,16 | 1,78 |
| Consommation des ménages | 1,00 | 1,72 | 1,83 | 1,79 | 1,69 | 1,96 |
| Investissement | 0,39 | 0,98 | 1,00 | 1,00 | 1,07 | 1,52 |
| Investissement des SNF et EI | 0,58 | 1,27 | 1,06 | 1,00 | 1,09 | 1,81 |
| Exportations | -0,01 | -0,01 | 0,02 | 0,08 | 0,30 | 0,74 |
| Importations | 0,85 | 1,42 | 1,36 | 1,18 | 0,92 | 0,65 |
| Revenu disponible réel des ménages | 1,59 | 1,47 | 1,64 | 1,68 | 1,65 | 1,96 |
| Taux d'épargne | 0,49 | -0,21 | -0,16 | -0,09 | -0,03 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | -0,03 | -0,04 | -0,03 | -0,09 | -0,60 | -1,94 |
| Prix de production marchande | 0,02 | 0,02 | 0,02 | -0,06 | -0,63 | -2,04 |
| Prix des exportations | 0,02 | 0,00 | -0,06 | -0,17 | -0,57 | -1,35 |
| Prix des importations | 0,06 | 0,13 | 0,02 | -0,13 | -0,40 | -1,19 |
| Salaire réel net ¹ | 2,94 | 2,82 | 2,81 | 2,72 | 2,49 | 2,85 |
| Coût réel du travail ² | -0,10 | -0,20 | -0,26 | -0,36 | -0,52 | 0,02 |
| Emploi salarié (en milliers) | 22 | 100 | 167 | 189 | 218 | 281 |
| Taux de chômage (en points) | -0,09 | -0,41 | -0,68 | -0,77 | -0,89 | -1,15 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,24 | -0,42 | -0,38 | -0,31 | -0,22 | -0,02 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | -0,85 | -0,44 | -0,38 | -0,39 | -0,36 | -0,16 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

Dans cette variante, les recettes de cotisations sociales « salariés » sont réduites durablement de 1 % du PIB en valeur. Effectué en 2007, un tel choc aurait représenté une diminution de 19 Mds d'euros courants du montant des cotisations sociales salariés (soit, dans le compte central, une réduction de 20 % du montant total des cotisations salariés versées). Les taux apparents de cotisations sociales salariés (privés et publics)²⁵ sont réduits de 2,6 points de façon permanente. Dans la version du modèle avec courbe WS-PS, cette baisse des cotisations sociales « salariés », prise en compte par le bais de la variable « coin fiscal-social », est intégrée dans la négociation et entraîne alors une baisse du salaire brut négocié par les salariés et les employeurs. Or le salaire brut ne peut diminuer en deçà du salaire minimum. Environ 15 % des employés étant rémunérés au niveau du SMIC, on ne prend en compte que 85 % de la baisse du coin fiscal-social dans les relations de long terme des salaires. Comme dans le choc précédent, cette variante revient à diminuer le coin fiscal-social, ce qui conduit à une amélioration du taux de chômage de long terme et à une augmentation du niveau d'activité mais aussi une dégradation du solde public (cf. encadré 7).

Mécanismes

Dès le court terme, cette mesure augmente le revenu disponible brut des ménages, réduisant la fiscalité assise sur les rémunérations. La consommation augmente en conséquence. Ceci contribue à l'accroissement de la production mais aussi des importations, entraînant le creusement de la balance commerciale à moyen terme. Le

²⁵ Ces taux sont définis dans le modèle comme le rapport entre les cotisations versées par les salariés et la masse salariale et valent 13,4 % dans le compte central. Contrairement à la variante sur les cotisations sociales employeurs, cette mesure concerne également les APU.

mécanisme de négociations salariales diminue les exigences des salariés en termes de salaire brut, qui baisse donc. Cet effet allège le coût réel du travail, ce qui contribue à la relance de l'emploi et de l'investissement. En outre, ces effets sont plus rapides qu'une diminution des cotisations sociales employeurs car les baisses de charge sont injectées immédiatement dans le revenu des ménages.

À long terme, la baisse des prix de production permet un accroissement des exportations, qui rétablit l'équilibre de la balance commerciale. La réduction du coin fiscal-social diminue le taux de chômage d'équilibre et établit le niveau d'activité à un niveau durablement supérieur à celui du compte central (effet lié à la spécification WS des équations de salaire).

Résultats

La baisse des cotisations sociales salariés permet une forte hausse instantanée de la consommation (+1 % la première année et +1,7 % la seconde année) suivie par une augmentation de l'emploi et de l'investissement à court et moyen termes. La hausse de l'activité est importante, dès la première année (+0,5 %). Toutefois, ce choc de demande est défavorable à la balance commerciale à moyen terme, car il stimule les importations. À long terme, ce choc crée 281 000 emplois, permet une hausse de l'activité de 1,5 % et ne modifie pas le solde extérieur. Cette variante analytique ne prend pas en compte le financement de cette mesure, alors qu'elle se traduit, comme dans le cas d'une baisse des cotisations sociales employeurs, par une dégradation du solde primaire des APU à hauteur de 0,9 point de PIB la première année et de 0,2 point à long terme. Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur le coin fiscal-social et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

d) Baisse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant de la CSG

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 0,45 | 0,88 | 0,95 | 0,94 | 0,92 | 1,04 |
| VA du secteur marchand | 0,51 | 0,99 | 1,07 | 1,06 | 1,04 | 1,19 |
| Consommation des ménages | 1,01 | 1,94 | 2,13 | 2,10 | 1,98 | 2,03 |
| Investissement | 0,39 | 1,04 | 1,11 | 1,03 | 1,01 | 1,15 |
| Investissement des SNF et EI | 0,57 | 1,36 | 1,22 | 1,04 | 0,99 | 1,22 |
| Exportations | -0,01 | -0,02 | -0,02 | -0,06 | -0,05 | 0,04 |
| Importations | 0,86 | 1,61 | 1,61 | 1,42 | 1,26 | 1,19 |
| Revenu disponible réel des ménages | 1,62 | 1,78 | 1,93 | 2,01 | 1,97 | 2,03 |
| Taux d'épargne | 0,50 | -0,13 | -0,16 | -0,08 | -0,01 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | -0,03 | -0,01 | 0,07 | 0,26 | 0,25 | -0,07 |
| Prix de production marchande | 0,02 | 0,05 | 0,14 | 0,33 | 0,29 | -0,05 |
| Prix des exportations | 0,02 | 0,04 | 0,05 | 0,15 | 0,09 | -0,07 |
| Prix des importations | 0,06 | 0,16 | 0,11 | 0,08 | 0,07 | -0,12 |
| Salaire réel net ¹ | -0,01 | -0,03 | 0,07 | 0,14 | 0,01 | 0,06 |
| Coût réel du travail ² | -0,06 | -0,07 | -0,03 | 0,02 | -0,12 | -0,03 |
| Emploi salarié (en milliers) | 22 | 99 | 169 | 179 | 176 | 191 |
| Taux de chômage (en points) | -0,09 | -0,41 | -0,70 | -0,74 | -0,72 | -0,79 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,24 | -0,47 | -0,45 | -0,38 | -0,34 | -0,29 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | -0,87 | -0,58 | -0,44 | -0,48 | -0,51 | -0,46 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

La CSG versée par les agents est diminuée de 1 % du PIB en valeur. Effectué en 2007, ce choc aurait représenté une diminution de 19 Mds d'euros courants du montant de la CSG. Dans le compte central, le choc correspond à une diminution de 30 % du montant total de la CSG. La CSG est répartie entre CSG assise sur le travail (85 % du montant total) et CSG assise sur le capital (15 % du total). La CSG sur le travail intervient dans le coin fiscal-social à long terme à hauteur de 85 % de l'effet car il est supposé que le salaire des employés rémunérés au SMIC ne peut être renégocié à la baisse (voir variante « cotisations sociales salariés »). Les taux de CSG, établis dans le compte central à 5,5 points pour le travail et 6,3 points pour le capital, sont réduits de 1,7 point de façon permanente. Effectué en 2007, ce choc aurait représenté une diminution de 19 Mds d'euros courants du montant de la CSG. La baisse de la CSG sur le travail agit de manière analogue à celle des cotisations salariales vue précédemment, en réduisant le coin fiscal-social. La diminution de la CSG sur le capital réduit uniquement le revenu disponible des ménages. À long terme, ce choc conduit à une amélioration du taux de chômage d'équilibre, à une augmentation du niveau de production mais aussi à une dégradation du solde public.

Mécanismes

À court terme, la hausse du revenu disponible des ménages et de la consommation entraîne une stimulation de l'activité. Cet effet positif de la « demande » est relayé à moyen et long termes par la baisse du coût du travail. Le coin fiscal-social diminue, les revenus salariaux étant moins taxés, Ceci stimule l'emploi et permet une faible baisse des prix de production. Cette diminution est toutefois insuffisante pour que l'amélioration de la compétitivité-prix permette d'équilibrer la balance commerciale. En effet, la hausse de la consommation renforce significativement les importations.

À long terme, le taux de chômage se réduit et l'activité demeure supérieure à son niveau d'équilibre.

Résultats

La baisse de la CSG relance à la fois l'emploi et l'investissement car elle permet une hausse de la demande et un allègement du coût du travail. Les effets à court terme sont tirés par la consommation (+ 1 % la première année, + 2 % la deuxième année) et par l'investissement, qui augmente progressivement durant 3 ans au moins. À long terme, la réduction du coût du travail permet la création de 190 000 emplois et une hausse du PIB de 1 % environ. Cette variante se traduit enfin par une dégradation du solde primaire des APU, d'environ 0,9 point de PIB la première année et de 0,5 point de PIB à long terme (cf. encadré 8, sous-partie 2.2.2). Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur le coin fiscal-social et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

Analyse de l'impact d'une baisse de la CSG sur le taux de chômage et l'offre potentielle à long terme

Dans la version du modèle avec équations de salaires WS, à long terme, une diminution du taux de CSG conduit à une amélioration du taux de chômage d'équilibre, due principalement à la diminution du coin fiscal-social induite par la baisse de la CSG sur le travail.

Écart de long terme au compte central (en points)

| | |
|------------------------------------|---------------|
| Taux de chômage | - 0,79 |
| <i>dont les contributions de :</i> | |
| - coin fiscal-social | - 0,76 |
| - coût réel du capital | - 0,01 |
| - termes de l'échange intérieur | - 0,02 |

L'offre potentielle de long terme est accrue en raison de la diminution du taux de chômage. La contribution de la diminution du coût réel du capital est négligeable.

Écart de long terme au compte central (en points)

| | |
|------------------------------------|---------------|
| Offre marchande | + 1,19 |
| <i>dont les contributions de :</i> | |
| - emploi potentiel | + 1,19 |
| - efficacité du travail | + 0,00 |
| - coût réel du capital | + 0,01 |

e) Baisse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant de l'impôt sur le revenu

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 0,45 | 0,88 | 0,96 | 0,94 | 0,85 | 0,79 |
| VA du secteur marchand | 0,51 | 1,00 | 1,08 | 1,05 | 0,94 | 0,85 |
| Consommation des ménages | 1,02 | 1,97 | 2,18 | 2,18 | 2,06 | 2,00 |
| Investissement | 0,39 | 1,03 | 1,10 | 1,01 | 0,94 | 0,92 |
| Investissement des SNF et EI | 0,56 | 1,35 | 1,22 | 1,02 | 0,90 | 0,88 |
| Exportations | -0,01 | -0,03 | -0,05 | -0,14 | -0,22 | -0,31 |
| Importations | 0,86 | 1,63 | 1,65 | 1,49 | 1,39 | 1,43 |
| Revenu disponible réel des ménages | 1,63 | 1,83 | 2,00 | 2,10 | 2,06 | 2,00 |
| Taux d'épargne | 0,51 | -0,12 | -0,15 | -0,06 | -0,01 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | -0,02 | 0,01 | 0,13 | 0,44 | 0,68 | 0,88 |
| Prix de production marchande | 0,02 | 0,07 | 0,21 | 0,52 | 0,75 | 0,97 |
| Prix des exportations | 0,03 | 0,06 | 0,11 | 0,32 | 0,43 | 0,58 |
| Prix des importations | 0,06 | 0,17 | 0,15 | 0,19 | 0,31 | 0,42 |
| Salaire réel net ¹ | 0,01 | 0,06 | 0,21 | 0,34 | 0,26 | 0,16 |
| Coût réel du travail ² | -0,04 | 0,01 | 0,10 | 0,21 | 0,08 | -0,06 |
| Emploi salarié (en milliers) | 21 | 97 | 163 | 165 | 147 | 140 |
| Taux de chômage (en points) | -0,09 | -0,40 | -0,67 | -0,68 | -0,61 | -0,58 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,24 | -0,48 | -0,47 | -0,40 | -0,40 | -0,42 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | -0,87 | -0,58 | -0,45 | -0,50 | -0,56 | -0,59 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

L'impôt sur les revenus (IR) versé par les ménages est réduit de manière permanente de 1 point du PIB en valeur. Effectué en 2007, ce choc aurait représenté une diminution de 19 Mds d'euros courants du montant de l'IR. Dans le compte central, il correspond à une diminution de 25 % de l'IR versé, soit une baisse de 2,2 points du taux apparent d'imposition des revenus des ménages (égal à 8,9 % dans le compte central)²⁶. Dans les équations de salaires, on ne prend en compte que la moitié de cette baisse dans le coin fiscal-social. En effet, environ 50 % des ménages salariés ne sont pas assujettis à l'IR, ce qui constitue une approximation de la part des salariés dont le comportement lors des négociations salariales ne sera pas affecté par le choc²⁷. Par ailleurs, bien que l'IR soit également payé par les entrepreneurs individuels, il n'a pas ici d'impact direct sur le coût du capital. À long terme, la baisse de l'IR réduit le coin fiscal-social, ce qui se traduit par une amélioration du taux de chômage (dans la version avec équations de salaires WS exclusivement) et du niveau d'activité au prix d'une dégradation de la capacité de financement des APU.

