



# DOCUMENTS DE TRAVAIL DE LA DG TRÉSOR

Numéro 2010/07 – Décembre 2010

---

## **La maquette de prévision *Opale* 2010**

---

José BARDAJI  
Aymeric de LOUBENS  
Harry PARTOUCHE

---



# LA MAQUETTE DE PRÉVISION OPALE 2010

**José BARDAJI\***  
**Aymeric de LOUBENS\*\***  
**Harry PARTOUCHE<sup>1\*</sup>**

Ce document de travail n'engage que ses auteurs. L'objet de sa diffusion est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.

\* **José Bardaji** et **Harry Partouche** sont en poste à la Direction Générale du Trésor du Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie (France).

\*\* Au moment de la rédaction de ce document, **Aymeric de Loubens** était en poste à la Direction Générale du Trésor du Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie (France)

[jose.bardaji@dgtresor.gouv.fr](mailto:jose.bardaji@dgtresor.gouv.fr) : +33-1-44-87-17-31

[harry.partouche@dgtresor.gouv.fr](mailto:harry.partouche@dgtresor.gouv.fr) : +33-1-44-87-14-60

---

<sup>1</sup> Les auteurs expriment leur gratitude envers Gilbert Rini pour sa participation à la mise au point de la base de données et son aide de tous les instants. Ils remercient tout particulièrement Xavier Bonnet, Arnaud Buissé, Philippe Gudin de Vallerin, Stéphane Guéné et William Roos pour leurs conseils et leurs relectures attentives. Ils remercient également Benoît Ourliac de leur avoir permis de reproduire ses travaux de modélisation de l'emploi (section 4.5). Ils remercient enfin l'ensemble des participants au séminaire DGTPE du 8 juillet 2009.

## TABLE DES MATIÈRES

<b>Résumé / Abstract</b>	<b>3</b>
<b>1 Introduction</b>	<b>4</b>
<b>2 Architecture de la maquette</b>	<b>7</b>
<b>3 Adaptation de la maquette aux comptes en volumes à prix chaînés</b>	<b>9</b>
<b>3.1 Un nouveau cadre comptable plus complexe...</b>	<b>9</b>
<b>3.2 ... dont les incidences ne sont pas négligeables sur la prévision de croissance...</b>	<b>10</b>
<b>3.3 ... et sur la nécessité de mieux spécifier les équations de comportement</b>	<b>11</b>
<b>4 Les principaux comportement réels</b>	<b>12</b>
<b>4.1 La consommation des ménages</b>	<b>12</b>
<b>4.2 L'investissement des entreprises non financières (ENF)</b>	<b>18</b>
<b>4.3 Les exportations de biens manufacturés</b>	<b>25</b>
<b>4.4 Les importations de biens manufacturés</b>	<b>27</b>
<b>4.5 L'emploi salarié principalement marchand</b>	<b>29</b>
<b>4.6 Les variations de stocks</b>	<b>32</b>
<b>5 La boucle prix-salaires</b>	<b>35</b>
<b>5.1 Le salaire moyen par tête dans les branches principalement marchandes</b>	<b>36</b>
<b>5.2 Le prix de production</b>	<b>39</b>
<b>5.3 Le prix des consommations intermédiaires</b>	<b>41</b>
<b>5.4 L'indice des prix à la consommation sous-jacent</b>	<b>43</b>
<b>5.5 L'indice des prix à la consommation volatile</b>	<b>46</b>
<b>5.6 Les autres comportements : les prix de l'investissement et des échanges extérieurs</b>	<b>48</b>
<b>6 Propriétés variantielles</b>	<b>50</b>
<b>6.1 Bloc de simulation du revenu disponible des ménages</b>	<b>51</b>
<b>6.2 Appréciation de 10 % de l'euro vis-à-vis des autres monnaies</b>	<b>53</b>
<b>6.3 Hausse de 1 % de la demande mondiale adressée à la France</b>	<b>54</b>
<b>6.4 Hausse de 20 % du prix du pétrole</b>	<b>55</b>
<b>6.5 Hausse de 1 point de PIB de la demande publique</b>	<b>56</b>
<b>6.6 Hausse de 100 points de base des taux d'intérêts</b>	<b>57</b>
<b>6.7 Comparaison avec <i>Mésange</i></b>	<b>58</b>
<b>6.8 Application : qualité globale du modèle</b>	<b>60</b>
<b>6.9 Application : exercice de <i>post-mortem</i></b>	<b>61</b>
<b>6.10 Application : impact de l'environnement extérieur sur la croissance</b>	<b>63</b>
<b>7 Conclusion</b>	<b>65</b>
<b>8 Bibliographie</b>	<b>66</b>

## RÉSUMÉ

Ce document présente une version actualisée de la maquette *Opale* conçue et utilisée à la direction générale du Trésor en vue des prévisions économiques à l'horizon de 1 à 2 ans. Le cadre comptable de la maquette a d'abord dû être adapté au changement méthodologique des comptes trimestriels intervenu en mai 2007 : les volumes – jusqu'alors évalués aux prix d'une année fixe – sont désormais calculés aux prix de l'année précédente puis chaînés. L'adoption de ce nouveau concept comptable a également suscité une réflexion plus large sur la prise en compte des dynamiques des prix relatifs dans la spécification du long terme des équations de comportement. En particulier, le volume d'investissement bénéficierait d'un effet de substitution favorable lié à la baisse de son prix relatif. Ensuite, les révisions successives des comptes ont nécessité un réexamen et une réestimation de l'ensemble des équations économétriques du modèle, la crise financière de 2008-2009 incitant par ailleurs à tester l'inclusion de variables financières pour la modélisation de l'investissement et la consommation. L'accent est mis sur les modifications et éventuelles améliorations apportées à la modélisation des principaux comportements. Enfin, ce document complète la première version du modèle *Opale* publiée en 2005 par un cahier de variantes qui permet de confronter les propriétés du modèle à celles d'autres modèles plus élaborés comme *Mésange*. La qualité des réponses du modèle aux principaux chocs légitime son utilisation dans des exercices de type post-mortem ou la construction de scénarios alternatifs.

## ABSTRACT

This paper describes an updated version of *Opale*, the small-scale macroeconomic model built at the French Treasury for short-term economic forecasts. First, the accounting framework of the model had to be adapted to the methodological change in the quarterly accounts that occurred in May 2007: the former fixed weight methodology valued real aggregate series in terms of a fixed set of prices ; now, these series are chained from a fixed base year with growth rates defined using the set of prices of the previous year. The switch to chain aggregated series also motivated a broader discussion on how to account for substitution effects between various goods when specifying the behaviour of economic agents. Specifically, substitution effects appear to play a significant role for corporate investment behaviour, as suggested by a new long term link between variables. Then, all econometric equations of the model had to be reviewed and re-estimated to take into account successive vintages of national accounts. The paper focuses on the changes and improvements to the modelling of the main economic behaviours. Finally, the first version of the working paper published in 2005 is augmented with a section presenting the adjustment dynamics of the model to a number of standard macroeconomic shocks and comparing them with more sophisticated models such as *Mésange*. This detailed examination of the model features allows its use for post-mortem exercises or alternative scenarios.

## 1 Introduction

Depuis 2005, les prévisions macroéconomiques du ministère chargé de l'économie sont réalisées à partir de la maquette *Opale*. La construction de cette maquette répondait à la nécessité de disposer d'un outil de prévision à l'horizon de 1 à 2 ans s'appuyant sur les comptes trimestriels publiés par l'Insee, et qui soit plus compact et plus souple d'utilisation que des modèles plus élaborés comme le modèle *Mésange*.

Depuis sa naissance en 2005 et jusqu'au changement méthodologique de partage volume/prix des comptes trimestriels intervenu en mai 2007, les modifications apportées à la maquette *Opale* ont résulté pour l'essentiel de la réestimation – à spécification quasi inchangée – des différentes équations de comportement faisant suite aux révisions successives des données des comptes trimestriels<sup>2</sup>. Outre ces modifications mineures, l'estimation de la consommation des ménages a été affectée plus en profondeur par la rétopolation en base 2000 des données de revenu intervenue en mai 2006<sup>3</sup>.

Avec le changement de méthodologie adopté par les comptes trimestriels en mai 2007 pour le partage volume-prix, une adaptation plus substantielle de la maquette *Opale* a été nécessaire : désormais, les volumes sont calculés aux prix de l'année précédente puis chaînés alors qu'ils étaient auparavant évalués aux prix d'une année fixe. Notamment, le cadre comptable plus complexe spécifique aux volumes à prix chaînés a dû être intégré dans la maquette. En outre, toutes les séries en volume et en prix issues des comptes trimestriels ont été plus ou moins révisées sur le passé du fait de cette nouvelle méthode de partage volume/prix<sup>4</sup>, ce qui a nécessité un réexamen puis une réestimation de l'ensemble des équations de comportement.

Parallèlement, ce changement méthodologique a suscité une réflexion théorique sur la spécification des équations de comportement dans un modèle économique avec plusieurs types de biens substituables entre eux dont la dynamique de prix diffère. En particulier, cette réflexion a abouti à une nouvelle spécification du long terme de l'équation d'investissement des entreprises prenant en compte le prix relatif de l'investissement. Il convient toutefois de noter qu'au-delà de ces importants changements comptables et comportementaux, la maquette demeure globalement inchangée dans son architecture et sa logique économique sous-jacentes : elle reste centrée sur l'économie nationale et autour de la détermination de l'équilibre des biens et services en volume et en prix, avec un bouclage par les revenus et un bloc d'offre simplifiés par rapport aux modèles de type *Mésange*.

Les modifications apportées aux principales équations de comportement sont résumées dans l'encadré 1. Un certain nombre d'équations ont conservé leur spécification d'origine, auquel cas seules les réestimations occasionnées par les révisions successives des comptes sont commentées. Les autres équations ont fait l'objet d'un changement de spécification qui est apparu nécessaire au regard des considérations théoriques sur les prix relatifs évoquées précédemment, mais également du fait de révisions significatives des données sur le passé (nouvelle rétopolation des comptes en base 2000, passage aux volumes à prix chaînés, changement méthodologique sur le calcul du taux de chômage,...) ou encore pour mieux prendre en compte l'influence des variables financières dans le contexte de crise financière en 2008-2009.

---

<sup>2</sup> Il s'agissait principalement de prendre en compte la révision des coefficients saisonniers. En effet, dans le processus usuel de confection des comptes, les révisions ne portent que sur les trois dernières années, exclues systématiquement de la période d'estimation des équations de comportement du modèle. Toutefois, du fait de la correction saisonnière, le profil des séries trimestrielles peut évoluer sur le passé au fur et à mesure que les derniers points sont révisés ou que de nouveaux points sont publiés.

<sup>3</sup> Cette rétopolation du revenu disponible des ménages avant 1993 avait dû être effectuée de manière assez fruste au moment de la création du modèle, à partir des séries de la base 1995.

<sup>4</sup> Au-delà de ce changement méthodologique, les comptes trimestriels ont également été révisés suite à l'amélioration de la rétopolation en base 2000 sur la période 1978-1999 des comptes annuels – sur lesquels ils sont calés – intervenue en mai 2007.

Ce document de travail complète par ailleurs la version originale de 2005 en confrontant les propriétés variantielles de la maquette aux résultats de modèles macroéconomiques plus détaillés comme le modèle *Mésange*, afin de vérifier que les effets bouclés de différents chocs analytiques – pétrole, change, demande mondiale, demande publique, taux d'intérêt,... – sont conformes à la littérature économique à l'horizon de la prévision, c'est-à-dire deux années. La bonne réponse du modèle aux principaux chocs justifie ainsi son utilisation dans les exercices de type *post-mortem* qui visent à expliquer les écarts entre une nouvelle prévision et la précédente ou entre une prévision et sa réalisation.

La version de la maquette présentée dans ce document a été estimée sur les comptes correspondant aux résultats détaillés du premier trimestre 2010, publiés le 25 juin 2010. Dans la suite de ce document, l'architecture de la maquette, globalement inchangée par rapport à la version originale, est d'abord décrite brièvement (section 2). Puis, on introduit le nouveau cadre comptable des comptes trimestriels en volumes à prix chaînés sur lequel repose désormais le bouclage de la maquette *Opale*, avant d'expliquer en quoi ce changement méthodologique a suscité une réflexion théorique sur la spécification des équations de comportement (section 3). Ensuite sont présentées de manière détaillée les six principales équations relatives aux comportements réels (section 4) puis les six principales équations de la boucle prix-salaires (section 5). Dans ces deux sections, l'accent est mis sur une analyse comparative avec la version originale de la maquette, en faisant apparaître les différences liées à la révision des données sur le passé (réestimation des équations) et le cas échéant les éventuels changements de spécification. Les principales propriétés du modèle en variante sont finalement examinées (section 6) avant de conclure (section 7).

## Encadré 1 : Modifications apportées aux principales équations de comportement

- a) **La consommation des ménages** suit une équation avec une cible de taux d'épargne présentant une rupture durant la seconde moitié des années 1980 afin de capter les conséquences de la l'augmentation exogène de l'offre de crédit suite à la libéralisation financière intervenue au début des années 1980. À la différence de la version Opale<sub>2005</sub>, le niveau de cette cible ne dépend plus du niveau du taux d'intérêt réel qui, de même que le taux de chômage, entre en différence dans l'équation. Par ailleurs, la nouvelle spécification incorpore des effets richesse immobilière et encaisses réelles. La révision des données, notamment des séries de revenu disponible brut et de taux de chômage, conduit à une réaction plus lente de la consommation à ses déterminants, illustrant ainsi un caractère de lissage inter-temporel plus marqué que celui estimé dans Opale<sub>2005</sub>. Enfin, des chocs sur les conditions d'octroi de crédits à la consommation sont pris en compte via une variable de crédit de trésorerie qui est introduite dans le court terme et qui fait l'objet d'une modélisation fonction notamment d'un proxy de la richesse financière.
- b) **L'investissement des entreprises** voit sa modélisation modifiée substantiellement. Il obéit à un mécanisme de type accélérateur simple (le taux de marge ne jouant plus de rôle, à la différence d'Opale<sub>2005</sub>) avec prise en compte du coût de l'investissement par l'intermédiaire du ratio de son prix à celui de la valeur ajoutée ainsi que des conditions de financement par l'intermédiaire des taux d'intérêt et des spread. Ainsi, le long terme de l'équation comporte maintenant le ratio investissement sur valeur ajoutée en valeur et non plus en volume. Avec cette spécification du long terme prenant bien en compte la baisse du prix relatif de l'investissement, le taux de marge n'apparaît plus significatif. Enfin, l'investissement hors construction et en construction sont distingués, leurs déterminants de long terme étant de nature différente et leur cycle pouvant être décalé.
- c) Pour le **commerce extérieur**, l'équation d'importations de biens manufacturés est quasi inchangée avec une élasticité à la compétitivité-prix sur le marché intérieur proche de 0,6 à long terme. L'équation d'exportations de biens manufacturés est profondément remaniée : la persistance de pertes de parts de marché non expliquées par la compétitivité-prix depuis 2002 a conduit à tenir compte explicitement de pertes structurelles de parts de marché représentées au travers d'une tendance qui couvre cette fois l'ensemble de la période d'estimation. Cela permet de faire ressortir l'importance de la compétitivité bilatérale vis-à-vis de l'Allemagne (distinguée de la compétitivité vis-à-vis des autres pays), pour prendre en compte une concurrence « frontale » de la France vis-à-vis de l'Allemagne en termes de destination géographique mais aussi de structure de produits à l'exportation. Estimée sur longue période, l'élasticité à la compétitivité-prix globale (y compris Allemagne) est maintenant plus forte (1,9 dont 0,9 pour la seule compétitivité France-Allemagne).
- d) **L'emploi salarié privé** reste déterminé principalement par un modèle d'ajustement sur la valeur ajoutée dont le long terme fournit la tendance des gains de productivité par tête. Cette tendance comporte comme dans Opale<sub>2005</sub> un coude baissier au début des années 1990.
- e) **La modélisation des prix** est toujours réalisée à un niveau agrégé (prix de production sur le marché intérieur hors marges commerciales, déflateurs du commerce extérieur, prix de consommation intermédiaire, Indice des Prix à la Consommation (IPC) sous-jacent et volatile, salaire). L'IPC volatile est désormais modélisé à l'aide de deux déterminants, les prix du pétrole et de production. Ces modifications conduisent à un comportement variantiel plus réaliste notamment pour l'incorporation directe des effets pétrole et change transitant par l'IPC volatile.
- f) L'équation de **salaires** a été affectée par la révision de la série de taux de chômage. À la différence d'Opale<sub>2005</sub>, une spécification *Wage Setting* (WS) qui suppose une relation en niveau entre salaires et taux de chômage est privilégiée. La nouvelle modélisation comprend également un terme de rappel en niveau, avec une indexation unitaire des salaires sur les prix à long terme. Enfin, elle intègre également une mesure de la productivité afin de capter les effets du cycle sur le SMPT, et une tendance afin de tenir compte de la hausse tendancielle des salaires réels liée aux gains de productivité.

## 2 Architecture de la maquette

La maquette *Opale* reproduit l'équilibre des biens et services en volume et en prix dans le cadre des comptes en volumes aux prix de l'année précédente chaînés (pour les modifications induites par rapport aux comptes à prix constants, cf. section 3). La modélisation des comportements repose sur des mécanismes à correction d'erreur avec homogénéité statique<sup>5</sup> à long terme dès lors que cette contrainte est acceptée par les données.

Cinq secteurs institutionnels sont distingués : les ménages (M), les institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM), les entreprises non financières (ENF), les sociétés financières (SF) et les administrations publiques (APU). Pour certains, ménages et ENF, les principaux comportements (consommation et investissement) sont explicitement modélisés, avec une nouveauté sur la consommation par rapport à *Opale*<sub>2005</sub> (modélisation des crédits de trésorerie) ; pour les APU, la consommation et l'investissement ont un statut d'exogènes prévues hors modèle ; pour d'autres enfin (consommation et investissement des ISBLSM, investissement des SF), la maquette utilise un coefficient technique sur les variables adéquates. Le reste du monde est traité comme exogène (demande mondiale adressée à la France, prix étrangers, taux de change, prix du pétrole), de même que les variables financières (taux d'intérêt, évolution du CAC40, prix de l'immobilier...).

Le niveau de désagrégation par produits (suivant la nomenclature NES16<sup>6</sup>) varie suivant les composantes de la demande :

- Pour les échanges extérieurs, on distingue les produits de l'agriculture et agroalimentaires (EA-EB), les biens manufacturés (EC-EF), l'énergie (EG), les services marchands (EJ-EP) et le tourisme (correction territoriale PCHTR).
- Pour l'investissement des entreprises non financières, on distingue désormais l'investissement en produits de construction (EH) de l'investissement hors construction (DHH). Cette distinction permet de prendre en compte la dynamique différente de ces deux types d'investissement.
- Pour les autres comportements, notamment consommation et investissement des ménages, la maquette se place à un niveau agrégé (ensemble des biens et services).

De manière classique dans ce type de maquette, le PIB est déterminé par les composantes de la demande. La valeur ajoutée de l'ensemble de l'économie qui s'en déduit se partage en trois composantes (agricole, marchande et non marchande) à l'aide de coefficients techniques appropriés.

La modélisation du marché du travail repose sur une équation d'emploi salarié dans les branches principalement marchandes EB-EP (EMPS<sub>EBEP</sub>), une population active exogène (Popact) et un taux de chômage (Txcho) qui en découle.

La modélisation des prix s'appuie sur une boucle prix-salaires à un niveau agrégé (ensemble des biens et services). Seul l'indice des prix à la consommation (IPC) est séparé entre ses composantes sous-jacentes (IPCSJ) et volatile (IPCVOL) et les prix d'investissement des entreprises en construction et hors construction sont modélisés séparément. Les principaux comportements modélisés sont les prix de production des branches EB-EP sur le marché intérieur hors marges commerciales (PxProdMI), les prix des consommations intermédiaires des branches EB-EP (PxCI), le salaire moyen par tête dans les branches EB-EP (SMPT), les prix des échanges extérieurs (PxIMHG pour les prix d'import hors énergie<sup>7</sup>, PxIMEG pour les prix d'import d'énergie,

<sup>5</sup> Si la condition d'homogénéité statique est vérifiée (contrainte sur les coefficients de la relation de long terme), le long terme de l'équation est compatible avec un sentier de croissance équilibré, c'est-à-dire une situation dans laquelle toutes les variables réelles croissent au même rythme, de même que tous les déflateurs et, par suite, toutes les grandeurs nominales. Une deuxième condition, l'homogénéité dynamique, peut alors être éventuellement imposée (contrainte sur les coefficients de la dynamique de court terme) : elle assure que la relation de long terme soit vérifiée en niveau sur un sentier de croissance équilibré, c'est-à-dire qu'elle est indépendante du rythme de croissance des grandeurs d'équilibre (voir Klein et Simon, 2010).

<sup>6</sup> L'utilisation d'une nouvelle nomenclature d'activité et de produit par les comptes nationaux à partir de la publication de mai 2011 (base 2005 en NAF rev2) nécessitera un réexamen de ce découpage.

<sup>7</sup> Cela permet de prendre en compte la réaction des prix étrangers aux prix français.

PxEX pour les prix d'export), l'IPC sous-jacent et l'IPC volatile. L'équilibre du PIB en valeur est assuré en ajustant le prix des marges commerciales de manière à combler l'écart entre les prix d'offre (hors marges commerciales) et les prix de demande. On pourra se référer à l'encadré 2 pour un résumé plus formel.

## Encadré 2 : Écriture simplifiée des principales équations de la maquette

En résumé, la maquette suit le schéma simplifié suivant<sup>8</sup> :

1.  $PIB + Imports = Conso_M + Conso_{APU+autres} + Invest_M + Invest_{ENF} + Invest_{APU+autres} + Exports + \Delta Stocks$
2.  $Conso_M = f(RDB_M / P_C, \Delta r, \Delta Txcho, \pi, tres, w)$  avec  $RDB_M$  : revenu des ménages,  $P_C$  : déflateur de la consommation des ménages,  $r$  : taux d'intérêt réel à court terme,  $txcho$  : taux de chômage,  $\pi$  : inflation,  $tres$  : crédit de trésorerie,  $w$  : richesse immobilière nette des crédits à long terme
3.  $Invest_M = f(RDB_M / P_I, P_I / IPC, R)$  avec  $RDB_M$  : revenu des ménages,  $P_I$  : déflateur de l'investissement des ménages,  $R$  : taux d'intérêt réel à long terme
4.  $Invest_{ENF}^{DHH} = f(VA_{EBEP}, P_{IDHH} / P_{VA}, R, spread)$  avec  $P_{IDHH} / P_{VA}$  : déflateur de l'investissement des ENF hors construction rapporté à celui de la VA marchande,  $spread$  : marge bancaire sur les crédits à moyen-long terme des entreprises
5.  $Invest_{ENF}^{EH} = f(Emps_{EBEP}, PxImmo_P / P_{IEH}, R, spread, P_{IEH} / P_I)$  avec  $PxImmo_P / P_I$  : prix de l'immobilier parisien rapporté au déflateur de l'investissement des ENF en construction,  $P_{IEH} / P_I$  : prix relatif de l'investissement en construction
6.  $Exports = f(DM, Compet_{ALL}, Compet_{Autres}, Tend)$  avec  $DM$  : demande mondiale adressée à la France,  $Compet_{ALL}$  : compétitivité-prix à l'exportation France-Allemagne (prix allemand rapporté au prix d'export nationaux),  $Compet_{Autres}$  : compétitivité-prix à l'exportation hors France-Allemagne (prix étrangers rapportés aux prix d'export nationaux)
7.  $Imports = f(DF, Compit, Tend)$  avec  $DF$  : demande finale,  $Compit$  : compétitivité-prix sur le marché intérieur (prix d'importation hors énergie rapportés au prix de production nationaux sur le marché intérieur)
8.  $PIB = VA + TVA - SUBV$
9.  $VA = VA_{EA} + VA_{EBEP} + VA_{DSN}$
10.  $EMP = EMPS_{EA} + EMPS_{EBEP} + EMPS_{DSN} + EMPNS$  avec  $EMP$  : emploi total,  $EMPS_{EA}$  : emploi salarié agricole,  $EMPS_{DSN}$  : emploi salarié non marchand,  $EMPNS$  : emploi non salarié
11.  $EMPS_{EBEP} = f(VA_{EBEP}, Tend)$  avec  $EMPS_{EBEP}$  : emploi salarié EBEP,
12.  $Txcho = 1 - EMP / Popact$
13.  $SMPT = f(IPC, VA_{EBEP} / EMPS_{EBEP}, Txcho, Tend)$
14.  $PxProdMI = f(CUCI, CSU, Tend)$  avec  $CSU$  : coûts salariaux unitaires des branches marchandes,  $CUCI$  : coûts unitaires des consommations intermédiaires des branches marchandes
15.  $PxCI = f(PxProdMI, PxIMHG, PxIMEG ? Dint)$  avec  $Dint$  la demande intérieure totale
16.  $IPC = w_{SJ} \cdot IPCSJ + w_{VOL} \cdot IPCVOL$
17.  $IPCSJ = f(PxProdMI, PxIMHG)$
18.  $IPCVOL = f(PxProdMI, BARIL, TIPP)$  avec  $BARIL$  : le prix du baril en euro et  $TIPP$  : l'indice agrégée
19.  $PxIMHG = f(PetM, PxProdMI, Trend)$  avec  $PetM$  : prix étrangers à l'exportation pondérés par notre structure d'importation
20.  $PxIMEG = f(BARIL)$
21.  $PxEX = f(PetX, PxProdMI)$  avec  $PetX$  : prix étrangers à l'exportation

<sup>8</sup> N.B. : les égalités comptables en volume doivent s'interpréter dans le cadre des comptes à prix chaînés : seules les valeurs et les volumes aux prix de l'année précédente somment et pas les volumes chaînés.

### 3 Adaptation de la maquette aux comptes en volumes à prix chaînés

#### 3.1 Un nouveau cadre comptable plus complexe ...

Depuis mai 2007, la division des comptes trimestriels de l'Insee a adopté une nouvelle méthode de partage volume-prix : les volumes, jusqu'alors évalués au prix d'une année de base fixe, sont désormais calculés au prix de l'année précédente puis chaînés. Cette méthode de chaînage était déjà appliquée dans les comptes annuels, avec lesquels les comptes trimestriels ont ainsi été mis en cohérence<sup>9</sup>. Les agrégats chaînés sont plus pertinents lorsque l'on s'intéresse aux évolutions de la croissance sur longue période, puisqu'ils tiennent compte de la déformation structurelle de l'économie et des effets de substitution<sup>10</sup>. En particulier, la croissance des agrégats chaînés n'est plus affectée par les simples changements d'année de base<sup>11</sup>.

Néanmoins, cette amélioration en termes de mesure de la croissance rend les calculs comptables plus complexes, la propriété d'additivité des volumes<sup>12</sup> étant caduque pour les indices chaînés. En dépit de cet inconvénient, l'implémentation exacte du cadre comptable spécifique aux volumes à prix chaînés est apparue indispensable afin d'assurer la cohérence des scénarios macroéconomiques en prévision ou en variante. Le cadre comptable de la maquette *Opale* et les outils afférents ont ainsi été réexaminés et adaptés à ce changement méthodologique, qu'il s'agisse de l'écriture et de l'équilibrage des identités comptables, du traitement des stocks ou encore du calcul des contributions comptables<sup>13</sup>.

La réécriture des identités comptables en volumes à prix chaînés nécessite, pour un trimestre  $t$  d'une année  $A$ , d'ajouter aux trois séries usuelles des agrégats macroéconomiques, valeur, volume à prix (chaînés) et prix (chaînés) notées respectivement  $VAL_{t,A}$ ,  $VOLCH_{t,A}$  et  $PCH_{t,A}$ , deux nouvelles séries : le volume au prix de l'année précédente  $A-1$  noté  $VOLVO_{t,A}$  et le prix moyen de l'année précédente  $A-1$  noté  $\overline{PCH}_A$ .

Pour chaque agrégat du modèle (en majuscules) ainsi que pour ses composantes (en minuscules), on utilise les identités comptables suivantes :

$$VAL_A = \sum_{\tau=1}^4 VAL_{\tau,A}, \quad VOLVO_A = \sum_{\tau=1}^4 VOLVO_{\tau,A}, \quad VOLCH_A = \sum_{\tau=1}^4 VOLCH_{\tau,A} \quad (0)$$

$$VAL_{A-1} = \overline{PCH}_A \times VOLCH_{A-1} \quad (1)$$

$$VOLVO_{t,A} = \overline{PCH}_A \times VOLCH_{t,A} \quad (2)$$

$$\frac{VOLVO_{t,A}}{VAL_{A-1}} = \frac{VOLCH_{t,A}}{VOLCH_{A-1}} \quad (3)$$

$$VAL_{t,A} = PCH_{t,A} \times VOLCH_{t,A} \quad (4)$$

$$VOLVO_{t,A} = \sum volvo_{t,A} \quad (5)$$

$$VAL_{t,A} = \sum val_{t,A} \quad (6)$$

Les trois identités (0) traduisent que les quatre trimestres d'une même année somment en valeur ainsi qu'en volume au prix de l'année précédente et en volume à prix chaînés car ces volumes

<sup>9</sup> La seule source d'écart entre les comptes annuels et trimestriels porte désormais sur la correction des jours ouvrables, appliquée aux seuls comptes trimestriels.

<sup>10</sup> Il existe des effets de substitution entre les biens dont les prix relatifs évoluent. Ainsi, la présence de ces effets sur certains type de biens dont les prix baissent (matériel informatique par exemple) conduisait les comptes trimestriels à prix constants à surestimer la croissance des volumes après l'année de base, et inversement avant. Le passage aux volumes à prix chaînés a permis de corriger ce biais. Pour une discussion détaillée sur la construction et les propriétés des indices de prix et volume, voir Eyraud (2007).

<sup>11</sup> En effet dans les comptes avec volumes à prix chaînés, l'année de base correspond pour chaque année à l'année précédente. Le niveau des séries en volumes à prix chaînés est fixé au niveau des séries en valeur pour une année de référence, le choix de cette date (qui est également l'année de base dans les comptes avec volumes à prix constants) n'ayant pas d'impact sur la croissance des séries en volumes à prix chaînés.

<sup>12</sup> Ainsi, la part en volume à prix chaînés d'une composante du PIB peut théoriquement dépasser 100 %.

