



## DOCUMENTS DE TRAVAIL DE LA DGTPE

Numéro 2008/03 - Juin 2008

---

# Prévoir l'inflation en zone euro : une approche macro-sectorielle

---

Benjamin RICHARD, William ROOS

---



# PREVOIR L'INFLATION EN ZONE EURO : UNE APPROCHE MACRO- SECTORIELLE

**Benjamin RICHARD\***

**William ROOS\*\***

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.

\***Benjamin RICHARD** est administrateur civil à la Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique du Ministère de l'Économie, de l'Industrie et de l'Emploi (France)  
[benjamin.richard@dgtpe.fr](mailto:benjamin.richard@dgtpe.fr) : +33-1-44-87-18-72

\*\***William ROOS** est administrateur INSEE à la Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique du Ministère de l'Économie, de l'Industrie et de l'Emploi (France)  
[william.roos@dgtpe.fr](mailto:william.roos@dgtpe.fr) : +33-1-44-87-73-03

# SOMMAIRE

|   |           |
|---|-----------|
| <b>Résumé / Abstract</b>  | <b>3</b>  |
| <b>Introduction</b>   | <b>4</b>  |
| <b>1. La prévision d'inflation pour l'ensemble de la zone euro</b>  | <b>5</b>  |
| <b>2. Les prix énergétiques dépendent fortement des cours du pétrole</b>  | <b>6</b>  |
| <b>3. Les prix alimentaires sont modélisés à partir des prix énergétiques et le variables muettes</b>   | <b>8</b>  |
| <b>3.1. La modélisation repose sur le lien entre les prix alimentaires et les prix de l'énergie</b>   | <b>8</b>  |
| <b>3.2. La sensibilité des prix alimentaires à des événements exogènes (crises sanitaires, phénomènes climatiques)</b>                          | <b>10</b> |
| <b>3.3. Les résultats montrent qu'en zone euro, l'impact des prix énergétiques sur les prix alimentaires est significatif et assez sensible</b> | <b>13</b> |
| <b>4. La modélisation de l'inflation sous-jacente fait dépendre l'accélération des prix sous-jacents des variations du PIB</b>                  | <b>15</b> |
| <b>4.1. Les équations retenues dérivent d'un modèle de type WS/PS</b>   | <b>15</b> |
| <b>4.2. La formalisation</b>  | <b>17</b> |
| <b>4.3. Les résultats obtenus sont relativement satisfaisants</b>   | <b>18</b> |
| <b>5. L'utilisation en variante de la modélisation retenue (chocs analytiques) donne des réactions conformes aux attentes</b>                   | <b>20</b> |
| <b>5.1. Simulation de l'effet d'une hausse permanente du prix du pétrole de 10%</b>   | <b>20</b> |
| <b>5.2. Simulation de l'effet d'une hausse permanente du PIB de 1%</b>  | <b>22</b> |
| <b>5.3. Simulation de l'effet d'une appréciation permanente du taux de change effectif nominal de 10%</b>                                       | <b>23</b> |
| <b>Annexes</b>  | <b>25</b> |
| <b>Synthèse</b>   | <b>31</b> |

## RESUME

Ce document de travail présente une maquette d'analyse et de prévision de l'inflation en zone euro, entendue au sens de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). La méthode proposée est commune à la zone euro dans son ensemble et à chacun de ses six principaux États membres (Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas, Belgique) et repose sur la décomposition de l'IPCH en trois composantes : énergie, alimentation et inflation sous-jacente.

Des estimations proposées, il ressort que les prix de l'énergie en zone euro sont assez sensibles à la variation des cours pétrolier. L'influence des prix de l'énergie sur les prix alimentaires se fait sentir, de manière très homogène à travers les pays, avec un retard de trois à quatre trimestres. Enfin, l'inflation sous-jacente est sensible à trois effets :

- L'effet de la croissance économique est assez lent à se manifester (6 à 8 trimestres);
- L'impact du taux de change, moins sensible dans les grands États de la zone (Allemagne, France et Italie) que dans les plus petits États (Espagne, Pays-Bas), est ressenti plus rapidement dans certains États (Allemagne, Pays-Bas) que dans d'autres (France, Italie) ;
- L'influence du prix du pétrole sur le niveau de l'inflation sous-jacente, qui ne se fait sentir qu'avec retard, est faible sans être négligeable.