Mécanismes

À court terme, l'accroissement de l'activité est essentiellement lié à la hausse du revenu des ménages, qui stimule la consommation. L'emploi et l'investissement s'ajustent progressivement à l'augmentation de la demande. Les prix de vente s'élèvent par rapport à leur niveau du compte central, en raison des tensions sur les capacités de production. Ceci

²⁶ Le taux d'imposition est calculé comme le rapport entre l'impôt sur les revenus et un agrégat regroupant les revenus salariaux, les prestations sociales, les intérêts et dividendes nets reçus par les ménages et l'EBE des entreprises individuelles.

²⁷ Le salaire non-marchand étant supposé s'indexer au salaire non manufacturier dans le modèle, la diminution du coin fiscal-social ne touche pas seulement les salariés du secteur privé.

limite l'effet de la relance et détériore la compétitivité-prix. Les importations augmentent fortement avec la consommation et les exportations diminuent en raison de la hausse des prix domestiques. La balance commerciale est donc durablement dégradée.

Contrairement à un choc de demande classique, la boucle prix-salaire ne s'enclenche pas et l'effet d'éviction par les prix est limité. En effet, l'allègement de la fiscalité réduit les salaires bruts négociés, ce qui permet aux entreprises de récupérer une partie du gain des ménages et de limiter la hausse du coût du travail. La diminution du coin socialo-fiscal modère la hausse des salaires induite par la baisse du chômage (effet lié à la spécification WS des équations de salaires).

Résultats

À moyen terme, la baisse de l'IR permet une forte augmentation de la consommation et une diminution importante du chômage au prix d'une détérioration de la balance commerciale (-0,5 point de PIB). À long terme, la baisse de l'IR permet de créer 140 000 emplois et une hausse durable de l'activité d'un 0,8 % de PIB. En contrepartie, le solde primaire (en pts de PIB) des APU se dégrade d'environ 0,9 point de PIB la première année et de 0,6 points de PIB à long terme. Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur le coin fiscal-social et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

Encadré 7. Récapitulatif des variantes portant sur la fiscalité des ménages

Les quatre variantes fiscales précédentes se traduisent toutes par une réduction ex ante des recettes publiques de 1% du PIB. Néanmoins, elles n'impliquent pas les mêmes effets de court terme et de long terme. Le tableau ci-dessous récapitule les différents effets obtenus.

À court terme, la variante « cotisations employeurs » provoque une diminution mécanique et immédiate du coût réel du travail. Il s'ensuit une augmentation de l'emploi et par conséquent une stimulation de l'activité. La variante s'apparente à un choc d'offre positif. La variante « cotisations salariés » se traduit quant à elle par une augmentation mécanique du salaire réel net et donc par un gain de pouvoir d'achat des ménages. Il s'ensuit une forte augmentation de la consommation des ménages, qui stimule l'activité, le coût réel du travail et le chômage demeurant relativement stables. Cette variante agit donc à la manière d'un choc de demande positif. À long terme, les deux variantes « cotisations sociales » ont des effets similaires, la diminution du coin fiscal-social (CFS) diminuant le chômage de long terme et augmentant le niveau de production.

La variante « CSG » s'apparente à la variante « cotisations salariés ». À court terme, la hausse de l'activité résulte de l'augmentation de la consommation des ménages (allègement des prélèvements) et de l'investissement (diminution du coût du capital). À long terme, la réduction, bien que limitée, du CFS accroît le potentiel de l'économie, dans un ordre de grandeur comparable aux variantes « cotisations sociales ».

La variante « IR » s'apparente à court terme à un choc de demande positif, se traduisant par une augmentation mécanique et immédiate du revenu disponible brut des ménages. La hausse de l'activité qui en résulte est donc principalement poussée par celle de la consommation, le potentiel d'offre étant peu impacté à court terme. À long terme, la variante conduit à une baisse du taux de chômage d'équilibre, du fait de la diminution du CFS. Cette dernière est toutefois d'ampleur limitée comparée aux autres variantes.

Variantes fiscales : récapitulatif des effets obtenus (modèle avec équations de salaires WS)

| Variante | | Cot. soc. employeurs | Cot. soc. salariés | CSG | Impôt sur le revenu |
|---|-----------------------------|---------------------------------|-----------------------|--------------|------------------------|
| Ampleur du choc : | - en % du PIB | Baisse permanente de 1 % du PIB | | | |
| | - en taux apparent | - 3,5 pts | - 2,6 pts | - 1,7 pts | -2,2 pts |
| | - impact sur le CFS | -2,72** | -2,65** | -1,75** | -1,2** |
| Effet de court terme* (1 an après le choc) | Coût réel du travail | -2,12 | -0,10 | -0,06 | -0,04 |
| | Salaire réel net | 0,37 | 2,96 | -0,01 | 0,01 |
| | Consommation des ménages | 0,35 | 1,00 | 1,01 | 1,02 |
| | Taux de chômage | -0,35 | -0,09 | -0,09 | -0,09 |
| | PIB | 0,25 | 0,45 | 0,45 | 0,45 |
| Effet de long terme* | Coût réel du travail | 0,01 | 0,02 | -0,03 | -0,06 |
| | Salaire réel net | 2,43 | 2,85 | 0,06 | 0,16 |
| | Consommation des ménages | 1,75 | 1,96 | 2,03 | 2,00 |
| | Taux de chômage | -1,13 | -1,15 | -0,79 | -0,58 |
| | PIB | 1,43 | 1,47 | 1,04 | 0,79 |

* en % d'écart au compte central (la déviation du taux de chômage est exprimée en points)

** intègre la répercussion incomplète du choc sur le coin fiscal-social

f) Hausse permanente de 1 % du PIB en valeur du montant de la taxe à la valeur ajoutée (TVA)

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | -0,33 | -0,54 | -0,76 | -0,96 | -0,95 | -0,84 |
| VA du secteur marchand | -0,35 | -0,59 | -0,86 | -1,11 | -1,10 | -0,94 |
| Consommation des ménages | -0,54 | -0,94 | -1,25 | -1,39 | -1,43 | -1,45 |
| Investissement | -0,61 | -0,80 | -0,99 | -1,21 | -1,13 | -1,18 |
| Investissement des SNF et EI | -0,83 | -1,04 | -1,07 | -1,31 | -1,23 | -1,27 |
| Exportations | -0,06 | -0,25 | -0,41 | -0,50 | -0,37 | -0,10 |
| Importations | -0,69 | -0,70 | -0,83 | -0,82 | -0,63 | -0,82 |
| Revenu disponible réel des ménages | -0,74 | -0,83 | -1,10 | -1,33 | -1,45 | -1,45 |
| Taux d'épargne | -0,16 | 0,09 | 0,12 | 0,05 | -0,02 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | 1,65 | 2,10 | 2,40 | 2,52 | 2,32 | 1,43 |
| Prix de production marchande | 0,26 | 0,76 | 1,07 | 1,22 | 1,05 | 0,16 |
| Prix des exportations | 0,26 | 0,69 | 0,98 | 1,03 | 0,79 | 0,28 |
| Prix des importations | 0,04 | 0,28 | 0,52 | 0,63 | 0,56 | 0,18 |
| Salaire réel net ¹ | -0,81 | -0,65 | -0,99 | -1,43 | -1,88 | -1,98 |
| Coût réel du travail ² | 0,82 | 0,98 | 0,74 | 0,21 | -0,34 | -0,35 |
| Emploi salarié (en milliers) | -27 | -120 | -184 | -191 | -151 | -124 |
| Taux de chômage (en points) | 0,11 | 0,49 | 0,76 | 0,78 | 0,62 | 0,51 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | 0,25 | 0,26 | 0,26 | 0,22 | 0,16 | 0,25 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | 0,92 | 0,59 | 0,45 | 0,40 | 0,45 | 0,47 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

Les taux apparents de TVA sont modifiés (multipliés par 1,18) afin d'augmenter les recettes de TVA de 1,18 % du PIB en valeur. Environ 15 % de la TVA étant versée par les APU, le choc correspond à une hausse effective *ex ante* des recettes de TVA à hauteur 1 % du PIB. Effectué en 2007, ce choc aurait représenté une augmentation des recettes de TVA de 22 milliards d'euros courants (19 Md€ hors APU), soit 16 % de leur montant total. Dans le modèle avec équations de salaires WS, les entreprises et les ménages sont supposés négocier le coût nominal du travail en partie sur les prix de consommation toutes taxes comprises (TTC), en partie sur les prix de valeur ajoutée. Cet écart, qui correspond aux termes de l'échange intérieur (TEI), rend compte, dans la négociation salariale, de la différence entre le coût réel du travail pour l'entreprise (salaire déflaté des prix de valeur ajoutée) et le pouvoir d'achat des ménages (salaire déflaté des prix de consommation). Ainsi, les salaires ne s'indexent qu'imparfaitement aux prix de consommation et dépendent négativement des TEI. Une hausse de la TVA augmente immédiatement les prix de consommation mais aussi les TEI. En conséquence, les salaires n'augmentent que très peu suite à une hausse de la TVA et les ménages subissent une baisse importante de leur pouvoir d'achat. Finalement, une hausse de la TVA détériore la compétitivité-prix de l'économie et pèse sur l'activité à long terme.

Mécanismes

Les prix de demande étant modélisés hors taxes, la hausse de la TVA se répercute intégralement et instantanément dans les prix de demande TTC : dans le modèle, les entreprises ne contractent pas leur marge dans le but de limiter l'impact négatif de ce choc sur la demande. L'ajustement des salaires aux prix de consommation ayant lieu avec retard, le salaire réel net des ménages diminue par rapport à son niveau dans le compte central,

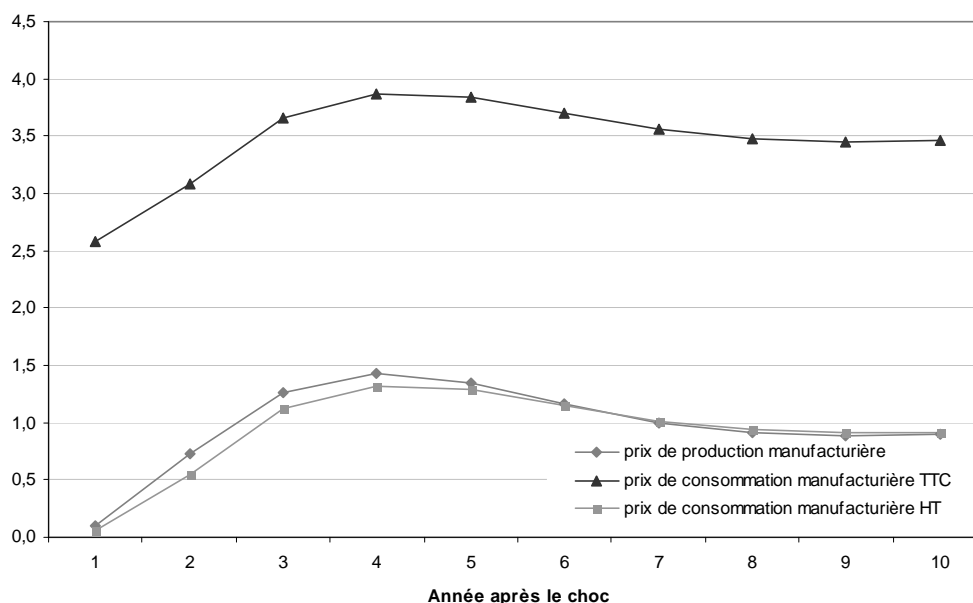
réduisant le revenu disponible réel et entamant la consommation ainsi que les importations. L'emploi et l'investissement se réduisent progressivement en s'ajustant au niveau réduit de la demande. De plus, en raison de la hausse des salaires nominaux, le coût réel du travail se renchérit, ce qui contribue à déprimer l'emploi. À moyen terme, les salaires nominaux bruts s'indexent aux prix de consommation et la hausse du chômage ne modère que faiblement l'inflation salariale. La hausse de la TVA enclenche donc une spirale inflationniste : les prix de production et de demande sont durablement supérieurs à leur niveau initial (cf. graphique 7).

Le niveau des exportations diminue en raison d'une perte de compétitivité-prix. Toutefois, cette diminution est plus que compensée par la réduction des importations liée au ralentissement de l'activité. L'effet net sur la balance commerciale est positif.