<sup>13</sup> Pour plus de détails sur les calculs sous-jacents aux comptes trimestriels à volumes à prix chaînés, voir Arnaud et alii (2007).

sont définis dans le même système de prix. L'identité (1) définit le prix chaîné moyen de l'année précédente  $\overline{PCH}_A$ , calculé de façon endogène dans le modèle, et utilisé pour construire le volume au prix A-1, soit  $VOLVO_{t,A}$  dans l'identité (2). En combinant (1) et (2), on retrouve la formule de chaînage des volumes (3). L'identité (4) relie la valeur  $VAL_{t,A}$  au volume à prix chaînés  $VOLCH_{t,A}$  via l'indice de prix chaînés  $PCH_{t,A}$ . Les deux dernières identités traduisent l'équilibre entre un agrégat et ses composantes en volume au prix A-1 (5), ainsi qu'en valeur (6).

### 3.2 ... dont les incidences ne sont pas négligeables sur la prévision de croissance ...

Suite à la modification de la méthode de chaînage des comptes trimestriels, il est apparu indispensable de passer la maquette *Opale* aux volumes aux prix de l'année précédente chaînés. Toute la difficulté réside dans le fait que la maquette prévoit un certain nombre d'agrégats suivant une approche du PIB par la demande. Une fois que chaque agrégat est prévu, il reste à agréger les différents postes de la demande pour reconstituer le PIB. Or, dans les comptes à prix chaînés, les volumes ne somment pas et, face à ce problème, plusieurs choix étaient possibles :

- i. conserver la maquette et les séries en volumes à prix constants (choix de la version du modèle *Mésange* utilisée pour le calcul de variantes, cf. Klein et Simon, 2010) et chercher une méthode de passage à une prévision annuelle des principaux agrégats (PIB...) cohérente avec les comptes annuels, c'est-à-dire avec les volumes aux prix de l'année précédente chaînés ;
- ii. garder le cadre comptable à prix constants mais en utilisant les séries en volume à prix chaînés, ce qui conduit à sommer de manière impropre (l'écart avec le vrai agrégat étant pris en compte par l'intermédiaire d'une cale qu'il faudrait ensuite prolonger en prévision) ;
- iii. avoir une maquette cohérente à prix chaînés, i.e. utiliser les séries de volumes à prix chaînés et écrire le véritable cadre comptable en s'appuyant sur le fait que seuls les valeurs et les volumes aux prix de l'année précédente somment<sup>14</sup>.

Le choix (i) risquait d'être de plus en plus problématique au cours du temps. En effet, par construction, plus on s'éloigne de l'année de base, plus le rythme de croissance des agrégats à prix constants dépasse celui des agrégats à prix chaînés (cf. Graphique 1) : en effet, le poids des biens manufacturés, dont les prix baissent relativement aux autres biens, a tendance à augmenter dans les comptes à prix constants, étant mesuré en volume, alors qu'il reste stable dans les comptes à prix chaînés, étant mesuré en valeur. Toutefois, en 2008, le phénomène inverse s'est produit du fait de l'envolée des prix du pétrole, qui a modifié le système de prix relatifs. Poursuivre la dérive observée par le passé entre la croissance des comptes à prix constants et des comptes à prix chaînés aurait alors conduit à sous-estimer la croissance 2008, de l'ordre de 0,1 point, même en ayant prévu de manière exacte chacun des postes de la demande à prix constants.

Le choix (ii) pose le problème de la gestion en prévision des cales qui sont nécessaires en l'absence de cadre comptable cohérent. Geler les cales en prévision aurait conduit à sous-estimer de plus en plus la croissance entre 2001 et 2007, jusqu'à 0,3 point cette année là, et ce même en ayant prévu de manière exacte chacun des postes de la demande à prix chaînés (cf. Graphique 2). En 2008, ce choix aurait en outre conduit à sous-estimer la croissance de 0,1 point<sup>15</sup>.

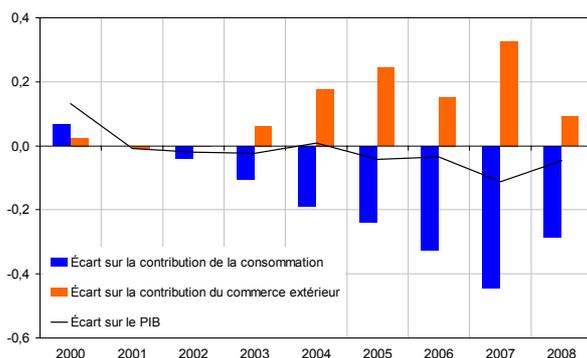
C'est pourquoi, on a retenu l'écriture exacte du cadre comptable (iii) décrit dans la section précédente.

---

<sup>14</sup> C'est ce qui est fait dans le cas de la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés utilisée par l'Insee dans le cadre de ses applications conjoncturelles – cf. Cabannes et al. (2010).

<sup>15</sup> Ces calculs ont été effectués en considérant le modèle *Opale*<sub>2010</sub> dont on aurait modifié le cadre comptable : une cale mesure l'écart entre un agrégat et la somme de ses composantes ; cette cale est maintenue en niveau sur l'horizon de prévision.

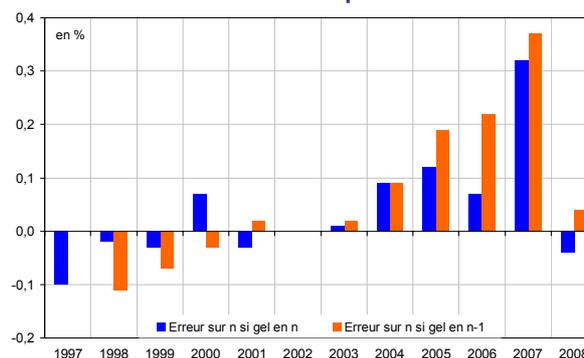
**Graphique 1**  
Prix chaînés, prix constants : écarts à la contribution au PIB<sup>(1)</sup>



<sup>(1)</sup> le graphique représente la différence de contribution au PIB des comptes avec volumes à prix chaînés aux comptes avec volumes à prix constants.

Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

**Graphique 2**  
Impact sur la prévision de la croissance d'un gel des cales comptables



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

### 3.3 ... et sur la nécessité de mieux spécifier les équations de comportement

La maquette *Opale* est constituée d'équations de comportement écrites sous forme d'un modèle à correction d'erreurs (MCE) de facture traditionnelle, néo-classique à long terme et néo-keynésien à court terme. Les principaux comportements modélisés en volume concernent la consommation des ménages, l'investissement des ENF, les exportations de biens manufacturés ainsi que les importations. Avant le passage des comptes trimestriels aux volumes à prix chaînés, **les équations décrivant l'évolution des volumes comportaient un long terme spécifié lui aussi en volume**. Ainsi, le taux de croissance de l'investissement en volume dépendait dans le court terme du taux de croissance de la valeur ajoutée des branches EBEP en volume et le long terme supposait une relation de cointégration entre l'investissement en volume, la VA EBEP en volume ainsi que d'autres déterminants comme le taux de marge où le taux d'intérêt réel.

Le passage aux volumes à prix chaînés nous incite à repenser la spécification des relations de long terme des équations décrivant les volumes, la spécification des équations de prix étant en revanche inchangée. Tout d'abord, **les ratios de volumes chaînés n'ont plus d'interprétation comptable car il n'y a plus additivité des volumes**. Ensuite, des modèles théoriques montrent par exemple que l'équilibre de long terme porte sur le taux d'investissement en valeur plutôt qu'en volume, afin de tenir compte des évolutions du prix relatif de l'investissement par rapport à celui de la valeur ajoutée, taux à mettre en regard du taux d'intérêt réel ou du taux de dépréciation du capital (cf. section 4.2). Enfin, avoir à long terme une équation portant sur le taux d'investissement en volume pose des problèmes statistiques : ce taux présente une tendance à la hausse de sorte que lorsqu'on omet le prix de l'investissement relativement à celui de la valeur ajoutée dans la relation de long terme, on peut réaliser une régression fallacieuse du taux d'investissement en volume sur d'autres variables non stationnaires comme le taux de marge ou le taux d'intérêt réel, qui présentent elles-aussi des tendances, déterministes ou stochastiques<sup>16</sup>.

<sup>16</sup> Cette réflexion sur la spécification des équations de comportement et, notamment, l'équation d'investissement des ENF, n'est pas propre aux comptes en volumes à prix chaînés et aurait dû être menée également si les comptes trimestriels étaient restés en volumes à prix constants.

## 4 Les principaux comportements réels

### 4.1 La consommation des ménages

Depuis la première version du modèle *Opale* en 2005, l'estimation du comportement de consommation des ménages a été affectée par de nombreuses révisions des données, parmi lesquelles la réropolation avant 1993 des données de revenu des comptes annuels, le passage aux comptes trimestriels en volumes à prix chaînés et la révision de la série de taux de chômage<sup>17</sup>. Par ailleurs, la crise financière et économique de 2009 a rendu nécessaire l'ajout d'autres déterminants de la consommation non pris en compte dans la précédente spécification. Ainsi, le comportement de consommation des ménages est décrit par un modèle à correction d'erreur incluant les variables explicatives suivantes :

- **le pouvoir d'achat du revenu des ménages** (cf. Graphique 3) : il correspond ici au revenu disponible brut (RDB) hors excédent brut d'exploitation (EBE) des ménages purs<sup>18</sup> rapporté au déflateur de la consommation. Ce choix permet d'interpréter le long terme du MCE comme représentatif d'une cible de taux d'épargne (voir Graphique 4) ;
- **la variation du taux d'intérêt réel à court terme** (cf. Graphique 5), pouvant rendre compte des divers canaux de transmission des taux d'intérêt à la consommation (effets de revenu et de substitution). Le taux d'intérêt réel est calculé par différence du taux d'intérêt à 3 mois et du glissement annuel de l'IPC. Ce taux est représentatif de la rémunération des dépôts à court terme des ménages et donc adapté à un arbitrage entre consommation et épargne ;
- **l'évolution de l'inflation** (cf. Graphique 5) déterminant la variation des encaisses réelles des ménages (l'effet direct de l'inflation sur le pouvoir d'achat est déjà pris en compte *via* le revenu réel) : une hausse de l'inflation réduit les encaisses réelles des ménages et peut conduire à une augmentation de l'épargne pour retrouver le niveau initial d'encaisses réelles (effet Pigou). À l'inverse, une hausse de l'inflation pourrait se traduire par un surcroît de consommation suivant un phénomène de fuite devant la monnaie. Économétriquement, le premier effet domine dans la plupart des modèles comme dans notre spécification ;
- **la variation du taux de chômage** (au sens du Bureau international du travail BIT, cf. Graphique 6), susceptible de capter les effets transitoires d'épargne de précaution et/ou de confiance des agents ;
- **l'évolution de la richesse immobilière<sup>19</sup> en termes réels et nette des emprunts à long terme** (cf. Graphique 7) peut influencer la consommation des ménages. Par exemple, une hausse de la richesse immobilière accroît le revenu permanent dès lors que les ménages la considèrent comme durable ;
- **les crédits à la consommation** (cf. Graphique 8 et encadré 3) peuvent pallier un choc temporaire sur le revenu des ménages. En effet, sous l'hypothèse de perfection des marchés des capitaux et d'absence de problème d'aléa moral ou de sélection adverse, les ménages pourraient prêter et emprunter librement et ainsi absorber totalement *via* les crédits un choc ponctuel négatif sur le revenu, ce dernier n'ayant alors aucun impact sur la consommation à court terme. En réalité, une offre contrainte de crédit conduit à limiter l'accès au crédit, de sorte que la consommation peut s'écarter de la consommation souhaitée du fait d'un choc temporaire sur le revenu. Cette variable, une fois contrôlée des problèmes d'endogénéité (cf. plus loin) peut permettre ainsi de capter l'effet sur la consommation d'une modification des conditions d'offre de crédit (libéralisation financière, qui accroît la disponibilité de crédit ou, à l'inverse, réforme limitant l'octroi de crédits pour limiter des risques de surendettement). Elle

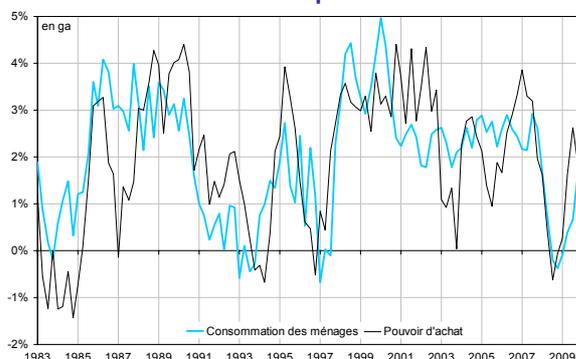
<sup>17</sup> En novembre 2007, Le département de l'emploi et des revenus d'activité de l'Insee a modifié sa méthode de calcul du taux de chômage au sens du BIT pour le rapprocher des statistiques européennes. Voir l'*Insee première* n°1164 : « Résultat de l'enquête Emploi, le chômage baisse depuis début 2006 ».

<sup>18</sup> La spécification retenue ici fait intervenir la richesse immobilière. Pour éviter un double compte, le revenu disponible des ménages retranche donc l'EBE des ménages purs, qui correspond aux revenus de la location de biens immobiliers par les ménages (revenu réel et revenu imputé pour les propriétaires occupant leur logement). Ce choix a également été retenu dans d'autres spécifications (voir par exemple Aviat et al., 2007).

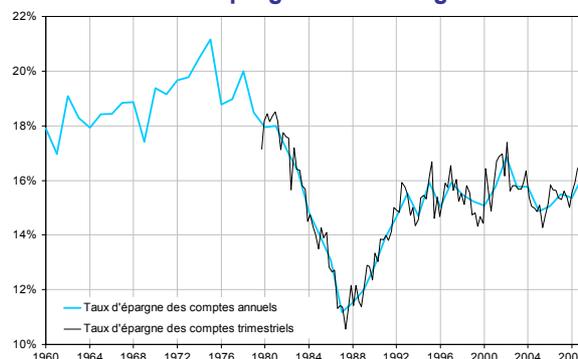
<sup>19</sup> La richesse financière n'a pas d'effet significatif sur la consommation dans la spécification retenue ici.

permet également de capter indirectement un effet de richesse financière, le CAC40 entrant comme variable explicative dans la modélisation des encours (le crédit à la consommation étant un moyen d'extraire à court terme une partie de la richesse financière, qui peut être peu liquide).

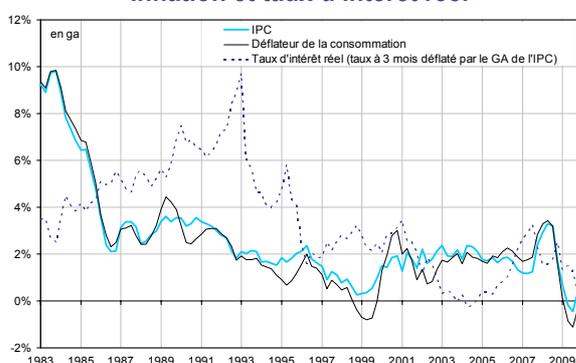
**Graphique 3**  
**Consommation et pouvoir d'achat**



**Graphique 4**  
**Taux d'épargne des ménages**



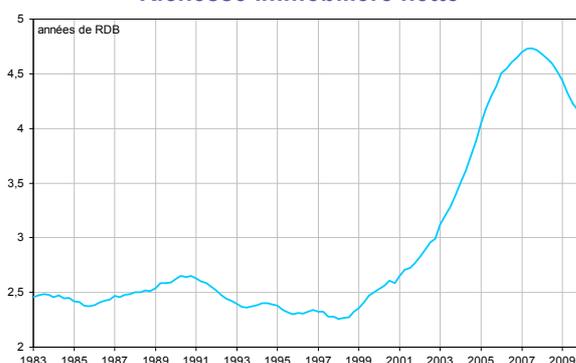
**Graphique 5**  
**Inflation et taux d'intérêt réel**



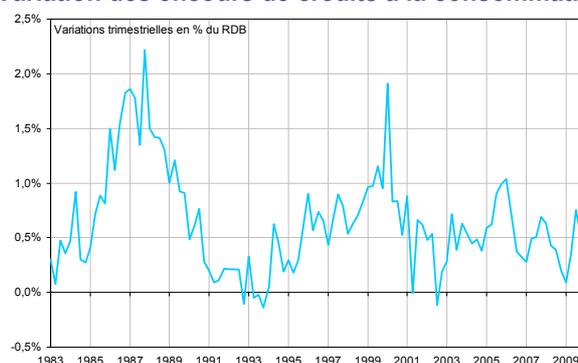
**Graphique 6**  
**Taux de chômage en France métropolitaine**



**Graphique 7**  
**Richesse immobilière nette**



**Graphique 8**  
**Variation des encours de crédits à la consommation**



Sources : comptabilité trimestrielle et annuelle de l'Insee, enquête emploi de l'Insee, Banque de France, calculs des auteurs.

Parmi les différents retards du terme de revenu, **les termes contemporain et retardé d'un trimestre du revenu réel en glissement annuel ressortent clairement significatifs**. Il n'a pas semblé utile de corriger un éventuel problème d'endogénéité du revenu. D'une part, les chocs de consommation sont en partie absorbés par les importations<sup>20</sup> à très court terme, et ont donc un effet limité sur la valeur ajoutée nationale. D'autre part, la transmission de la valeur ajoutée au revenu des ménages n'est pas immédiate du fait des délais d'ajustement de l'emploi et des salaires.

Concernant le taux de chômage et les taux d'intérêt réels, les différents retards de ces variables ont été testés en niveau et en variation : seuls les termes en variation sont significatifs.

- Les versions initiales d'*Opale* et *Mésange*<sup>21</sup> incorporent également le chômage en variation, de sorte que lorsque le chômage se stabilise à un niveau plus élevé, l'effet sur la dynamique de consommation est d'abord négatif puis positif, l'effet sur le niveau de consommation étant neutre à long terme : on capte ainsi une épargne de précaution temporairement accrue par l'incertitude sur les revenus futurs.
- Comme dans *Mésange*, le taux d'intérêt n'influe pas sur le niveau de long terme du taux d'épargne. C'était en revanche le cas dans l'ancienne version d'*Opale* mais son effet était jugé peu robuste. De plus, c'est l'accélération du taux d'intérêt qui est retenue après tests des différents termes retardés.

La richesse immobilière (exprimée en termes réels et nette des crédits à long terme) a un impact significatif quoique faible sur la consommation des ménages, alors que cette variable n'est pas ressortie significativement dans *Mésange* et n'avait pas été testée dans la version précédente d'*Opale*.

Une hausse permanente de l'inflation modifie la cible du taux d'épargne à long terme. La spécification contient donc un effet de type « encaisses réelles », suivant lequel une hausse de l'inflation incite les ménages à épargner pour reconstituer leurs encaisses monétaires, dont la valeur réelle s'est érodée. Pour faire apparaître un tel effet (qui n'est pas présent dans *Mésange*), il a fallu inclure dans la période d'estimation la période de désinflation des années 1980, choix qui n'avait pas été fait pour la version précédente d'*Opale* (sauf dans une spécification alternative).

Enfin, une hausse des crédits à la consommation des ménages se traduit par un surplus de consommation qui demeure inférieur au montant des nouveaux crédits octroyés<sup>22</sup>. *Opale* modélise les crédits à la consommation au travers du revenu (qui joue négativement), les immatriculations de véhicules sur les 2-3 dernières années (qui font souvent l'objet de crédit à la consommation), les conditions financières (taux et marges bancaires) et la richesse financière (approximée par l'évolution du CAC40). Cette spécification est détaillée dans l'encadré 3.

Au final, les estimations empiriques conduisent à l'équation suivante :

### Équation 1 : Consommation des ménages

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Conso} = & 0,02 + 0,14(\Delta \ln \text{RDBR} - \Delta \ln \text{RDBR}_{-4}) - 0,55\% \Delta \text{Txcho}_{-1} \\ & \begin{matrix} (2,5) & (3,3) & (-2,8) \\ & & \end{matrix} \\ & - 0,12 \Delta \pi - 0,10\% \Delta^2 \text{Txrél}_{-2} + 0,31 \text{tres}_{-1} + 0,008 \text{Bal} - \text{Jup} + 0,003 \text{Indic}_{86\text{T}2-90\text{T}2} \\ & \begin{matrix} (-1,3) & (-2,4) & (2,6) & (4,6) & (2,0) \\ & & & & \end{matrix} \\ & - 0,16 \left[ \ln \text{Conso} - \left( 0,96 \ln \text{RDBR} + 0,04 w_{-1} - 0,62 \pi \right) \right]_{-1} \\ & \begin{matrix} (-3,6) & (*) & (*) & (*) \end{matrix} \end{aligned}$$

<sup>20</sup> Le contenu en importations de la consommation des ménages serait proche de 20 %. Cf. Heitz et Rini (2006) : « Une nouvelle lecture de la contribution du commerce extérieur à la croissance ». Mais en réalité, un surcroît non anticipé de demande est davantage servi par les importations que ce que ne laisserait penser le contenu en importations en raison d'un délai d'adaptation nécessaire de l'appareil productif (voir section 4.4).

<sup>21</sup> Dans toute la suite, la référence à *Mésange* se rapporte exclusivement à la version de ce modèle estimée sur des comptes trimestriels avec volumes à prix constants (Klein et Simon, 2010), non à celle estimée sur des données avec volumes à prix chaînés (Cabannes et al., 2010), dont certaines spécifications diffèrent quelque peu.

<sup>22</sup> La causalité entre les crédits à la consommation et la consommation est double. Afin de corriger l'endogénéité de cette variable, la spécification retenue incorpore cette variable sous forme retardée (le test d'Hausman accepte l'hypothèse nulle d'exogénéité de la variable retardée).

NB. : la notation  $\Delta^2 X$  signifie l'accélération de la variable  $X$ , soit  $(X - 2X_{-1} + X_{-2})$ , tandis que  $\Delta_1 X$  désigne la différence  $i^{\text{ème}}$  signifie  $X - X_{-1}$ .

Équation estimée par les moindres carrés ordinaires (MCO) sur la période 1982T1-2007T4 :

SER=0,41 %                  DW=2,27                   $R^2 = 50,1 \%$

Avec les notations :

- Conso : consommation des ménages en volume ;
- RDBR : RDB hors EBE des ménages purs réel (déflaté par le déflateur de la consommation des ménages) ;
- Txcho : taux de chômage au sens du BIT (France métropolitaine) ;
- Txréal : taux d'intérêt interbancaire à 3 mois déflaté par le glissement annuel de l'IPC ;
- $\pi$  : inflation (glissement annuel de l'IPC) ;
- $w$  : richesse immobilière nette des crédits à long terme et réelle (déflatée par le déflateur de la consommation des ménages) ;
- Tres : variation d'encours de crédits trésorerie (à la consommation) des ménages rapportée au RDB ;
- Bal\_Jup : indicatrice rendant compte des effets des primes à la casse du milieu des années 1990 (« Balladurette » et « Jupette ») et de 2009 ;
- Indic86T2-90T2 : indicatrice valant un sur la période de libéralisation financière et zéro sinon. Elle correspond à l'influence sur l'offre de crédit de la libéralisation financière qui a eu lieu au milieu des années 1980. Le taux d'épargne est alors passé d'une valeur de 19 % au cours des années 1960-1970 à une nouvelle valeur de 15 % dès le début des années 1990. Au cours de la décennie 1980, le taux d'épargne a commencé par baisser au-delà de sa nouvelle valeur d'équilibre – jusqu'à un point bas d'un peu plus de 11 % en 1987 – avant de rejoindre progressivement sa nouvelle cible (cf. Graphique 4).

La nouvelle modélisation du comportement de consommation présente une certaine robustesse<sup>23</sup> et permet de bien rendre compte des évolutions de la consommation depuis 1982 (cf. Graphiques 9 à 11). Les contributions économétriques à la croissance de la consommation (cf. Graphique 12) montrent que, comme attendu, le revenu réel constitue le principal déterminant de la consommation des ménages.

La nouvelle estimation conduit à une indexation de la consommation au revenu moins rapide, en lien avec un revenu introduit en glissement annuel dans le court terme : à un an, seule la moitié de l'ajustement est effectué. Ce résultat diffère de *Mésange*, où l'ajustement est complet dès la première année, mais il est en ligne avec la version précédente d'*Opale*.

L'impact du taux de chômage est toujours très significatif mais plus modéré (cf. Tableau 1). En outre, le rôle des conditions de crédit se limite désormais à un effet de court terme des taux d'intérêt et des crédits à la consommation, alors que, dans la version originale de l'équation, les taux d'intérêt influençaient la cible de taux d'épargne à long terme.

Outre l'impact des déterminants habituels de la consommation (cf. Tableau 1), la nouvelle équation de consommation retient les effets suivants :

- une hausse permanente d'un point de l'inflation se traduit à terme par une augmentation du taux d'épargne d'environ 0,5 point, comme dans la spécification alternative de l'ancien modèle *Opale* ;
- une croissance de la richesse immobilière de 1 % se traduit à long terme par un surcroît de consommation de 0,04 %, ce qui correspond à une évaluation relativement médiane<sup>24</sup> ;
- une augmentation des encours de crédits de trésorerie de 1 % de RDB conduit à une progression de la consommation d'environ 0,22 % au cours de la première année.

<sup>23</sup> La relation est stable (la p-value d'un test de Chow avec comme point de rupture la moitié de l'échantillon est égale à 39,9 %, soit très largement supérieure à 5 %).

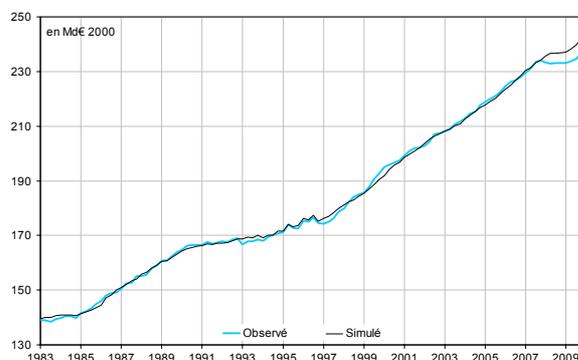
<sup>24</sup> Cf. Chauvin et Damette (2010). D'après Aviat et alii (2007), l'effet est nettement moins important en France qu'aux États-Unis.

**Tableau 1 : Élasticités ou semi-élasticités de la consommation des ménages**

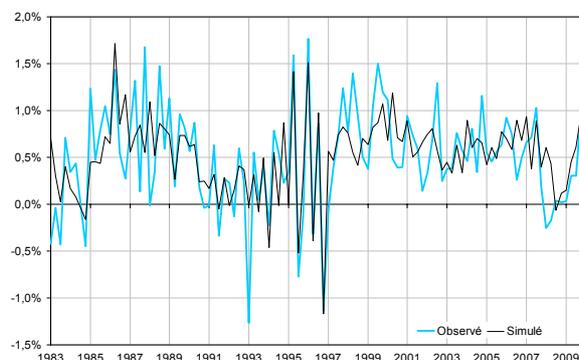
	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
RDB (+1 %)	0,14	0,27	0,38	0,48	0,64	0,92	0,96
Taux de chômage (+1 pt)	0,00	-0,55	-0,47	-0,39	-0,20	-0,02	0,00
Taux d'intérêt (+100 pdb)	0,00	0,00	-0,10	0,02	0,01	0,00	0,00
Inflation (+1 %)	-0,12	-0,20	-0,27	-0,32	-0,47	-0,60	-0,62
Richesse immobilière (+1 %)	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04
Encours de crédits (+1 % de RDB)	0,00	0,31	0,26	0,22	0,11	0,01	0,00
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait :</i>							
RDB (+1 %)	0,18	0,50	0,67	0,97	1,00	1,00	1,00
Taux de chômage (+1 pt)	-1,79	-0,59	-0,85	-0,25	-0,02	0,00	0,00
Taux d'intérêt (+100 pdb)	0,00	-0,16	-0,21	-0,28	-0,34	-0,35	-0,35

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

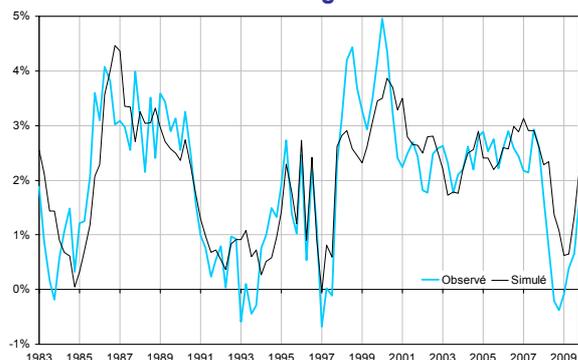
**Graphique 9**  
Observé et simulé en niveau



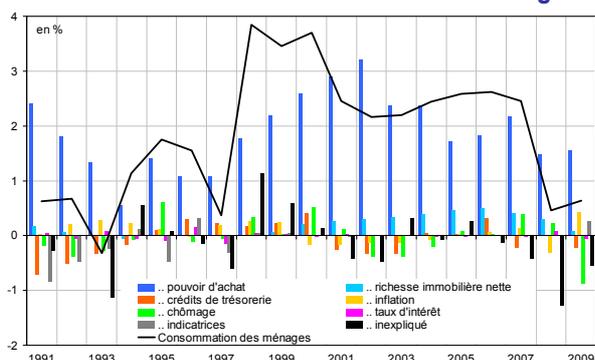
**Graphique 10**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 11**  
Observé et simulé en glissement annuel



**Graphique 12**  
Contributions à la consommation des ménages



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

### Encadré 3 : Modélisation de la variation des encours de crédits à la consommation

La modélisation de la consommation des ménages fait intervenir les crédits à la consommation des ménages, qu'il est donc nécessaire de prévoir. Nous présentons ici une forme réduite qui fait intervenir à la fois la demande et l'offre de crédits.

En l'absence de disponibilité des flux de crédits nouveaux sur longue période, nous utilisons une approximation, à savoir la variation des encours de crédits à la consommation, rapportée au RDB. Les déterminants de cette variable sont :

- les immatriculations d'automobiles (*Immat*) : près d'un tiers des achats d'automobiles se réalise à l'aide d'un crédit à la consommation d'une durée moyenne de 19 mois. L'introduction de cette variable (en contemporain mais surtout avec de nombreux retards) permet d'améliorer significativement la spécification retenue ;
- le revenu réel des ménages (*RDBR*) : dans le cadre d'un marché parfait, les ménages peuvent faire appel au crédit bancaire dès lors qu'ils supportent un choc de revenu pour lisser leur consommation. Les variations de crédits dépendent ainsi négativement du revenu ;
- le taux d'intérêt réel (*Repor*) et les marges bancaires (*Spread*) : ces deux variables représentent le coût du crédit. Elles peuvent également être considérées comme une approximation des contraintes de crédits inobservables (niveau du collatéral demandé, durée du prêt, ...). Plus les taux et les marges bancaires seront élevés, plus les crédits à la consommation seront faibles ;
- l'évolution du CAC (*CAC*) : cette variable est utilisée en tant qu'approximation de la richesse financière qui n'a pas d'impact significatif sur la consommation des ménages. En revanche, le caractère faiblement liquide de la richesse financière peut conduire les ménages à substituer une partie de celle-ci (assurance-vie ou plan d'épargne en action) par de la dette bancaire.