## ABSTRACT

This document presents an analysis and forecasting model for inflation in the euro area (EA), using harmonised consumer price index (HICP) data. It gives a common methodology for the EA and six of its member States (Germany, France, Italy, the Netherlands and Belgium), breaking down HICP into three components: energy, food and core inflation (excl. tobacco and alcohol).

The estimates show that:

- energy prices in the EA is significantly influenced by oil price movements and, in turn, influence food prices – quite homogeneously across member States – with a three to four quarter lag;
- core inflation is influenced by three different factors:
  - the impact of economic growth is quite slow to materialise (6 to 8 quarters);
  - the impact of exchange rate changes, less sensitive in bigger States (Germany, France and Italy) than in smaller ones (Spain and the Netherlands), is felt more rapidly in certain States (Germany and the Netherlands) than in others (France and Italy);
  - the influence of oil prices on the level of core inflation is small but not negligible and materialises with some delays.

## INTRODUCTION

Pour prévoir l'inflation – au sens de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) – de la zone euro, une méthode commune est proposée pour la zone euro dans son ensemble et pour chacun de ses six principaux États membres (Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas, Belgique), reposant sur la décomposition de l'IPCH en trois composantes : énergie, alimentation et inflation sous-jacente. L'inflation énergétique est expliquée par l'évolution des prix du pétrole et constitue par ailleurs la principale variable explicative de l'évolution des prix alimentaires. De son côté, l'inflation sous-jacente est fonction de la croissance du PIB, de l'évolution des prix du pétrole et de celle du taux de change.

**i.** L'inflation sous-jacente (et, partant, l'inflation totale<sup>1</sup>) est sensible à trois effets :

L'effet de la croissance économique est assez lent à se manifester : une croissance du PIB durablement plus élevée de 1 point de % se traduit à l'horizon de 2 ans, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation de l'inflation sous-jacente variant de 0,1 en Italie à près de 0,3 point en Belgique. Les délais de réactions des prix à l'activité sont très variables selon les pays : très rapides en Espagne et aux Pays-Bas (un trimestre), ils sont beaucoup plus lents (deux ans) en Allemagne et en France.

L'impact du taux de change n'est pas homogène. L'inflation des grands États de la zone (Allemagne, France et Italie) semble relativement moins sensible aux variations du taux de change que celle des plus petits États (Espagne, Pays-Bas). Une appréciation de 10% du taux de change effectif nominal se traduit, au bout de deux ans, par une baisse de l'inflation sous-jacente de près de ½ point chez les premiers alors qu'elle est plus importante (entre 1 et 2 points) chez les seconds. L'influence du change sur les prix se fait également sentir avec retard, mais de façon différenciée selon les pays : assez rapidement en Allemagne, en Espagne et aux Pays-Bas (entre un et cinq trimestres), avec plus de délais en France et en Italie (environ 2 ans).

L'influence du prix du pétrole sur le niveau de l'inflation sous-jacente est faible et ne se fait sentir qu'avec retard, comme on peut s'y attendre (entre un et deux ans selon les pays). Elle n'est toutefois pas négligeable : une hausse permanente de 10% du prix réel du pétrole se traduit par une augmentation de l'inflation sous-jacente comprise entre 0,05 et 0,20 point à l'horizon de deux ans.

**ii.** Les prix de l'énergie en zone euro sont assez sensibles à la variation des cours pétroliers : à l'horizon de trois à quatre trimestres, une variation de 10% du prix du baril de *Brent* libellé en euro induit une variation de même sens de l'ordre de 1,5% à 2% des prix énergétiques au sein des principaux pays de la zone euro, qui se traduit elle-même par une hausse de l'inflation totale de 0,1 à 0,2 point selon les pays.