Résultats

Dès la première année, le prix de consommation TTC est supérieur de 1,7 point à son niveau du compte central. À court terme, on assiste à une réduction du salaire réel net et à un renchérissement du coût réel du travail : la hausse de la TVA réduit à la fois les rémunérations salariales et l'emploi. Le PIB diminue de 0,3 point par rapport au compte central la première année et de 1 point au bout de cinq ans. À long terme, le choc induit une réduction du revenu disponible des ménages (-1,5 point), du PIB (- 0,8 point) et de l'emploi (-124 000 emplois). Cette variante se traduit toutefois par une amélioration du solde primaire des APU, d'environ 0,9 point de PIB la première année et de 0,5 point de PIB à long terme. Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur les TEI et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

Graphique 7. Impact de la hausse de la TVA sur le prix de production manufacturière, le prix de consommation manufacturière hors taxe (HT) et le prix de consommation manufacturière toutes taxes comprises (TTC) (écart au compte central en %)



II.1.2 Chocs externes

a) Hausse permanente de 1 % de la demande mondiale adressée à la France

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 0,16 | 0,22 | 0,25 | 0,24 | 0,16 | 0,00 |
| VA du secteur marchand | 0,21 | 0,29 | 0,33 | 0,31 | 0,21 | 0,00 |
| Consommation des ménages | 0,04 | 0,12 | 0,17 | 0,18 | 0,15 | 0,03 |
| Investissement | 0,14 | 0,22 | 0,24 | 0,18 | 0,09 | -0,04 |
| Investissement des SNF et EI | 0,23 | 0,34 | 0,34 | 0,28 | 0,16 | -0,04 |
| Exportations | 0,75 | 0,85 | 0,88 | 0,85 | 0,76 | 0,61 |
| Importations | 0,49 | 0,52 | 0,53 | 0,50 | 0,50 | 0,58 |
| Revenu disponible réel des ménages | 0,04 | 0,09 | 0,14 | 0,17 | 0,15 | 0,03 |
| Taux d'épargne | 0,00 | -0,02 | -0,03 | -0,01 | 0,00 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,02 | 0,06 | 0,13 | 0,31 | 0,61 | 1,12 |
| Prix de production marchande | 0,01 | 0,05 | 0,13 | 0,32 | 0,63 | 1,16 |
| Prix des exportations | 0,02 | 0,05 | 0,11 | 0,26 | 0,44 | 0,72 |
| Prix des importations | 0,06 | 0,10 | 0,12 | 0,20 | 0,34 | 0,63 |
| Salaire réel net ¹ | 0,01 | 0,06 | 0,12 | 0,19 | 0,20 | 0,03 |
| Coût réel du travail ² | 0,04 | 0,11 | 0,15 | 0,21 | 0,18 | -0,06 |
| Emploi salarié (en milliers) | 9 | 27 | 40 | 37 | 23 | 5 |
| Taux de chômage (en points) | -0,04 | -0,11 | -0,16 | -0,15 | -0,09 | -0,02 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | 0,05 | 0,07 | 0,08 | 0,11 | 0,10 | 0,03 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | 0,03 | 0,09 | 0,12 | 0,11 | 0,07 | 0,00 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

Ce choc représente une augmentation de 1 % de la demande mondiale en produits manufacturés et non manufacturés adressée à la France. Il s'agit d'un choc de demande pur, qui se traduit à long terme par une hausse des niveaux de la production et des prix. Compte tenu du poids des exportations dans le PIB (30 % du PIB dans le compte central), ce choc est de faible ampleur et ses effets sont par conséquent limités.

Mécanismes

À court terme, l'augmentation de la demande mondiale induit mécaniquement une hausse des exportations. L'ampleur de la hausse, la première année, est cependant inférieure à celle du choc, principalement en raison de délais d'ajustement des capacités de production à ce surcroît de demande. Le renforcement des exportations stimule l'activité, entraînant une hausse de l'emploi salarié. La demande intérieure s'accroît, induisant une augmentation des importations. La balance commerciale s'améliore toutefois et l'activité domestique est stimulée.

Ces effets de très court terme, positifs sur l'activité, sont ensuite atténués par la mise en place de mécanismes inflationnistes passant par la boucle prix-salaires. La diminution du chômage, rendant la négociation salariale plus favorable aux salariés, conduit en effet à une hausse des salaires réels et du coût réel du travail. Ceci se traduit par une augmentation progressive du prix de production. Il en résulte une éviction de la demande par l'inflation et une réduction de l'effet bénéfique du choc sur le commerce extérieur : la dégradation de la compétitivité-prix modère la hausse des exportations tandis qu'elle renforce les importations.

À long terme, les mécanismes inflationnistes conduisent à un niveau des prix plus élevé que dans le compte central et annulent presque entièrement l'effet positif initial du choc sur l'activité. Le chômage de long terme est cependant très légèrement inférieur du fait de termes de l'échange intérieur favorables (effet lié à la spécification WS des équations de salaires). L'effet du choc sur la balance commerciale demeure en revanche favorable.

Résultats

À court terme, la hausse de la demande mondiale provoque un gain d'activité d'environ 0,25 point à l'horizon de deux à trois ans, accompagnée d'une diminution du chômage d'un peu plus de 0,1 point. Ces effets ne subsistent quasiment pas à long terme, du fait de l'ajustement des prix à la hausse. En revanche, la balance commerciale est améliorée, ce quel que soit l'horizon de simulation. Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur les termes de l'échange intérieur et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

Comparaison avec une modélisation des salaires par une courbe de Phillips

Dans la version du modèle avec courbe de Phillips, cette variante conduit à des résultats comparables (cf. tableau *infra*). La seule différence provient du long terme où le taux de chômage revient à sa valeur du compte central.

Hausse permanente de 1 % de la demande mondiale adressée à la France (version du modèle avec courbe de Phillips)

| | % en écart au compte central | | | | | |
|-------------------------------------|------------------------------|-------|-------|-------|--------|-------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | LT |
| PIB en volume | 0,16 | 0,22 | 0,25 | 0,24 | 0,16 | -0,03 |
| Consommation des ménages | 0,03 | 0,10 | 0,15 | 0,18 | 0,22 | 0,01 |
| Investissement | 0,14 | 0,23 | 0,23 | 0,17 | 0,09 | -0,08 |
| Exportations | 0,75 | 0,86 | 0,88 | 0,86 | 0,72 | 0,59 |
| Importations | 0,49 | 0,51 | 0,52 | 0,49 | 0,56 | 0,57 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,02 | 0,05 | 0,10 | 0,27 | 0,73 | 1,10 |
| Prix de production marchande | 0,01 | 0,04 | 0,10 | 0,27 | 0,77 | 1,15 |
| Salairé réel net ¹ | -0,01 | 0,00 | 0,05 | 0,19 | 0,40 | 0,00 |
| Coût réel du travail ² | 0,02 | 0,04 | 0,08 | 0,22 | 0,37 | -0,08 |
| Taux de chômage | -0,04 | -0,12 | -0,18 | -0,15 | -0,04 | 0,00 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | 0,05 | 0,07 | 0,08 | 0,11 | 0,08 | 0,02 |

¹Salairé brut net des cotisations sociales salariés déflaté par le prix de consommation.

²Salairé super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée marchande.

Comparaison avec la version initiale du modèle *Mésange*

Cette variante donne des résultats relativement proches de ceux du modèle initial. La nouvelle version de la variante est légèrement moins inflationniste à moyen et long termes et l'impact sur l'activité y est légèrement plus faible (l'effet sur le PIB était de +0,05 point à long terme). La dynamique du taux de chômage est similaire dans les deux modèles.

Remarque :

Dans cette variante analytique, les prix de référence étrangers sont supposés fixes. En réalité, un surcroît de demande va souvent de pair avec une hausse des prix, particulièrement si elle est suffisamment forte pour que les entreprises se heurtent à des contraintes de capacités de production nécessitant une adaptation de leur appareil productif.

En toute rigueur, une variante réaliste tiendrait compte de ce lien entre ces deux exogènes et combinerait le choc de demande mondiale décrit ici avec un choc positif sur les prix de référence étrangers calibré hors modèle (par exemple sur la base d'une variante d'un modèle multinational comme *NiGEM*). Les résultats attendus d'une variante réaliste intégrant une certaine pression à la hausse sur les prix de référence étrangers seraient : d'une part, une moindre dégradation de la compétitivité-prix et donc une croissance plus forte des exportations françaises et d'autre part une hausse des prix plus importante, en raison de l'inflation importée. La résultante de ces deux effets conjugués, qui jouent dans des sens opposés sur la croissance, est a priori ambiguë et ne peut être déterminée qu'avec un chiffrage précis.

b) Hausse permanente de 10 % des prix de référence étrangers

| | <i>% en écart au compte central</i> | | | | | |
|---|-------------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 0,86 | 1,40 | 1,65 | 1,41 | 0,92 | 0,00 |
| VA du secteur marchand | 1,17 | 1,86 | 2,18 | 1,88 | 1,23 | 0,00 |
| Consommation des ménages | -0,06 | 0,31 | 0,61 | 0,60 | 0,49 | 0,00 |
| Investissement | 0,43 | 1,09 | 1,48 | 1,03 | 0,69 | 0,00 |
| Investissement des SNF et EI | 0,85 | 1,89 | 2,24 | 1,59 | 1,04 | 0,00 |
| Exportations | 2,72 | 3,39 | 3,32 | 2,51 | 1,41 | 0,00 |
| Importations | 0,46 | 0,61 | 0,55 | -0,17 | -0,35 | 0,00 |
| Revenu disponible réel des ménages | -0,13 | 0,23 | 0,44 | 0,55 | 0,49 | 0,00 |
| Taux d'épargne | -0,07 | -0,07 | -0,14 | -0,05 | 0,01 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,98 | 1,45 | 2,27 | 4,11 | 6,35 | 10,00 |
| Prix de production marchande | 0,16 | 0,68 | 1,58 | 3,62 | 6,07 | 10,00 |
| Prix des exportations | 1,79 | 2,92 | 3,77 | 5,60 | 7,31 | 9,99 |
| Prix des importations | 4,99 | 5,60 | 6,17 | 7,08 | 7,99 | 9,99 |
| Salaire réel net ¹ | -0,34 | 0,11 | 0,33 | 0,69 | 0,67 | 0,00 |
| Coût réel du travail ² | 0,71 | 1,24 | 1,61 | 1,99 | 1,35 | 0,00 |
| Emploi salarié (en milliers) | 45 | 119 | 200 | 187 | 107 | 0 |
| Taux de chômage (en points) | -0,18 | -0,48 | -0,81 | -0,75 | -0,43 | 0,00 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,30 | -0,02 | 0,06 | 0,30 | 0,29 | 0,00 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | 0,24 | 0,55 | 0,73 | 0,59 | 0,40 | 0,00 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

Ce choc représente une hausse de 10 % des prix de référence étrangers exprimés en monnaie française. Ces prix forment l'ancrage nominal du modèle. Il s'agit donc d'un choc purement nominal. À long terme, les grandeurs réelles sont inchangées tandis que les prix domestiques s'indexent sur les prix de référence étrangers, de manière à conserver le taux de change effectif réel constant.

Mécanismes

À court terme, la hausse des prix de référence étrangers augmente en premier lieu les prix d'importations et d'exportations, de manière atténuée toutefois en raison de délais d'ajustement et de l'indexation partielle des prix domestiques sur les prix étrangers. L'économie bénéficie donc d'une amélioration de la compétitivité-prix tant interne qu'externe, poussant les volumes d'exportations à la hausse et les volumes d'importations à la baisse. L'activité s'en trouve stimulée, d'où une diminution du chômage.

La balance commerciale suit un profil en « J ». À très court terme, le surcoût des importations prédomine : la valeur des importations croît plus vite que celle des exportations et la balance commerciale est dégradée. À court et moyen termes, les effets volumes deviennent prédominants (hausse des volumes d'exportations et baisse des volumes d'importations sous l'effet des gains de compétitivité-prix nationale). La balance commerciale s'améliore.

À court et moyen termes, cependant, l'inflation importée générée par la hausse des prix de référence étrangers se transmet progressivement à l'ensemble de la sphère nominale domestique. L'accroissement du prix des ressources importées influe sur les prix de consommation. Leur augmentation, jointe à la diminution du chômage, crée des pressions à

la hausse sur les salaires. La boucle prix-salaires se met en place jusqu'à ce que les prix domestiques s'indexent parfaitement sur les prix de référence étrangers. La hausse progressive des prix domestiques atténue peu à peu la stimulation de l'activité observée à très court terme.

À long terme, la sphère nominale s'ajuste parfaitement sur la hausse des prix étrangers et l'économie réelle revient à son niveau du compte central.

Résultats

À court terme, la hausse des prix étrangers stimule l'activité en raison de l'amélioration de la compétitivité, le PIB gagne ainsi environ 1,5 point à l'horizon de deux à trois ans, créant 200 000 emplois. À long terme, le choc purement nominal n'a plus aucun effet sur la sphère réelle.

c) Hausse permanente de 20 % du prix du baril de pétrole de 46 à 55 dollars

| | <i>% en écart au compte central</i> | | | | | |
|---|-------------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | -0,04 | -0,15 | -0,25 | -0,39 | -0,39 | -0,33 |
| VA du secteur marchand | -0,05 | -0,18 | -0,30 | -0,49 | -0,49 | -0,42 |
| Consommation des ménages | -0,09 | -0,25 | -0,40 | -0,59 | -0,62 | -0,66 |
| Investissement | -0,08 | -0,21 | -0,33 | -0,49 | -0,38 | -0,39 |
| Investissement des SNF et EI | -0,11 | -0,31 | -0,42 | -0,59 | -0,54 | -0,56 |
| Exportations | -0,01 | -0,07 | -0,15 | -0,24 | -0,18 | -0,05 |
| Importations | -0,11 | -0,19 | -0,24 | -0,32 | -0,21 | -0,32 |
| Revenu disponible réel des ménages | -0,14 | -0,24 | -0,37 | -0,55 | -0,64 | -0,66 |
| Taux d'épargne | -0,05 | 0,00 | 0,03 | 0,04 | -0,01 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,30 | 0,58 | 0,78 | 0,95 | 0,86 | 0,46 |
| Prix de production marchande | 0,06 | 0,28 | 0,47 | 0,64 | 0,54 | 0,11 |
| Prix des exportations | 0,05 | 0,21 | 0,37 | 0,50 | 0,37 | 0,12 |
| Prix des importations | 1,57 | 2,09 | 2,29 | 2,41 | 2,33 | 2,10 |
| Salaire réel net ¹ | -0,16 | -0,20 | -0,31 | -0,54 | -0,80 | -0,89 |
| Coût réel du travail ² | 0,14 | 0,29 | 0,29 | 0,13 | -0,15 | -0,16 |
| Emploi salarié (en milliers) | -3 | -25 | -53 | -85 | -68 | -56 |
| Taux de chômage (en points) | 0,01 | 0,10 | 0,22 | 0,35 | 0,28 | 0,23 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,39 | -0,49 | -0,52 | -0,53 | -0,59 | -0,56 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | -0,03 | -0,11 | -0,21 | -0,31 | -0,30 | -0,29 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

Ce choc représente une hausse de 20 % du prix du baril de pétrole en dollar²⁸. Il représente, dans le compte central, une augmentation du prix du baril de pétrole de 46 à 55 dollars, ce qui alourdit la facture énergétique à hauteur de 0,3 % du PIB. Il s'agit à la fois d'un choc d'offre et d'un choc de demande : choc d'offre car la hausse du prix du pétrole accroît les coûts de production ; choc de demande car elle réduit la consommation en produits énergétiques et pèse sur le pouvoir d'achat des ménages. Les effets de long terme sont de manière non ambiguë négatifs sur l'activité, se caractérisant par une diminution de la production par rapport au compte central. En revanche, l'effet sur les prix peut être équivoque : le déplacement de la courbe d'offre conduit à une élévation du niveau des prix alors que celui de la courbe de demande tend à le diminuer. L'effet « demande » étant lié à l'élasticité de la demande au prix du pétrole (relativement faible), on peut s'attendre cependant à ce que son ampleur soit limitée.