Équation : Forme réduite de la variation des crédits de trésorerie rapportée au RDB

$$\frac{\Delta \text{cetes}}{\text{RDB}} = 0,52\% + 0,009\Delta_3 \ln \text{Immat} + 0,015\Delta_3 \ln \text{Immat}_{-3} + 0,019\Delta_2 \ln \text{Immat}_{-6} + 0,007\Delta_3 \ln \text{Immat}_{-8} - 0,007\Delta \ln \text{RDBR} - 0,24\% \Delta \text{Repor} - 0,26\% \Delta_4 \text{Spread} + 0,07\% \Delta_3 \ln \text{CAC}$$

(14,2)
(2,8)
(4,5)
(5,1)
(2,5)
(-1,8)
(-3,2)
(-4,2)
(4,6)

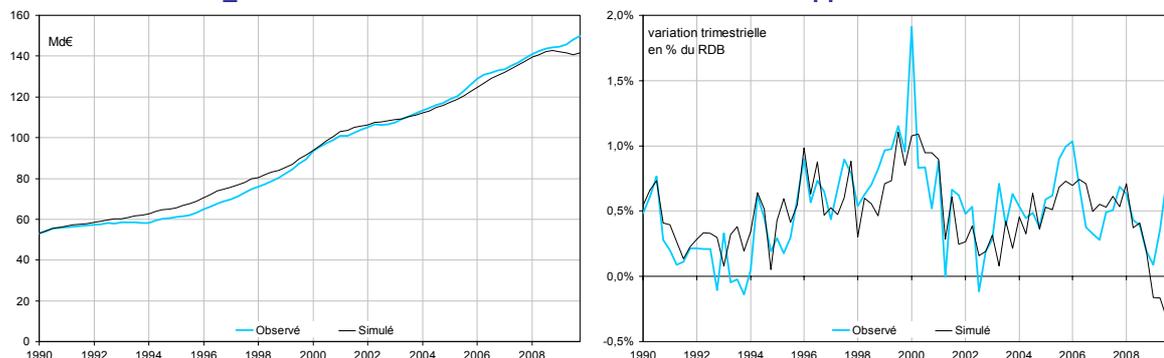
Équation estimée sur la période 1990T1-2008T4

R<sup>2</sup> = 53,4 %    RMSE = 0,25 %    DW=1,58

L'absence d'une spécification à long terme rend l'adéquation en niveau peu satisfaisante (cf. premier graphique ci-dessous) mais celle-ci n'est pas préjudiciable à notre modèle car cette variable intervient uniquement sous la forme de sa variation rapportée au RDB (cf. second graphique ci-dessous).

#### Graphique

E3\_1 : Observé et simulé en niveau et en variation rapportée au RDB



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, Banque de France et calculs des auteurs.

## 4.2 L'investissement des entreprises non financières (ENF)

L'équation d'investissement proposée est de type accélérateur simple (i.e. sans effet du taux de marge ou du profit sur l'investissement). L'indicateur de débouchés retenu est la valeur ajoutée des branches marchandes non agricoles (EB-EP). À long terme, le volume d'investissement s'ajuste à la valeur ajoutée avec une élasticité unitaire et dépend par ailleurs du prix relatif de l'investissement par rapport à celui de la valeur ajoutée et du taux d'intérêt réel à long terme : une partie seulement du coût d'usage du capital est ainsi pris en compte (il manque notamment l'effet de la fiscalité) et le long terme correspond à une cible de taux d'investissement en valeur.

Par rapport à l'ancienne spécification, quatre modifications majeures ont ainsi été apportées :

1. la variable endogène est scindée en deux (investissement hors et en construction) pour prendre en compte des cycles d'investissement qui peuvent être décalés et avoir des déterminants différents ;
2. le taux de marge (qui était un proxy de la rentabilité des investissements et pouvait capter des éventuelles contraintes de financement) n'entre plus dans l'équation ;
3. une variable représentant les marges bancaires (*spreads* bancaires) a été ajoutée, l'ancienne version d'*Opale* et *Mésange* n'utilisant que les taux souverains. Inclure les *spreads* permet de mieux capter les effets d'une crise financière ;
4. l'effet à long terme d'une baisse du prix de l'investissement relativement au prix de la valeur ajoutée est pris en compte.

L'ancienne équation d'*Opale* présentait certains inconvénients, parmi lesquels son instabilité (apparue au cours du temps) et ses difficultés à expliquer les évolutions récentes de l'investissement. Ces inconvénients découlent en partie d'une spécification du long terme qui ne prenait pas en compte la déformation du prix relatif de l'investissement :

- **En volume, le ratio investissement sur valeur ajoutée présente une tendance croissante** (cf. Graphique 13). Or, en ajoutant dans la relation de long terme une autre variable présentant elle-aussi une tendance, on a potentiellement une régression fallacieuse. Il est ainsi possible de retenir à tort des variables comme le taux de marge parmi les explicatives ;
- Cette tendance signifie que, en volume, l'investissement des entreprises a crû plus vite que la valeur ajoutée. Une des causes est à rechercher du côté des mouvements de prix relatifs (cf. Graphique 15) : **l'investissement a un contenu plus fort que la valeur ajoutée en biens manufacturés et en biens technologiques**<sup>25</sup>, biens dont le prix a évolué moins vite que les autres, et notamment que les services ; or, au sein d'un agrégat donné, plus le prix d'un bien baisse, plus son volume augmente du fait d'un comportement d'optimisation<sup>26</sup> ; l'agrégat ayant le contenu le plus important dans le produit le plus dynamique augmente alors le plus vite.

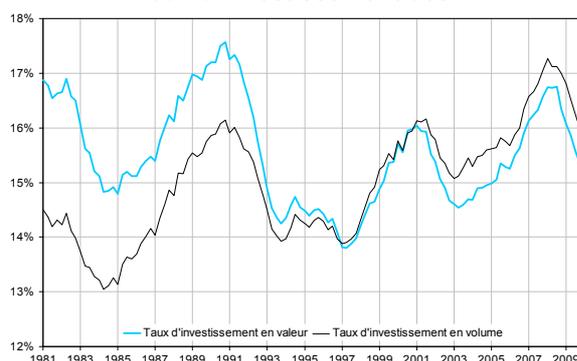
Afin de prendre en compte l'influence qu'a exercée la baisse du prix relatif de l'investissement sur la dynamique de ce dernier, le long terme de l'équation n'est plus spécifié comme le ratio en volume de l'investissement sur la valeur ajoutée mais comme ce même ratio exprimé en valeur :

- Le taux d'investissement en valeur ne présente pas la tendance croissante du taux d'investissement en volume (cf. Graphique 13) ;
- D'un point de vue théorique, une spécification de long terme en volume découle d'un comportement de maximisation des entreprises uniquement lorsque le prix de l'investissement est identique au prix de la valeur ajoutée. Si cette hypothèse, non-conforme aux données, est relâchée, le comportement de maximisation aboutit à une stabilité du ratio d'investissement exprimé en valeur.

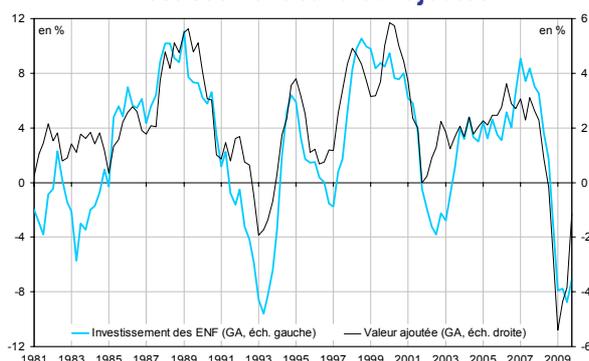
<sup>25</sup> La part des biens manufacturés s'élève à près de 50 % dans l'investissement contre un peu plus de 20 % dans la VA.

<sup>26</sup> Ce type de résultat se retrouve pour un ménage qui cherche à maximiser l'utilité qu'il tire de son panier de consommation, sous contrainte budgétaire ; de la même manière, une entreprise cherche à maximiser ses flux de profits futurs par le choix optimal de chaque facteur de production, travail et capital, et au sein du capital, par le choix optimal de chaque type de bien d'investissement.

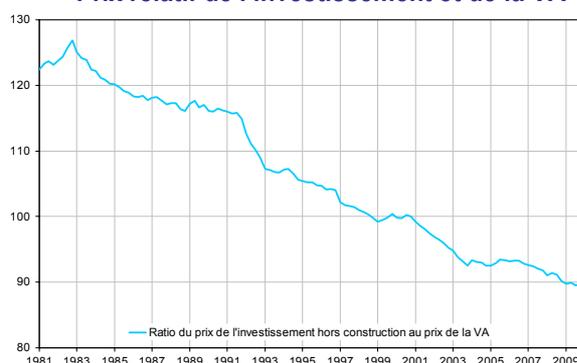
**Graphique 13**  
Taux d'investissement des ENF



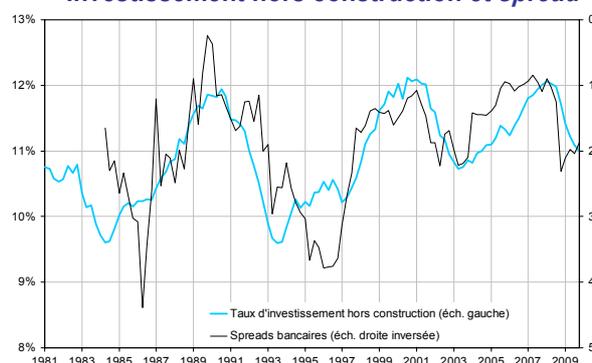
**Graphique 14**  
Investissement et valeur ajoutée



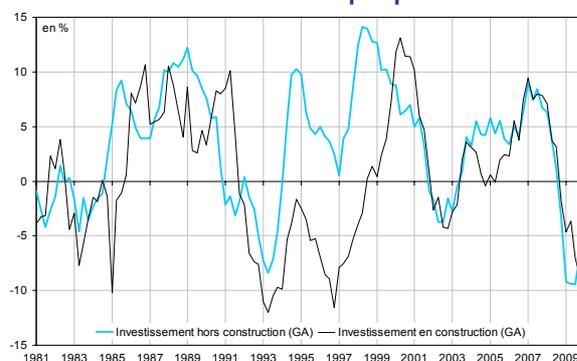
**Graphique 15**  
Prix relatif de l'investissement et de la VA



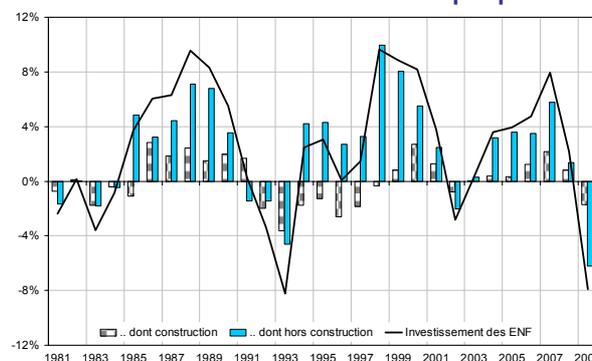
**Graphique 16**  
Investissement hors construction et spread



**Graphique 17**  
Investissement par produit



**Graphique 18**  
Contributions à l'investissement par produit



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

Outre la question de la spécification du long terme, **on choisit de modéliser séparément l'investissement des entreprises hors produits de construction et en construction**, choix effectué dans d'autres études<sup>27</sup> :

- L'investissement hors construction est le cœur de la notion d'investissement productif. Le cycle de l'investissement en construction (30 % de l'investissement des entreprises qui regroupe la construction d'entrepôts, d'usines, de bureaux, de locaux commerciaux, mais aussi l'investissement immobilier des sociétés privées de type HLM) est en effet parfois atypique, retardé et lié à des mécanismes autres que les seules perspectives de demande (présence de comportement spéculatif sur l'investissement immobilier notamment) ;

<sup>27</sup> Cf. par exemple Bardaji J., Clavel L. et alii (2006).

- Le comportement de l'investissement en construction pendant la décennie 1990 s'est distingué des autres composantes de l'investissement (cf. Graphique 17) et pourrait perturber l'estimation du comportement d'investissement des entreprises.

#### 4.2.1 L'investissement des entreprises hors construction

Le long terme de l'équation d'investissement hors construction s'écrit:

$$\ln I_{DHH} = \ln VA - \ln P_{IDHH} / P_{VA} - \lambda R10r$$

où  $I_{DHH}$  désigne le volume de l'investissement hors construction,  $VA$  la valeur ajoutée des branches marchandes non agricoles en volume,  $P_{IDHH}$  et  $P_{VA}$  les déflateurs de l'investissement hors construction et de la  $VA$  et  $R10r$  le taux long réel (déflaté par le glissement annuel du prix de l'investissement hors construction, choix identique à celui de *Mésange* mais différent de la version précédente d'*Opale* où le déflateur de la valeur ajoutée avait été privilégié). Cela nécessite de prévoir le prix de l'investissement hors construction<sup>28</sup> qui peut être relié aux prix de production et d'importations (cf. section 5.6).

La dynamique de court terme fait intervenir, comme dans l'ancienne équation, le taux de croissance de la  $VA$  contemporaine et le glissement annuel de la  $VA$  retardée d'un trimestre. Ceci permet de faire figurer le taux de croissance moyen de la  $VA$  par le passé. La variation annuelle des *spreads* bancaires<sup>29</sup> est également présente (cf. Graphique 16). Elle rend compte d'une éventuelle modification des critères d'octroi de crédits des banques, en lien avec leur coût de refinancement, élément utile dans le contexte de crise financière. Les *spreads* bancaires ont été préférés aux *spreads* sur les obligations corporate compte tenu de la disponibilité des données ainsi que de l'importance pour les entreprises françaises du financement bancaire.

Comme l'investissement est une composante de la demande, il existe une relation comptable entre l'endogène de notre équation et une des variables explicatives, ici la valeur ajoutée. Afin de corriger un éventuel biais d'endogénéité de la valeur ajoutée, la méthode proposée dans l'ancienne version d'*Opale* a été conservée : une estimation par variables instrumentales<sup>30</sup> qui permet, comme attendu, d'éviter une surestimation du coefficient de la valeur ajoutée contemporaine.

**Équation 2 : Investissement des entreprises hors construction**

$$\Delta \ln I_{DHH} = \underset{(-5,5)}{-0,26} + \underset{(4,4)}{1,28} \Delta \ln VA + \underset{(5,1)}{0,45} \Delta_4 \ln VA_{-1} - \underset{(-2,2)}{0,37\%} \Delta_4 Spread - \underset{(-5,5)}{0,12} \left[ \ln I_{DHH} - \left( \ln VA - \ln P_{IDHH} / P_{VA} - \underset{(*)}{1,24\%} R10r \right) \right]_{-1}$$

Équation estimée par les variables instrumentales sur la période 1984T1-2007T4

SER = 1,08 %      DW = 2,05      R<sup>2</sup>=57,5 %

Avec les notations :

- $I_{DHH}$  : investissement des ENF hors produits de construction (EH) en volume à prix chaînés ;
- $VA$  : valeur ajoutée des branches marchandes non agricoles (EB-EP) en volume à prix chaînés ;
- *Spread* : marges bancaires (différence entre le taux des crédits bancaires à MT-LT et le taux directeur de la BCE) ;
- $P_{IDHH}$  : déflateur de l'investissement des ENF hors construction ;
- $P_{VA}$  : déflateur de la  $VA$  des branches marchandes non agricoles (EB-EP) ;
- $R10r$  : taux d'intérêt à 10 ans déflaté par le glissement annuel du prix de l'investissement hors construction.

<sup>28</sup> Jusqu'alors, le prix de l'investissement des ENF ne jouait pas de rôle dans l'équation et était prolongé en prévision par un coefficient technique sur le déflateur de la consommation.

<sup>29</sup> Cette variable est construite comme étant la différence entre le taux des crédits à moyen-long terme des entreprises et un taux sans risque, ici le taux directeur de la BCE. Elle capte la marge des banques ainsi que d'éventuelles tensions sur les marchés interbancaires.

<sup>30</sup> Les instruments utilisés sont la consommation des ménages, les exportations et la demande publique.

**Tableau 2 : Élasticités ou semi-élasticités de l'investissement hors construction des entreprises**

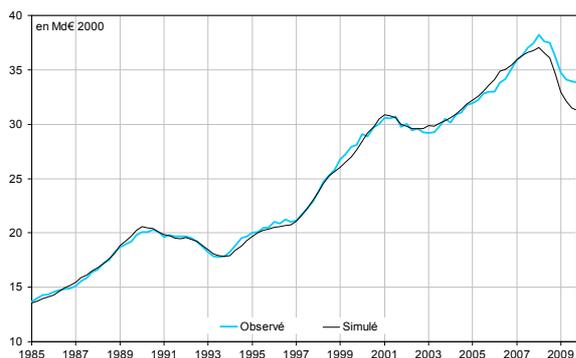
	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
VA (+1 %)	1,28	1,70	2,06	2,38	2,14	1,25	1,00
Prix relatif (+1 %)	0,00	-0,12	-0,22	-0,32	-0,59	-0,91	-1,00
Taux d'intérêt réel (+100 pdb)	0,00	-0,15	-0,28	-0,39	-0,73	-1,13	-1,24
Spreads bancaires (+100 pdb)	-0,37	-0,69	-0,97	-1,22	-0,74	-0,16	0,00
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait, pour l'investissement y compris construction :</i>							
VA (+1 %)	1,34	1,78	2,22	2,48	1,75	1,10	1,00
Taux de marge (+1 pt)	0,00	0,06	0,18	0,35	1,33	3,06	3,32
Taux d'intérêt réel (+100 pdb)	0,00	-0,21	-0,38	-0,53	-0,92	-1,27	-1,32

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

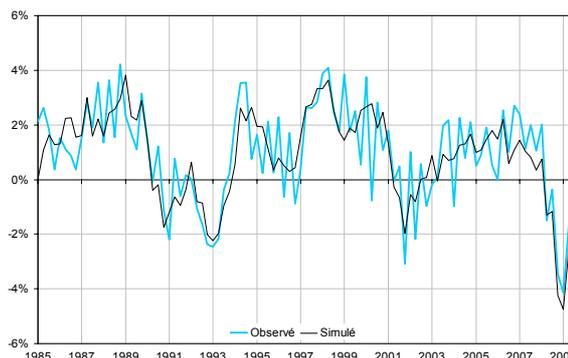
Cette nouvelle spécification améliore la prévision (cf. Graphiques 19 à 21) :

- Dans l'ancienne équation, les coefficients estimés et notamment la force de rappel pouvaient être biaisés en raison de l'omission du prix relatif de l'investissement par rapport à la valeur ajoutée dans le long terme. L'introduction de ce prix relatif a résolu ce problème et rend non significatif une variable de profit, à la différence de *Mésange* ou de l'ancienne version d'*Opale* ;
- Les élasticités de l'investissement à la valeur ajoutée (de l'ordre de 2 à l'horizon d'un an) sont en ligne avec l'ancienne version d'*Opale* et avec *Mésange*
- La modélisation de l'investissement hors produits de construction avec la nouvelle spécification est particulièrement satisfaisante en termes d'adéquation entre la simulation dynamique et la série observée ; avec une ancienne équation qui omettait le prix relatif de l'investissement, la croissance de l'investissement était sous-estimée à partir de 2001. **Sur la période 1997-2007, la baisse du prix relatif aurait contribué à l'investissement à hauteur de 1,2 % par an**, le dynamisme de la valeur ajoutée à hauteur de 3,3 % par an, la baisse des taux longs et des marges bancaires à hauteur de 0,6 % et 0,2 % par an respectivement ; **en moyenne, l'inexpliqué n'aurait globalement pas contribué sur cette période** (cf. Graphique 22).
- En 2009, la hausse des marges bancaires explique une diminution de 1 % de l'investissement.
- Sur la période 2008-2009, une partie de l'investissement reste cependant inexpliquée.

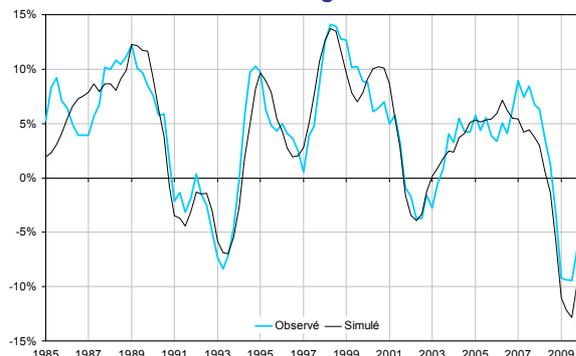
**Graphique 19**  
Observé et simulé en niveau



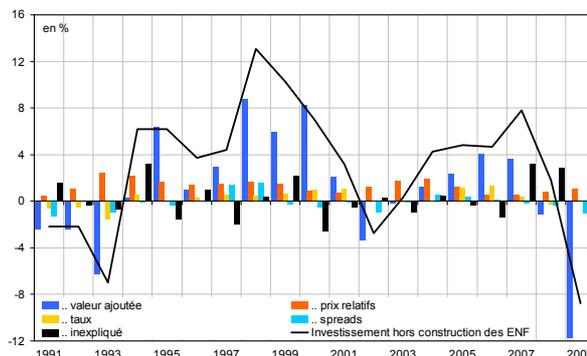
**Graphique 20**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 21**  
Observé et simulé en glissement annuel



**Graphique 22**  
Contributions à l'investissement hors construction



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

#### 4.2.2 L'investissement des entreprises en construction

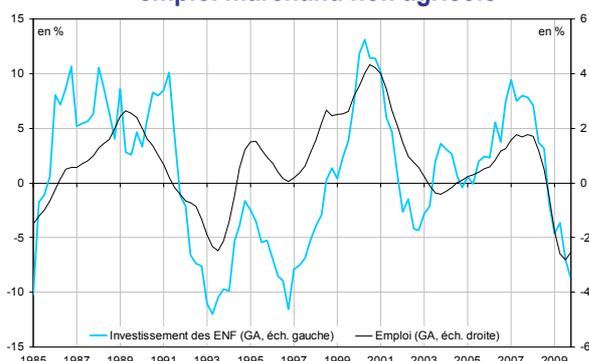
À long terme, l'emploi est un déterminant important de l'investissement des entreprises en construction. En effet, l'évolution de l'emploi détermine directement le besoin de bureaux (cf. Graphique 23). La spécification retient également une variable reflétant les conditions financières (taux d'emprunt d'État à 10 ans déflaté par le prix de l'investissement en construction, cf. Graphique 24) et le prix relatif de l'investissement en construction dans l'investissement total (cf. Graphique 25). Ce prix relatif tend à croître depuis les années 1990, en lien notamment avec l'essor des dépenses d'équipements informatiques dont les prix baissent structurellement.

À court terme, l'investissement en construction est également fonction de l'évolution du prix des bureaux qui est approché par les prix de l'immobilier à Paris relativement au prix de l'investissement en construction<sup>31</sup> (cf. Graphique 26), pour capter un effet spéculatif sur le marché immobilier<sup>32</sup>. Cette variable intervient sous forme retardée pour prendre en compte le délai d'ajustement nécessaire de l'investissement à une évolution du marché. Un indicateur des tensions sur les marchés financiers (*spreads bancaires*, cf. Graphique 16) et une indicatrice pour les premiers trimestres de 1985 à 1987 permettant de corriger la présence d'une saisonnalité résiduelle dans la série (cf. Graphique 28) complètent la spécification de court terme.

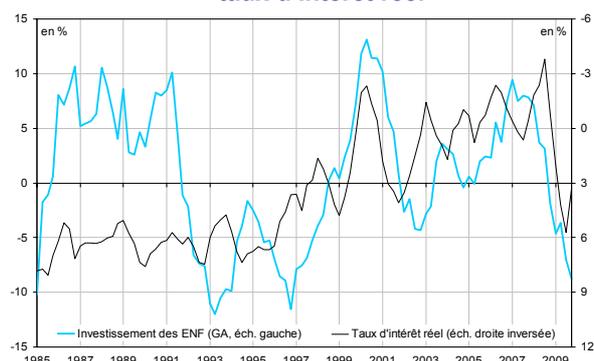
<sup>31</sup> Le prix des bureaux est en effet celui d'un marché essentiellement parisien et les deux marchés, immobilier de bureaux et immobilier d'habitation sont étroitement liés.

<sup>32</sup> Comme le marché des bureaux est essentiellement actif en région parisienne et que les deux marchés, immobilier d'habitation et immobilier de bureaux, sont liés par le fait qu'ils dépendent tous deux de la rareté de la ressource en terrains disponibles, cela justifie l'introduction de cette variable.

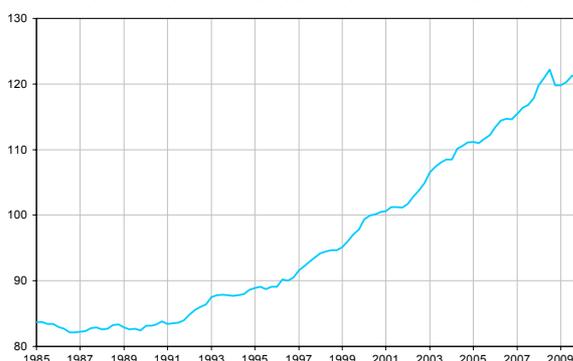
**Graphique 23**  
Investissement en construction et  
emploi marchand non agricole



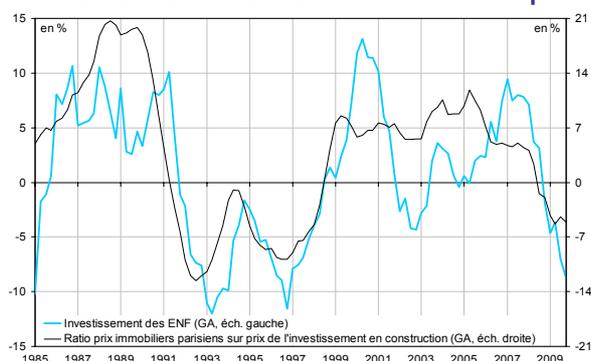
**Graphique 24**  
Investissement en construction et  
taux d'intérêt réel



**Graphique 25**  
Prix relatif de l'investissement en construction



**Graphique 26**  
Investissement en construction et ratio de prix



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

**Équation 3 : Investissement des entreprises en construction**

$$\Delta \ln I_{EH} = -0,01 + 0,53 \Delta \ln \left( \frac{PxImmop}{PxI_{EH}} \right)_{-4} - 0,95\% \Delta Spread_{-3} - 0,04 Ind_{85-87T1} - 0,04 \left[ \ln I_{EH} - \left( \ln Emps_{EBEP1} - 2,40 \ln \left( \frac{PxI_{EH}}{PxI} \right) - 0,083 R10r \right) \right]_{-1}$$

(-1,2)      (7,1)      (-2,5)      (-6,8)      (-2,3)      (\*)      (\*)

Équation estimée les MCO sur la période 1984T1-2007T4 :

SER=1,55 %      DW=1,78      R<sup>2</sup> = 61,4 %

Avec les notations :

- $I_{EH}$  : investissement en construction des ENF en volume ;
- $Emps_{EBEP1}$  : emploi salarié personnes physiques des branches marchandes non agricoles ;
- $\frac{PxImmop}{PxI_{EH}}$  : prix de l'immobilier ancien à Paris rapporté au prix de l'investissement en construction ;
- $Spread$  : marges bancaires (cf. page 17) ;
- $Ind_{85-87T1}$  : indicatrice qui vaut 1 aux premiers trimestres de 1985, 1986 et 1987 et 0 sinon ;
- $\frac{PxI_{EH}}{PxI}$  : prix de l'investissement en construction rapporté au prix de l'investissement total ;
- $R10r$  : taux d'intérêt à 10 ans déflaté par le g.a. du prix de l'investissement en construction.

**Tableau 3 : Élasticités ou semi-élasticités de l'investissement en construction des entreprises**

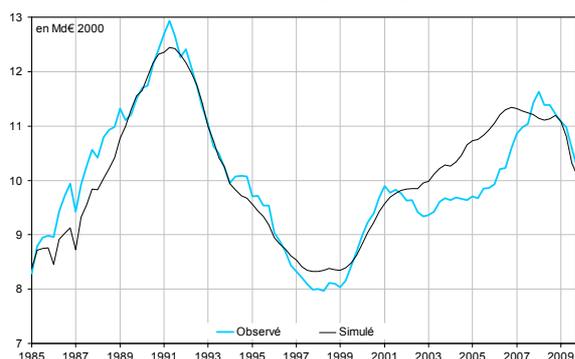
	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
Emploi (+1 %)	0,00	0,04	0,07	0,10	0,23	0,50	1,00
Prix immobilier parisien (+1 %)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,48	0,31	0,02
Prix relatif de l'investissement (+1 %)	0,00	-0,09	-0,17	-0,25	-0,55	-1,21	-2,40
Taux d'intérêt réel (+100 pdb)	0,00	-0,30	-0,59	-0,87	-1,88	-4,17	-8,30
Spreads bancaires (+100 pdb)	0,00	0,00	0,00	-0,95	-0,82	-0,53	0,00

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

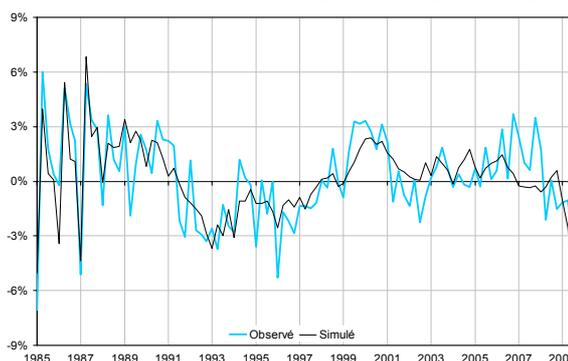
L'ajustement de l'investissement en construction à un choc est relativement lent (cf. Tableau 3). Par exemple, seul 10 % d'un choc sur l'emploi se répercute sur l'investissement à l'horizon d'un an. L'effet des prix de l'immobilier est également très retardé du fait des délais importants entre la décision de construire et la réalisation de l'investissement.