**iii.** L'évolution des prix de l'énergie détermine en partie celle des prix alimentaires (hors tabac et alcool), avec un retard de trois à quatre trimestres selon les pays. La sensibilité des derniers aux premiers est remarquablement homogène en zone euro : une hausse de 10% des prix de l'énergie conduit à une hausse trimestrielle des prix alimentaires de l'ordre de 2% au bout au bout de 3 à 4 trimestres. Seule l'Espagne se distingue par un impact des prix de l'énergie sur l'inflation alimentaire à la fois long à se manifester (5 à 6 trimestres) et moins fort.

**iv.** Les résultats obtenus – cf. tableau récapitulatif – sont commensurables à ceux obtenus, en suivant d'autres approches, par d'autres estimations. Par exemple, l'INSEE estime que l'effet de l'appréciation de 10% de l'euro vis-à-vis du dollar conduit à une baisse de l'inflation de 0,23 point à l'horizon d'un an (contre 0,19 ici) et qu'une augmentation de 10% des prix du pétrole conduit à une hausse des prix de 0,10 point au cours de l'année suivante (contre 0,06 ici).

---

<sup>1</sup> Selon les hypothèses méthodologiques retenues dans la présente note, l'inflation sous-jacente représente environ 80% de l'inflation totale dans les pays étudiés ainsi qu'en zone euro.

## Tableau récapitulatif : impacts sur l'inflation totale de la zone euro au bout de...

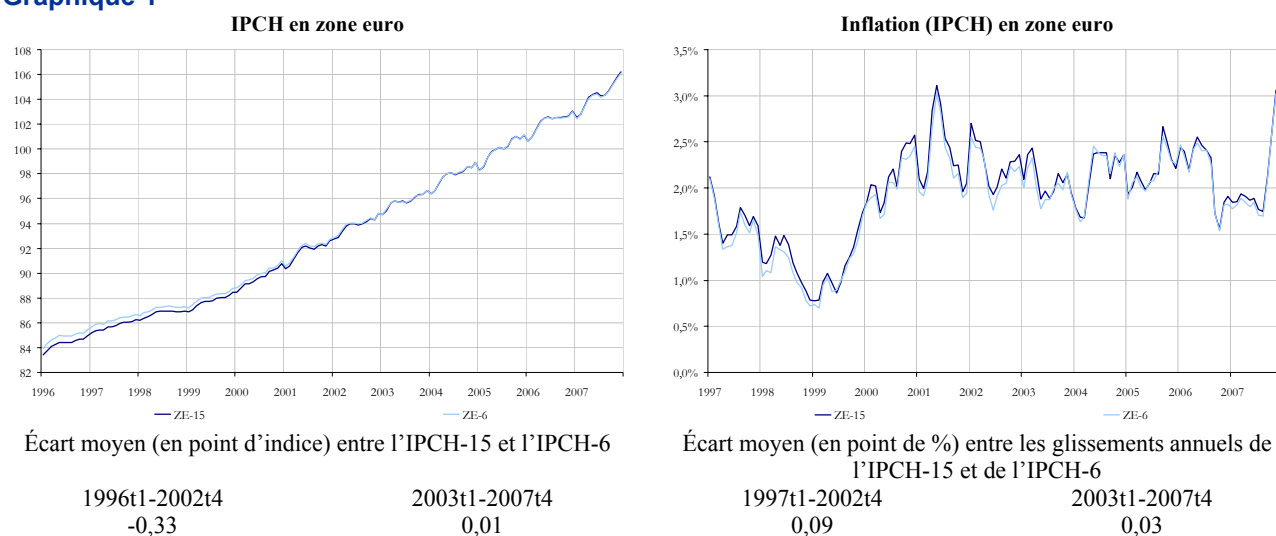
| En point de glissement annuel des prix                           | 1 an        | 2 ans       |
|--|-------------|-------------|
| Supplément de croissance de 1%                                   | 0,05        | 0,17        |
| Appréciation de 10% du taux de change effectif nominal de l'euro | -0,19       | -0,38       |
| Hausse du prix réel du pétrole de 10%                            | 0,06        | 0,10        |
| <i>dont contribution de l'énergie</i>                            | <i>0,03</i> | <i>0,01</i> |
| <i>dont contribution de l'alimentation</i>                       | <i>0,03</i> | <i>0,02</i> |
| <i>dont effet de second tout</i>                                 | <i>0,00</i> | <i>0,07</i> |