Mécanismes

À très court terme, le choc touche le prix des importations énergétiques et se transmet au prix de consommation *via* la hausse du prix des ressources importées. Les effets de second tour, liés à la mise en place de la boucle prix-salaires, renforcent cette hausse du prix de consommation des ménages. Les salaires nominaux ne s'ajustant qu'imparfaitement au prix de consommation à cet horizon, le salaire réel net diminue. Le pouvoir d'achat des ménages s'en trouve réduit, ce qui déprime la consommation et par conséquent l'activité. L'investissement et l'emploi se compriment. L'inflation agit aussi négativement sur les exportations en dégradant la compétitivité-prix, les prix de référence étrangers étant supposés inchangés dans cette variante (cf. remarque, page suivante).

²⁸ Il s'agit aussi, de manière équivalente, d'une augmentation de 20 % du prix du baril de pétrole en euro, puisque les taux de change entre monnaies sont prolongés constants dans le compte central.

À moyen et long termes, l'aggravation du chômage réduit l'ampleur des revendications salariales et freine la dynamique de la boucle prix-salaires. L'effet dépressif sur l'activité s'en trouve atténué. À long terme, le choc reste inflationniste. Le chômage d'équilibre est dégradé sous l'effet défavorable des termes de l'échange intérieur, réduisant le niveau d'activité de long terme (effet lié à la spécification WS des équations de salaires).

Résultats

La hausse des prix de consommation est de 0,3 point la première année, 0,6 la seconde. La baisse de l'activité se situe aux alentours de 0,2 point à l'horizon de deux et trois ans. À long terme, l'impact inflationniste du choc sur le prix de consommation se porte à 0,5 point. La dégradation du chômage d'équilibre s'élève à 0,2 point, le niveau de production étant inférieur de 0,3 point à son niveau du compte central.

Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur les termes de l'échange intérieur et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

Remarque :

Dans cette variante analytique, les prix de référence étrangers et la demande mondiale sont inchangés. En réalité, un renchérissement des cours pétroliers devrait toutes choses égales par ailleurs avoir des effets sur les prix, l'activité voire les taux de change dans le reste du monde.

En toute rigueur, une variante réaliste tiendrait compte des relations entre les variables exogènes du modèle et combinerait aux effets d'une hausse du prix du pétrole, au minimum, un choc sur la demande mondiale et un choc sur les prix étrangers calibrés hors modèle (par exemple sur la base d'une variante d'un modèle multinational comme *NiGEM*). Cette variante réaliste a été réalisée et est présentée dans la sous-partie 2.2.1.

d) Appréciation permanente de 10 % de l'euro

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | -0,48 | -0,81 | -0,98 | -0,91 | -0,64 | -0,17 |
| VA du secteur marchand | -0,65 | -1,07 | -1,29 | -1,20 | -0,85 | -0,22 |
| Consommation des ménages | 0,01 | -0,23 | -0,44 | -0,51 | -0,45 | -0,22 |
| Investissement | -0,29 | -0,71 | -0,95 | -0,78 | -0,56 | -0,25 |
| Investissement des SNF et EI | -0,53 | -1,17 | -1,40 | -1,14 | -0,83 | -0,36 |
| Exportations | -1,64 | -2,08 | -2,09 | -1,71 | -1,12 | -0,36 |
| Importations | -0,43 | -0,56 | -0,58 | -0,24 | -0,10 | -0,31 |
| Revenu disponible réel des ménages | 0,04 | -0,19 | -0,34 | -0,46 | -0,46 | -0,22 |
| Taux d'épargne | 0,02 | 0,04 | 0,08 | 0,04 | -0,01 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | -0,46 | -0,66 | -1,04 | -1,96 | -3,10 | -4,87 |
| Prix de production marchande | -0,07 | -0,27 | -0,69 | -1,71 | -2,96 | -4,87 |
| Prix des exportations | -1,06 | -1,63 | -2,00 | -2,89 | -3,78 | -5,07 |
| Prix des importations | -2,70 | -3,04 | -3,29 | -3,68 | -4,08 | -5,01 |
| Salaire réel net ¹ | 0,15 | -0,11 | -0,27 | -0,53 | -0,60 | -0,29 |
| Coût réel du travail ² | -0,34 | -0,60 | -0,81 | -1,08 | -0,82 | -0,16 |
| Emploi salarié (en milliers) | -26 | -72 | -124 | -129 | -80 | -24 |
| Taux de chômage (en points) | 0,10 | 0,29 | 0,50 | 0,52 | 0,32 | 0,10 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | 0,15 | 0,02 | -0,01 | -0,14 | -0,17 | -0,02 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | -0,05 | -0,24 | -0,37 | -0,33 | -0,22 | -0,02 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

Ce choc représente une appréciation d'environ 5 % du taux de change effectif de la France. Dans le modèle, cette variante revient à diminuer les prix de référence étrangers à taux de change inchangés ainsi que le prix du baril de pétrole libellé en euro. Le choc ne se résume pas à la simple juxtaposition d'un choc négatif purement nominal sur les prix étrangers et d'un choc négatif sur le prix du pétrole. En effet, les prix de référence étrangers à l'importation et à l'exportation ne sont pas réduits de manière homogène, ceci en raison de la structure géographique des exportations et des importations françaises. La baisse des prix est modulée en fonction de la part des pays hors zone euro dans les échanges extérieurs français : les prix de référence étrangers à l'exportation sont diminués de 5,7 points, le prix de référence étranger à l'importation de 4,2 points²⁹.

Mécanismes

À très court terme, l'appréciation de l'euro provoque une dégradation de la compétitivité-prix externe, ce qui réduit fortement les exportations. Le niveau du prix de consommation des ménages ne s'ajuste que très progressivement sur celui des prix de référence étrangers. La baisse de prix qui se produit profite cependant aux salariés la première année, du fait des délais d'ajustement des salaires nominaux. La consommation des ménages est donc légèrement supérieure au compte central à court terme. L'activité baisse néanmoins, du fait de la chute des exportations. L'emploi diminue, réduisant le poids des salariés dans la négociation salariale : le salaire réel baisse la deuxième année et la consommation des ménages se replie par rapport au scénario central.

²⁹ Ces parts correspondent aux pondérations utilisées pour la construction des prix de référence étrangers *petx* et *petm* (voir annexe 2).

À court et moyen termes, les prix domestiques rejoignent progressivement les prix étrangers, enravant la spirale déflationniste de la boucle prix-salaires. La dégradation de la compétitivité-prix se résorbe, atténuant la baisse des exportations. À long terme, le choc est déflationniste et dépressif.

La hausse du taux de chômage à long terme s'explique par des termes de l'échange intérieur défavorables (effet lié à la spécification WS des équations de salaires). En effet, les prix de référence étrangers à l'importation et à l'exportation ne diminuant pas selon la même ampleur, un coin se crée entre le prix de consommation (qui dépend davantage du prix de référence étranger à l'importation) et le prix de valeur ajoutée (qui subit plutôt l'influence du prix de référence étranger à l'exportation). Cet effet négatif l'emporte sur la baisse du prix du pétrole en euro qui, quant à elle, tend à favoriser l'activité à long terme.

Résultats

La diminution de l'activité due à la dégradation des exportations est de l'ordre de 0,8 point au bout de deux ans, le chômage étant supérieur de 0,3 point à son niveau du compte central. À long terme, l'effet dépressif subsistant sur l'activité est de 0,2 point. Le chômage de long terme est dégradé de 0,1 point.

Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur les termes de l'échange intérieur et donc à la spécification choisie pour les salaires (WS ici).

Remarque :

Dans cette variante analytique, l'appréciation de l'euro et ses conséquences dépressives pour l'activité sont modélisées uniquement pour la France et non pour le reste de la zone euro. Une variante réaliste introduirait les impacts de ce choc sur l'activité et les prix de la zone euro et, plus généralement, des pays partenaires de la France. En outre, elle envisagerait une réponse à moyen terme de la banque centrale européenne (baisse des taux d'intérêt).

II.1.3 Chocs structurels

a) Hausse permanente de 1 % de l'efficacité du travail

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 0,22 | 0,18 | 0,18 | 0,43 | 0,69 | 0,93 |
| VA du secteur marchand | 0,09 | 0,05 | 0,06 | 0,37 | 0,72 | 1,03 |
| Consommation des ménages | 0,00 | -0,12 | -0,20 | 0,04 | 0,24 | 0,49 |
| Investissement | 0,05 | -0,01 | -0,02 | 0,28 | 0,50 | 0,78 |
| Investissement des SNF et EI | 0,11 | 0,12 | 0,13 | 0,35 | 0,66 | 1,09 |
| Exportations | 0,01 | 0,06 | 0,15 | 0,41 | 0,62 | 0,76 |
| Importations | 0,11 | -0,02 | -0,11 | 0,02 | -0,10 | -0,17 |
| Revenu disponible réel des ménages | 0,03 | -0,04 | -0,09 | 0,04 | 0,24 | 0,49 |
| Taux d'épargne | 0,03 | 0,07 | 0,09 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | -0,09 | -0,32 | -0,62 | -1,17 | -1,66 | -2,03 |
| Prix de production marchande | -0,06 | -0,32 | -0,66 | -1,24 | -1,76 | -2,16 |
| Prix des exportations | -0,03 | -0,18 | -0,41 | -0,88 | -1,15 | -1,39 |
| Prix des importations | -0,01 | -0,10 | -0,25 | -0,56 | -0,87 | -1,20 |
| Salaire réel net ¹ | 0,08 | 0,10 | 0,04 | 0,14 | 0,47 | 0,87 |
| Coût réel du travail ² | 0,06 | 0,15 | 0,11 | 0,20 | 0,65 | 1,11 |
| Emploi salarié (en milliers) | -10 | -66 | -99 | -52 | -23 | -3 |
| Taux de chômage (en points) | 0,04 | 0,27 | 0,41 | 0,21 | 0,10 | 0,02 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,04 | 0,00 | 0,02 | 0,01 | 0,11 | 0,20 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | -0,04 | -0,14 | -0,19 | -0,03 | 0,09 | 0,20 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

Ce choc consiste à augmenter de 1 % l'efficacité du travail dans les branches manufacturière et non manufacturière. L'efficacité du travail correspond au progrès technique neutre au sens de Harrod³⁰ dans la fonction de production CES choisie pour le cadre théorique du modèle. Il s'agit d'un choc d'offre pur, dont les effets à long terme consistent en une augmentation du niveau de production jointe à une diminution des prix. Ce choc structurel agit sur le potentiel de l'économie en augmentant la productivité apparente du travail. La hausse de celle-ci ne se produit toutefois pas immédiatement.

| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
|-----------------------------------|------|-------|-------|-------|--------|------------|
| Productivité apparente du travail | 0,16 | 0,46 | 0,69 | 0,70 | 0,89 | 1,05 |

Mécanismes

À court terme, la hausse de l'efficacité du travail provoque une augmentation du chômage dans les branches marchandes. En effet, comme la productivité du travail s'accroît et que le niveau de demande est inchangé, les entreprises peuvent réduire la main d'œuvre nécessaire à la production. Dans la branche non marchande, en revanche, l'emploi supposé exogène est stable : la valeur ajoutée de la branche, liée comptablement à la masse salariale, croît avec les salaires indexés sur l'efficacité.

Dans les branches marchandes, l'augmentation du chômage joue négativement sur le salaire réel en compensant l'effet positif de la hausse de l'efficacité sur les rémunérations. Jointe à la réduction de l'emploi, cette hausse très modérée des salaires conduit *in fine* à un

³⁰ Ceci signifie que le progrès technique porte sur le facteur travail et qu'à long terme, il assure un ratio capital / production constant, condition nécessaire à l'existence d'un sentier de croissance régulier.

allègement des coûts salariaux unitaires et, par conséquent, à une diminution du prix de production. Malgré les mécanismes désinflationnistes qui se mettent en place, le revenu disponible réel des ménages se réduit à court terme. La consommation se replie donc les deuxième et troisième années après le choc. L'effet désinflationniste du choc, en favorisant le commerce extérieur et l'investissement, conduit néanmoins à une hausse de l'activité à court terme.

À moyen terme, l'accroissement de l'activité permet de résorber peu à peu la hausse du chômage. Les rémunérations salariales deviennent alors plus dynamiques, jouent positivement sur le revenu disponible réel des ménages et relancent la consommation. À long terme, le niveau de production est supérieur à son niveau du compte central tandis que celui des prix est plus faible. Le chômage de long terme est quasiment inchangé.

Résultats

La hausse du taux de chômage à court terme s'élève à environ 0,3 point la deuxième année et la désinflation des prix de consommation à 0,3 point au même horizon. Par rapport à son niveau du compte central, le PIB augmente de 0,2 les trois premières années. À long terme, l'augmentation de la production est de la même ampleur que celle du choc sur l'efficacité (soit 1 %), ce qui est cohérent avec le cadre théorique du modèle.