La spécification retenue permet de reproduire globalement les variations de l'investissement des entreprises en construction (cf. Graphiques 27 à 29). La forte croissance de l'investissement en construction au tournant des années 2000 (+6,8 % en moyenne annuelle entre 1999 et 2001) provient principalement de la baisse des taux d'intérêt réel et de la hausse des prix parisiens (cf. Graphique 30). En revanche, durant les années 2000, la volatilité de l'investissement en construction est captée imparfaitement, le résidu semblant cyclique.

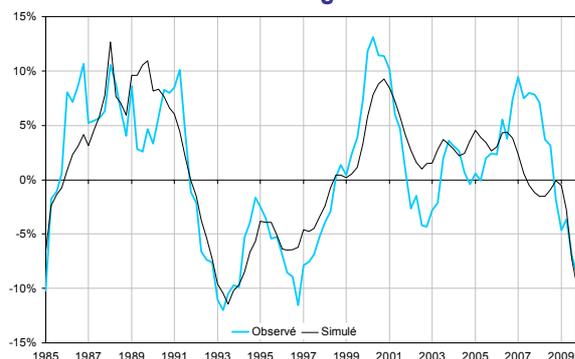
**Graphique 27**  
Observé et simulé en niveau



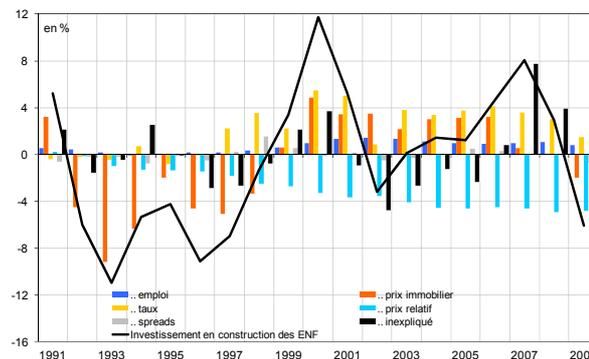
**Graphique 28**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 29**  
Observé et simulé en glissement annuel



**Graphique 30**  
Contributions à l'investissement en construction



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

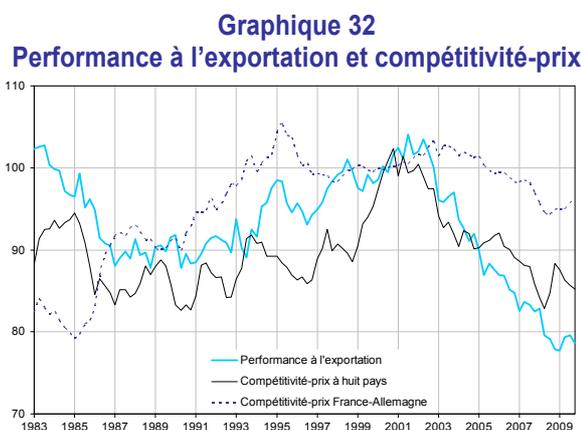
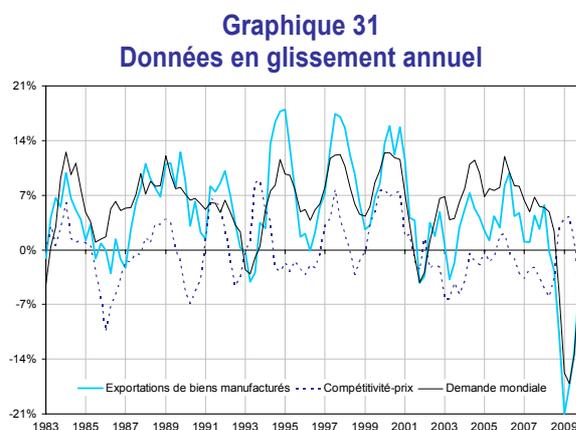
### 4.3 Les exportations de biens manufacturés

La modélisation des exportations de biens manufacturés en volume repose, comme dans le modèle *Opale* initial, sur les deux déterminants usuels que constituent la demande mondiale adressée à la France et la compétitivité-prix (cf. Graphique 31). À long terme, les exportations sont fonction de la demande mondiale et la compétitivité-prix, définie comme le ratio des prix étrangers à l'exportation (en euro) et des prix français d'exportations de biens et services. La compétitivité est calculée sur les huit principaux concurrents de la France à l'exportation (États-Unis, Royaume Uni, Japon, Allemagne, Italie, Espagne, Belgique et Pays-Bas), selon un système de double pondération reflétant la concurrence ressentie sur les marchés tiers.

Les deux principaux changements apportés par rapport à la version initiale d'*Opale* concernent la tendance temporelle utilisée pour capter des pertes de parts de marché inexplicables et la manière de prendre compte de la compétitivité bilatérale vis-à-vis de l'Allemagne :

- Dans l'ancienne version d'*Opale*, une tendance temporelle était introduite jusqu'en 1986 pour capter des pertes de parts de marché inexplicables par la compétitivité. Cette tendance est maintenant introduite sur toute la période d'estimation, de 1983 à aujourd'hui : elle capte notamment l'entrée de nouveaux acteurs dans le commerce mondial et permet d'absorber les pertes de parts de marché inexplicables depuis 2001 ;
- L'introduction de cette tendance temporelle sur toute la période d'estimation permet de faire ressortir un effet spécifique de la compétitivité bilatérale vis-à-vis de l'Allemagne : effet positif lorsque la France gagnait en compétitivité suite à la réunification allemande, effet négatif depuis 2003 avec la politique de modération salariale en Allemagne. La sensibilité à cette compétitivité bilatérale peut se justifier par la forte concurrence exercée par l'Allemagne sur les marchés tiers (facteur pris en compte par le calcul d'une compétitivité classique) mais aussi en lien avec la proximité de la structure d'exportations par produits.

Ainsi, le long terme de l'équation relie le volume d'exportations à la demande mondiale, à la compétitivité bilatérale France-Allemagne (ratio des prix d'exportations allemands aux prix d'exportations français) et à la compétitivité de la France avec les sept autres grands pays concurrents.



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

**Équation 4 : Exportations de produits manufacturés**

$$\Delta \ln X = 2,93 + 0,82 \Delta \ln DM + 0,31 \Delta^2 \ln DM_{-1} + 0,02 \ln d_{96-98} - 0,25 \left[ \ln X - \left( \ln DM + 0,89 \ln \text{Compet}_{\text{AU}} + 0,98 \ln \text{Compet}_{\text{Autres}} - 0,003 \text{Tend} \right) \right]_{-1}$$

(5,9) (6,9) (3,1) (4,0) (-5,3) (\*) (\*) (\*)

Équation estimée les MCO sur la période 1983T1-2007T4 :

SER=1,51 %      DW=2,41      R<sup>2</sup> = 55,7 %

Avec les notations :

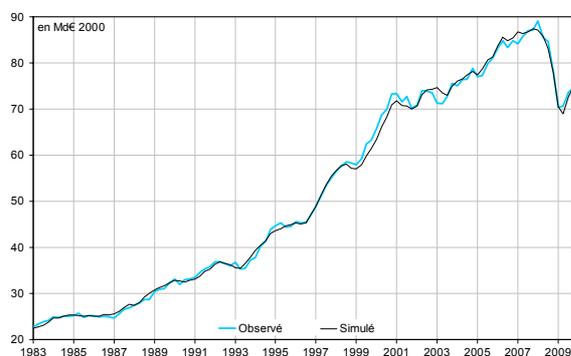
- $X$  : exportations de biens manufacturés ;
- $DM$  : demande mondiale adressée à la France ;
- $Compet_{All}$  : compétitivité-prix bilatérale France-Allemagne ;
- $Compet_{Autres}$  : compétitivité-prix de la France avec sept autres pays ;
- $Tend$  : tendance linéaire ;
- $Ind_{96-98}$  : indicatrice égale à un entre 1996T4 et 1998T3 pour tenir compte d'exportations exceptionnelles (centrales thermiques, matériels militaires et Airbus) sur cette période. Cette indicatrice était déjà présente dans la version initiale d'*Opale*.

**Tableau 4 : Élasticités ou semi-élasticités des exportations de produits manufacturés**

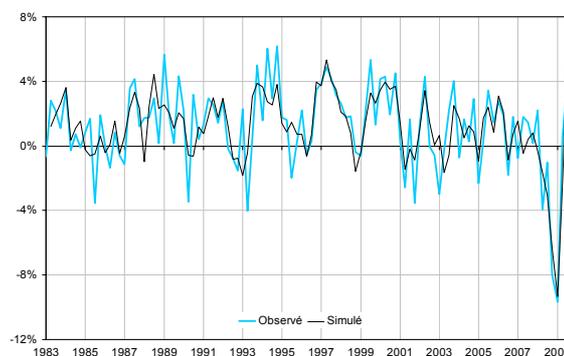
	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
Demande mondiale (+1 %)	0,82	1,18	0,82	0,87	0,96	1,00	1,00
Compétitivité-prix Fr-All (+1 %)	0,00	0,22	0,39	0,51	0,77	0,89	0,89
Compétitivité-prix avec les autres pays (+1 %)	0,00	0,24	0,42	0,56	0,85	0,98	0,98
Compétitivité-prix (+1 %)	0,00	0,46	0,81	1,07	1,62	1,87	1,88
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait :</i>							
Demande mondiale (+1 %)	0,83	0,92	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
Compétitivité-prix (+1 %)	0,24	0,65	0,84	0,92	0,98	0,99	0,99

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

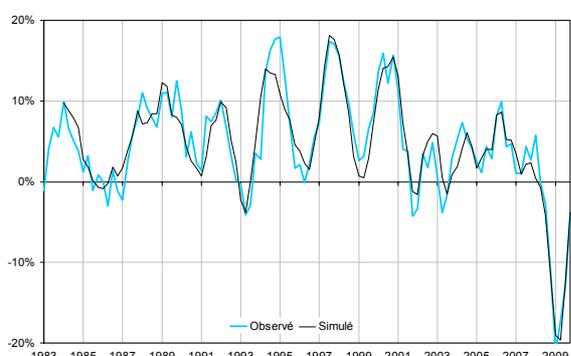
**Graphique 33**  
Observé et simulé en niveau



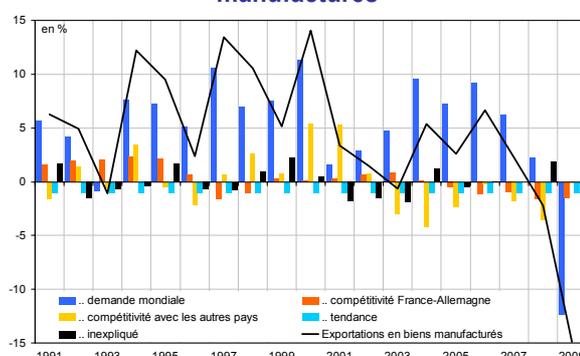
**Graphique 34**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 35**  
Observé et simulé en glissement annuel



**Graphique 36**  
Contributions aux exportations de biens manufacturés



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

Outre la bonne adéquation entre l'observé et le simulé sur l'ensemble de la période (cf. Graphiques 33 à 35), l'équation présente de bonnes propriétés variantielles :

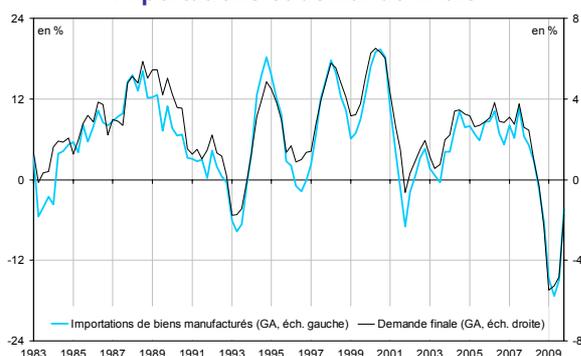
- L'élasticité des exportations à la compétitivité prix globale (vis-à-vis de l'Allemagne et des autres concurrents) est proche de l'unité à l'horizon d'un an. Ce résultat est en ligne avec celui de l'ancienne version d'*Opale* et se distingue de *Mésange* où l'élasticité est relativement faible (0,5). À deux ans, l'élasticité dépasse l'unité, ce qui conduit à des gains de parts de marché en volume mais aussi en valeur lorsque la compétitivité s'améliore<sup>33</sup> ;
- L'ajustement des exportations aux variations de la demande mondiale est rapide le trimestre du choc de demande mondiale (82 % dès le premier trimestre, cf. Tableau 4).

D'après les résultats de l'estimation, la France fait face à des pertes de part de marché non expliquées par la compétitivité-prix (et captées par la tendance) de l'ordre de 0,3 % par trimestre soit près de 1 % par an (cf. Graphique 36). Ces pertes structurelles peuvent notamment s'expliquer par la concurrence des nouveaux entrants non pris en compte dans la compétitivité-prix à huit pays retenue dans le modèle. Par ailleurs, la prise en compte de la compétitivité bilatérale avec l'Allemagne met en évidence que les gains de compétitivité vis-à-vis de ce pays pendant la décennie qui a suivi la réunification ont permis de compenser cette tendance (contribution de 0,8 point par an en moyenne).

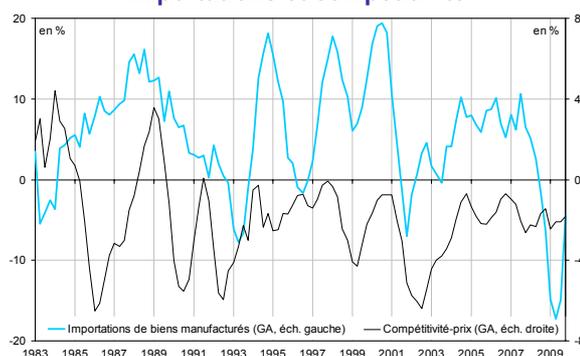
#### 4.4 Les importations de biens manufacturés

L'équation décrivant le comportement des importations de produits manufacturés (représentant près de deux-tiers des importations en valeur en 2009) a conservé sa spécification d'origine et les résultats de l'estimation ont peu évolué (cf. Tableau 5). Les importations s'ajustent à la demande finale en biens et services (et non la demande intérieure en produits manufacturés comme dans *Mésange*) avec une élasticité unitaire à long terme et sur-réagissent à court terme (cf. Graphique 37), traduisant les délais d'ajustement de la production nationale à une hausse de la demande. Elles répondent par ailleurs à long terme à la compétitivité des produits étrangers par rapport aux produits locaux (cf. Graphique 38) avec une élasticité estimée librement à une valeur proche de 0,6. Une tendance linéaire est introduite sur la période d'estimation afin de tenir compte du taux de pénétration croissant des importations lié à l'ouverture du commerce mondial.

**Graphique 37**  
Importations et demande finale



**Graphique 38**  
Importations et compétitivité



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

<sup>33</sup> Voir Erkel-Rousse (2009).

### Équation 5 : Importations de produits manufacturés

$$\Delta \ln M = -0,23 + 2,87 \Delta \ln DF + 0,38 \Delta \ln DF_{-1} - 0,08 \left[ \ln M - \left( \ln DF - 0,42 \ln \text{Compit} + 0,007 T \text{end} \right) \right]_{-1}$$

(-3,1)
(15,4)
(1,9)
(-3,4)
(\*)
(\*)

Équation estimée les MCO sur la période 1981T3-2007T4 :

SER=1,06 %      DW=2,69      R<sup>2</sup> = 76,2 %

Avec les notations :

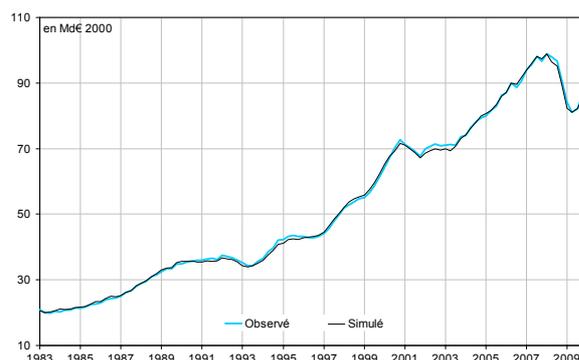
- *M* : importations de biens manufacturés ;
- *DF* : demande finale en biens et services ;
- *Compit* : compétitivité-prix intérieure (prix des importations hors énergie rapporté au prix de production sur le marché intérieur).

**Tableau 5 : Élasticités ou semi-élasticités des importations de biens manufacturés**

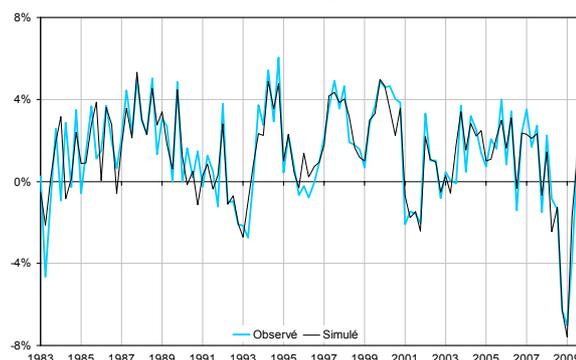
	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
Demande finale (+1 %)	2,87	3,10	2,92	2,76	2,23	1,43	1,00
Compétitivité-prix (+1 %)	0,00	-0,04	-0,07	-0,10	-0,19	-0,34	-0,42
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait :</i>							
Demande finale (+1 %)	3,03	3,37	3,12	2,91	2,23	1,33	1,00
Compétitivité-prix (+1 %)	0,00	-0,05	-0,10	-0,14	-0,26	-0,43	-0,50

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

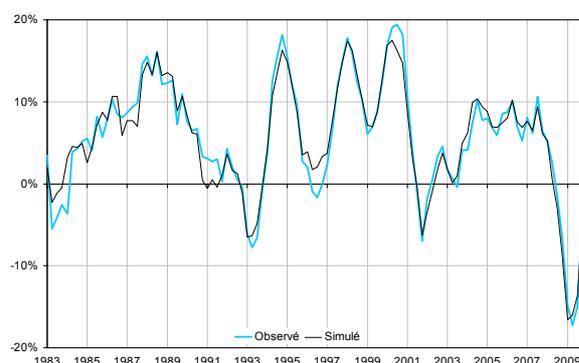
**Graphique 39**  
Observé et simulé en niveau



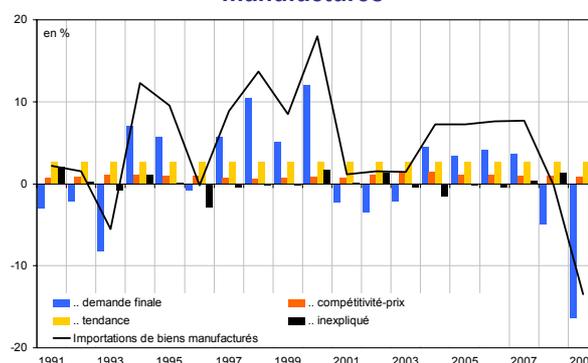
**Graphique 40**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 41**  
Observé et simulé en glissement annuel



**Graphique 42**  
Contributions aux importations en biens manufacturés



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

#### 4.5 L'emploi salarié principalement marchand

L'emploi modélisé correspond à l'emploi salarié du secteur marchand non agricole<sup>34</sup>, publié par le Département Emploi et Revenus d'Activité (DERA) de l'Insee.

Cette série présente le double avantage de faire l'objet d'une estimation provisoire, très utile pour l'analyse conjoncturelle de court terme, et de reposer sur une définition de l'emploi « au sens du BIT » compatible avec le taux de chômage de référence. Par rapport à l'emploi des comptes trimestriels, cette série présente un certain nombre de différences de champs et de concept ; toutefois, les variations relatives de l'emploi des comptes trimestriels sont suffisamment proches de celles de l'emploi DERA pour être approximées en prévision par ces dernières.

L'équation d'emploi salarié du secteur marchand non agricole repose sur une modélisation de la productivité du travail. Cette dernière est supposée croître à un rythme tendanciel moyen constant, marqué par une rupture au début des années 1990.

Plus précisément, la modélisation porte sur l'emploi équivalent temps plein, corrigé des effets des politiques publiques. Deux corrections sont ainsi apportées à la série d'emploi salarié en personnes physiques en fin de trimestre mesurée par l'Insee :

- une conversion de l'emploi salarié en équivalent temps-plein (EQ-TP) par application des coefficients calculés par les comptes nationaux, de façon à ce que l'évolution du recours au temps partiel ne biaise pas la productivité par tête ;
- une neutralisation des effets des politiques publiques sur la productivité, en retranchant de l'emploi salarié observé du secteur marchand non agricole les effets emplois estimés pour ce secteur de diverses politiques (principalement les allègements généraux de cotisations sociales, la réduction du temps de travail et les emplois aidés).

Seule la valeur ajoutée du secteur marchand non agricole figure comme variable explicative dans l'équation d'emploi. Le coût (réel ou relatif) du travail n'apparaît pas directement, mais il est tenu compte de façon indirecte des variations du coût du travail induites par les politiques publiques via la correction en amont de la série d'emploi des effets estimés de ces politiques. Implicitement, cela revient à supposer qu'en dehors de l'influence de ces politiques, les coûts salariaux réels évoluent dans le long terme en ligne avec la productivité et que les variations de court terme sont suffisamment faibles pour ne pas affecter la dynamique de l'emploi.

La modélisation retenue est celle d'une équation à correction d'erreur. Les séries utilisées -emploi salarié corrigé et valeur ajoutée- sont supposées intégrées d'ordre un autour d'une tendance déterministe présentant une rupture en 1993 et cointégrées avec une élasticité unitaire de l'emploi salarié corrigé à la valeur ajoutée<sup>35</sup> (contrainte d'homogénéité statique, correspondant à l'hypothèse évoquée plus haut sur le comportement de la productivité tendancielle du travail).

---

<sup>34</sup> Les autres composantes de l'emploi (emploi non marchand, emploi salarié agricole et emploi non salarié) sont déterminées de manière exogène à la maquette de prévision.

<sup>35</sup> Il n'existe pas dans la littérature de test de cointégration pour ce type de modèle, la validité d'une telle relation est par conséquent admise a priori ; elle correspond très exactement à l'hypothèse initiale sur le comportement tendanciel de la productivité apparente du travail. Elle est confirmée a posteriori par la significativité de la force de rappel et le comportement de retour à la moyenne au-delà de la période d'estimation de l'écart entre l'emploi observé et celui simulé dynamiquement par le modèle.

La période d'estimation court de 1985 à 2005 ; ce faisant, elle ne couvre que deux cycles, et laisse 4 années d'observation pour valider *a posteriori* la pertinence des hypothèses sous-jacentes. Toutefois, le changement de régime de l'économie française consécutif aux deux chocs pétroliers, ainsi que les perturbations importantes du marché du travail au début des années 1980 sur la durée effective travaillée et la dynamique des salaires ne rendent pas souhaitable d'étendre avant 1985 la période d'estimation de l'équation. Par ailleurs, il n'est pas souhaitable non plus d'estimer cette équation sur un nombre de cycle inférieur à deux.

**Équation 6** : Emploi salarié du secteur marchand non agricole<sup>36</sup>

$$\Delta \ln L \equiv \underset{(7,51)}{0,29} \Delta \ln VA + \underset{(3,33)}{0,24} \Delta \ln L_{-2} - \underset{(-5,8)}{0,21} \left[ \ln L - \underset{(*)}{\left( \ln VA - 0,0052 \text{Tendance}_{T < 1993T1} - 0,0037 \text{Tendance}_{T \geq 1993T1} \right)} \right]_{-1}$$

Équation estimée par MCO sur la période 1985T1-2005T4 :

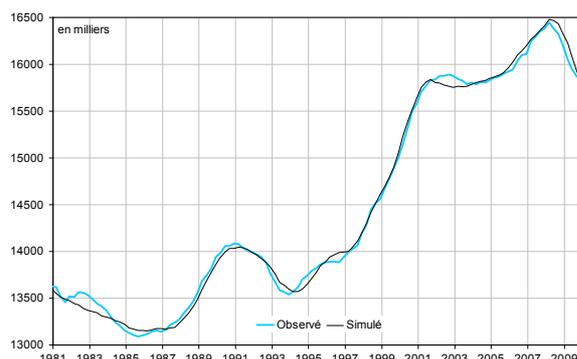
SER=0,18 %      DW=1,91      R<sup>2</sup> = 79,9 %

Avec les notations :

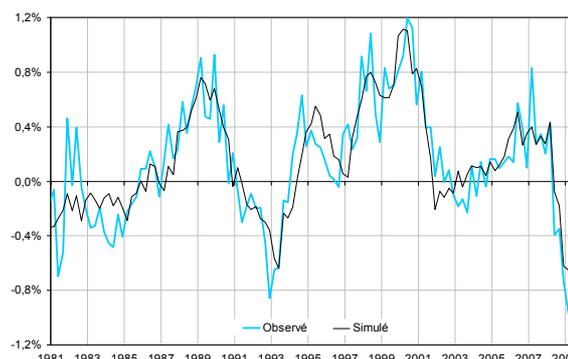
- L : emploi salarié du secteur marchand non agricole, corrigé
- VA : valeur ajoutée du secteur marchand non agricole

Cette équation conduit à une estimation de la croissance annualisée de productivité tendancielle de 2,1 % avant 1993, et de 1,5 % depuis. L'ajustement de l'emploi est relativement rapide : un choc sur la valeur ajoutée est transmis à l'emploi à hauteur de 30 % sur le trimestre courant, de 75 % au bout de un an, et la transmission est presque totale à un horizon de deux ans (97 %).

**Graphique 43**  
Observé et simulé en niveau



**Graphique 44**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



Sources : Insee, calculs des auteurs.

<sup>36</sup> Cette section reprend le travail de modélisation de l'emploi effectué par Benoît Ourliac.

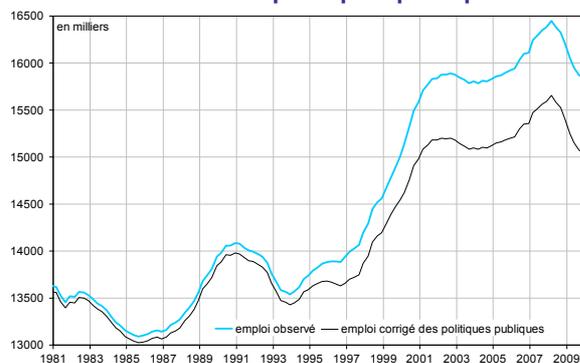
#### Encadré 4 : Construction de la série d'emploi corrigée des politiques de l'emploi

La série d'emploi DERA en équivalent temps plein a été corrigée des effets estimés de plusieurs politiques de l'emploi. Les corrections apportées à la série d'emploi s'appuient sur des chiffrages raisonnés établis à partir de diverses études. La correction apportée ne correspond pas à l'effet total sur l'emploi des mesures, mais à l'effet estimé sur la productivité par tête : c'est en effet cette correction qui doit être apportée dans le cadre de la spécification retenue, qui décrit un ajustement vers une cible de productivité par tête :

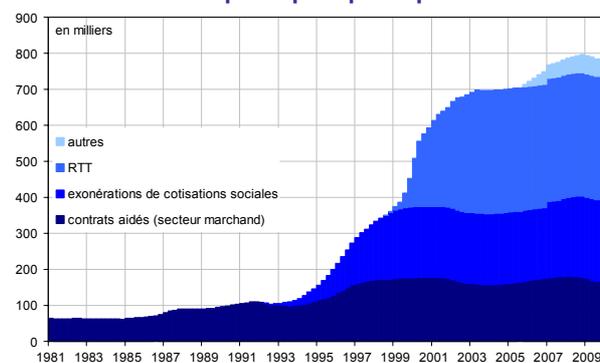
- Pour la **réduction du temps de travail (RTT)**, il a été supposé que celle-ci conduisait à terme à une hausse en niveau de 3,7 % de la productivité horaire, soit une baisse de 2,3 % de la productivité par tête dans la mesure où la RTT a entraîné in fine une baisse de 6 % des heures par tête ; à activité donnée, cela correspond à 340 000 emplois supplémentaires. Ce chiffre ne correspond pas à une estimation des effets durables de la RTT sur l'emploi, car la RTT a pu par ailleurs affecter à la baisse l'activité.
- Les **allègements généraux de cotisations sociales** tels qu'ils existent aujourd'hui ont été mis en place en deux phases principalement :
  - Entre 1994 et 1997 (« ristourne sur les bas salaires », ou « allègements Juppé ») ; ils sont supposés avoir conduit à un enrichissement du contenu en emplois de la croissance équivalent à 200 000 emplois sur le champ considéré (et à une hausse de 320 000 emplois une fois pris en compte le surcroît d'activité) ;
  - Entre 2003 et 2005 (« allègements Fillon ») ; ces allègements dits « défensifs » sont concomitants avec la convergence du SMIC vers les garanties mensuelles de rémunération introduites dans le cadre de la RTT ; l'harmonisation par le haut des salaires minimaux, combinée à l'extension des allègements de charge sur la même période, est supposée avoir été neutre sur la productivité et l'emploi au niveau agrégé.
- S'agissant des **emplois aidés du secteur marchand** (tels que le Contrat Initiative Emploi ou l'apprentissage par exemple), on considère que ceux-ci, dont le stock total est de l'ordre de 800 000, ont eu un effet net sur l'emploi de près de 160 000, une fois tenu compte des effets d'aubaine importants sur ces dispositifs (de l'ordre de 80 % en moyenne).

Ces corrections sont bien évidemment d'une ampleur très incertaine, même si elles correspondent ici à des évaluations moyennes par rapport aux études disponibles. Les effets dynamiques de ces corrections sont représentés graphiquement ci-dessous.

Graphique E4\_1 : Emploi avec et sans les effets cumulés des politiques publiques



Graphique E4\_2 : Décomposition des effets cumulés des politiques publiques



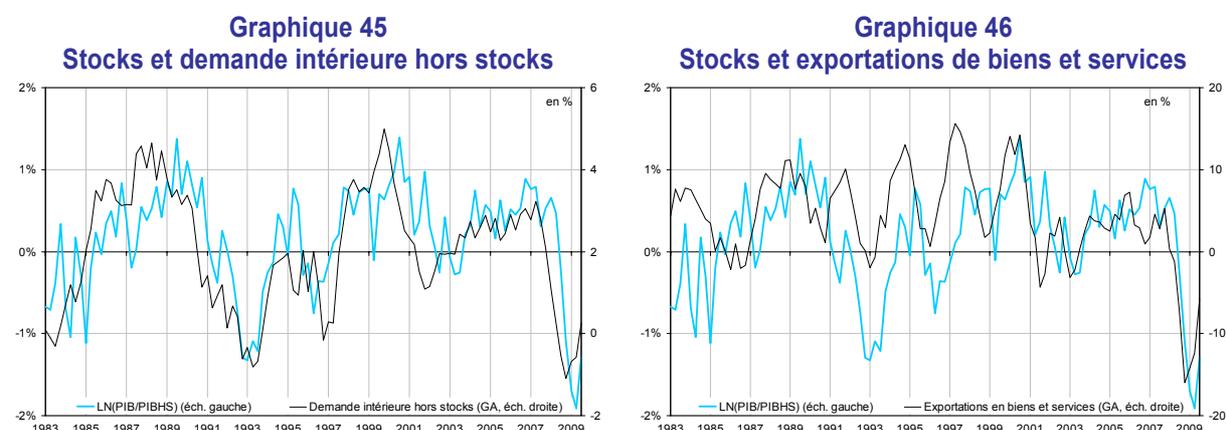
Sources : Insee, calculs des auteurs.