v. Outre sa simplicité d'utilisation en prévision, la méthode proposée ici a l'avantage d'être commune aux principaux pays de la zone euro. De ce fait, elle permet de faire facilement des comparaisons entre ces pays. Elle souffre néanmoins de fragilités. Revers de la médaille de la simplicité du modèle, il ne permet pas d'analyse très fine des composantes de l'indice des prix. Par ailleurs, le caractère très court des périodes d'estimation des équations peut conduire à mettre en question la robustesse des résultats. Enfin, il convient de garder en tête que la modélisation proposée ici ne décrit qu'un équilibre partiel : il ne permet pas de tenir compte, à moyen terme, de l'influence des prix sur les variables qui le déterminent, notamment la croissance du PIB. On fait donc l'hypothèse, raisonnable à court terme, que cette influence est limitée, ce qui autorise un regard sur l'effet des variables retenues sur l'évolution des prix à l'horizon de deux ans. On pallie toutefois en partie à cet inconvénient lors de l'exercice de prévision des budgets économiques par une ou plusieurs itérations entre la prévision d'inflation et celle des composantes du PIB dont les évolutions en volume peuvent être influencées par cette dernière (notamment la consommation des ménages).

### 1. La prévision d'inflation pour l'ensemble de la zone euro repose sur une double désagrégation : par pays d'une part et entre composantes volatiles (énergie et alimentation) et inflation sous-jacente d'autre part

Pour la zone euro, la prévision d'inflation, comme celle du PIB, repose sur l'agrégation des prévisions réalisées pour les six principaux États membres de la zone (Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas et Belgique). La prévision d'inflation pour la zone euro reprend telle quelle la projection d'inflation (au sens de l'indice des prix à la consommation harmonisé, IPCH) faite par ailleurs pour la France d'une part et réalise une prévision d'inflation pour les cinq autres États d'autre part. La reconstitution de l'inflation pour la zone euro à six s'appuie sur la pondération publiée par Eurostat des indices nationaux au sein de l'indice commun. Les données historiques montrent en effet que sur la période récente (depuis 2003), l'écart moyen entre l'IPCH de la zone euro à 15 et celui de la zone euro à 6 devient négligeable (moins de ½ dixième de point de %, cf. graphiques 1 et 1bis).

Graphique 1



On réalise aussi une estimation directe pour la zone euro agrégée, qui, si elle n'est pas utilisée pour la prévision, constitue une référence à l'aune de laquelle peut se comparer l'agrégation des prévisions des six principaux États membres.

Du fait de la forte croissance, au cours des derniers mois, du prix du pétrole d'une part et des prix alimentaires d'autre part, il est apparu indispensable d'en identifier l'impact sur l'indice des prix. De ce fait, la prévision d'inflation totale au sein de la zone euro repose sur une maquette qui, pays par pays, distingue entre prévision de l'évolution des prix énergétiques, prévision de l'inflation alimentaire et prévision de l'inflation sous-jacente, cette dernière étant définie comme l'évolution des prix hors énergie, alimentation, tabac et alcool.

La prévision de l'inflation énergétique repose sur l'évolution des seuls prix du pétrole. La prévision des prix alimentaires fait dépendre ces derniers de l'évolution des prix énergétiques, modulo l'introduction de variables muettes qui permettent de tenir compte de phénomènes exceptionnels (climatiques ou autres) qui influent grandement sur la dynamique des prix alimentaires. Enfin, la prévision d'inflation sous-jacente explique le glissement annuel de l'IPCH hors énergie, alimentation, tabac et alcool par ses propres retards, la croissance du PIB, celle des prix réels du pétrole et celle du taux de change effectif nominal du pays concerné (cf. tableau 1).