Comparaison avec la version initiale du modèle *Mésange*

À court terme, la hausse de l'efficacité du travail a un impact sur l'activité comparable dans la nouvelle version du modèle et dans la version initiale. L'activité est cependant légèrement moins dynamique à long terme dans la nouvelle version : (l'effet sur la valeur ajoutée du secteur marchand est de +1,03 point dans la nouvelle version, +0,87 point dans la version initiale. Dans la version initiale, la déviation du taux de chômage de long terme est plus forte, en raison d'une influence plus prononcée des termes de l'échange intérieur. Dans la nouvelle version du modèle (avec équation de salaires de type WS), le faible impact du choc sur le taux de chômage de long terme conduit le PIB à s'ajuster sur la hausse de l'efficacité, conformément à son cadre théorique.

b) Baisse permanente de 50 points de base de la prime de risque (coût du capital)

| | % en écart au compte central | | | | | |
|---|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | 0,01 | 0,06 | 0,11 | 0,28 | 0,84 | 1,51 |
| VA du secteur marchand | 0,02 | 0,08 | 0,15 | 0,36 | 1,10 | 1,98 |
| Consommation des ménages | 0,00 | 0,03 | 0,07 | 0,20 | 0,60 | 1,12 |
| Investissement | 0,09 | 0,34 | 0,54 | 0,89 | 1,66 | 2,40 |
| Investissement des SNF et EI | 0,15 | 0,58 | 0,91 | 1,39 | 2,38 | 3,60 |
| Exportations | 0,00 | 0,01 | 0,05 | 0,23 | 0,82 | 1,28 |
| Importations | 0,02 | 0,10 | 0,15 | 0,23 | 0,24 | -0,14 |
| Revenu disponible réel des ménages | 0,01 | 0,03 | 0,07 | 0,19 | 0,56 | 1,12 |
| Taux d'épargne | 0,00 | 0,01 | 0,00 | -0,01 | -0,04 | 0,00 |
| Prix de la consommation des ménages | -0,01 | -0,07 | -0,22 | -0,75 | -2,10 | -3,43 |
| Prix de production marchande | -0,01 | -0,08 | -0,25 | -0,83 | -2,27 | -3,70 |
| Prix des exportations | 0,00 | -0,04 | -0,14 | -0,55 | -1,56 | -2,33 |
| Prix des importations | 0,00 | -0,02 | -0,10 | -0,40 | -1,21 | -2,10 |
| Salaire réel net ¹ | 0,01 | 0,04 | 0,09 | 0,19 | 0,54 | 1,39 |
| Coût réel du travail ² | 0,01 | 0,08 | 0,16 | 0,30 | 0,75 | 1,87 |
| Emploi salarié (en milliers) | 0 | 3 | 7 | 24 | 107 | 172 |
| Taux de chômage | 0,00 | -0,01 | -0,03 | -0,10 | -0,44 | -0,70 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | -0,01 | -0,03 | -0,04 | -0,05 | 0,05 | 0,33 |
| Solde primaire ³ (en pts de PIB) | 0,00 | 0,01 | 0,03 | 0,09 | 0,35 | 0,64 |

¹ Salaire brut net des cotisations sociales salariés déflaté par les prix de consommation.

² Salaire super-brut déflaté par le prix de la valeur ajoutée.

³ Capacité de financement des APU avant paiement des intérêts sur la dette publique.

Mise en œuvre

La prime de risque, établie à 5 points par an dans le compte central, est réduite de 0,5 point. Le coût réel du capital est de l'ordre de 18 points ; ce choc revient donc à diminuer le coût du capital de 3 % environ. Il s'agit d'un choc d'offre positif, la diminution exogène du coût du capital augmentant les capacités de production. Dans une moindre mesure, le choc joue aussi sur la demande en stimulant l'investissement productif. À long terme, un tel choc se traduit par une hausse du niveau de production ainsi que par une réduction du taux de chômage et du niveau des prix.

Mécanismes

À court terme, la diminution du coût du capital joue positivement sur la demande en augmentant l'investissement productif, ce qui stimule l'activité et l'emploi. Dans un deuxième temps, un capital moins onéreux permet aux entreprises de diminuer leur prix de production. Ceci entraîne une désinflation, qui se transmet à l'ensemble de la sphère nominale de l'économie. Les délais d'ajustement des salaires joints à l'augmentation de l'emploi permettent aux ménages de voir leur pouvoir d'achat s'améliorer du fait de la diminution des prix. La consommation des ménages s'accroît donc, renforçant la hausse de l'activité.

De manière analogue à la variante de hausse des prix étrangers, la balance commerciale suit une courbe en « J ». D'abord dégradée du fait d'une augmentation des importations supérieure à celle des exportations, elle s'améliore à moyen terme en raison du dynamisme croissant des exportations lié à l'amélioration de la compétitivité-prix.

À long terme, le choc demeure expansionniste et désinflationniste. La diminution du coût réel du capital permet une réduction du taux de chômage et une élévation du niveau de

production (effet lié à la spécification WS des équations de salaires). La baisse du niveau des prix induit en outre une amélioration durable de la balance commerciale.

Résultats

Les effets expansionnistes et désinflationnistes du choc sont sensibles à partir de la deuxième année, où l'activité augmente de 0,1 point et les prix de consommation diminuent de 0,1 point. La baisse du taux de chômage est quant à elle très lente : -0,1 point la cinquième année. À long terme, le chômage s'améliore de 0,7 point (*cf.* encadré *infra*), le PIB de 1,5 point, le niveau des prix de consommation diminuant de 3,4 points. Ces résultats sont liés à la spécification des salaires choisie (WS ici).

Analyse de l'impact d'une diminution permanente de la prime de risque sur le taux de chômage de long terme

À long terme, le taux de chômage est soumis à deux effets contraires. Le premier provient de la baisse du coût réel du capital, le second de termes de l'échange intérieur défavorables. La consommation des ménages est constituée en partie de biens importés dont les prix sont ancrés sur les prix étrangers, qui demeurent fixes. Le prix de consommation des ménages diminuent donc moins fortement que le prix de production des entreprises. Il s'ensuit une hausse des termes de l'échange, qui contribue à augmenter le taux de chômage de long terme. Néanmoins, l'effet passant par le coût du capital l'emporte, conduisant à l'amélioration du taux de chômage à long terme (tableau ci-dessous).

Écart de long terme au compte central (en points)

| | |
|------------------------------------|--------------|
| Taux de chômage | - 0,7 |
| <i>dont les contributions de :</i> | |
| - coût réel du capital | - 0,8 |
| - termes de l'échange intérieur | + 0,1 |
| - coin fiscal-social | - 0,0 |

II.2 Quelques exemples de variantes réalistes

II.2.1 Chocs externes

a) Hausse permanente du prix du baril de 20 %

La variante « naïve » évaluant les effets d'une hausse du prix du pétrole présentée au paragraphe 2.1.2 présente certaines limites. En effet, les prix étrangers et la demande mondiale adressée à la France, exogènes dans le modèle, ne sont pas affectés par le choc pétrolier simulé. Or, une hausse du prix du baril est susceptible d'avoir un impact sur les pays partenaires de la France (qu'ils soient importateurs ou exportateurs de produits pétroliers) et de modifier en conséquence leur demande et leurs prix. On peut s'attendre à ce que la hausse du prix du pétrole se traduise par une diminution de la demande mondiale adressée à la France et une augmentation des prix de référence étrangers à l'importation et à l'exportation. La variante réaliste prend en compte ces effets.

L'impact d'une hausse du prix du pétrole sur les prix étrangers et la demande mondiale adressée à la France est simulé à l'aide du modèle *NiGEM* (modèle macroéconométrique multi-pays développé par le NIESR). Les résultats de cette simulation permettent d'intégrer dans le modèle *Mésange* les réactions de ces variables au choc pétrolier effectué. On peut ainsi capter les effets indirects du renchérissement des cours pétroliers sur l'économie française à travers ces variations de prix et de demande (simulation d'une hausse des prix étrangers et d'une baisse de la demande mondiale adressée à la France).

La variante réaliste est réalisée sous les hypothèses de taux d'intérêt réels exogènes et de taux de change constants, avec des équations de salaire WS, comme la variante « naïve ». Enfin, on utilise ici le modèle de base, c'est-à-dire sans intégration du module « énergie ».

Variante « naïve »

| | Écart au compte central en % | | | |
|--|------------------------------|-------|-------|-------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 4 ans |
| PIB | -0,04 | -0,15 | -0,25 | -0,34 |
| Consommation des ménages | -0,09 | -0,25 | -0,40 | -0,52 |
| Investissement | -0,08 | -0,21 | -0,33 | -0,44 |
| Exportations | -0,01 | -0,07 | -0,15 | -0,21 |
| Importations | -0,11 | -0,19 | -0,24 | -0,30 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,30 | 0,58 | 0,78 | 0,90 |
| Emploi salarié (en milliers) | -3 | -25 | -53 | -75 |
| Balance commerciale (en points de PIB) | -0,39 | -0,49 | -0,52 | -0,52 |

Variante « réaliste »

| | Écart au compte central en % | | | |
|--|------------------------------|-------|-------|-------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 4 ans |
| PIB | -0,06 | -0,14 | -0,16 | -0,16 |
| Consommation des ménages | -0,09 | -0,26 | -0,40 | -0,47 |
| Investissement | -0,09 | -0,23 | -0,27 | -0,28 |
| Exportations | -0,10 | -0,10 | 0,06 | 0,20 |
| Importations | -0,18 | -0,26 | -0,23 | -0,22 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,30 | 0,60 | 0,85 | 1,03 |
| Emploi salarié (en milliers) | -4 | -26 | -50 | -59 |
| Balance commerciale (en points de PIB) | -0,40 | -0,51 | -0,52 | -0,51 |

Le choc pétrolier simulé dans le modèle *NiGEM* conduit à une hausse des prix des principaux pays partenaires de la France et une faible diminution de la demande mondiale adressée à la France.

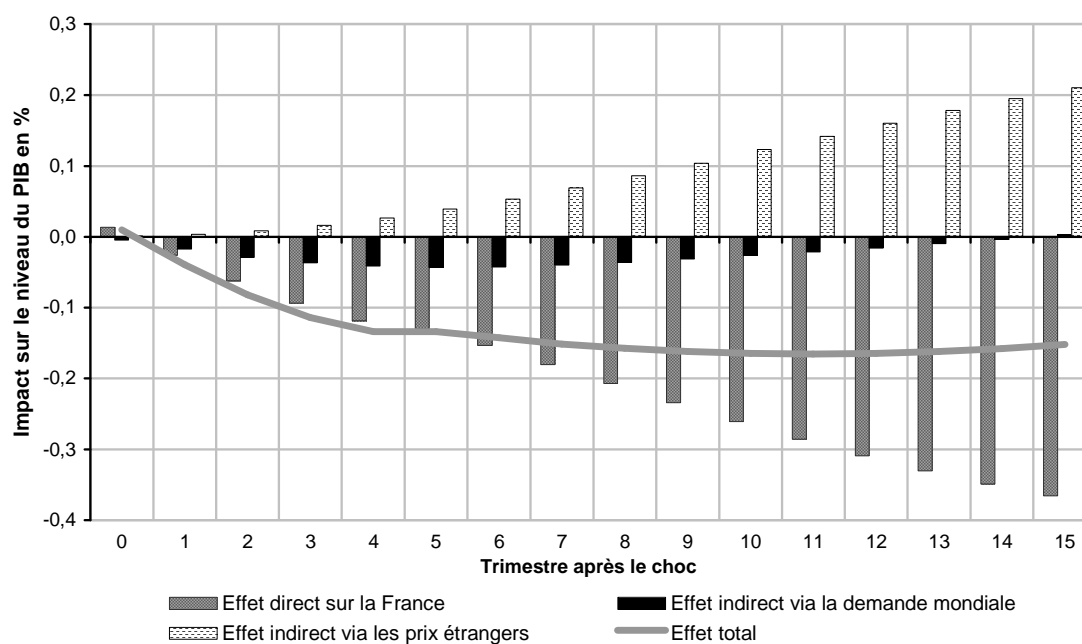
Dans le scénario réaliste, la hausse des prix étrangers atténue l'impact négatif du renchérissement des cours pétroliers. La compétitivité-prix est en effet moins dégradée que dans la variante « naïve » puisque les prix étrangers subissent, comme les prix

domestiques, une pression à la hausse. La diminution de la demande mondiale adressée à la France contribue a contrario à accentuer l'effet dépressif du choc. La baisse des exportations est en effet plus importante à court terme dans la variante réaliste que dans la variante « naïve ».

Au total, on observe cependant que l'effet compétitivité-prix l'emporte sur les effets négatifs provoqués par l'affaiblissement de la demande mondiale adressée à la France. Au bout de 4 ans, la diminution du PIB est plus de deux fois moins forte dans le scénario réaliste que dans le scénario « naïf », la différence étant intégralement due à l'effet indirect passant par la hausse des prix étrangers (graphique 8).

Une étape supplémentaire dans la réalisation d'une variante réaliste de hausse du prix du pétrole serait de prendre en compte les effets d'une règle de politique monétaire (augmentation des taux d'intérêt par les banques centrales face à une inflation mondiale accrue). L'hypothèse de taux de change nominaux constants pourrait également être relâchée. Ceci permettrait en particulier de tenir compte du lien possible entre les variations du prix du pétrole et celle du taux de change du dollar - cf. Coudert, Mignon et Penot (2008).

Graphique 8. Effets directs et indirects d'une hausse du prix du pétrole de 20 % dans le cadre d'une variante réaliste (utilisation des modèles *NIGEM* et *Mésange*)



II.2.2 Chocs fiscaux

a) Hausse permanente de 1 % du PIB de l'ensemble des prélèvements obligatoires

Le coût économique du financement d'une mesure peut être évalué en simulant une hausse de l'ensemble des prélèvements obligatoires. On définit pour cela un prélèvement « générique » comme une combinaison des principaux impôts, taxes et cotisations sociales, fonction de leur poids respectifs dans le total des recettes fiscales (*cf.* tableau *infra*). Les effets d'une hausse du prélèvement générique sont ensuite estimés à partir des simulations du modèle *Mésange* sur chacune de ses composantes. Les simulations sont menées sous les hypothèses de taux d'intérêt réels exogènes et de taux de change constants, avec des équations de salaire WS.