## 4.6 Les variations de stocks

L'équation de formation des stocks a dû être adaptée aux comptes en volumes à prix chaînés, pour lesquels il n'existe pas de série de variations de stocks chaînée<sup>37</sup>. De plus, la série en volume aux prix de l'année précédente, qui assure l'équilibre entre le PIB et les composantes de la demande, est impropre à la modélisation puisqu'elle est affectée par les prix de l'année précédente sans lien évident avec le comportement réel de stockage courant. En revanche, il est possible de revenir à une spécification traditionnelle du comportement de stockage en modélisant l'écart (en log) entre le PIB et le PIB hors stocks en volumes à prix chaînés. Cette quantité est l'équivalent de la variation des stocks rapportée au PIB dans les comptes à prix constants. Quand cette quantité est positive, il y a un stockage. Au premier ordre, la différence première de cette variable correspond à la contribution des stocks à la croissance du PIB en volume à prix chaînés. Il est utile de rappeler qu'une contribution positive des stocks à la croissance ne signifie pas forcément un stockage. Elle peut également signifier un moindre déstockage qu'au trimestre précédent.

La modélisation retenue consiste essentiellement à expliquer les variations de stocks en volume en fonction des variations de la demande finale hors stock. À la différence de la version initiale d'*Opale*, cette demande est décomposée en deux termes, la demande intérieure hors stocks (cf. Graphique 45) et de la demande extérieure (cf. Graphique 46). En effet, la réponse des stocks est significativement différente suivant que le choc provienne de la demande intérieure ou de la demande extérieure. Enfin, comme dans la version initiale d'*Opale*, les termes contemporains sont exclus de manière à éviter un effet purement comptable, toute erreur de mesure sur les demandes pouvant se répercuter sur les variations de stocks.

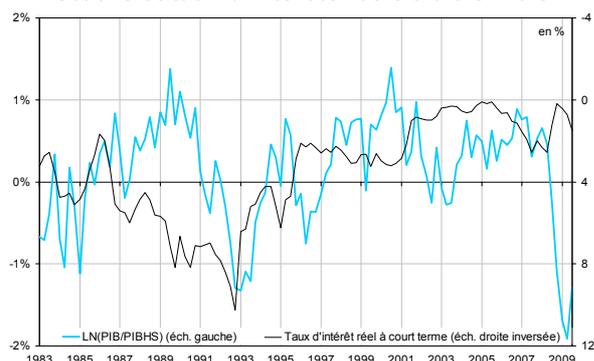
Le coût du stockage a été introduit dans l'équation alors que le choix avait été fait de ne pas le retenir dans la version initiale d'*Opale*. Le niveau des stocks dépend ainsi négativement du taux d'intérêt réel (cf. Graphique 47) et des *spreads* bancaires (cf. Graphique 48) dans la mesure où les entreprises arbitrent entre placements en actifs financiers et stockage : le coût d'opportunité du stockage croît si le loyer de l'argent est élevé. La présence du *spread* bancaire est ici sensé capter des tensions sur les marchés financiers qui font courir le risque d'un rationnement du crédit et qui du coup inciteraient les entreprises à limiter leur besoin de trésorerie en déstockant.



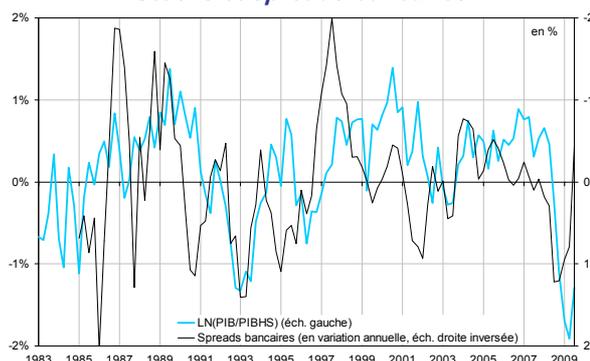
Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

<sup>37</sup> La formule de chaînage des volumes ne fait pas de sens pour les variations de stocks puisque l'équilibre entre l'offre et la demande, qui cumule les incertitudes liées aux différents postes de l'équilibre des biens et services, peut conduire en même temps à un déstockage en valeur et à un restockage en volume au prix de l'année A-1, ce qui se traduit par un indice de prix des stocks négatif.

**Graphique 47**  
Stocks et taux d'intérêts réels à trois mois



**Graphique 48**  
Stocks et spreads bancaires



**Note :** quand la courbe bleue se situe au-dessus de zéro, il y a un mouvement de stockage ; quand elle croît, la contribution des stocks à la croissance est positive.

Sources : Insee, calculs des auteurs.

**Équation 7 : Variations de stocks**

$$\Delta S = -0,36\% + 0,40 \Delta S_{-1} - 0,04\% \Delta_4 R3r - 0,08\% \Delta_4 Spread + 0,19 \Delta_4 \ln Dinths_{-1} + 0,07 \Delta \ln X_{-2}$$

(-4,6)
(5,0)
(-1,5)
(-2,1)
(5,5)
(3,3)

Équation estimée les MCO sur la période 1982T2-2007T4 :

SER=0,35 %      DW=2,18      R<sup>2</sup> = 65,7 %

Avec les notations :

- $\Delta S$  : logarithme du ratio PIB sur PIB hors stocks (en volumes à prix chaînés) ; au premier ordre, sa variation  $\Delta(\Delta S)$  est égale à la contribution des stocks à la croissance du PIB ;
- R3r : taux interbancaire à 3 mois déflaté par le glissement annuel du déflateur du PIB ;
- Spread : marges bancaires ;
- Dinths : demande intérieure hors stocks en volume à prix chaînés ;
- X : exportations en biens et services en volume à prix chaînés.

Un choc permanent sur la demande n'a évidemment pas d'effet à long terme sur la contribution des stocks à la croissance ni sur le ratio PIB sur PIB hors stocks, mais cela modifie le niveau des stocks.

À court terme, ce surcroît de demande conduit à une accélération des stocks contribuant à hauteur de 0,2 point à la croissance du PIB au deuxième trimestre. Ensuite, les stocks décélèrent progressivement pour se stabiliser en niveau, et leur contribution alors négative à la croissance du PIB vient compenser exactement la contribution positive du deuxième trimestre : le mouvement des stocks n'a pas amplifié la réponse du PIB à un surcroît de demande à long terme.

**Tableau 6 : Élasticités ou semi-élasticités de la contribution des stocks à la croissance du PIB  $\Delta(\Delta S)$**

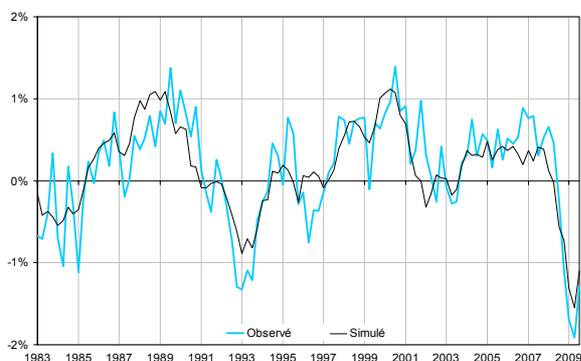
	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
Demande intérieure hors stocks (+1 %)	0,00	0,19	-0,11	-0,05	0,00	0,00	0,00
Exportation de B&S (+1 %)	0,00	0,00	0,07	-0,04	0,00	0,00	0,00
Taux d'intérêt réel (+100 pdb)	-0,04	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Spreads bancaires (+100 pdb)	-0,08	0,05	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait :</i>							
Demande finale hors stocks (+1 %)	0,00	0,24	0,00	0,00	-0,02	0,00	0,00

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

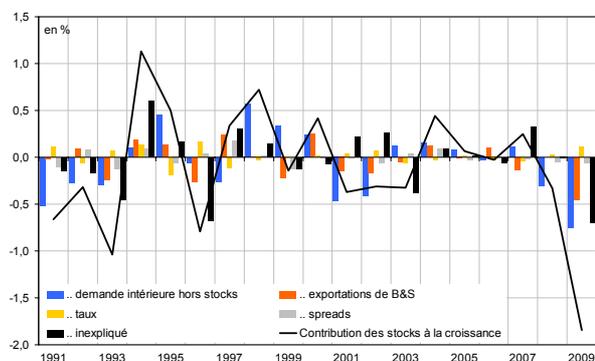
La réponse des stocks à un choc de demande suit un profil globalement comparable à l'ancienne équation de formation des stocks (cf. Tableau 6), estimée directement sur le niveau des variations de stocks en volume à prix constants. En revanche, la décélération des stocks apparaît dès le troisième trimestre et est plus lissée dans le temps. Pour un choc d'un point de PIB, les stocks réagissent davantage aux exportations qu'à la demande intérieure hors stocks.

L'équation parvient bien à rendre compte des mouvements de stockage en phase haute du cycle économique et de déstockage en phase basse (récessions de 1993 et de 2009 notamment, même si l'ampleur du déstockage reste pour partie inexpliquée). Une partie de la volatilité des variations de stocks demeure toutefois inexpliquée et correspond probablement au fait que cette variable sert de bouclage entre l'offre et la demande dans les comptes trimestriels, en l'absence de données trimestrielles sur les stocks, et incorpore donc les erreurs de mesures sur les autres postes.

**Graphique 49**  
Observé et simulé



**Graphique 50**  
Contributions des stocks à la croissance du PIB



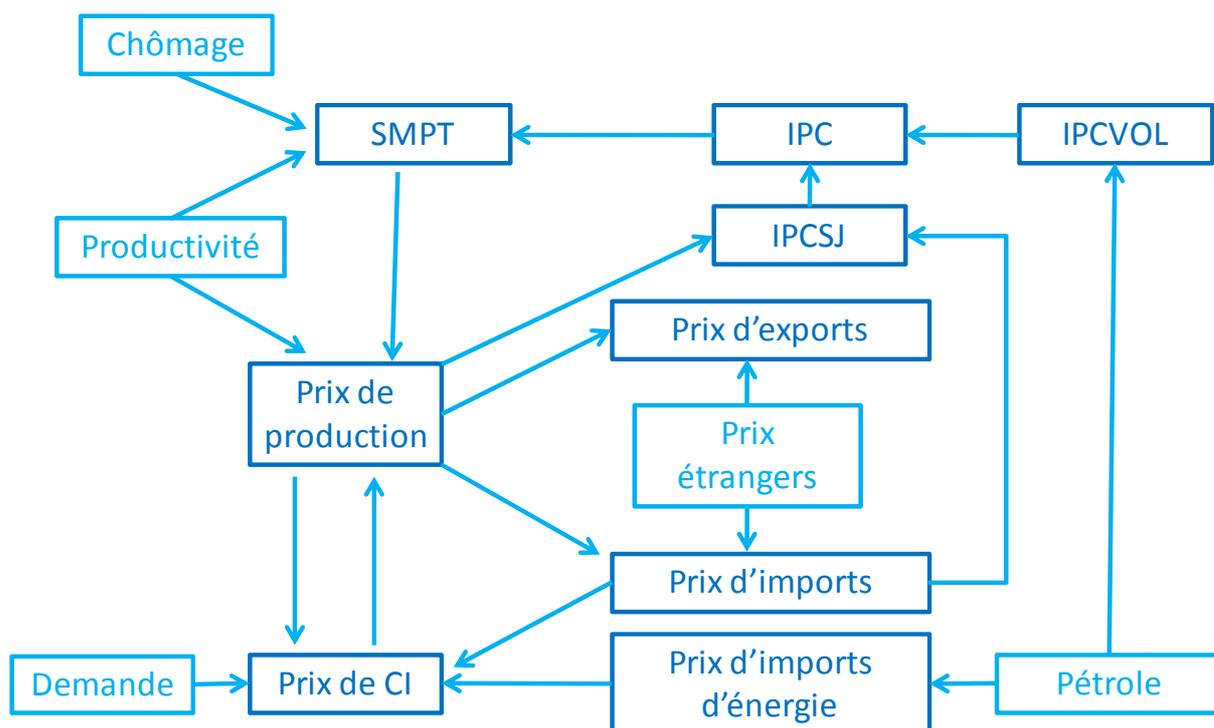
Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

## 5 La boucle prix-salaires

La boucle prix-salaire du modèle *Opale*<sub>2010</sub> est globalement inchangée par rapport à *Opale*<sub>2005</sub> (cf. schéma ci-dessous). Les prix d'exportations et d'importations<sup>38</sup> sont régis par un mécanisme de '*pricing to market*' suivant lequel l'ajustement à long terme se fait pour moitié sur les prix étrangers et pour autre moitié sur les prix nationaux. L'inflation sous-jacente s'ajuste progressivement sur les prix de production (91 %) et sur les prix d'importations hors énergie (9 %). Le prix de production des branches marchandes s'ajuste sur les coûts (salariaux unitaires et des consommations intermédiaires). Enfin, le salaire dépend des prix à la consommation, du niveau de chômage et de la productivité, et le prix des consommations intermédiaires s'ajuste sur le prix de production et les prix d'importations.

La nouvelle maquette apporte trois modifications dans les détails de cette boucle. D'abord, l'équation de salaire du secteur marchand incorpore une nouvelle série '*coup de pouce*' du SMIC et, surtout, retient désormais une spécification WS (*Wage Setting*) permettant de définir une cible de long terme de niveau de salaire réel en fonction de la tendance de productivité et du chômage (plutôt qu'une modélisation de la croissance des salaires en fonction du chômage découlant d'une relation de Phillips). Ensuite, l'endogénéisation de l'IPC volatile permet d'établir une variante pétrole tout en prenant en compte la TIPP. Enfin, la nouvelle maquette prend en compte l'impact de l'activité sur les prix non seulement *via* l'influence du chômage sur les salaires, mais également avec l'introduction de la productivité dans la dynamique de court terme du salaire et de la demande dans l'équation de prix des consommations intermédiaires.

Schéma général de la boucle prix-salaire



<sup>38</sup> Les prix d'importation sont modélisés et ne sont donc pas uniquement une moyenne pondérée des prix étrangers à l'exportation, ces derniers étant exogènes. Cela permet de capter en variante un comportement de marge des exportateurs étrangers vers la France : une hausse des prix intérieurs en France incite les exportateurs à accroître leurs marges et donc nos prix d'importation.

## 5.1 Le salaire moyen par tête dans les branches principalement marchandes

L'équation décrivant les mécanismes de formation des salaires a dû être modifiée pour trois raisons essentielles : d'une part, l'ancienne équation était peu stable car estimée depuis le début des années 1980, période caractérisée par un régime de forte inflation auquel a succédé un régime d'inflation beaucoup plus modérée ; d'autre part, suite à un changement méthodologique intervenu en novembre 2007, la série de taux de chômage a été significativement révisée sur le passé, ce qui a fragilisé la spécification de l'ancienne équation ; enfin, la série de coup de pouce sur le SMIC a été réévaluée sur le passé. La nouvelle équation de salaire moyen par tête (SMPT) dans les branches marchandes non agricoles (EBEP), estimée désormais sur la période 1986-2008, reprend l'ensemble des déterminants des salaires figurant dans l'ancienne équation :

- l'inflation passée, mesurée par l'IPC<sup>39</sup> (cf. Graphique 51), représente les anticipations d'inflation des agents lors de la fixation des salaires. Contrairement à la version précédente d'*Opale*, l'introduction séparée des composantes sous-jacente et volatile de l'IPC ne permet pas d'améliorer la spécification et n'est donc pas retenue ici ;
- le taux de chômage (cf. Graphique 52) reflète le pouvoir de négociation des salariés et le degré de tension sur le marché du travail ;
- une tendance captant les gains de productivité tendanciels ;
- les coups de pouce sur le SMIC (cf. Graphique 53) permettent de tenir compte non seulement de l'effet comptable d'une progression réelle du SMIC, mais aussi de ses effets de diffusion au-delà du SMIC<sup>40</sup>.

Par rapport à l'ancienne équation qui comportait seulement une dynamique de court terme<sup>41</sup> de type courbe de Phillips où l'inflation salariale dépend du niveau du taux de chômage (écart à son niveau structurel : NAIRU), la nouvelle modélisation comprend un terme de rappel en niveau (type WS), avec une indexation unitaire des salaires à l'inflation et une indexation des salaires réels sur les gains de productivité de long terme et sur le niveau du taux de chômage. À court terme, c'est l'accélération du chômage qui ressort et qui peut s'interpréter comme un signal conjoncturel de l'apparition de tensions sur le marché de l'emploi susceptibles d'exercer une pression à la hausse (en cas d'accélération baissière) comme à la baisse (accélération haussière) sur les salaires.

De plus, toujours par rapport à l'ancienne équation, la modélisation intègre à court terme une mesure de la productivité dans les branches EB-EP (par emploi salarié, en personnes physiques, cf. Graphique 54) afin de capter les effets du cycle sur le SMPT.

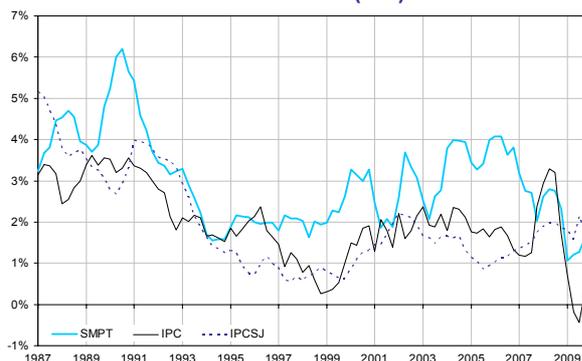
---

<sup>39</sup> Comme dans l'ancienne modélisation, l'indice des prix à la consommation est préféré au déflateur trimestriel de la consommation des ménages car il est connu plus rapidement et n'est pas révisé sur le passé. En outre, le déflateur de la consommation intègre une composante volatile liée aux variations des marges bancaires sur les dépôts et les crédits (consommation de services d'intermédiation financière indirectement mesurés – SIFIM) que les agents sont peu susceptibles de percevoir.

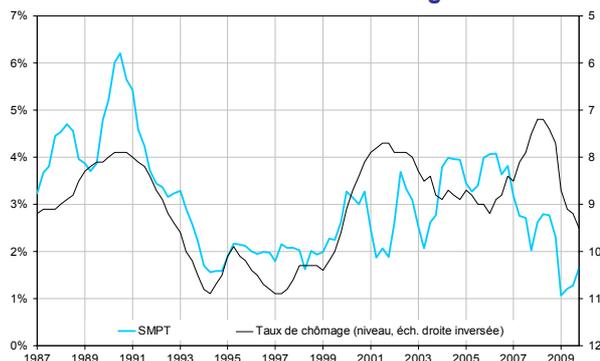
<sup>40</sup> L'impact d'une hausse du SMIC a été calibré compte tenu de la proportion des salariés concernés par les relèvements du SMIC qui, d'après les chiffres de la DARES, serait d'environ 15 % depuis le début des années 2000.

<sup>41</sup> Une contrainte d'homogénéité dynamique assurant une indexation des salaires sur les prix était intégrée.

**Graphique 51  
SMPT et IPC (GA)**



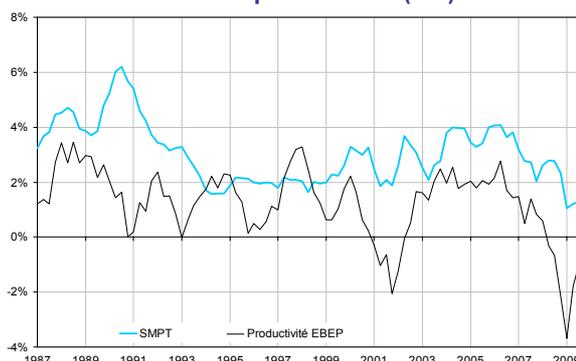
**Graphique 52  
SMPT et taux de chômage**



**Graphique 53  
SMPT et coup de pouce sur le SMIC**



**Graphique 54  
SMPT et productivité (GA)**



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

**Équation 8 : Salaire moyen par tête**

$$\begin{aligned} \Delta \left( \ln SMPT - 0,15 Pouce \right)_{(*)} &= -0,21 + 0,29 \Delta \left( \ln SMPT - 0,15 Pouce \right)_{-1} + 0,31 \Delta \ln IPC_{-1} + 0,07 \Delta_4 \ln \left( \frac{VA_{EBEP}}{EMPS_{EBEP}} \right)_{-2} \\ &\quad - 0,57 \Delta^2 Txcho - 0,06 \left[ \ln SMPT - 0,15 Pouce - \left( \ln IPC - 2,0 Txcho + 0,002 Tend \right) \right]_{-1} \end{aligned}$$

Équation estimée par les MCO sur la période 1986T1-2008T4 :

SER=0,24 %      DW=2,05      R<sup>2</sup> = 55,5 %

Avec les notations :

- *SMPT* : salaire brut moyen par tête (personnes physiques) versé par les branches EB-EP ;
- *IPC* : indice des prix à la consommation (CVS) ;
- $VA_{EBEP}/EMPS_{EBEP}$  : productivité par emploi salarié (personnes physiques) ;
- *Pouce* : série de coup de pouce sur le SMIC en niveau ;
- *Txcho* : taux de chômage au sens du BIT ;
- *Tend* : tendance linéaire.

**Tableau 7 : Élasticités ou semi-élasticités du SMPT**

	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
Inflation totale (+1 %)	0,00	0,37	0,51	0,58	0,72	0,91	1,00
Taux de chômage (+1 pt)	-0,57	-0,25	-0,26	-0,37	-0,85	-1,60	-1,97
Coup de pouce sur le SMIC (+1 pt)	0,15	0,15	0,15	0,15	0,15	0,15	0,15
Productivité (+1 %)	0,00	0,00	0,07	0,15	0,29	0,10	0,00
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait :</i>							
Inflation totale (+1 %)	0,37	0,52	0,70	0,89	1,00	1,00	1,00
Taux de chômage (+1 pt)	-0,15	-0,35	-0,56	-0,79	-1,07	-1,66	-∞
Coup de pouce sur le SMIC (+1 pt)	0,08	0,19	0,23	0,25	0,25	0,25	0,25

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

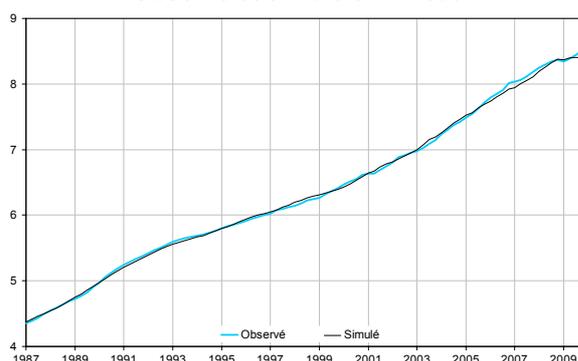
Les résultats des estimations (cf. Tableau 7) suggèrent une indexation des salaires aux chocs inflationnistes plus lente que dans l'ancienne modélisation : cela provient probablement d'une période d'estimation qui ici n'inclut pas le début des années 1980 où le régime inflationniste était élevé.

Les salaires réagissent désormais moins à une augmentation du chômage, sauf à la date du choc. En revanche, un choc maintenu sur le niveau du taux de chômage ne serait plus désormais incompatible avec un retour à moyen terme de l'inflation salariale à sa valeur d'équilibre, du fait du choix d'une spécification WS en lieu et place d'une spécification Phillips.

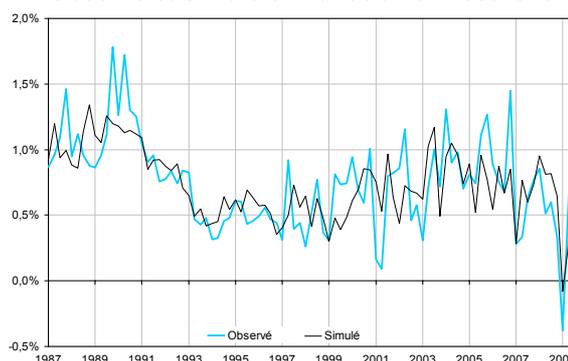
Enfin, un coup de pouce d'un point sur le SMIC se traduirait instantanément par une hausse de 0,15 point du SMPT. Cet impact a été calibré pour refléter la part des salariés concernés par une hausse du SMIC en 2007. L'ancienne équation faisait ressortir des impacts plus importants des coups de pouce mais la série de coup de pouce sur la période antérieure à 2000 a été recalculée depuis et la spécification actuelle (coefficient devant le coup de pouce calibré) n'intègre pas d'effets de diffusion directs. Ces effets de diffusion passent par la boucle prix-salaires.

Au final, la nouvelle équation de salaires permet de bien comprendre les évolutions des salaires sur les 20 dernières années (cf. Graphiques 55 à 57), et en particulier sur les années 2003 à 2006 où les coups de pouce sur le SMIC liés à la convergence des GMR<sup>42</sup> ont soutenu les salaires à hauteur de ¼ point par an en moyenne (cf. Graphique 58). Comme dans l'ancienne équation, la volatilité infra-annuelle de la série de salaire par tête n'est pas bien captée par l'équation.

**Graphique 55**  
Observé et simulé en niveau



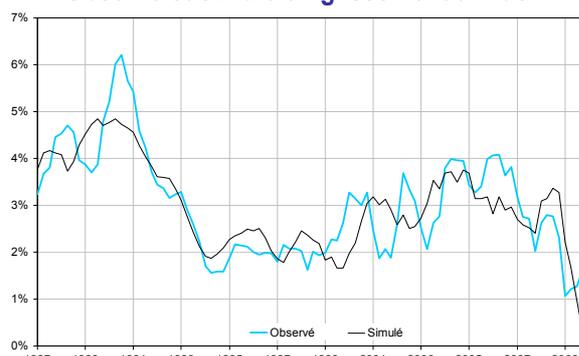
**Graphique 56**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



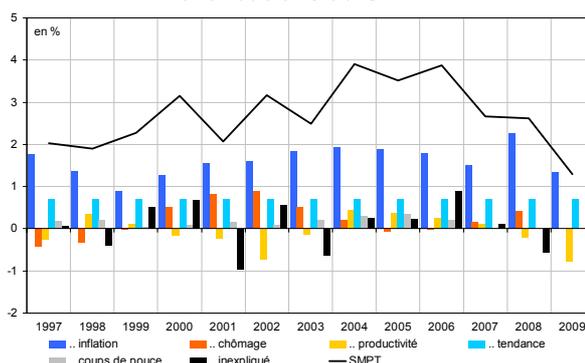
Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

<sup>42</sup> Garantie Mensuelle de Rémunération : lors du passage aux 35 heures, la loi « Aubry 2 » a posé le principe d'une garantie d'évolution du pouvoir d'achat des salariés au SMIC. La loi « Fillon » de 2003 a programmé la disparition progressive du système de garanties au premier juillet 2005, avec un mécanisme de convergence du SMIC et des quatre premières garanties sur le niveau de la cinquième et dernière garantie, plus élevée. La série de coup de pouce utilisée dans l'équation pondère de 2003 à 2005 les revalorisations des GMR liées à ce dispositif.

**Graphique 57**  
Observé et simulé en glissement annuel



**Graphique 58**  
Contributions au SMPT



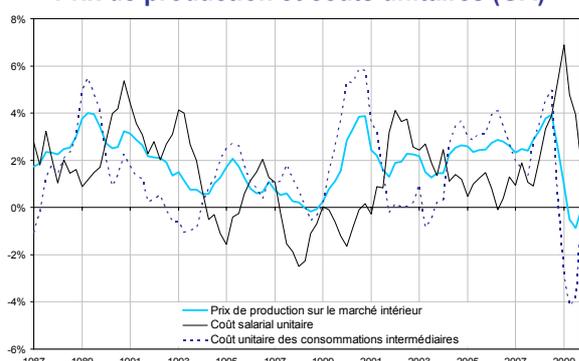
Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

## 5.2 Le prix de production

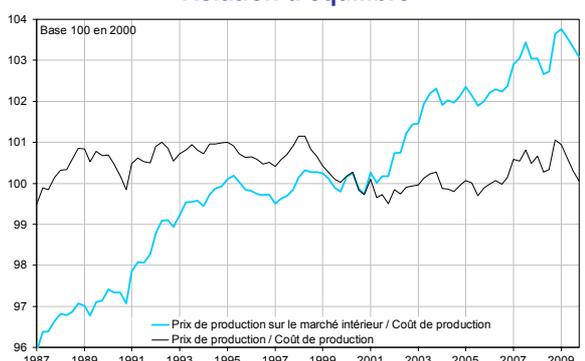
Le prix d'offre modélisé dans la maquette *Opale* est le prix de production des branches marchandes (EB-EP) sur le marché intérieur hors marges commerciales :

- Il s'agit du concept de « prix de base » des comptes nationaux ;
- Comme la maquette modélise par ailleurs les prix de demande, l'équilibre comptable entre l'offre et la demande en valeur est assuré en soldant sur les marges commerciales (comme *Opale*<sub>2005</sub>).

**Graphique 59**  
Prix de production et coûts unitaires (GA)



**Graphique 60**  
Relation d'équilibre



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

Comme dans l'ancienne version de la maquette, les déterminants des prix de production sur le marché intérieur sont les coûts unitaires de production (salariaux et consommations intermédiaires). À la différence de *Mésange*, ni le coût du capital ni la demande (non significative) n'interviennent (la demande est cependant présente de manière indirecte *via* la modélisation du coût des consommations intermédiaires).

Dans l'ancienne spécification, le long terme de l'équation (censé définir une cible de taux de marge constant), présentait en fait une tendance croissante (cf. Graphique 60) car il rapportait les prix de production sur le marché intérieur au coût unitaire de production sur l'ensemble des marchés, intérieur et extérieur. Or, il faudrait idéalement le rapporter au coût unitaire de production sur le marché intérieur dans la mesure où les entreprises exportatrices sont susceptibles de faire face à des coûts qui évoluent moins vite en raison d'un phénomène de sélection ou de composition – les coûts de production dans le secteur exposé (manufacturier) étant tirés à la baisse par des gains de productivité plus importants que dans le secteur non exposé (services). C'est pourquoi une tendance a été ajoutée dans l'équation, censée capter les écarts d'évolution des coûts salariaux unitaires entre les entreprises exportatrices et celles qui desservent uniquement le marché intérieur. Comme dans l'ancienne spécification, le long terme relie les prix de production au total

des coûts unitaires : ne pas séparer les effets à long terme des coûts salariaux et des consommations intermédiaires permet d'imposer une contrainte de proportionnalité des effets relatifs de ces deux coûts.