Poids des différents impôts dans le prélèvement générique (2008)

| Type de prélèvement | Recettes en Md€ | Poids dans le prélèvement générique (en %) |
|---|-----------------|--|
| TVA | 137 | 15 |
| Droits de douane | 2 | 0 |
| Impôts sur les produits | 71 | 8 |
| dont TIPP | 24 | 3 |
| Impôts sur la production | 83 | 9 |
| Impôts sur le revenu et le patrimoine des ménages | 181 | 20 |
| dont CSG-CRDS | 90 | 10 |
| dont IR | 51 | 6 |
| Impôts sur le revenu des sociétés | 50 | 6 |
| dont IS | 50 | 5 |
| Total des impôts versés | 524 | 57 |
| Cotisations sociales employeurs | 264 | 29 |
| Cotisations sociales salariés | 126 | 14 |
| Total des cotisations sociales versées | 390 | 43 |
| Total des prélèvements | 914 | 100 |

Source : Insee, Comptes nationaux - base 2000

Lecture : Une hausse de 1 Md € du prélèvement générique représente la conjonction d'une hausse de 0,15 Md € de TVA, de 0,8 Md € d'impôts sur les produits, etc.

Impact d'une hausse permanente de 1 % du PIB (19 Mds d'euros en 2007) de l'ensemble des prélèvements obligatoires

| | Écart au compte central en % | | | | | |
|-------------------------------------|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume | -0,3 | -0,6 | -0,8 | -1,0 | -1,1 | -1,3 |
| Consommation des ménages | -0,6 | -1,2 | -1,4 | -1,5 | -1,6 | -1,8 |
| Investissement des SNF et EI | -0,8 | -1,0 | -1,2 | -1,4 | -1,5 | -1,9 |
| Exportations | 0,0 | -0,2 | -0,3 | -0,4 | -0,5 | -0,6 |
| Importations | -0,6 | -0,9 | -1,0 | -0,9 | -0,7 | -0,7 |
| Prix de la consommation des ménages | 0,4 | 0,8 | 1,0 | 1,3 | 1,5 | 1,7 |
| Prix de production | 0,2 | 0,5 | 0,8 | 1,0 | 1,3 | 1,4 |
| Salaire réel net | -0,7 | -0,9 | -1,0 | -1,3 | -1,5 | -1,9 |
| Coût réel du travail | 0,9 | 0,7 | 0,6 | 0,3 | 0,0 | -0,4 |
| Emploi salarié (en milliers) | -41 | -126 | -182 | -200 | -201 | -220 |
| Taux de chômage | 0,2 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,8 | 0,9 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | 0,2 | 0,3 | 0,3 | 0,2 | 0,1 | 0,1 |
| Solde primaire (en pts de PIB) | 0,9 | 0,5 | 0,5 | 0,4 | 0,4 | 0,3 |

Encadré 8. Variantes fiscales et évaluation de politiques économiques

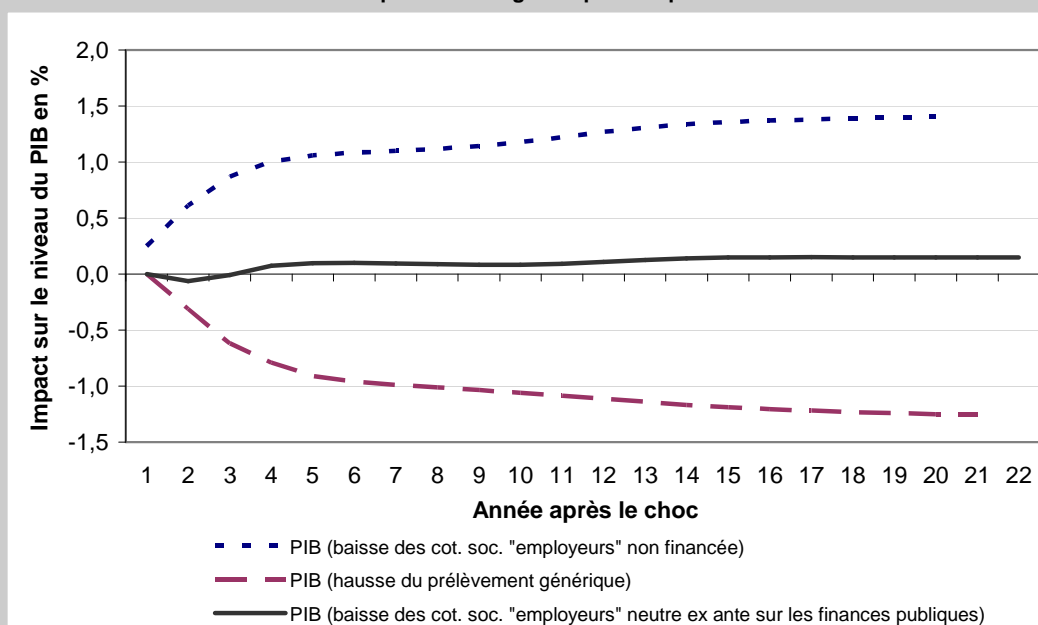
Les variantes présentées dans la partie 2.1.1 représentent des chocs de dépenses publiques ou des chocs fiscaux effectués sans prendre en compte leur incidence sur les finances publiques. Il s'agit d'exercices analytiques destinés à mettre en évidence les propriétés variantielles du modèle (variantes « naïves »). Dans ce cadre, il est important de ne pas imposer au modèle des contraintes susceptibles de brouiller l'analyse des mécanismes en jeu. Aussi les chocs introduits se traduisent-ils en général par l'apparition de déséquilibres des finances publiques et par leur détérioration à court, moyens et long termes. Ce type de situation n'est bien sûr pas soutenable en pratique et les tableaux de variantes « naïves » ne peuvent servir en l'état à une évaluation réaliste de mesures de politique économique. Ils ne le peuvent d'autant moins que dans le contexte européen du Pacte de Stabilité et de Croissance (PSC), les contraintes pesant sur les finances publiques sont réelles. Dans un cadre réaliste, il importe donc de modéliser le financement du choc étudié, par exemple au moyen de la hausse d'un autre type d'impôt ou du prélèvement générique..

À titre d'illustration, on considère la variante simulant une diminution des cotisations sociales employeurs à hauteur de 1 point de PIB. Comme on l'a vu, cette variante alourdit le besoin de financement des administrations publiques. Dans un cadre réaliste, la question du financement de ce choc se pose. Dans cet exemple illustratif, on suppose qu'afin de limiter la dégradation du solde public, la réduction des cotisations employeurs est associée à une hausse du prélèvement générique de 1 point de PIB. Dans un tel cadre, la diminution des cotisations « employeurs » est neutre *ex ante* sur les finances publiques.

L'impact sur l'activité et la capacité de financement des APU de la réduction des cotisations employeurs couplée à la hausse du prélèvement générique figure sur le tableau ci-dessous. Un tel choc financé a bien sûr un impact sur l'activité sensiblement plus faible que le choc analytique non financé. À court terme, la hausse du prélèvement générique est telle qu'elle annule les effets positifs de la diminution des cotisations sociales « employeurs ». À partir de 3 ans, l'impact du choc financé devient positif sur l'activité. À long terme, il s'établit à 0,1 point de PIB, soit beaucoup moins que celui du choc analytique non financé (cf. tableau et graphique ci-dessous). Cet exemple n'a évidemment qu'une valeur illustrative. Dans un cadre plus réaliste, on pourrait envisager une séquence de financement minimisant les pertes qu'elle induit sur l'économie.

| | Écart au compte central en % | | | | | |
|----------------------------------|------------------------------|-------|-------|-------|--------|------------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 5 ans | 10 ans | Long terme |
| PIB en volume (choc non financé) | 0,25 | 0,61 | 0,87 | 1,06 | 1,18 | 1,43 |
| PIB en volume (choc financé) | -0,06 | -0,01 | 0,08 | 0,10 | 0,09 | 0,12 |

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



b) Baisse des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB compensée par une hausse de la TVA

| | % en écart au compte central en % | | | | |
|-------------------------------------|-----------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 an | 2 ans | 3 ans | 4 ans | 5 ans |
| PIB en volume | -0,08 | 0,08 | 0,11 | 0,10 | 0,11 |
| VA du secteur marchand | -0,05 | 0,13 | 0,17 | 0,17 | 0,19 |
| Consommation des ménages | -0,19 | 0,10 | 0,11 | 0,07 | 0,05 |
| Investissement | 0,00 | -0,05 | 0,02 | -0,02 | -0,05 |
| Investissement des SNF et EI | 0,03 | -0,37 | -0,11 | -0,11 | -0,12 |
| Exportations | 0,01 | 0,07 | 0,13 | 0,17 | 0,21 |
| Importations | -0,32 | 0,03 | 0,09 | 0,01 | -0,05 |
| Revenu disponible réel des ménages | -0,33 | 0,04 | 0,06 | 0,04 | 0,03 |
| Taux d'épargne | -0,12 | -0,04 | -0,04 | -0,02 | -0,02 |
| Prix de la consommation des ménages | 1,36 | 1,14 | 1,03 | 0,91 | 0,80 |
| Prix de production marchande | -0,06 | -0,27 | -0,39 | -0,51 | -0,62 |
| Prix des exportations | 0,01 | -0,16 | -0,20 | -0,26 | -0,33 |
| Prix des importations | -0,07 | -0,18 | -0,17 | -0,22 | -0,27 |
| Salaire réel net | -0,43 | 0,27 | 0,22 | 0,13 | 0,08 |
| Coût réel du travail | -1,32 | -0,69 | -0,71 | -0,76 | -0,81 |
| Emploi salarié (en milliers) | 57 | 88 | 82 | 74 | 78 |
| Taux de chômage | -0,23 | -0,36 | -0,33 | -0,30 | -0,32 |
| Balance commerciale (en pts de PIB) | 0,13 | 0,04 | 0,03 | 0,06 | 0,08 |

Cette variante évalue une baisse de cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB financée *ex ante* par une hausse de TVA du même montant. Dans cette variante, les taux d'intérêt réels sont exogènes et les taux de change constants, les salaires sont modélisés par des équations de forme WS.

Toutes choses égales par ailleurs, la hausse de la TVA se répercute immédiatement dans les prix de consommation des ménages. Il s'ensuit, du fait du processus de négociation salariale, l'enclenchement d'une boucle prix-salaires. L'inertie des salaires par rapport aux prix de consommation conduit toutefois à une diminution du revenu disponible réel des ménages, déprimant la consommation. D'autre part, l'augmentation des prix dégrade la compétitivité-prix, réduisant les exportations. Au total, l'activité faiblit, se répercutant négativement sur l'emploi.

La diminution des taux de cotisations employeurs, toutes choses égales par ailleurs, réduit les coûts unitaires salariaux des entreprises. Les prix de production et, par suite, les prix de consommation diminuent. La consommation des ménages augmente, stimulant l'activité. De plus, la compétitivité-prix s'améliore, dopant les exportations. Enfin, la diminution du coût réel du travail a un effet bénéfique sur l'emploi.

Les effets combinés de deux mesures différents suivant l'horizon de simulation considéré :

- À court terme, l'impact est négatif sur l'activité, la hausse de la TVA affectant plus rapidement la demande et les prix que la baisse des cotisations employeurs. Néanmoins, dès la deuxième année, l'effet combiné sur l'activité est faiblement positif (+ 0,1 % sur le PIB et 83 000 emplois).
- À moyen terme, la diminution du coût du travail compense la hausse des prix de vente et la mesure reste légèrement positive sur l'activité et l'emploi. Elle améliore également la balance commerciale, *via* la compétitivité prix des exportations. Le PIB augmente de 0,1% et l'emploi de 80 000 postes environ.

Ce chiffrage se situe dans l'ordre de grandeur des évaluations effectuées sur le sujet. Il faut toutefois noter que les effets redistributifs de la mesure ainsi que la réaction des concurrents étrangers de la France vis-à-vis de l'amélioration de sa compétitivité prix ne sont pas pris en compte.

Bibliographie

Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S., Pesin, F. (2002) : « Modèle macroéconomique de prévision *Mésange* de la Direction de la Prévision », Document de travail de la Direction de la Prévision, Ministère de l'Économie et des Finances, Mai 2002.

Armington, P.S (1969) : « A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production », *International Monetary Fund Staff Papers* 16: 159-176.

Aviat, A., Bricongne, J.-C., Pionnier, P.-A. (2007) : « Richesse patrimoniale et consommation : un lien ténu en France, fort aux États-Unis », Dossier de la Note de Conjoncture de l'Insee de décembre 2007.

Barlet, M., Clerc, M., Garnero, M., Lapègue, V., Marcus, V. (2009) : « The Euro-Zone Model », Document de travail de l'Insee, à paraître.

Beffy, P.-O., Fourcade, N. (2004) : « Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 : l'impact des politiques d'emploi », *Économie et Statistique*, n°376-377, juin 2005.

Beffy, P.-O., L'Angevin, C. (2005) : « Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle qualifiés / peu qualifiés », Document de travail de l'Insee, G2005/11.

Biau, O., Girard, E. (2005) : « Politique budgétaire et dynamique économique en France : l'approche VAR structurel », *Économie et Prévision*, n°169-170-171.

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

Carnot N. (2001) : « The Model MANEGE: Structure and Equations », Document de travail de la Direction de la Prévision, Ministère de l'Économie et des Finances, Juin 2001.

Catinat, M. (1984) : « Fondement micro-économique par le déséquilibre des équations d'importation et d'exportation », *Annales de l'Insee* n°55/56, juillet-décembre, pp. 153-181.

Chagny, O., Reynès, F., Sterdyniak, H. (2002) : « Le taux de chômage d'équilibre : discussion théorique et évaluation empirique », *Revue de l'OFCE* n°81, pp. 205-245.

Chauvin, V., Dupont, G., Heyer, E., Plane, M., Timbeau, X. (2002) : « Le modèle France de l'OFCE. La nouvelle version : e-mod.fr », *Revue de l'OFCE*, n°81, Avril 2002.

Chirinko R.S. et Schaller H. (1995) « Why Does Liquidity Matter in Investment Equations? » *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 2, pp. 527-548.

Conseil d'Analyse Stratégique (2008) « La valeur tutélaire du carbone », rapport du groupe de travail présidé par A. Quinet, *La documentation française*.

Coudert, V., Mignon, V., Penot, A. (2008) : "Oil Price and the Dollar," *Energy Studies Review*, Volume 15, Issue 2, 2008.

Cotis, J.-P., Germain, J.-M., Quinet, A. (1997) : « Les effets du progrès technique sur le travail peu qualifié sont indirects et limités », *Économie et Statistique*, n°301-302.

Crépon, B., Gianella, C. (2001) : « Fiscalité et coût d'usage du capital : incidences sur l'investissement, l'activité et l'emploi », *Économie et statistique* n°341-342, pp. 107-128.

Desplat, R., Jamet, S., Passeron, V., Roman, F. (2004) : « La modération salariale en France depuis le début des années 1980 », *Économie et Statistique*, n°367, février 2004.

Disney, R. (2004) : « Are Contributions to Public Pensions Programmes a Tax on Employment? », *Economic Policy*, 15 (30).

Doisneau, A., Cahu, P. (2009) : « Retour sur soixante ans de politique budgétaire », document de travail de la DGTPE, à paraître.

Erkel-Rousse, H. (1992) : « Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS, réestimation 1992 », Document de travail de l'Insee-Dese n°9205.

Erkel-Rousse, H., Garnero, M. (2008) : « Externalisation à l'étranger et performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne », complément A du rapport pour le Conseil d'Analyse Économique (CAE) *Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne*, pp. 103-131.

Erkel-Rousse, H., Lalanne, G., Monso, O., Pouliquen E. (2010) : « Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 : Tome 2 – Version avec volumes à prix chaînés », Document de travail de l'Insee, à paraître.

L'Horty, Sobczak N. (1996) : « Estimations d'un modèle *wage-setting* - *price setting* sur données trimestrielles françaises », Document de travail de la Direction de la Prévision, n°96-8, Ministère de l'Économie et des Finances.

Ouvrard, J.-F., Rathelot, R. (2006) : « Demographic Change and Unemployment: What Do Macroeconometric Models Predict », Document de travail de l'Insee, G2006/04.

Annexe 1 - Description du cadre comptable du modèle *Mésange*

Le cadre comptable du modèle s'appuie sur la description de l'économie française par la Comptabilité Nationale (cf. tableaux A1 et A2).

Trois branches productives sont modélisées, dont deux branches marchandes :

- les industries manufacturières (DIM) ;
- les activités marchandes hors industrie manufacturière (DHM) ;
- les services principalement non marchands (DSN).

Tableau A1 : Classification des 16 branches du niveau E de la Nomenclature d'Activité Française de la Comptabilité Nationale dans les différentes branches de *Mésange*

| Branches | | Branche marchande non agricole | Industries manufacturières | Branche marchande hors manufacturière | Services principalement non-marchands |
|---|----|--------------------------------|----------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
| | | EB-EP | DIM | DHM | DSN |
| Agriculture | EA | | | EA | |
| Industries agro-alimentaires | EB | EB | | EB | |
| Industries des biens de consommation | EC | EC | EC | | |
| Industrie automobile | ED | ED | ED | | |
| Industries des biens d'équipement | EE | EE | EE | | |
| Industries des biens intermédiaires | EF | EF | EF | | |
| Énergie | EG | EG | | EG | |
| Bâtiment et des travaux publics | EH | EH | | EH | |
| Commerce | EJ | EJ | | EJ | |
| Transports | EK | EK | | EK | |
| Services financiers | EL | EL | | EL | |
| Services immobiliers | EM | EM | | EM | |
| Services aux entreprises | EN | EN | | EN | |
| Services aux particuliers | EP | EP | | EP | |
| Éducation, de la santé et de l'action sociale | EQ | | | | EQ |
| Administration | ER | | | | ER |

Le modèle distingue de plus cinq secteurs institutionnels :

- les sociétés non financières (SNF) ;
- les ménages et entrepreneurs individuels (M et EI) ;
- les administrations publiques (APU) ;
- les Sociétés Financières et Institutions Sans But Lucratif au Service des Ménages (SF et ISBLSM) ;

le reste du monde (exogène).

Tableau A2 : Classification des secteurs institutionnels de la Comptabilité Nationale dans les différents secteurs institutionnels de *Mésange*

| Sociétés non financières S11 | Administrations publiques S13 | Ménages | | Sociétés financières Institutions sans but lucratif au service des ménages | | Reste du Monde S2 |
|---------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|--|--|---------------|----------------------|
| | | S14 | | S16 | | |
| | | Entrepreneurs individuels S14A | Ménages hors entrepreneurs individuels S14B | Sociétés financières S12 | ISBLSM S15 | |
| | | | | | | |

Annexe 2 - Sources et construction des variables utilisées dans *Mésange*

▪ Demande mondiale adressée à la France (*Dw*)

Source : Comptes nationaux trimestriels des principaux pays partenaires commerciaux de la France, données douanières et base Chelem du Cepii.

Construction : DGTPE. 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 des importations de ses principaux partenaires économiques pondérée par leur part dans les exportations françaises (pondérations glissantes sur 40 pays qui représentent plus de 90% des exportations françaises).

Dans le modèle : la demande mondiale est exogène.

▪ Part de marché relative des pays émergents et en transition (*pdm_em*)

Source : *Perspective Économiques* de l'OCDE et comptes nationaux trimestriels de la France et de ses principaux partenaires.

Construction : Insee. Il s'agit d'une variable spécifique traduisant la déformation de la structure des exportations mondiales au profit des pays émergents et en transition. Cette variable est calculée comme le ratio des exportations de pays ou zones émergents ou en transition rapportées aux exportations des vieux pays industrialisés de l'OCDE, exprimée en indice base 1 en 2000. La composition de ces deux groupes de pays est précisée dans le tableau ci-dessous. 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 1977-2008.

| Pays ou zones émergents ou en transition (numérateur) | Vieux pays industrialisés (dénominateur) |
|---|--|
| Chine | Allemagne |
| Corée | Australie |
| Hongrie | Autriche |
| Mexique | Belgique |
| Pologne | Canada |
| République Tchèque | Danemark |
| Slovaquie | Espagne |
| Turquie | États-Unis |
| Zone Afrique, Moyen Orient | Finlande |
| Zone Amérique latine HPDA ³¹ | France |
| Zone Europe de l'est HPDA | Irlande |
| Zone des pays dynamiques d'Asie | Islande |
| Zone des autres pays d'Asie | Italie |
| Luxembourg | Norvège |
| | Pays-Bas |
| | Portugal |
| | Royaume-Uni |
| | Suède |
| | Suisse |

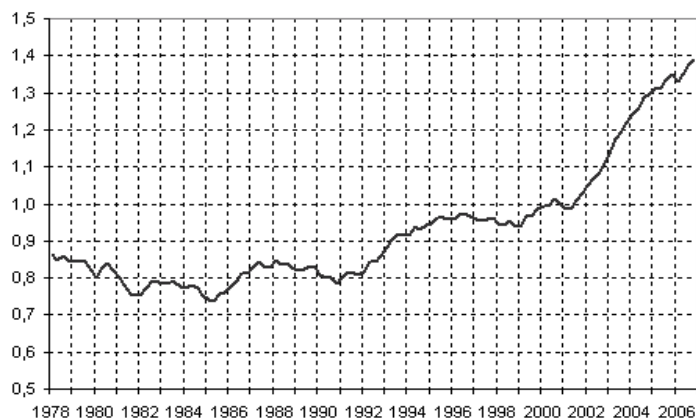
NB : les pays et zones sont celles de la base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE.

Le graphique suivant représente le profil de la variable obtenue. Cette variable stagne de 1978 à 1991, puis augmente ensuite, rapidement à partir de 2001, sous l'impulsion de la

³¹ HPDA = hors pays dénommés ailleurs.

Chine en tout premier lieu mais aussi des autres pays dynamiques d'Asie et, dans une mesure moindre mais néanmoins sensible, des pays d'Europe centrale et orientale nouveaux membres de l'Union européenne.

Évolution de la variable *pdm_em*



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

Trois prix de référence étrangers sont considérés dans le modèle : un prix de référence étranger à l'importation et deux prix de référence étrangers à l'exportation.

Sources : Comptes nationaux trimestriels des principaux pays partenaires commerciaux de la France, base des *Perspectives Économiques* de l'OCDE, données douanières et base Chelem du Cepii.

Construction : DGTPE (prix de référence étrangers à 8 pays *Petx* et *Petm*) et Insee (prix de référence étranger à 23 pays).

- *Construction du prix de référence à l'importation *Petm** : le prix de référence étranger à l'importation est construit comme la moyenne géométrique des prix d'exportations tous biens des huit principaux partenaires de la France pondérés par la part de chaque pays dans les importations françaises de biens.
- *Construction des prix de référence étrangers à l'exportation* : il s'agit de moyennes géométriques pondérées (par la méthode dite des doubles pondérations - cf. *infra*) des prix d'exportation des principaux partenaires commerciaux de la France.

Dans le cas du prix de référence étranger noté *Petx*, qui intervient dans la plupart des équations du bloc extérieur, seuls huit principaux partenaires de l'OCDE (Allemagne, Royaume Uni, États-Unis, Japon, Pays-Bas, Italie, Espagne, Belgique), dont les structures des exportations sont relativement proches de celle de la France, sont pris en compte. Le champ des prix élémentaires comme des pondérations porte sur l'ensemble des biens.

Concernant le prix de référence étranger définissant la compétitivité-prix à l'exportation dans l'équation d'exportation en volumes de la branche non manufacturière, le calcul est effectué à partir des prix d'exportations tous biens et services de 23 pays de l'OCDE partenaires de la France. Les pondérations sont calculées sur le champ du commerce de biens.

La méthode des « doubles pondérations » (cf. *infra*) mesure la concurrence rencontrée par les produits français sur les marchés tiers du fait de la présence sur ces mêmes marchés de

produits exportés d'autres pays (par exemple concurrence entre produits français et américains sur le marché allemand).

Pondérations utilisées dans la construction des prix de référence étrangers P_{etx} et P_{etm}

| | Prix de référence exportateur (P_{etx}) | Prix de référence importateur (P_{etm}) |
|----------------|---|---|
| Allemagne | 0,27 | 0,29 |
| Royaume Uni | 0,12 | 0,10 |
| États-Unis | 0,15 | 0,12 |
| Japon | 0,12 | 0,06 |
| Pays Bas | 0,10 | 0,06 |
| Italie | 0,11 | 0,16 |
| Espagne | 0,05 | 0,09 |
| Belgique | 0,08 | 0,11 |
| Zone euro | 0,61 | 0,71 |
| Hors Zone euro | 0,39 | 0,29 |

Description de la méthode des doubles pondérations dans le cas de prix de référence étrangers à l'exportation de la France :

- chaque marché extérieur pris en compte (noté 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 pris en compte 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 :

$$\gamma_{Fj} = \sum_{m/m \neq j} \beta_{Fm} \alpha_{jm}, \text{ en prenant soin de normaliser la somme des } \gamma_{Fj} \text{ à } 1 (*);$$

- le prix de référence étranger de la France est ensuite calculé comme la moyenne géométrique pondérée des prix d'exportations des concurrents (P_{xj}) en utilisant les poids de chaque pays dans la concurrence exercée (γ_{Fj}), soit :

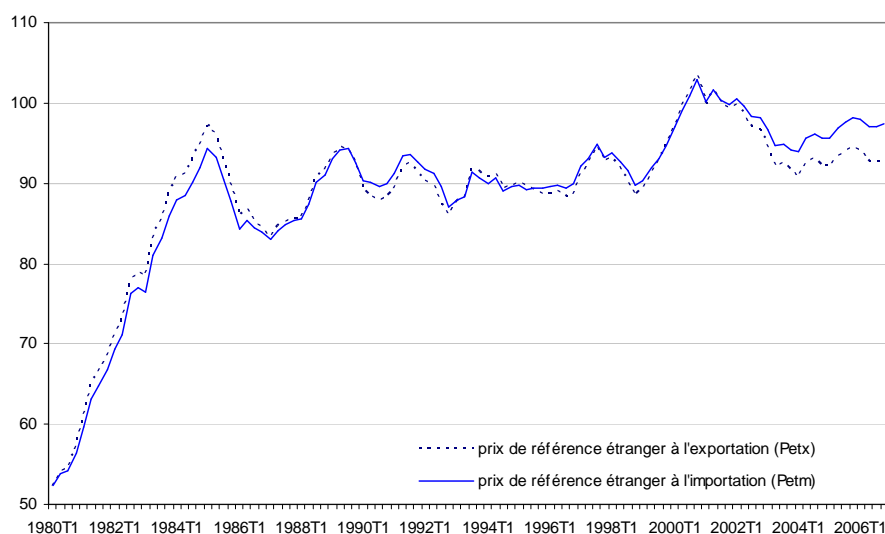
$$\prod_{j \neq F} (P_{xj})^{\gamma_{Fj}}$$

En toute rigueur, les prix élémentaires (P_{xj}) et les pondérations (γ_{Fj}) devraient porter sur le même champ. En pratique, ce n'est pas toujours le cas à cause de contraintes de facilité à disposer de données suffisamment précises sur période historique et en prévision. On essaie alors de s'approcher le plus possible du champ souhaité.

(*) 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.

Dans le modèle : les prix de référence étrangers sont exogènes.

Évolution du prix de référence étranger à l'exportation (*Petx*) et du prix de référence étranger à l'importation (*Petm*), entre 1980T1 et 2006T1



▪ **Taux d'intérêt à 3 mois et 10 ans**

Source : Banque de France.