Par rapport à l'ancienne équation (cf. Tableau 8), les résultats de l'estimation font apparaître un ajustement des prix de production sur les coûts salariaux plus rapide à très court terme mais plus progressif ensuite.

**Équation 9** : Prix de production sur le marché intérieur hors marges commerciales

$$\Delta \ln PxProdMI = \underset{(2,7)}{0,43} + \underset{(4,2)}{0,27} \Delta \ln PxProdMI_{-1} + \underset{(5,1)}{0,14} \Delta \ln CSU + \underset{(11,7)}{0,36} \Delta \ln CUCI - \underset{(-2,7)}{0,09} \left[ \ln PxProdMI - \left( \ln (CSU + CUCI) + \underset{(*)}{0,0007} Tend \right) \right]_{-1}$$

Équation estimée par les MCO sur la période 1987T1-2007T4<sup>43</sup> :

SER=0,15 %                      DW=1,79                      R<sup>2</sup> = 78,0 %

Avec les notations :

- *PxProdMI* : déflateur hors marges commerciales de la production sur le marché intérieur des branches EB-EP ;
- *CUCI* : coût des consommations intermédiaires par unité produite ;
- *CSU* : coût salarial unitaire (rémunérations rapportées à la production en volume) ;
- *Tend* : tendance linéaire.

**Tableau 8 : Élasticités ou semi-élasticités du prix de production sur le marché intérieur**

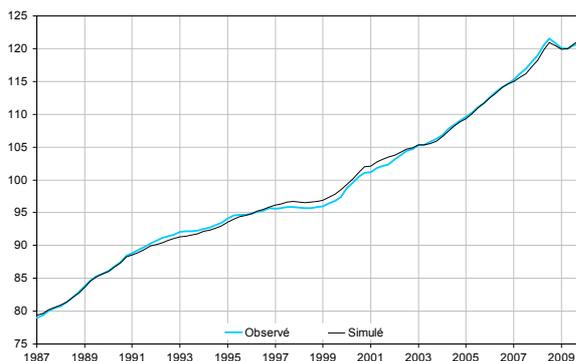
	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
CSU (+1 %)	0,14	0,20	0,22	0,24	0,28	0,32	0,33
CUCI (+1 %)	0,36	0,49	0,54	0,56	0,61	0,66	0,67
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait :</i>							
CSU (+1 %)	0,05	0,18	0,22	0,24	0,27	0,32	0,33
CUCI (+1 %)	0,35	0,45	0,49	0,51	0,55	0,61	0,67

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

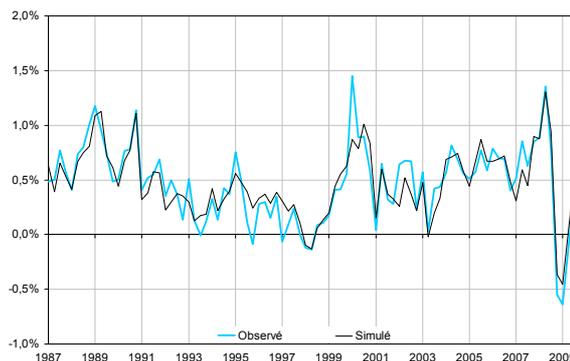
La modélisation retenue présente de bonnes propriétés (cf. Graphiques 61 à 63). Depuis 2002, le dynamisme des coûts salariaux unitaire a contribué à hauteur de 1,4 % par an à la croissance des prix de production (cf. Graphique 64). La contribution des consommations intermédiaires est très volatile et reflète notamment la diffusion des évolutions du prix des matières premières en euros (contributions nettement positives entre 2005 et 2008 par exemple).

<sup>43</sup> Les résultats de l'estimation sont quasi identiques sur la période 1981T1-2006T4, avec une force de rappel un peu moins forte. Tronquer la période d'estimation permet d'éliminer le phénomène très particulier de remontée du taux de marge au début des années 1980 après sa chute lors des chocs pétroliers.

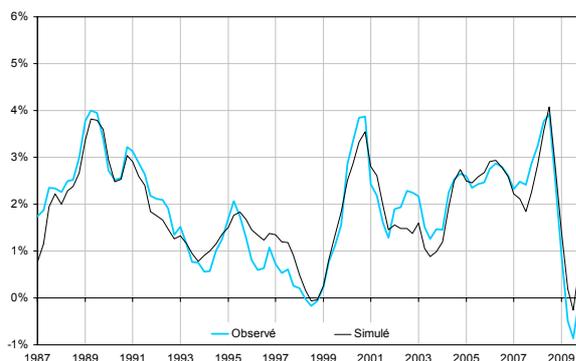
**Graphique 61**  
Observé et simulé en niveau



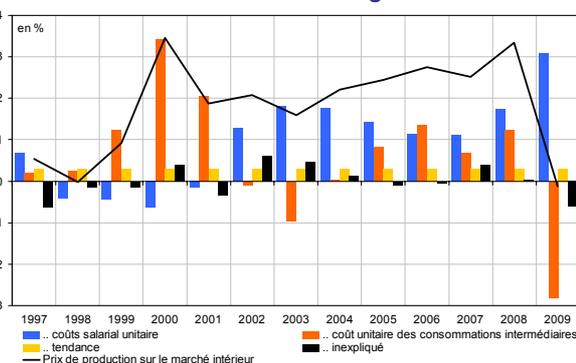
**Graphique 62**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 63**  
Observé et simulé en glissement annuel



**Graphique 64**  
Contributions au prix de production sur le marché intérieur hors marges commerciales



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

### 5.3 Le prix des consommations intermédiaires

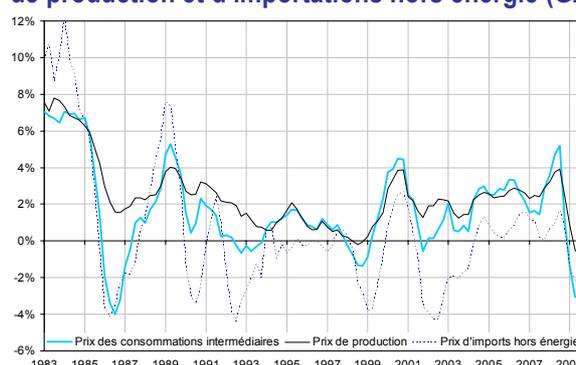
Les consommations intermédiaires des branches marchandes sont servies par la production nationale ainsi que par les importations. Ces déterminants sont pris en compte dans l'équation de prix des consommations intermédiaires avec une distinction pour les prix d'importations entre la composante énergie et la composante hors énergie et une présence des prix de production uniquement dans le long terme de l'équation<sup>44</sup>. La spécification retenue incorpore la demande intérieure totale<sup>45</sup> (non présente dans l'ancienne équation) pour rendre compte de la réaction procyclique des coûts des consommations intermédiaires à l'activité<sup>46</sup>.

<sup>44</sup> Intégrer les prix de production dans le court terme pose un problème d'endogénéité, ceux-ci réagissant de manière contemporaine aux prix des consommations intermédiaires.

<sup>45</sup> La modélisation avec la demande finale donnait des résultats moins satisfaisants.

<sup>46</sup> Cette variable capte les phénomènes d'augmentation des marges suite à une hausse de la demande.

**Graphique 65**  
**Prix des consommations intermédiaires,**  
**de production et d'importations hors énergie (GA)**



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

**Équation 10 : Prix des consommations intermédiaires**

$$\Delta \ln PxCI = \underset{(5,0)}{0,23} + \underset{(6,9)}{0,27} \Delta \ln PxIMHG + \underset{(11,0)}{0,04} \Delta \ln PxIMEG + \underset{(1,7)}{0,09} \Delta \ln Dint - \underset{(-2,7)}{0,20} \left[ \ln PxCI - \left( \underset{(*)}{0,58} \ln PxProdMI + \underset{(*)}{0,10} \ln PxIMHG + \underset{(*)}{0,06} \ln PxIMEG \right) \right]_{-1}$$

Équation estimée par les MCO sur la période 1981T2-2007T4 :

SER=0,32 %                      DW=1,67                      R<sup>2</sup> = 87,1 %

Avec les notations :

- *PxCI* : déflateur des consommations intermédiaires des branches marchandes non agricoles ;
- *PxProdMI* : déflateur hors marges commerciales de la production sur le marché intérieur des branches EB-EP ;
- *PxIMHG* : déflateur des importations hors énergie ;
- *PxIMEG* : déflateur des importations d'énergie ;
- *Dint* : demande intérieure totale en volume.

De même que dans la version précédente de l'équation, la contrainte d'homogénéité (statique ou dynamique) est rejetée par les données mais l'impact relatif des prix d'importations hors énergie et des prix de production est en ligne avec leurs poids dans le tableau des entrées intermédiaires.

Les résultats sont proches de ceux de l'ancienne équation (cf. Tableau 9).

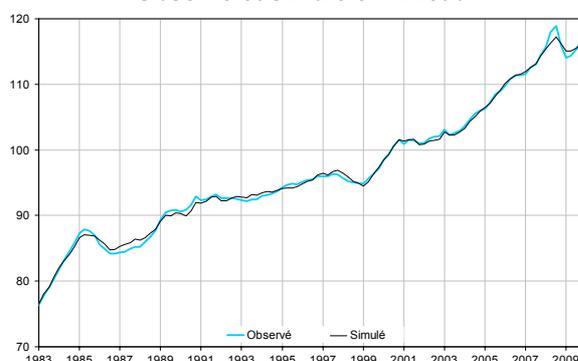
**Tableau 9 : Élasticités ou semi-élasticités du prix des consommations intermédiaires**

	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
Prix de production (+1 %)	0,00	0,11	0,21	0,28	0,45	0,57	0,58
Prix d'importations hors énergie (+1 %)	0,27	0,24	0,21	0,19	0,14	0,10	0,10
Prix d'importations d'énergie (+1 %)	0,04	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06
Demande intérieure totale (+1 %)	0,09	0,07	0,06	0,05	0,02	0,00	0,00
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait :</i>							
Prix de production (+1 %)	0,00	0,17	0,33	0,45	0,62	0,66	0,66
Prix d'importations hors énergie (+1 %)	0,26	0,26	0,22	0,19	0,12	0,11	0,11
Prix d'importations d'énergie (+1 %)	0,04	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05

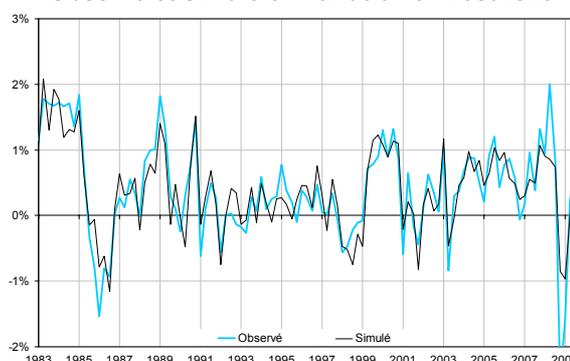
Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

Les déterminants retenus permettent de décrire de manière satisfaisante l'évolution des prix des consommations intermédiaires sur le passé (cf. Graphiques 66 à 68). La volatilité des prix de consommations intermédiaires est principalement captée par les prix d'importations d'énergie. Les contributions de la demande intérieure sont modestes mais permettent de capter notamment une pression au ralentissement des prix lors des retournements (2001 et 2008 en particulier).

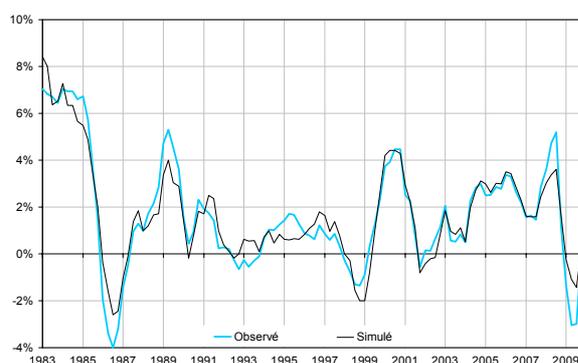
**Graphique 66**  
Observé et simulé en niveau



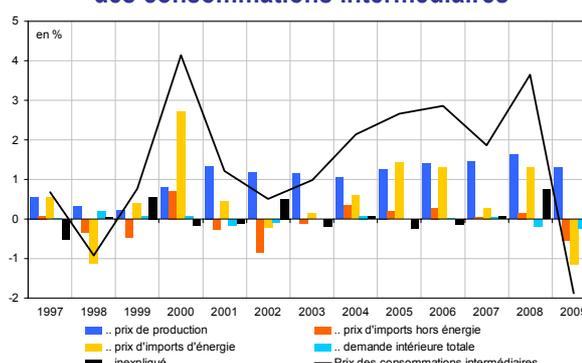
**Graphique 67**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 68**  
Observé et simulé en glissement annuel



**Graphique 69**  
Contributions au prix  
des consommations intermédiaires



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

#### 5.4 L'indice des prix à la consommation sous-jacent

Comme dans l'ancienne maquette, l'inflation sous-jacente est modélisée à partir des prix de production et des prix d'importation sur un champ excluant l'énergie. Le prix de production retenu reste celui portant sur l'ensemble des branches marchandes car c'est celui qui est modélisé dans la maquette et la part de l'énergie dans cet ensemble (raffinage, électricité...) est relativement faible. Pour les prix d'importation, le champ a été élargi par rapport à l'ancienne spécification : c'est l'ensemble des prix d'importation hors énergie qui est retenu, plutôt que les seuls prix des produits manufacturés.

On introduit également une indicatrice à partir de 2005 qui prend en compte les effets désinflationnistes des réformes successives de la loi Galland<sup>47</sup> mais aussi les effets baissiers induits par un changement de pondération de l'IPC en 2005<sup>48</sup>.

<sup>47</sup> L'article « Loi Galland et prix à la consommation » de la note de conjoncture de juin 2008 estime l'impact de ces réformes sur l'IPC sous-jacent à 0,7 point en cumulé entre le quatrième trimestre 2004 et le premier trimestre 2008.

<sup>48</sup> Le poids de l'électronique grand public au sein des produits manufacturés a en effet fortement augmenté en 2005, ce qui a eu un impact déflationniste significatif sur l'IPC total.

**Équation 11 : Indice des prix à la consommation sous-jacent**

$$\Delta \ln IPCSJ = \underset{(6,5)}{0,52\%} - \underset{(-3,8)}{0,28\%} Ind_{Galland} + \underset{(3,0)}{0,30} \Delta \ln IPCSJ_{-1} + \underset{(3,4)}{0,15} \Delta_2 (\Delta \ln PxProdMI) - \underset{(-6,0)}{0,11} \left[ \ln IPCSJ - \left( \underset{(*)}{0,91} \ln PxProdMI + \underset{(*)}{0,09} \ln PxIMHG \right) \right]_{-1}$$

Équation estimée par les MCO sur la période 1991T1-2007T4 :

SER=0,11 %                      DW=2,27                      R<sup>2</sup> = 80,1 %

Avec les notations :

- *IPCSJ* : indice des prix à la consommation sous-jacent ;
- *Ind<sub>Galland</sub>* : indicatrice qui vaut 1 à partir du premier trimestre de 2005 en lien avec la mise en place des réformes de marges arrières ;
- *PxProdMI* : déflateur hors marges commerciales de la production sur le marché intérieur des branches EB-EP ;
- *PxIMHG* : déflateur des importations hors énergie.

Avec cette nouvelle équation les prix à la consommation sous-jacents s'ajustent plus rapidement aux prix des ressources, c'est-à-dire les prix de production et les prix d'importations hors énergie à court terme, en lien avec un ajustement retardé d'un trimestre de la relation de long terme (contre 3 trimestres dans l'ancienne équation).

La contrainte d'homogénéité est toujours imposée à long terme et l'estimation conduit à un poids de 9 % sur le prix des importations hors énergie<sup>49</sup> et de 91 % sur les prix de production, soit des valeurs proches de celles obtenues dans l'ancienne équation (cf. Tableau 10). Cette modélisation retrace bien les évolutions de l'inflation sous-jacente depuis 1991. Une part demeure toutefois inexplicée (0,8 point de surestimation en cumulé sur 2005-2008, cf. Graphique 71).

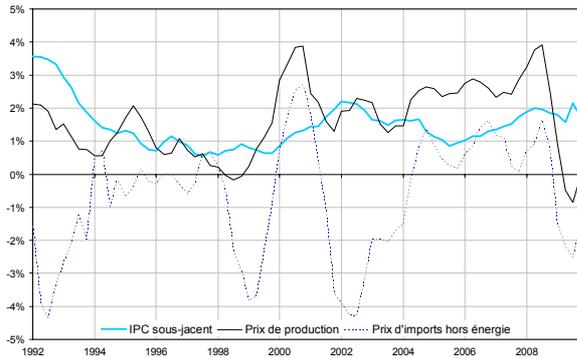
**Tableau 10 : Élasticités ou semi-élasticités de l'IPC sous-jacent**

	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
Prix de production (+1 %)	0,15	0,28	0,24	0,30	0,60	0,88	0,91
Prix d'importations hors énergie (+1 %)	0,00	0,01	0,02	0,03	0,06	0,08	0,09
<i>Dans l'ancien document de travail Opale, on obtenait :</i>							
Prix de production (+1 %)	0,08	0,16	0,16	0,26	0,59	0,87	0,89
Prix d'importations hors énergie (+1 %)	0,00	0,00	0,00	0,01	0,06	0,11	0,11

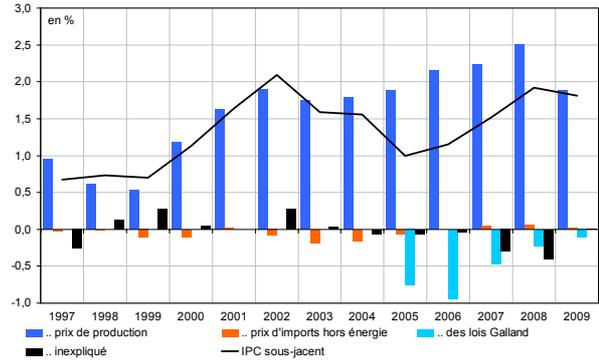
Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

<sup>49</sup> À titre de comparaison, la part en valeur des importations hors énergie dans les ressources totales hors énergie s'élevait à environ 12 % en 2008.

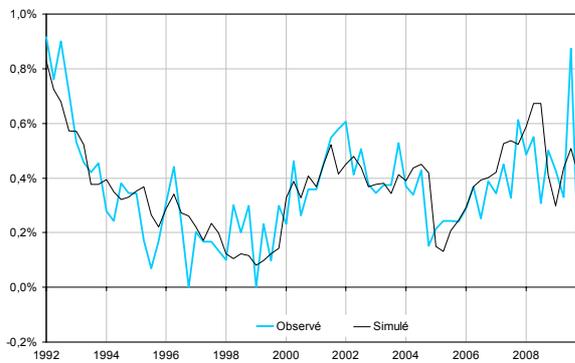
**Graphique 70**  
**IPC sous-jacent et**  
**prix de production et d'importation**



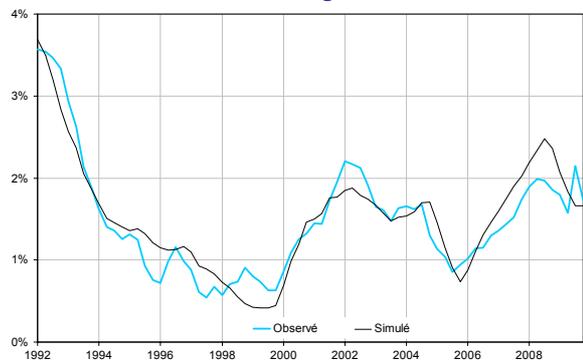
**Graphique 71**  
**Contributions à l'IPC sous-jacent**



**Graphique 72**  
**Observé et simulé en variation trimestrielle**



**Graphique 73**  
**Observé et simulé en glissement annuel**



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

## 5.5 L'indice des prix à la consommation volatile

Une équation d'IPC volatile a été ajoutée à la maquette *Opale* car elle apparaît nécessaire pour construire des variantes réalistes qui prennent en compte les effets transitant par le prix du pétrole. Pour modéliser l'IPC volatile, il faudrait idéalement des variables reflétant à la fois le prix du pétrole et celui de l'alimentaire frais. En pratique, pour éviter d'avoir à complexifier le modèle (cf. document de travail de la DG Trésor sur la boucle prix-salaire pour un modèle plus détaillé de prévision des prix), les prix de l'alimentaire frais ne sont pas modélisés et, à long terme, l'IPC volatile est ancré sur les prix d'offre dans l'ensemble des secteurs marchands et sur le prix du baril, en tenant compte du poids de l'énergie dans l'IPC volatile<sup>50</sup>.

Le prix de l'énergie est lui-même décomposé en fonction du prix du baril en euros et de la taxe intérieure sur les produits pétroliers (TIPP), taxe assise sur les volumes (et non sur les valeurs comme la TVA par exemple) :  $P_{NRJ} \propto (Baril_{EU} + \lambda TIPP)(1 + M)(1 + TVA)$

où  $P_{NRJ}$  désigne l'IPC énergie, TIPP un indice de TIPP<sup>51</sup>, M le taux de marge des raffineurs et distributeurs et TVA le taux de TVA.

Empiriquement, on dispose d'un indice de TIPP trimestrialisé à partir d'un indice mensuel en base 100 en janvier 1985, si bien que l'ordre de grandeur de  $\lambda$  n'a pas de sens économique. On fixe  $\lambda = 0,4$  de manière à refléter la part relative du prix du brut et de la TIPP dans le prix moyen des carburants au cours du temps.

À court terme, les variations de l'IPC volatile répondent aux variations d'un coût de l'énergie construit comme une pondération du prix du baril en euro et des taxes assises sur les volumes, la TIPP. À long terme, le poids de l'énergie dans l'IPC volatile est supposé stable, ce qui est le cas depuis le milieu des années 1980.

**Équation 12 : Indice des prix à la consommation volatile**

$$\Delta \ln IPCVOL = \underset{(6,9)}{0,68\%} + \underset{(7,7)}{0,09\Delta} \ln(Baril_{EU} + 0,4TIPP) - \underset{(-2,8)}{0,08} \left[ \ln IPCVOL - \left( \underset{(*)}{0,15} \ln(Baril_{EU} + 0,4TIPP) + \underset{(*)}{0,85} \ln PxProdMI \right) \right]_{-1}$$

Équation estimée par les MCO sur la période 1986T1-2007T4 :

SER=0,50 %                      DW=1,85                      R<sup>2</sup> = 42,5 %

Avec les notations :

- *IPCVOL* : indice des prix à la consommation volatile ;
- *Baril<sub>EU</sub>* : prix du baril de Brent en euros ;
- *TIPP* : indice agrégé de TIPP ;
- *PxProdMI* : déflateur hors marges commerciales de la production sur le marché intérieur des branches EB-EP.

Le calcul de l'impact mécanique d'un choc du prix du pétrole sur l'IPC volatile dépend du niveau du prix du baril par rapport à celui de la TIPP (cf. Tableau 11).

<sup>50</sup> On a imposé un poids de 15 % pour le prix de l'énergie et de 85 % pour les prix de production en fonction de la part des produits énergétiques hors électricité dans l'IPC volatile (15 % pour l'énergie hors électricité).

<sup>51</sup> L'indice de TIPP a été reconstruit à partir des séries mensuelles de montant de TIPP par litre de carburant publiées depuis 1985 par la DIREM à un niveau fin (super, sans plomb 98 & 95, gazole et GPL, fioul). Cet indice pondère ces montants par le poids de chaque produit dans l'IPC.

**Tableau 11 : Élasticités de l'IPC volatile à un choc de +10 % sur le prix du baril en euro**

	Prix du baril	1 A	2 A	5 A	LT
1997	17,0	0,21	0,24	0,28	0,30
1998	11,5	0,15	0,17	0,20	0,22
1999	16,9	0,21	0,23	0,27	0,29
2000	30,9	0,33	0,37	0,44	0,47
2001	27,3	0,32	0,36	0,42	0,45
2002	26,4	0,30	0,34	0,39	0,43
2003	25,6	0,29	0,32	0,38	0,41
2004	30,7	0,32	0,36	0,42	0,46
2005	44,0	0,41	0,45	0,53	0,58
2006	51,9	0,45	0,50	0,59	0,64
2007	52,7	0,45	0,50	0,59	0,64
2008	65,2	0,50	0,56	0,66	0,72
2009	43,9	0,40	0,45	0,53	0,57

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

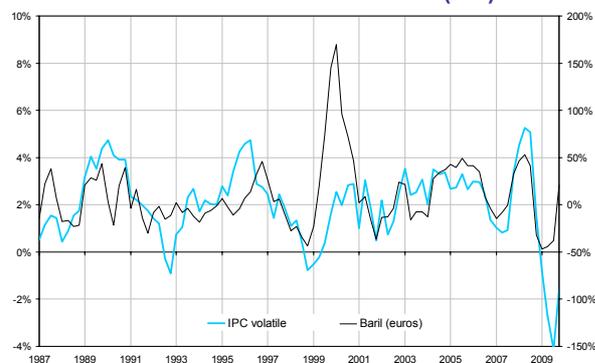
**Tableau 12 : Élasticités ou semi-élasticités de l'IPC volatile**

	1 T	2 T	3 T	1 A	2 A	5 A	LT
Baril (+10 %)	0,44	0,46	0,48	0,50	0,56	0,66	0,72
TIPP (+10 %)	0,50	0,52	0,55	0,57	0,64	0,75	0,81
Prix de production (+1 %)	0,00	0,07	0,13	0,19	0,37	0,67	0,85

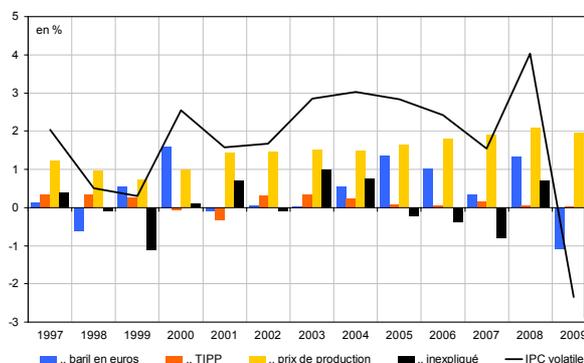
Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

Note : l'effet d'un choc de prix du baril ou de TIPP dépend du niveau du baril et de la TIPP ; pour ce calcul, on se place aux niveaux de 2008, c'est-à-dire pour un prix du baril égal à 65,2 € et un niveau de la TIPP à 184,0.

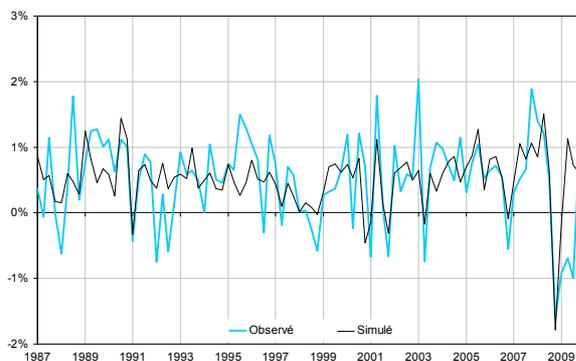
**Graphique 74**  
IPC volatile et baril en euros (GA)



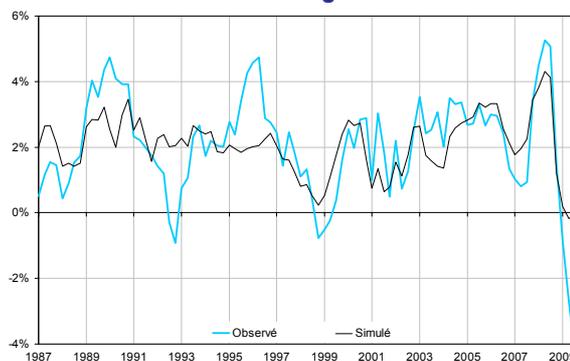
**Graphique 75**  
Contributions à l'IPC volatile



**Graphique 76**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 77**  
Observé et simulé en glissement annuel



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

## 5.6 Les autres comportements : les prix de l'investissement et des échanges extérieurs

### 5.6.1 Déflateur de l'investissement des entreprises hors produits de construction

L'investissement hors construction étant servi par des importations et la production nationale, le prix de l'investissement s'indexe à long terme sur ces déflateurs. Comme l'investissement a un contenu élevé en biens manufacturés, dont le prix augmente moins vite que celui des services, on inclut une tendance dans le long terme de la spécification, tendance captant les écarts entre les prix de production manufacturiers et les prix de production totaux.

**Équation 13 : Prix de l'investissement hors construction**

$$\Delta \ln P_{xI} = 0,05 + 0,26 \Delta \ln P_{xI}_{-1} + 0,56 \Delta \ln P_{xProdMI} + 0,08 \Delta \ln P_{xIM} - 0,20 \left[ \ln P_{xI} - \left( 0,66 \ln P_{xProdMI} + 0,34 \ln P_{xIM} - 0,25 \% Tend \right) \right]_{-1}$$

(3,2)      (2,6)      (3,0)      (1,7)      (-4,4)      (\*)      (\*)

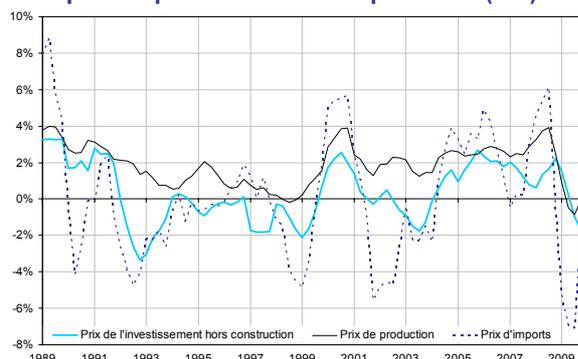
Équation estimée par les MCO sur la période 1987T1-2007T4 :

SER=0,39 %      DW=2,03      R<sup>2</sup> = 54,5 %

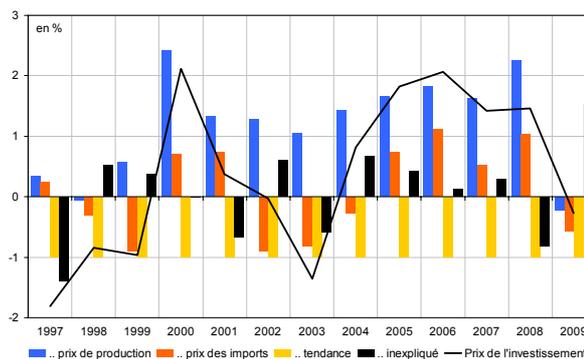
Avec les notations :

- $P_{xI}$  : déflateur de l'investissement des ENF hors construction ;
- $P_{xProdMI}$  : déflateur hors marges commerciales de la production sur le marché intérieur des branches EB-EP ;
- $P_{xIM}$  : déflateur des importations<sup>52</sup> ;
- $Tend$  : tendance linéaire.

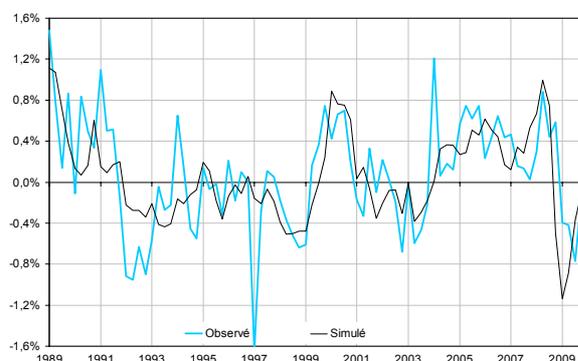
**Graphique 78**  
Prix de l'investissement hors construction, prix de production et d'importation (GA)



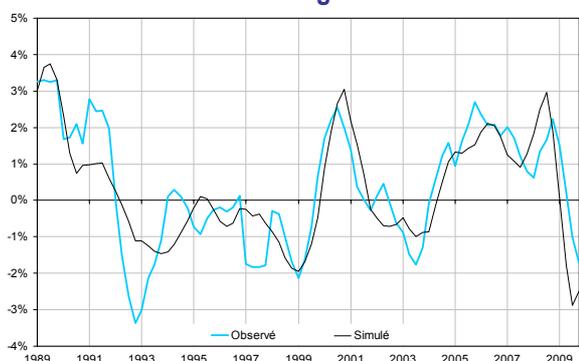
**Graphique 79**  
Contributions au prix de l'investissement



**Graphique 80**  
Observé et simulé en variation trimestrielle



**Graphique 81**  
Observé et simulé en glissement annuel



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

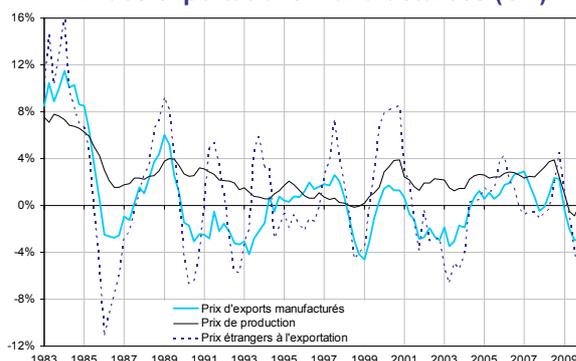
<sup>52</sup> Une modélisation avec le déflateur des importations hors énergie (plutôt que totales) a été testée mais elle était moins satisfaisante à partir de 2008 et la force de rappel était plus faible.

### 5.6.2 Déflateurs des échanges extérieurs de biens manufacturés

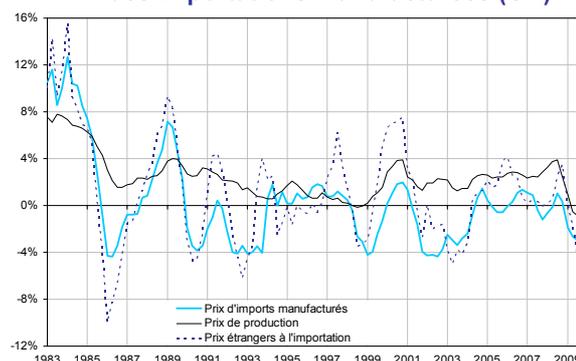
Le prix des exportations de biens manufacturés est classiquement modélisé en fonction des prix de production et des prix des concurrents, ces derniers permettant de prendre en compte l'influence des prix étrangers sur les marges à l'exportation. Ainsi les prix d'exportation s'ajustent à long terme sur les prix étrangers à l'exportation (qui sont exogènes<sup>53</sup>) et sur les prix de production sur le marché intérieur dans les branches principalement marchandes. La contrainte d'homogénéité à long terme a été imposée avec un poids de 50 % sur chacun de ces déterminants, ce qui revient à supposer que les firmes sont *mi-price maker, mi-price taker*<sup>54</sup>. Comme les entreprises qui exportent font face à des coûts spécifiques et ont un positionnement sectoriel différent de l'ensemble des entreprises, il est nécessaire d'inclure une tendance dans le long terme. Cette dernière ressort négativement et reflète également la concurrence croissante des pays à bas coûts qui ne sont pas inclus dans le calcul des prix étrangers. À court terme, le prix des exportations réagit à la fois aux prix étrangers et aux prix de production.

La modélisation du prix des importations de biens manufacturés est similaire, à ceci près que les prix étrangers sont calculés selon une pondération simple, par le poids de nos différents partenaires dans nos importations. Les prix d'importation ne sont pas donc pas uniquement une moyenne pondérée des prix étrangers à l'exportation. Ces derniers sont plutôt vus comme le reflet des coûts de production étrangers. Cela permet de capter en variante un comportement de marge des exportateurs étrangers vers la France : une hausse des prix intérieurs en France incite les exportateurs à accroître leurs marges et donc nos prix d'importations.

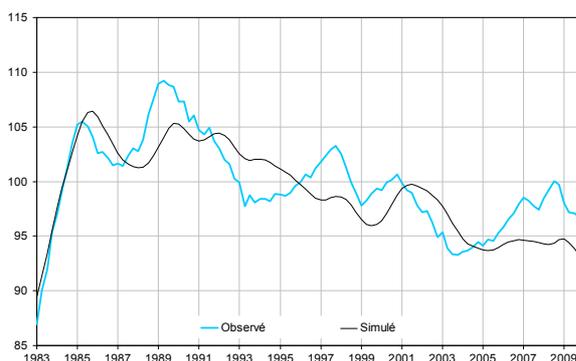
**Graphique 82**  
Prix des exportations manufacturées (GA)



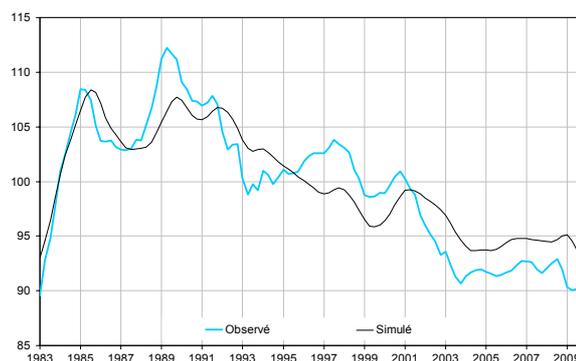
**Graphique 83**  
Prix des importations manufacturées (GA)



**Graphique 84**  
Observé et simulé en niveau



**Graphique 85**  
Observé et simulé en niveau



Sources : comptabilité trimestrielle de l'Insee, calculs des auteurs.

<sup>53</sup> La maquette reconstruit un prix étranger moyen pour nos 8 principaux concurrents pour lesquels des prévisions sont effectuées en dehors de la maquette *Opale* (Allemagne, Italie, Espagne, Belgique, Pays-Bas, Royaume-Uni, États-Unis, Japon) selon un système de pondération simple à l'importation et de pondération double à l'exportation pour tenir compte de la concurrence sur les marchés tiers.

<sup>54</sup> La contrainte d'homogénéité statique est acceptée sur la période 1980-2007. Une estimation sous cette contrainte donne des poids proches de 50 % (60 % pour les prix étrangers et 40 % pour les prix de production).

## 6 Propriétés variantielles

La maquette *Opale* est utilisée avant tout à des fins de prévision à un horizon de deux ans. Elle est aussi sollicitée en variante pour expliquer les écarts entre la prévision et la réalisation (*post-mortem*) ou pour étudier des scénarios alternatifs. Il est donc nécessaire de présenter la réponse endogène du modèle à des chocs purement analytiques – c'est-à-dire sans tenir compte des effets de bouclage sur les autres exogènes du modèle.

La maquette *Opale* présente une modélisation minimale de la boucle prix-salaires, faiblesse qui est surmontée en prévision par le recours à des prévisions d'inflation externes au modèle. Pour établir un *post-mortem*, l'impact sur la croissance d'une appréciation de l'euro ou d'une hausse du baril non anticipées est en revanche évalué à partir de la seule maquette *Opale*. Les variantes change et pétrole doivent donc avoir des effets réalistes sur l'inflation et sur la croissance. En effet, un modèle dont les prix ne s'ajusteraient pas assez vite à ces chocs conduirait à retarder le retour à l'équilibre des variables réelles et donc à surestimer les conséquences réelles de chocs purement nominaux. Ce point importe particulièrement pour la variante change.

De plus, la maquette considère comme exogènes les composantes du RDB des ménages autres que la masse salariale du secteur marchand (masse salariale publique, revenu mixte des EI, EBE des ménages purs, prestations sociales, revenus de la propriété, impôt sur le revenu et cotisations sociales). En prévision, ces autres composantes sont prévues hors modèle à l'aide de variables modélisées (inflation, valeur ajoutée, taux d'intérêt) et des hypothèses d'évolution des finances publiques. Afin de reproduire le caractère endogène de ces composantes en variante, ces dernières sont modélisées à partir d'un bloc spécifique détaillé dans le paragraphe 6.1<sup>55</sup>.

Dans la suite de cette partie, cinq chocs sont présentés (euro, demande mondiale, prix du pétrole, demande publique et taux d'intérêt). Le choc considéré se produit au premier trimestre 2010 (prix du baril à 76 \$ soit 55 €). Les tableaux présentent la réponse du modèle en niveau année après année, de la première à la troisième année après le choc. Les résultats des comparaisons avec *Mésange* sont regroupés dans une dernière sous-partie. À mesure que l'on s'éloigne de la date du choc, les résultats doivent être considérés avec prudence, l'équilibre de long terme du modèle n'étant pas bien défini à la différence de modèles comme *Mésange*<sup>56</sup>.

---

<sup>55</sup> Des maquettes comme *Mésange* comportent des mécanismes analogues.

<sup>56</sup> C'est notamment lié à l'absence dans *Opale* d'un ajustement de la demande de travail à son coût.

## 6.1 Bloc de simulation du revenu disponible des ménages

Cette partie a pour but de détailler la manière dont est simulée la réponse endogène des composantes du revenu des ménages autres que la masse salariale des branches marchandes non agricoles lors d'un des chocs simulés en variante.

En effet, lors d'un exercice de prévision, seule la masse salariale marchande non agricole (soit moins de la moitié du RDB, cf. Tableau 13) est modélisée à l'aide d'une équation d'emploi et d'une équation de salaire. Les autres composantes du revenu sont prévues hors modèle et sont considérées comme exogènes par la maquette *Opale*. Pour les variantes, ces composantes sont endogénéisées, à l'aide d'équations ou à l'aide de coefficients techniques (cf. Tableau 13 et équation 13 à 16).

**Tableau 13 : Composantes du revenu disponible brut des ménages en 2009**

	Valeur (Mds€)	Poids (en %)	Modélisation
Masse salariale EB-EP	527	41	équations d'emploi et de SMPT
Masse salariale autre	220	17	équation 14
Revenu mixte des EI	119	9	équation 15
EBE des ménages purs	167	13	coef. technique sur l'IPC
Prestations sociales en espèces	398	31	équation 16
Revenus nets de la propriété	130	10	coef. technique sur le PIB en valeur
Impôt sur le revenu et le patrimoine	-160	-12	équation 17
Cotisations sociales salariés et non salariés	-128	-10	coef. technique sur les revenus d'activité
Autres	20	2	exogène
<b>RDB</b>	<b>1294</b>	<b>100</b>	

Sources : comptabilité annuelle de l'Insee.

Note : maquette *Opale* avec composantes du RDB autres que la masse salariale indexées progressivement sur l'IPC.

### Équation 14 : Masse salariale versée hors branches marchandes non agricoles

$$\Delta \ln D11aut = \underset{(-2,2)}{-0,33} + \underset{(3,7)}{0,30} \Delta \ln D11aut_{-2} + \underset{(4,4)}{0,50} \Delta \ln IPC_{-1} - \underset{(-2,2)}{0,05} [\ln D11aut - (\ln IPC + \ln PIB)]_{-1}$$

Équation estimée par les MCO sur la période 1982T1-2007T4 :

SER=0,55 %      DW=2,42      R<sup>2</sup> = 48,0 %      avec les notations :

- *D11aut* : masse salariale reçue par les ménages par les branches agricoles et non marchandes ;
- *IPC* : indice des prix à la consommation ;
- *PIB* : PIB en volume à prix chaînés.

À long terme, la masse salariale hors branches marchandes non agricoles (incluant notamment la masse salariale publique) est indexée sur le PIB en valeur. Elle réagit à court terme à l'inflation passée.

### Équation 15 : Revenu mixte des EI

$$\Delta \ln EBE^{EI} = \underset{(-4,9)}{-0,15} + \underset{(15,7)}{0,78} \Delta \ln EBE_{-1}^{EI} + \underset{(6,2)}{0,46} \Delta \ln VA^{EBEP} - \underset{(-4,7)}{0,08} \left[ \ln EBE^{EI} - \left( \ln VA^{EBEP} - \underset{(*)}{0,004} Tend \right) \right]_{-1}$$

Équation estimée par les MCO sur la période 1982T1-2007T4 :

SER=0,49 %      DW=2,01      R<sup>2</sup> = 80,9 %      avec les notations :

- *EBE<sup>EI</sup>* : revenu mixte des entrepreneurs individuels ;
- *VA<sup>EBEP</sup>* : valeur ajoutée des branches EB-EP en valeur ;
- *Tend* : tendance linéaire.

À long terme, le revenu mixte des entrepreneurs individuels est indexé sur la valeur ajoutée en valeur avec une tendance temporelle décroissante retraçant la salarisation croissante de l'économie. À court terme, il réagit progressivement à un choc de valeur ajoutée.

### Équation 16 : Prestations sociales en espèces

$$\Delta \ln PREST = 0,76 + 0,71 \Delta \ln IPC_{-2} - 0,28 \Delta \ln EMPSEBEP - 0,12 \left[ \ln PREST - \left( \ln IPC + 0,005 Tend \right) \right]_{-1}$$

(2,9)      (5,9)      (-1,9)      (-2,9)      (\*)

Équation estimée par les MCO sur la période 1982T1-2007T4 :

SER=0,47 %      DW=2,02      R<sup>2</sup> = 71,4 %      avec les notations :

- *PREST* : prestations sociales en espèces reçues par ménages ;
- *EMPSEBEP* : emploi salarié des branches EB-EP ;
- *Tend* : tendance linéaire.

À long terme, les prestations sociales sont indexées sur l'inflation et suivent une tendance croissante. À court terme, elles réagissent à l'emploi marchand ce qui reflète les fluctuations des prestations chômage.

### Équation 17 : Impôt sur le revenu et le patrimoine

$$\Delta \ln IR = -1,28 + 0,22 \Delta \ln IR_{-4} + 1,88 \Delta \ln RDB_{-4}^{ACT} + 0,17 Ind^{98} + 0,003 Tend^{98} - 0,56 [\ln IR - \ln RDB_{-4}^{ACT}]_{-1}$$

(-7,1)      (2,8)      (2,1)      (5,5)      (4,9)      (-7,0)

Équation estimée par les MCO sur la période 1982T1-2007T4 :

SER=4,79 %      DW=2,09      R<sup>2</sup> = 38,4 %      avec les notations :

- *IR* : impôt sur le revenu et autres impôts payés par les ménages (y.c. CSG) ;
- *RDB<sup>ACT</sup>* : revenus d'activité, i.e. masse salariale reçue par les ménages et revenu mixte des EI ;
- *Ind<sup>98</sup> et Tend<sup>98</sup>* : indicatrice et tendance coudée à partir de 1998.

À long terme, les impôts sur le revenu (y compris CSG) et le patrimoine sont indexés sur les revenus d'activité un an auparavant (pour capter le décalage entre l'année de l'assiette et l'année du paiement), avec une rupture et une tendance coudée à partir de 1998 pour prendre en compte la substitution de la CSG aux cotisations maladie.

## 6.2 Appréciation de 10 % de l'euro vis-à-vis des autres monnaies

Il s'agit d'une variante analytique ne prenant pas en compte le bouclage par la demande mondiale ni l'ajustement des prix étrangers en devise locale. En effet, suite à une appréciation de l'euro, l'activité des pays de la zone euro décélère et la demande mondiale adressée à la France en pâtit. Aux effets négatifs de pertes de compétitivité à l'exportation s'ajoute alors une réduction des débouchés. Les effets réels sur la croissance seraient alors majorés. De plus, les exportateurs européens sont amenés à diminuer leurs prix pour rester compétitifs sur les marchés extra-européens : une variante analytique modélise cet effet pour les exportateurs français car les prix d'exports sont endogènes. La compétitivité bilatérale avec l'Allemagne est maintenue constante ce qui implique également une réaction endogène des prix à l'exportation des produits allemands. Pour nos autres concurrents européens, les prix d'exports sont en revanche exogènes ; ainsi la France gagne en compétitivité vis-à-vis d'eux.

Suite à une appréciation de l'euro de 10 % vis-à-vis des autres monnaies, les prix étrangers diminuent de 5,4 % compte tenu de la part des pays hors de la zone euro (54 %<sup>57</sup>) dans la concurrence ressentie sur les marchés tiers (le choc est donc de 5 % sur le taux de change effectif de la France). En pratique, pour retrouver ce chiffre de 54 %, une repondération est effectuée dans la maquette car la compétitivité est calculée vis-à-vis de seulement huit pays<sup>58</sup> qui ne représentent que 61 % de la concurrence ressentie par la France sur les marchés tiers et où le poids des pays hors zone euro est très faible au sein de ces 8 pays (23 %). Pour ne pas surreprésenter les pays de la zone euro, sont distinguées deux zones géographiques : zone euro et hors zone-euro. Le poids de chaque pays modélisé de la zone euro est multiplié par 1,2 et celui des trois autres pays par 2,4 pour qu'au final le poids de la zone euro soit bien de 46 %. Le même calcul est effectué s'agissant de la compétitivité à l'importation.

Tableau 14 : Réponse du modèle à une appréciation de 10 % de l'euro<sup>(1)</sup>

Écart au compte central (en%)	1 <sup>ère</sup> année				1 <sup>ère</sup> année	2 <sup>e</sup> année	3 <sup>e</sup> année
	T1	T2	T3	T4	MA	MA	MA
PIB	-0,03	-0,22	-0,32	-0,46	-0,26	-0,64	-0,77
Valeur ajoutée marchande	0,0	-0,3	-0,4	-0,6	-0,3	-0,9	-1,0
Consommation des ménages	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	-0,1
Investissement	0,0	-0,1	-0,3	-0,5	-0,2	-0,8	-1,0
... dont ENF	0,0	-0,3	-0,5	-0,9	-0,4	-1,6	-1,8
Importations	-0,1	-0,6	-1,0	-1,3	-0,7	-1,3	-0,9
Exportations	-0,3	-1,7	-2,3	-2,6	-1,7	-2,9	-2,8
RDB des ménages	0,0	-0,1	-0,2	-0,3	-0,2	-0,6	-0,9
Taux d'épargne	0,1	0,0	0,0	-0,1	0,0	-0,1	-0,2
IPC	-0,16	-0,19	-0,22	-0,26	-0,21	-0,39	-0,61
IPCSJ	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,3	-0,5
IPC volatile	-0,4	-0,4	-0,5	-0,5	-0,4	-0,6	-0,8
Prix de production	-0,1	-0,2	-0,3	-0,4	-0,3	-0,6	-0,8
Prix de CI	-0,3	-0,6	-0,8	-0,9	-0,6	-1,1	-1,2
Prix d'exportations	-0,3	-0,9	-1,5	-2,0	-1,2	-2,8	-3,3
Prix d'importations	-0,2	-0,9	-1,6	-2,0	-1,2	-2,4	-2,6
CSU	0,0	0,1	0,1	0,2	0,1	-0,1	-0,5
SMPT	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,1	-0,4	-0,7
Emploi EBEP (milliers)	-1	-6	-17	-31	-14	-67	-108
Taux de chômage	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	0,2	0,4
Balance commerciale (M€)	372	-30	-28	-103	53	-607	-1260
Biens manufacturés	115	-28	-20	-84	-4	-522	-1129
Énergie	628	901	956	1009	873	1040	1010

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

Notes : maquette *Opale* et bloc de simulation du RDB ; poids des monnaies non européennes égal à 54 % à l'export, 39 % à l'import.

<sup>(1)</sup> Le choc simulé correspond donc à une appréciation de 5,3 % du taux de change effectif nominal de la France. Pour cette variante, on maintient la compétitivité bilatérale avec l'Allemagne constante.

<sup>57</sup> Proportion calculée à partir des données de la base CHELEM du CEPII en 1999 qui retient 43 pays.

<sup>58</sup> Les pays sont Allemagne, Italie, Espagne, Belgique, Pays-Bas, États-Unis, Royaume-Uni et Japon. Ce sont les pays pour lesquels on dispose (hors modèle *Opale*) de prévisions de prix d'exportations.

L'impact de l'appréciation de l'euro sur les prix est déflationniste, du fait d'une baisse des prix des importations qui se diffuse aux autres variables de prix (prix à la consommation, prix de production et dans une moindre mesure salaire). Les résultats sont comparables à ceux donnés par des maquettes ne modélisant qu'un bloc prix-salaires comme la maquette macrosectorielle développée à la DG Trésor<sup>59</sup> : impact sur les prix à la consommation légèrement plus faible la première année (0,21 contre 0,35, voir Tableau 14) et la deuxième année (0,39 contre 0,46).

L'impact sur l'activité est récessif à court terme, du fait de la perte de compétitivité-prix qui pèse sur les exportations. L'effet est négatif sur les importations en volume : la hausse attendue du fait de la baisse du prix des importations est dominée par la baisse liée au repli de l'activité. Le retour à l'équilibre ne s'amorce qu'à la fin de la troisième année, avec les gains de compétitivité que procure l'ajustement baissier des prix (à long terme l'effet d'une appréciation de l'euro sur l'activité est nul).

Les ordres de grandeur des réponses des différentes variables en volume (exportation, PIB...) sont un peu plus faibles que ceux donnés par la même variante analytique de *Mésange* (cf. partie 6.7).

### 6.3 Hausse de 1 % de la demande mondiale adressée à la France

La dynamique de la maquette après un choc de demande mondiale se propage *via* un surcroît d'activité tiré par les exportations et la réponse endogène du modèle : plus d'activité entraîne plus d'investissement, d'emploi, de revenus et de consommation. Les effets sont sensiblement comparables à ceux de la maquette *Mésange* (cf. Tableau 15 et partie 6.7). L'impact sur l'activité serait de 0,1-0,2 point de PIB entre la première et la troisième année.

Tableau 15 : Réponse du modèle à une augmentation de 1 % de la demande mondiale

Écart au compte central (en%)	1 <sup>ère</sup> année				1 <sup>ère</sup> année	2 <sup>e</sup> année	3 <sup>e</sup> année
	T1	T2	T3	T4	MA	MA	MA
PIB	0,09	0,13	0,14	0,16	0,13	0,18	0,21
Valeur ajoutée marchande	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3
Consommation des ménages	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1
Investissement	0,1	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2
... dont ENF	0,1	0,2	0,3	0,3	0,2	0,4	0,4
Importations	0,2	0,4	0,4	0,4	0,3	0,4	0,4
Exportations	0,6	0,8	0,6	0,6	0,7	0,7	0,8
RDB des ménages	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1
Taux d'épargne	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
IPC	0,00	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01
IPCSJ	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
IPC volatile	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix de production	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix de CI	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix d'exportations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix d'importations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CSU	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	-0,1	0,0	0,1
SMPT	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1
Emploi EBEP (milliers)	3	8	13	18	10	26	34
Taux de chômage	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	-0,1	-0,1
Balance commerciale (M€)	386	488	209	236	330	330	406
Biens manufacturés	327	426	155	171	270	249	309
Énergie	-4	-7	-22	-17	-12	-16	-19

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

Notes : maquette *Opale* et bloc de simulation du RDB.

<sup>59</sup> Cf. De Loubens et Thornary (2010).

## 6.4 Hausse de 20 % du prix du pétrole

À la différence d'autres chocs, l'impact d'une hausse du prix du baril sur les prix et donc sur la croissance dépend du niveau du prix du baril au moment où se produit le choc. En effet, l'impact sur le prix de l'énergie et sur l'IPC volatile ne sera pas le même suivant que le prix du baril soit égal à 10 € ou à 60 € (cf. section 5.5).

Par ailleurs, dans la mesure où l'augmentation du prix de l'énergie touche aussi nos concurrents commerciaux, une variante réaliste devrait tenir compte du fait que les prix étrangers augmentent également et donc que la perte de compétitivité de l'économie française est moindre que dans cette variante analytique, tant sur le marché intérieur qu'à l'étranger. Cet effet serait toutefois contrebalancé par le ralentissement de l'économie mondiale et par les moindres débouchés à l'export qu'il entraîne. Au final, l'impact sur la croissance est ici surévalué par rapport à une variante réaliste<sup>60</sup>.

Les effets inflationnistes d'une hausse du prix du pétrole sont proches de ceux des maquettes ne modélisant qu'un bloc prix-salaires comme la maquette macrosectorielle développée à la DG Trésor (cf. Tableau 16) : impact similaire la première année (0,38) et plus fort la deuxième année (0,58 contre 0,42).

La hausse du prix du pétrole dans la maquette *Opale* a un impact récessif principalement via le choc de demande négatif (il n'y a pas de choc d'offre du fait de l'absence de variable de termes de l'échange dans l'équation d'emploi ou de rentabilité dans l'équation d'investissement) : le choc conduit à une diminution de la consommation liée à la hausse de l'inflation et à une dégradation de la balance commerciale. Au total, l'activité serait inférieure de 0,1 point de PIB la première année, de 0,2 point de PIB la deuxième année et de 0,4 point de PIB la troisième année.

Tableau 16 : Réponse du modèle à une augmentation de 20 % du prix du pétrole<sup>(1)</sup>

Écart au compte central (en%)	1 <sup>ère</sup> année				1 <sup>ère</sup> année	2 <sup>e</sup> année	3 <sup>e</sup> année
	T1	T2	T3	T4	MA	MA	MA
PIB	-0,03	-0,07	-0,10	-0,14	-0,09	-0,21	-0,37
Valeur ajoutée marchande	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,1	-0,3	-0,5
Consommation des ménages	-0,1	-0,2	-0,2	-0,3	-0,2	-0,3	-0,5
Investissement	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,4
... dont ENF	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,1	-0,3	-0,8
Importations	-0,1	-0,3	-0,4	-0,5	-0,3	-0,5	-0,8
Exportations	0,0	-0,1	-0,2	-0,3	-0,1	-0,5	-0,8
RDB des ménages	0,0	0,1	0,2	0,2	0,1	0,3	0,4
Taux d'épargne	-0,2	-0,1	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,1
IPC	0,31	0,36	0,40	0,44	0,38	0,58	0,83
IPCSJ	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,3	0,5
IPC volatile	0,8	0,8	0,9	0,9	0,8	1,1	1,3
Prix de production	0,2	0,3	0,4	0,5	0,4	0,7	1,0
Prix de CI	0,4	0,6	0,8	0,9	0,7	1,1	1,4
Prix d'exportations	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2	0,4
Prix d'importations	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2	0,4
CSU	0,0	0,2	0,2	0,3	0,2	0,3	0,5
SMPT	0,0	0,1	0,2	0,2	0,1	0,3	0,4
Emploi EBEP (milliers)	-1	-3	-7	-12	-6	-24	-49
Taux de chômage	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,2
Balance commerciale (M€)	-1238	-1813	-1942	-1985	-1745	-2200	-2189
Biens manufacturés	114	198	194	241	187	126	57
Énergie	-1342	-1986	-2106	-2190	-1906	-2280	-2198

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

Notes : maquette *Opale* et bloc de simulation du RDB.

<sup>(1)</sup> choc en 2010T1, le baril passerait de 76 \$ à 84 \$ (55 € à 61 €).

<sup>60</sup> Voir par exemple le document de travail *Mésange* qui présente, outre une variante analytique, une variante incorporant l'ensemble des effets mentionnés.

## 6.5 Hausse de 1 point de PIB de la demande publique

Une hausse de la demande publique peut prendre la forme soit d'une hausse de la consommation publique soit d'une hausse de l'investissement public (cf. Tableau 17). Cette variante est de nouveau analytique dans la mesure où la dépense publique n'est pas financée par une hausse d'impôts. Cette dépense suppose donc un accroissement de la dette de l'État.

Les mécanismes en œuvre sont sensiblement les mêmes que pour un choc de demande. La hausse de la dépense publique accroît l'activité qui entraîne un surcroît d'investissement des entreprises, de l'emploi, des revenus des ménages et de la consommation. Une partie de cette hausse est toutefois satisfaite par des importations. L'activité serait ainsi soutenue de 0,9 point de PIB la première année, de 1,2 point la deuxième année et de 1,3 point la troisième année.

Cet effet expansionniste ne s'accompagne pas d'une hausse des prix, ce qui reflète la difficulté de la maquette *Opale* à prendre en compte l'effet de l'activité sur les comportements de prix des producteurs notamment<sup>61</sup>.

**Tableau 17 : Réponse du modèle à une hausse de 1 point de PIB de l'investissement des APU<sup>(1)</sup>**

Écart au compte central (en%)	1 <sup>ère</sup> année				1 <sup>ère</sup> année	2 <sup>e</sup> année	3 <sup>e</sup> année
	T1	T2	T3	T4	MA	MA	MA
PIB	0,66	0,82	0,98	1,09	0,89	1,21	1,26
Valeur ajoutée marchande	0,9	1,1	1,3	1,4	1,2	1,6	1,7
Consommation des ménages	0,0	0,1	0,2	0,4	0,2	0,6	0,8
Investissement	5,9	6,2	6,5	6,7	6,3	7,1	7,2
... dont ENF	0,8	1,3	1,8	2,2	1,5	2,8	2,5
Importations	2,0	2,6	2,9	3,2	2,7	3,0	2,4
Exportations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
RDB des ménages	0,1	0,3	0,4	0,5	0,3	0,7	0,8
Taux d'épargne	0,1	0,1	0,2	0,2	0,1	0,2	0,1
IPC	-0,01	-0,02	-0,02	-0,03	-0,02	-0,04	-0,05
IPCSJ	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1
IPC volatile	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix de production	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	0,0
Prix de CI	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0
Prix d'exportations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix d'importations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CSU	-0,6	-0,5	-0,4	-0,3	-0,5	0,2	0,5
SMPT	0,0	0,1	0,2	0,3	0,1	0,5	0,6
Emploi EBEP (milliers)	18	52	86	120	69	180	219
Taux de chômage	-0,1	-0,2	-0,3	-0,4	-0,2	-0,6	-0,8
Balance commerciale (M€)	-2571	-3299	-3646	-4045	-3390	-3765	-3035
Biens manufacturés	-2223	-3027	-3394	-3619	-3066	-3277	-2459
Énergie	-347	-258	-211	-350	-291	-307	-291

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

Notes : maquette *Opale* et bloc de simulation du RDB.