Le taux d'intérêt à 3 mois est le taux des prêts à 3 mois sur le marché interbancaire (Euribor 3 mois).

Le taux d'intérêt à 10 ans est le taux de l'emprunt phare à 10 ans.

▪ **Taux d'utilisation des capacités (TUC) de production du secteur manufacturier (*tuc_dim*)**

Source : Insee.

Construction : Rapport des capacités de production effectivement mobilisées pour la production et de l'ensemble des capacités de production potentiellement disponibles à une date donnée. Le TUC est calculé à partir des réponses à une question trimestrielle de l'Enquête de conjoncture dans l'industrie « situation et perspectives dans l'industrie » réalisée par l'Insee.

Dans le modèle : Le TUC à la période t est modélisé par l'équation suivante :

$$tuc_dim_t = \frac{VA_{t-1}^{DIM}}{prodK_{t-1} \cdot K_{t-2}^{DIM}}$$

où VA^{DIM} est la valeur ajoutée du secteur manufacturier, $prodK$ est la productivité du capital et K^{DIM} le stock de capital de la branche manufacturière. La productivité du capital est exogène dans le modèle. Elle est calculée *ex ante* en inversant l'équation précédente.

- **Taux de TVA**

Source : Montants de TVA versés par emploi, comptes nationaux annuels, Insee.

Construction : DGTPE. Les montants de TVA versés par emploi sont trimestrialisés. On reconstitue alors des séries de montants trimestriels de TVA par produit, que l'on peut comparer avec les montants issus des comptes trimestriels. Les écarts entre les agrégats sont ensuite ventilés. Des taux apparents sont déduits de ces montants.

Dans le modèle : les taux de TVA sont des paramètres exogènes.

- **Tendance d'ouverture des économies *INTER***

Sources : *Perspectives économiques de l'OCDE* et comptes nationaux trimestriels de la France et de ses principaux pays partenaires.

Construction : Insee.

Cette tendance d'ouverture intervient dans les équations d'importations manufacturières et d'exportations manufacturières.

La tendance temporelle concave *INTER* est reprise de l'ancien modèle *Amadeus*³² de l'Insee. C'est une fonction concave représentative de l'internationalisation des économies, dont la formulation est la suivante :

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

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 auxiliaire :

$$ouv = a + \frac{b}{(t - Base + \hat{c})} + u$$

dans laquelle ouv est le logarithme du rapport entre la moyenne simple des importations et exportations de biens des neuf plus grands pays de l'OCDE industrialisés de longue date et la somme des PIB de ces mêmes pays (source OCDE)³³.

La courbure \hat{c} estimée de la fonction ouv est, par construction, celle de la variable *INTER*. Celle-ci est normalisée de manière à s'annuler en 2000 (année de base des comptes) et à avoir une dérivée unitaire cette même année. La présence de la variable *INTER* dans les relations de long terme des équations de volumes extérieurs peut s'interpréter de la manière suivante :

- dans l'équation d'importations manufacturières, son coefficient estimé est interprétable comme les effets combinés de demande et de concurrence accrus induits par l'internationalisation sur les importations françaises en 2000. Ce coefficient estimé peut être comparé avec celui d'une tendance temporelle linéaire croissante, qui évalue la résultante des mêmes effets sur les importations mais en moyenne sur toute la période d'estimation ;

³² Cf. Erkel-Rousse H. (1992).

³³ Cette régression auxiliaire est estimée [0]sur des données en périodicité annuelle pour capter 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.

- dans l'équation d'exportations manufacturières, la demande mondiale englobe l'accroissement structurel de demande lié à l'internationalisation. Le coefficient de *INTER* traduit donc exclusivement l'effet de concurrence sur les exportations françaises induit par l'internationalisation et l'émergence de nouveaux pays exportateurs sur les marchés mondiaux en 2000. Il est donc normal que son coefficient soit d'ampleur plus limitée qu'à l'importation (et d'un signe négatif).

Le caractère concave de la variable *INTER* traduit le fait que, sur la période d'estimation, l'internationalisation des économies a atteint une phase de maturité, au moins en ce qui concerne les échanges de produits manufacturés³⁴. Sa limite finie s'explique par le fait que cette variable devient constante une fois le processus d'internationalisation achevé. Les propriétés de *INTER*, qui se justifient par son interprétation économique, en facilitent la gestion en prévision, qui est devenue transparente en raison de sa concavité et de sa limite finie.

³⁴ Dans le cas de l'équation d'exportations non manufacturières, une tendance linéaire est apparue préférable à la variable concave *INTER* (meilleur ajustement économétrique).

Annexe 3 - Détail de la mise en œuvre des variantes - Ratios utiles

Détail de la mise en œuvre des variantes

Dans le compte central, le modèle se situe par définition sur un sentier de croissance régulier. La projection du compte central est réalisée à partir de 2005T1. Tous les ratios de volumes et les prix relatifs sont donc constants au cours du temps et égaux à leur valeur historique en 2005T1.

Les chocs considérés dans les variantes sont effectués deux ans après la date de début de projection du compte central, soit en 2007T1.

L'impact des chocs sur les variables d'intérêt est mesuré à partir de l'écart entre le *niveau* de ces variables après le choc et le *niveau* de ces variables dans le compte central. Cet écart est présenté en *points de pourcentage* dans les tableaux de résultats (sauf mention contraire).

Plus formellement, avec Y une variable d'intérêt (PIB, consommation, prix d'exportations, etc.), Y_t^{cc} la valeur de Y dans le compte central à la date t , Y_t^{simul} la valeur de Y à la date t après la simulation du choc, l'écart relatif de Y par rapport à son niveau du compte central s'écrit :

$$100 \cdot \left[\frac{Y_t^{simul}}{Y_t^{cc}} - 1 \right] \%$$

C'est cette grandeur, exprimée en points de pourcentage, qui apparaît dans le tableau de résultats de la variante.

Ratios utiles

On regroupe ici divers ratios et ordres de grandeur qui peuvent se révéler utiles en analyse macroéconomique. Les données sont issues des séries longues de la base 2000 en prix constants qui ont servi à la réestimation des équations de comportement de *Mésange*. Elles ne prennent donc pas en compte les révisions qui ont eu lieu depuis leur publication. Les valeurs présentées sont celles du premier trimestre de 2005, date à partir de laquelle, dans les variantes, on effectue la projection du compte central.

▪ PIB et valeur ajoutée (volumes)

| PIB | Valeur ajoutée | | Impôts et Subventions sur les produits | |
|--------------------------|----------------|--------------------|--|--|
| | 89% | | 11 % | |
| Valeur ajoutée | Manufacturière | Non manufacturière | Non marchande | |
| | 13 % | 66 % | 21 % | |
| Valeur ajoutée marchande | EBEP | Agricole | | |
| | 96 % | 4 % | | |

▪ Équilibre ressources-emploi (volumes, en % du PIB)

| Consommations finales | | | Investissement | | | |
|-----------------------|----------------|-------------------------|----------------|------------------|--------------|-----------------------|
| 81 % | | | 20 % | | | |
| Conso. des ménages | Conso. des APU | Conso. des SF et ISBLSM | Inv. des SNF | Inv. des ménages | Inv. des APU | Inv. des SF et ISBLSM |
| 57 % | 23% | 1 % | 11% | 5 % | 3 % | 1 % |

Note : La somme des consommations finales et de l'investissement excède 100 % du PIB car l'équilibre emplois-ressources inclut également les échanges extérieurs et les variations de stocks.

▪ **Consommation des ménages (volumes)**

| Consommation | | | | Taux d'épargne |
|----------------|---------------------------------|---------|---------------|----------------|
| Manufacturière | Non manufacturière hors énergie | Energie | Non marchande | |
| 27 % | 62 % | 7 % | 4 % | 15 % |

Note : La somme des consommations des ménages en produits marchands et non marchands excède 100 car elle ne tient pas compte de la correction territoriale (consommation des résidents hors du territoire français).

▪ **Emploi et masse salariale**

| | Manufacturier | Non manufacturier | Non marchand |
|--|---------------|-------------------|--------------|
| Masse salariale | 13 % | 59 % | 28 % |
| <i>Masse salariale du secteur marchand</i> | 18 % | 82 % | - |
| Emploi total (équivalent temps plein) | 11 % | 60 % | 29 % |
| <i>Emploi du secteur marchand</i> | 15 % | 85 % | - |
| VA (volume) | 13 % | 66 % | 21 % |
| <i>VA du secteur marchand</i> | 16 % | 84 % | - |

▪ **Échanges extérieurs (valeurs)**

| Exportations : | Manufacturières | Non manufacturières | Correction territoriale |
|----------------|-----------------|---------------------|-------------------------|
| | 68 % | 24 % | 8 % |

| Importations : | Manufacturières | Non manufacturières hors énergie | Énergétiques | Correction territoriale |
|----------------|-----------------|----------------------------------|--------------|-------------------------|
| | 66 % | 18 % | 11 % | 5 % |

▪ **Ressources nationales totales (volumes)**

| | Totales | Production destinée au marché intérieur | Ressources importées | Impôts et taxes |
|-------------------------|-------------------|---|----------------------|-----------------|
| Ressources nationales : | | 80% | 18% | 2% |
| | Manufacturées | 48% | 51% | 1% |
| | Non manufacturées | 90% | 6% | 4% |

| | | | | | | | |
|--------|--|--------|---|--------|---|--------|---|
| 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 9714 | F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation? | G 9808 | A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ? | G 9913 | Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE |
| G 9609 | Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation | 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 9809 | X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française | G 9914 | E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives |
| G 9610 | S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail | G 9716 | N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français | 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 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 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 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 9811 | J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique | G 9916 | J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King |
| G 9612 | PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ? | G 9718 | L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général | G 9812 | C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique | G 9917 | B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level |
| G 9613 | A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ? | G 9719 | ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français | 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 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 9614 | ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois | G 9720 | M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises | G 9814 | B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires | G 9919 | S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996 |
| G 9701 | J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique | G 9721 | A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature | G 9901 | S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale | G 2000/01 | R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique |
| G 9702 | J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif | G 9722 | P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles | G 9902 | Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie | 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 9703 | D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers? | G 9723 | P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience | G 9903 | Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation | G 2000/03 | J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald |
| G 9704 | P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité | 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 9904 | B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances | G 2000/04 | Bilan des activités de la DESE - 1999 |
| G 9705 | E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level | G 9801 | H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS | G 9905 | B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques | G 2000/05 | B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises |
| G 9706 | M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles | G 9802 | J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996 | G 9906 | C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France | G 2000/06 | A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait |
| G 9707 | M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France | G 9803 | X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles » | G 9907 | F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement | G 2000/07 | R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach |
| G 9708 | E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles | 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 9908 | Bilan des activités de la DESE - 1998 | G 2000/08 | C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées |
| G 9709 | J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model | G 9805 | P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms | G 9909 | J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale | G 2000/09 | R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire |
| G 9710 | J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation | G 9806 | J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996 | G 9910 | Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique | G 2000/10 | R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ? |
| G 9711 | G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement | G 9807 | Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997 | G 9911 | G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France | G 2000/11 | G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi |
| G 9712 | E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities? | | | G 9912 | B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail | G2000/12 | Ch. GIANELLA Local unemployment and wages |
| G 9713 | Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996 | | | G 9912 Bis | Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût | G2000/13 | B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles |

| | |
|----------|--|
| | - Computerization in France: an evaluation based on individual company data |
| G2001/01 | F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth |
| G2001/02 | S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ? |
| G2001/03 | I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité |
| 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 |
| G2001/05 | C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data |
| G2001/06 | R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude |
| G2001/07 | Bilan des activités de la DESE - 2000 |
| G2001/08 | J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite |
| G2001/09 | B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles |
| G2001/10 | B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires |
| G2001/11 | J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé |
| 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 |
| 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 |
| G2001/14 | I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility |
| G2001/15 | J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages" |
| G2001/16 | J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ? |
| G2001/17 | C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ? |

| | |
|----------|---|
| 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 |
| G2002/02 | Bilan des activités de la DESE - 2001 |
| G2002/03 | B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? |
| 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 |
| 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 |
| 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 |
| 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 |
| 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 |
| G2002/09 | F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ? |
| 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 |
| G2002/11 | J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté |
| G2002/12 | F. HILD Prévisions d'inflation pour la France |
| G2002/13 | M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production |
| 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 |
| G2002/15 | P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants |

| | |
|----------|--|
| G2002/16 | F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites |
| G2003/01 | N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles |
| G2003/02 | P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992 |
| G2003/03 | Bilan des activités de la DESE - 2002 |
| G2003/04 | P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020 |
| G2003/05 | P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé |
| G2003/06 | P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ? |
| G2003/07 | H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 |
| G2003/08 | P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation |
| G2003/09 | P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90 |
| G2003/10 | M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ? |
| G2003/11 | P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area |
| G2004/01 | P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie |
| G2004/02 | M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme |
| G2004/03 | S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français |
| G2004/04 | A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes |
| G2004/05 | N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ? |

| | |
|----------|--|
| G2004/06 | M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants |
| G2004/07 | P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence |
| G2004/08 | E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique |
| G2004/09 | S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals |
| G2004/10 | J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case |
| G2004/11 | S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPOSE » |
| G2004/12 | X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France |
| G2004/13 | C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières |
| G2004/14 | J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE |
| G2005/01 | S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974 |
| G2005/02 | C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel |
| G2005/03 | P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française |
| G2005/04 | M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises |
| G2005/05 | C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique |
| G2005/06 | Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004 |
| G2005/07 | S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique |
| G2005/08 | C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE |
| G2005/09 | N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie. |

| | |
|----------|---|
| 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. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict? |
| G2006/05 | D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types |
| 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 |

| | |
|----------|---|
| 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 |

| | |
|----------|--|
| 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 |