<sup>(1)</sup> soit une hausse de 30 % de l'investissement des APU en volume.

<sup>61</sup> Pour ses exercices de prévisions, la DG Trésor utilise d'autres outils pour prévoir l'inflation : une modélisation macrosectorielle de la boucle prix- salaires (document de travail DG Trésor n°2010/04) combinée à une expertise microsectorielle.

## 6.6 Hausse de 100 points de base des taux d'intérêt

Une hausse des taux d'intérêt accroît le coût du capital et pénalise l'investissement. Elle modifie également l'arbitrage consommation/épargne des ménages même si le lien entre taux d'intérêt et taux d'épargne demeure ambigu (cf. section 4.1). Au total, la hausse des taux d'intérêt se traduit par une baisse de l'activité comprise entre 0,1 point de PIB la première année et 0,2 point de PIB la troisième année (cf. Tableau 18).

Cet effet récessif ne s'accompagne pas d'une baisse des prix, ce qui reflète la difficulté de la maquette *Opale* à prendre en compte l'effet de l'activité sur les comportements de prix des producteurs notamment<sup>62</sup>.

Tableau 18 : Réponse du modèle à une hausse de 100 points de base des taux d'intérêt<sup>(1)</sup>

Écart au compte central (en%)	1 <sup>ère</sup> année				1 <sup>ère</sup> année	2 <sup>e</sup> année	3 <sup>e</sup> année
	T1	T2	T3	T4	MA	MA	MA
PIB	-0,02	-0,05	-0,13	-0,13	-0,08	-0,17	-0,22
Valeur ajoutée marchande	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,1	-0,2	-0,3
Consommation des ménages	0,0	0,0	-0,2	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Investissement	0,0	-0,2	-0,4	-0,5	-0,3	-0,9	-1,3
... dont ENF	0,0	-0,3	-0,5	-0,8	-0,4	-1,2	-1,7
Importations	-0,1	-0,1	-0,4	-0,4	-0,3	-0,4	-0,5
Exportations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
RDB des ménages	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	-0,2	-0,3
Taux d'épargne	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	-0,1	-0,2
IPC	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01
IPCSJ	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
IPC volatile	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix de production	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix de CI	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix d'exportations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Prix d'importations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CSU	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0
SMPT	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1
Emploi EBEP (milliers)	-1	-2	-7	-12	-5	-22	-34
Taux de chômage	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1
Balance commerciale (M€)	84	183	520	503	323	544	641
Biens manufacturés	73	164	461	465	291	479	536
Énergie	11	19	57	32	30	43	58

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub>, calculs des auteurs.

Notes : maquette *Opale* et bloc de simulation du RDB.

<sup>(1)</sup> L'ensemble des taux (directeurs, longs, interbancaires, à la consommation et aux entreprises) augmentent de 100 points de base. Les *spreads* demeurent constants.

<sup>62</sup> Pour ses exercices de prévisions, la DG Trésor utilise d'autres outils pour prévoir l'inflation : une modélisation macrosectorielle de la boucle prix- salaires (document de travail DG Trésor n°2010/04) combinée à une expertise microsectorielle.

## 6.7 Comparaison avec Mésange

Tableau 19 : Comparaison des variantes analytiques entre Opale et Mésange

	PIB			IPC		
	1 <sup>ère</sup> année	2 <sup>e</sup> année	3 <sup>e</sup> année	1 <sup>ère</sup> année	2 <sup>e</sup> année	3 <sup>e</sup> année
<b>Change +10 %</b>						
<i>Opale</i>	-0,26	-0,64	-0,77	-0,21	-0,39	-0,61
<i>Mésange</i>	-0,48	-0,81	-0,98	-0,46	-0,66	-1,04
<b>Demande mondiale +1 %</b>						
<i>Opale</i>	0,13	0,18	0,21	0,00	-0,01	-0,01
<i>Mésange</i>	0,16	0,22	0,25	0,02	0,06	0,13
<b>Pétrole +20 %</b>						
<i>Opale</i>	-0,09	-0,21	-0,37	0,38	0,58	0,83
<i>Mésange</i>	-0,04	-0,15	-0,25	0,30	0,58	0,78
<b>Investissement des APU +1 point de PIB</b>						
<i>Opale</i>	0,89	1,21	1,26	-0,02	-0,04	-0,05
<i>Mésange</i>	1,12	1,32	1,33	0,01	0,17	0,53

Sources : modèle *Opale*<sub>2010</sub> et modèle *Mésange* 2010.

Les réponses à un choc analytique de demande mondiale ou de demande publique sont globalement similaires entre les modèles *Opale* et *Mésange*, avec cependant quelques différences :

- L'effet expansionniste d'un choc de demande publique est moins marqué dans *Opale*. C'est le reflet d'un multiplicateur des importations plus fort dans *Opale* (élasticité à la demande de près de 3 au bout d'un an contre 1,5 dans *Mésange*), ce qui entraîne un effet d'éviction par les importations plus important ;
- les chocs de demande – demande mondiale ou demande publique – sont légèrement désinflationnistes dans *Opale* alors qu'ils sont significativement inflationnistes dans *Mésange*. Un choc de demande fait bien augmenter les salaires dans *Opale* comme dans *Mésange* mais le retard d'ajustement de l'emploi favorise une hausse de la productivité. C'est ce dernier effet qui domine dans *Opale*, de sorte que les coûts salariaux unitaires baissent la première année. Cette baisse se répercute ensuite progressivement aux prix de production et à l'IPC sous jacent, expliquant ainsi la légère baisse de l'inflation. En termes d'activité, les résultats sont par contre proches, car les effets des prix sur l'activité demeurent faibles au regard des effets directs du choc de demande dans les deux modèles.

Les chocs prix du baril et change diffèrent plus nettement entre *Opale* et *Mésange*, principalement sur l'activité :

- Le choc du prix du baril a un impact négatif plus fort dans *Opale* qui s'explique essentiellement par la différence de spécification de la consommation des ménages. Dans *Opale*, elle contient un effet de type « encaisses réelles »<sup>63</sup>. L'inflation provenant de la hausse du prix du baril pénalise donc la consommation des ménages. En annulant l'effet « encaisses réelles », l'impact sur le PIB serait très proche de celui estimé dans *Mésange* (-0,14 en deuxième année et -0,29 en troisième année). Le choc s'applique également à un prix du pétrole plus élevé dans *Opale* (46 \$ dans *Mésange* contre 76 \$ dans *Opale*), de sorte que la ponction en point de pouvoir d'achat d'une hausse de 20 % du prix du pétrole est plus élevée dans *Opale*. Pour la même raison, les effets sur l'inflation sont globalement plus élevés dans *Opale* que dans *Mésange* ;

<sup>63</sup> Estimée depuis 1982, la spécification peut rendre compte de cet effet. Dans *Mésange*, la consommation totale des ménages est estimée à partir de 1990, période pendant laquelle le régime d'inflation était modéré.

- Le choc de change a un impact récessif légèrement moins fort dans *Opale*, avec un effet déflationniste moins marqué.
  - Ceci provient essentiellement de la nouvelle spécification de la consommation des ménages qui limite l'impact négatif d'une appréciation de l'euro. Avec une spécification sans l'effet « encaisses réelles », la désinflation importée en raison de l'appréciation de l'euro soutiendrait moins l'activité et l'impact sur le PIB serait plus négatif de 0,05 point la deuxième année et de 0,09 point la troisième année.
  - Il convient de préciser que dans la variante présentée la compétitivité bilatérale avec l'Allemagne est maintenue constante ce qui implique une réaction endogène des prix à l'exportation des produits allemands. Si ces derniers restaient exogènes au même titre que les autres prix étrangers, alors l'impact aurait été encore moins récessif que dans *Mésange* (-0,52 % et -0,54 % en écart au compte central les deuxième et troisième années, soit un impact récessif moindre de 0,29 point et 0,44 point par rapport à *Mésange*).

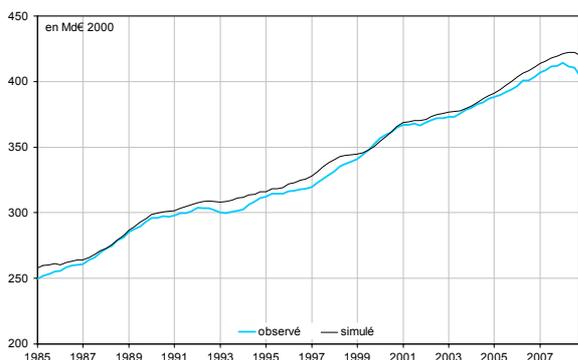
## 6.8 Application : qualité globale du modèle

Dans un exercice de prévision, le modèle s'appuie sur l'évolution de variables exogènes et sur un éventuel jugement qui se matérialise par l'évolution des « cales » (écart entre la simulation et l'observé/prévu). En l'absence d'informations additionnelles, les cales et les coefficients techniques<sup>64</sup> sont maintenus constants, de sorte que la contribution des inexpliquées dans les équations de comportement est nulle.

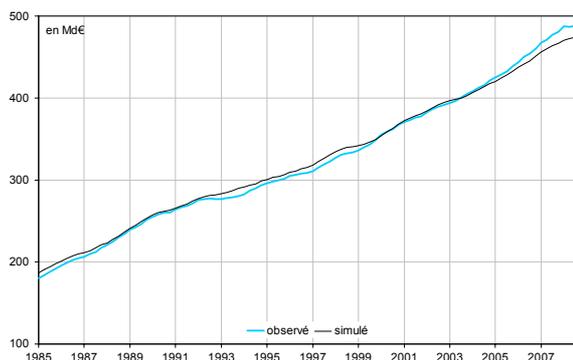
Pour quantifier la qualité globale du modèle, il est possible de répliquer la même opération mais sur le passé. Plus précisément, nous maintenons constantes l'ensemble des cales et des coefficients techniques à compter du premier trimestre de 1983, date à partir de laquelle les comportements de la maquette *Opale* commencent à être simulés. La comparaison entre la simulation et l'observation d'un agrégat comme le PIB permet de distinguer ce qui est expliqué par le modèle de ce qui ne l'est pas (i.e. construction d'une cale agrégée). L'inexpliqué sur le PIB une année donnée fait donc apparaître l'impact agrégé des écarts de comportement (consommation, investissement, exportation...) par rapport à la simulation, reflétant entre autre des effets non modélisés :

- En volume, la comparaison du PIB simulé avec l'observé (cf. Graphiques 86 et 88) fait part d'une qualité globalement satisfaisante du modèle, notamment à partir de 2000. Sur la période 1984-2009, le PIB présente un écart-type de 1,52 % dont un peu moins de la moitié est expliquée par le modèle (SER=0,86 %).
- En valeur, la comparaison du PIB simulé avec l'observé (cf. Graphiques 87 et 89) fait part d'une qualité également satisfaisante du modèle. Sur la période 1984-2009, le PIB présente un écart-type de 2,35 % dont un peu plus de la moitié est expliqué par le modèle (SER=0,99 %).

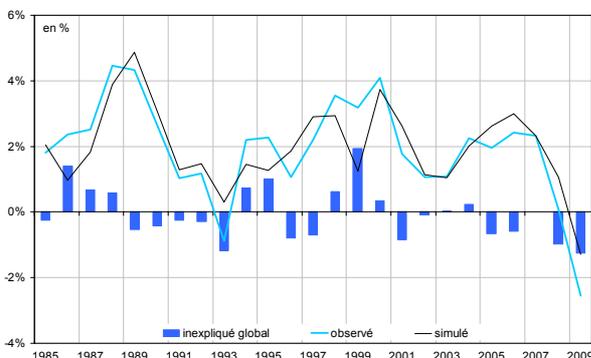
**Graphique 86**  
Niveau du PIB en volume



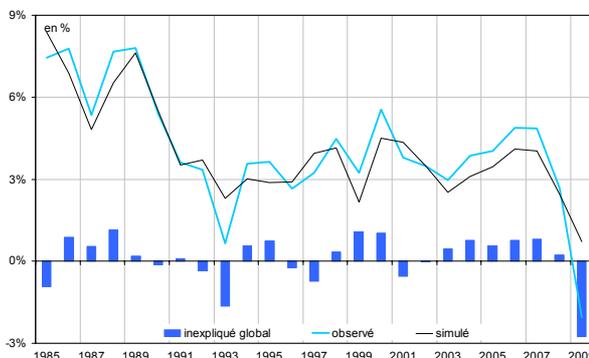
**Graphique 87**  
Niveau du PIB en valeur



**Graphique 88**  
Variation du PIB en volume



**Graphique 89**  
Variation du PIB en valeur



Sources : Insee, calculs des auteurs.

<sup>64</sup> Les coefficients techniques permettent de modéliser les petits postes de l'équilibre ressources-emploi.

## 6.9 Application : exercice de *post-mortem*

Cette section effectue un retour sur la prévision de croissance pour l'année 2008, marquée par trois trimestres de reculs de l'activité du fait de la crise mondiale. L'exercice de *post-mortem* réalisé analyse les facteurs de révision entre la prévision des Perspectives Économiques d'avril 2008, lorsque la crise n'était pas encore perçue, et le compte provisoire 2008 publié en mai 2009<sup>65</sup>. Entre ces deux dates, la croissance, initialement prévue dans la fourchette 1,7 %-2,0 %, est ressortie à 0,3 % en données corrigées des jours ouvrables<sup>66</sup>.

L'exercice de *post-mortem* a pour but de déterminer les sources de révision de la croissance entre ces deux exercices de prévisions. Il est possible de distinguer ce qui provient d'une révision de l'environnement extérieur – demande mondiale adressée à la France, prix du pétrole, changes et taux d'intérêt – de ce qui provient d'une erreur de prévision<sup>67</sup> sur les comportements modélisés – échanges extérieurs, demande des ménages, investissement des entreprises, stocks, emploi, prix et salaires – ou encore d'une révision de la demande publique – consommation et investissement des APU<sup>68</sup>.

Par exemple, le moindre dynamisme de la demande mondiale (passant de 3,9 % à 1,0 %, cf. Tableau 20) explique la révision à la baisse de près de 0,3 % de la croissance en 2008 (cf. Tableau 21). L'application de la variante demande mondiale (cf. section 6.3) retiendrait un impact sur la croissance légèrement plus fort de 0,38 % (= 0,13 % × 2,9 %). Mais, ce calcul repose sur une variante réalisée à partir d'un choc au premier trimestre alors que le vrai résultat est plus précis car il prend en compte la chronique de révision de la demande mondiale trimestre après trimestre : une partie des effets de la forte baisse de la demande mondiale intervenue au 4<sup>e</sup> trimestre 2008 se retrouvent en 2009.

Tableau 20 : Hypothèses extérieures

	Perspectives Économiques d'avril 2008	Compte provisoire 2008
Demande mondiale	3,9 %	1,0 %
Pétrole	99,2 \$	97,2 \$
TCEN	2,5 %	2,1 %
Taux à 3 mois	4,1 %	4,6 %
Taux à 10 ans	4,2 %	4,2 %

Sources : Perspectives Économiques, comptabilité annuelle de l'Insee.

Pour illustrer la mécanique du *post-mortem* sur un comportement, prenons l'exemple de la consommation des ménages. Entre les deux exercices de prévisions, celle-ci a été revue à la baisse passant d'une croissance de 2,1 % à 0,9 %. Cette révision est pour partie endogène, c'est-à-dire liée à la révision du revenu (passant de 4,2 % à 3,4 %, reflétant notamment la surestimation de l'emploi, et donc de la masse salariale, du fait de la récession débutée au deuxième trimestre 2008) et de l'inflation (de 2,2 % à 2,8 %) et pour partie due au comportement de consommation, c'est-à-dire à l'inexpliqué de l'équation de consommation (cf. Tableau 21). La révision de cet inexpliqué entraîne une révision de la croissance, en raison de l'impact direct d'une moindre consommation sur le PIB et des effets de bouclage de la maquette – notamment importations et investissement des entreprises. Au final, la révision du comportement de consommation explique à elle seule 0,4 point de révision à la baisse de la croissance en 2008.

Au final, les principaux facteurs ayant concouru à la révision à la baisse de la croissance 2008 entre avril 2008 et mai 2009 sont (cf. Tableau 21) :

<sup>65</sup> Il n'est pas possible d'effectuer cet exercice à partir de la première prévision réalisée pour 2008, celle publiée dans le Rapport Économique, Social et Financier d'octobre 2007, qui retenait la fourchette de 2 – 2½ % avec un point médian à 2¼ %. Cette prévision avait en effet été réalisée à l'aide de la maquette *Opale* en prix constants.

<sup>66</sup> 0,4 % en données brutes. L'évolution est de +0,2 % dans les comptes semi-définitifs publiés en mai 2010.

<sup>67</sup> L'erreur de prévision reflète les erreurs de la modélisation, amoindries ou accentuées par des erreurs de jugement (gestion de la cale en prévision).

<sup>68</sup> Plus précisément, une révision de la demande publique reflète une éventuelle révision de la demande en valeur (estimée hors du modèle *Opale*) et/ou une erreur de prévision du prix de cette demande publique.

- Une demande mondiale moins dynamique que prévu, avec un recul généralisé à tous les pays au quatrième trimestre 2008 (*contribution de -0,3 point*) ;
- Des échanges extérieurs en volume plus pénalisants (*contribution de -0,8 point*) provenant notamment d'importations plus dynamiques que ce que laissent prévoir la demande intérieure et extérieure (*contribution de -0,6 point dont -0,3 pour l'énergie*) ;
- Une consommation des ménages moins dynamique qu'attendu par leurs déterminants (*contribution de -0,4 point*) ;
- Un comportement des entreprises légèrement plus favorable (*contribution de +0,2 point*) provenant d'un investissement plus dynamique qu'attendu par les perspectives de débouchés en partie contrebalancé par un comportement de stockage plus restrictif avec notamment un fort déstockage au quatrième trimestre 2008 ;
- Les autres facteurs expliquent le reliquat de la révision de croissance (*-0,1/-0,2 point de contribution*).

**Tableau 21 : Facteurs de révision de la croissance pour 2008**

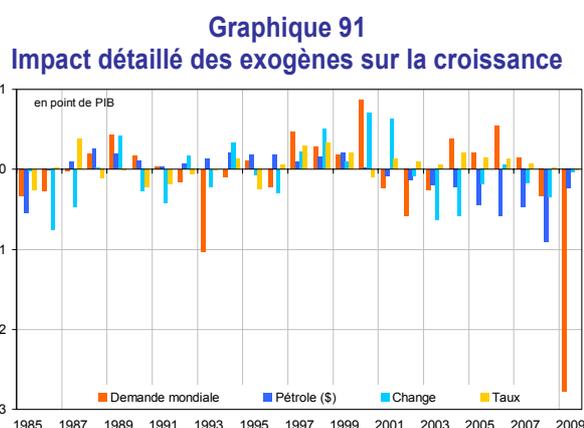
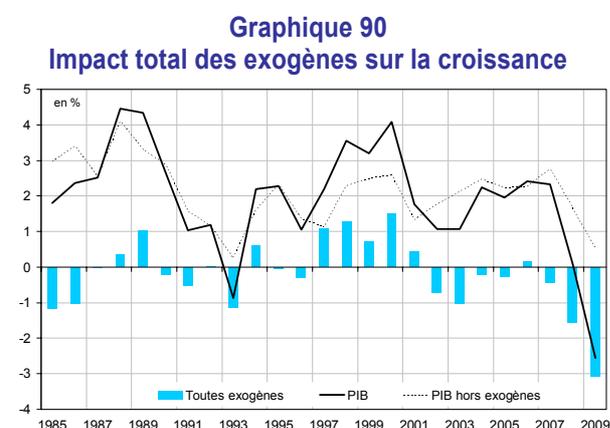
<b>Perspectives Économiques d'avril 2008</b>	<b>1,7 – 2,0</b>
Environnement international	-0,35
... demande mondiale	-0,27
... taux de change	-0,03
... taux d'intérêt	-0,03
... pétrole	-0,02
Comportement des échanges extérieurs	-0,80
... exportations	-0,17
... importations	-0,63
... dont importations d'énergie	-0,30
Comportement des ménages	-0,43
... consommation	-0,40
... investissement	+0,01
... salaires	-0,07
... emploi	-0,03
... revenus hors masse salariale EB-EP	+0,06
Comportement des entreprises	+0,20
... investissement	+0,38
... stockage	-0,18
Demande publique	-0,12
Prix	-0,09
Autres	+0,07
<b>Comptes mai 2009 (CJO)</b>	<b>0,33</b>

Sources : Perspectives Économiques d'avril 2008, comptabilité annuelle de l'Insee, modèle *Opale*<sub>2010</sub> et calculs des auteurs.

## 6.10 Application : impact de l'environnement extérieur sur la croissance

La maquette *Opale* permet d'évaluer l'impact de chocs externes sur la croissance, ou sur toute autre variable macroéconomique, en tenant compte du bouclage par l'investissement, les importations ou l'emploi. L'impact est calculé en construisant un scénario contrefactuel où la demande mondiale, les prix du pétrole, les taux d'intérêt, les *spreads* et le change suivent leur tendance de long terme. Ainsi, l'évolution de cet environnement extérieur considéré comme exogène aurait globalement été défavorable à la croissance française depuis 2002 (près de  $\frac{2}{3}$  point de croissance en moins en moyenne par an, voir Graphique 90).

Plus précisément, la hausse du prix du pétrole aurait coûté près de 0,5 point de croissance par an en moyenne depuis 2002 dont 1,0 point pour la seule année 2008 (cf. Graphique 91). L'appréciation de l'euro aurait pesé sur nos exportations et coûté  $\frac{1}{4}$  point de croissance par an depuis 2002 soit une perte cumulée de 1,8 point entre 2002 et 2008. Sur cette période, la demande mondiale a crû à un rythme proche de sa moyenne historique si bien que ses fluctuations ont eu un impact globalement nul sur la croissance. Enfin, les conditions financières favorables avec des taux d'intérêt historiquement bas sont estimées avoir eu un impact positif de 0,1 point de croissance par an en moyenne, sans doute sous-estimé du fait de la faible ampleur des effets financiers dans la maquette *Opale*.

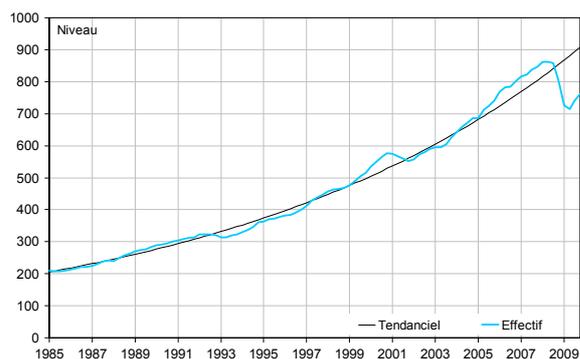


Sources : Insee, calculs des auteurs.

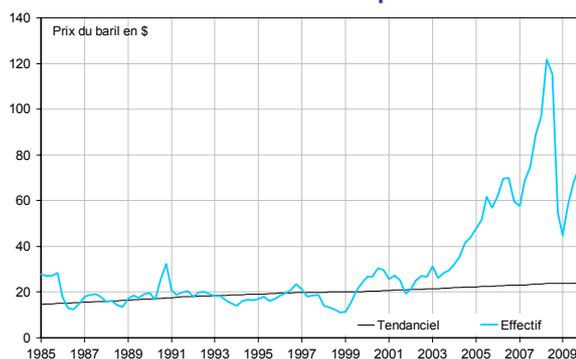
Ce chiffrage est toutefois fonction du contrefactuel choisi pour chacune des variables exogènes :

- **Pour la demande mondiale**, le contrefactuel suppose une croissance de 6 % par an ce qui correspond à son taux de croissance sur les vingt dernières années (cf. Graphique 92). Il y aura donc un choc de demande mondiale dès l'instant où celle-ci ne croît pas à ce rythme ;
- Le contrefactuel **du prix du pétrole** est un prix réel du baril constant (cf. Graphique 93). Toute déformation du prix du pétrole relativement aux autres biens (ici mesuré par l'IPC) est donc assimilée à un choc du prix du pétrole ;
- **Pour les taux de change**, on distingue les taux hors zone euro pour lesquels le contrefactuel les suppose constants, des taux zone euro pour lesquels un filtre HP est appliqué pour tenir compte de la convergence liée au SME (cf. Graphique 94) ;
- Enfin, le contrefactuel retient **des taux d'intérêt réels** – déflatés par le glissement annuel de l'IPCSJ - constants (taux directeur, taux interbancaire à 3 mois cf. Graphique 95, taux des emprunts d'État à 10 ans, taux aux entreprises, taux des crédits à la consommation).

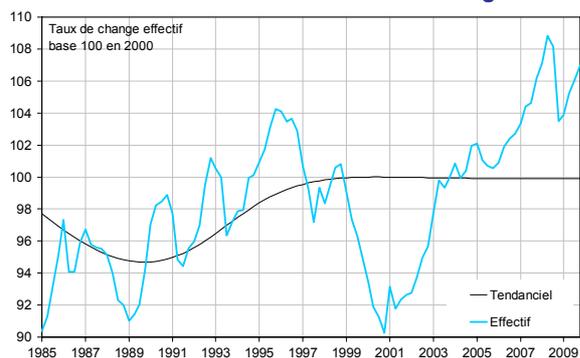
**Graphique 92**  
Scénario central de demande mondiale



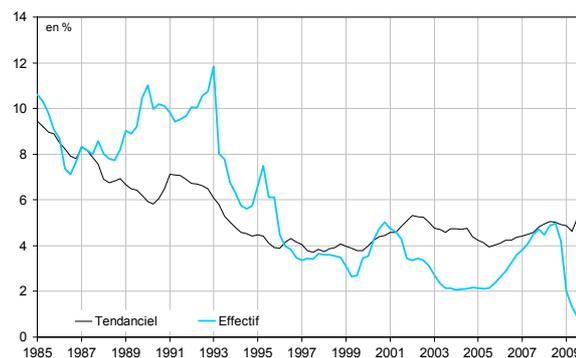
**Graphique 93**  
Scénario central de pétrole



**Graphique 94**  
Scénario central de taux de change



**Graphique 95**  
Scénario central de taux d'intérêt à 3 mois



Sources : Insee, calculs des auteurs.

## 7 Conclusion

Le document de travail original de 2005 concluait en insistant sur les limites d'une maquette construite sur des mécanismes consensuels voire traditionnels ainsi que sur la possible fragilité des estimations compte tenu du recul insuffisant dont on disposait alors sur les comptes trimestriels en base 2000.

Le recul est maintenant plus grand sur les comptes nationaux en base 2000 et a conduit à revoir certaines équations de la première version d'*Opale*. Le passage des comptes trimestriels en prix chaînés rendait de toute façon indispensable une réestimation complète du modèle.

Certaines limites de la maquette originelle demeurent. La maquette n'intègre notamment pas d'interactions suffisantes entre la sphère réelle et la sphère financière (avec par exemple l'impossibilité de capter des effets récessifs liés à une éventuelle contraction de l'offre de crédits). Elle n'intègre pas non plus les innovations liées à la littérature sur les modèles d'équilibre général à anticipations rationnelles.

Toutefois, en tant qu'outil servant à l'élaboration des prévisions sous-jacentes au Projet de Loi de Finances, il est souhaitable que la modélisation ne devienne pas trop lourde à gérer en prévision et que les mécanismes décrits soient robustes, simples à décrire et ne soient pas remis en cause trop fréquemment.

Ce document de travail confirme ainsi l'intérêt de s'appuyer sur une maquette macro-économétrique légère pour l'élaboration de prévisions, avec une qualité de réponse du modèle à des chocs maintenant plus facilement évaluable grâce à l'ajout d'un cahier de variante.

## 8 Bibliographie

Arnaud F., Cachia F., Lhommeau B., Minodier C., Mordant G. et F. Tallet : « Des prix constants aux prix chaînés : quelles conséquences ? », *Note de conjoncture de l'Insee*, juin 2007.

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

Bardaji J., Clavel L., Clément M., Bessone A.-J., Ourliac B., Pluyaud B. et S. Sorbe : « Investissement des entreprises en France et en zone euro : analogies et différences avec le cycle précédent », *Note de conjoncture de l'Insee*, décembre 2006.

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

Boutin X. et G. Guerrero : « Loi Galland et prix à la consommation », *Note de conjoncture de l'Insee*, juin 2008.

Cabannes P.-Y., Erkel-Rousse H., Lalanne G., Monso O. et E. Pouliquen : « Le modèle *MÉSANGE* réestimé en base 2000 Tome 2 – Version avec volumes à prix chaînés », *Document de travail de l'Insee* n°G2010/17, décembre 2010.

Chauvin V. et O. Damette : « Wealth effects: the French case », *Document de travail de la Banque de France* n°276, janvier 2010.

De Loubens A. et B. Thornary : « Modélisation de la boucle prix-salaires pour la France par une approche macro-sectorielle », *Documents de travail de la DG Trésor*, Numéro 2010/04, octobre 2010.

Durier S., Gonzalez L., Macario-Rat I. et H. Thélot : « Résultat de l'enquête Emploi, le chômage baisse depuis début 2006 », *Insee première* n°1164, novembre 2007.

Erkel-Rousse H. : « Analyse macroéconomique du commerce international », support à la formation CEPE, mars 2009.

Eyraud L. : « Guide pratique des comptes chaînés », *Documents de travail de la DGTPE*, Numéro 2007/04, juillet 2007.

Heitz B. et G. Rini : « Une nouvelle lecture de la contribution du commerce extérieur à la croissance », *Trésor Éco* n°6 de la DGTPE, décembre 2006.

Klein C. et O. Simon : « Le modèle *Mésange* nouvelle version réestimée en base 2000 », *Document de travail de la DGTPE*, Numéro 2010/02, mars 2010, également publié sous le titre : « Le modèle *MÉSANGE* réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants », *Document de travail de l'Insee* n°G2010/03, mars 2010.

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