**Tableau 1 : récapitulatif des variables explicatives**

| Variables explicatives<br>(poids dans l'IPCH de la ZE-15 en 2008) | Variable retardée | Activité passée | Prix du pétrole | Taux de change effectif | Prix de l'énergie | Autres (aléas climatiques, etc.) |
|---|-------------------|-----------------|-----------------|-------------------------|-------------------|----------------------------------|
| Inflation énergétique (9,8%)                                      |                   |                 | X               |                         |                   |                                  |
| Inflation alimentaire (15,8%)                                     | X                 |                 |                 |                         | X                 | X                                |
| Inflation sous-jacente (74,4%)                                    | X                 | X               | X               | X                       |                   |                                  |

## 2. Les prix énergétiques dépendent fortement des cours du pétrole

La prévision de l'évolution des prix de l'énergie repose sur l'idée que les prix des produits énergétiques (carburant automobile, fuel domestique, électricité, gaz naturel, etc.) réagissent aux variations des prix du pétrole. Cette réaction peut être plus ou moins rapide selon les produits et les pays : le prix du carburant automobile réagit dans des délais brefs alors que le prix d'autres produits, comme le gaz et l'électricité, peuvent réagir avec retard, en raison notamment de leur caractère réglementé.

La modélisation proposée prend la forme d'une équation simple qui explique les évolutions trimestrielles de la composante énergétique de l'IPCH par l'évolution contemporaine et passée des prix du pétrole en euro. Pour chaque pays, le modèle peut donc s'écrire de la façon suivante :

$$\Pi^{nj} = c + \sum_i \alpha_i \Pi_{t-i}^{\text{pétrole}}$$

où  $\Pi^{nj}$  désigne la variation trimestrielle de l'indice des prix de l'énergie et  $\Pi^{\text{pétrole}}$  celle des prix du pétrole.

Les estimations de ce modèle ont été réalisées sur données trimestrielles s'étalant de 1996t1 à 2007t1. Les prix du pétrole, libellés en dollar, sont ceux du baril de *Brent* daté à Londres. Pour obtenir un prix du pétrole en euro, on a retenu le taux de change euro/dollar de la Banque Centrale Européenne.

Les résultats obtenus sont satisfaisants (cf. tableau 2, graphiques 2). Ils révèlent que, pour la plupart des pays européens, les prix énergétiques sont assez sensibles à la variation des cours pétroliers. Cet effet se décompose en général en un effet immédiat assez fort et un effet retardé – qui peut correspondre à l'ajustement des prix des produits réglementés – moins important. Au total, à l'horizon de trois à quatre trimestres, une variation de 10% du prix du baril de *Brent* libellé en euro induit une variation dans le même sens de l'ordre de 1,5% à 2% des prix énergétiques au sein des principaux pays de la zone euro. Seule la France se distingue par une élasticité plus faible qui s'explique sans doute par la part plus importante qu'y tient l'énergie nucléaire.



## Tableau 2 : estimation de l'évolution des prix de l'énergie – principaux résultats

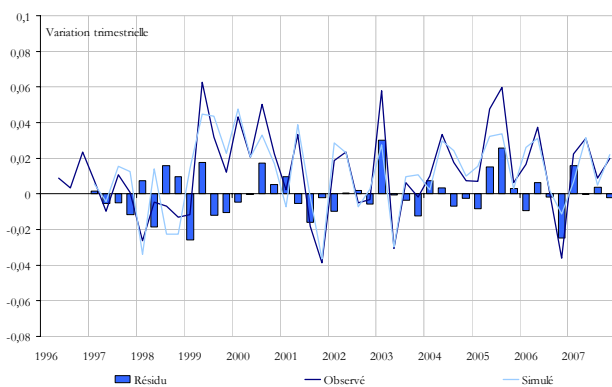
Variable dépendante : variation trimestrielle du prix de l'indice des prix de l'énergie [ $\Pi^{trj}$ ]

Période d'estimation : 1996t1-2007t1 sauf pour Pays-Bas (2002t1-2007t1)

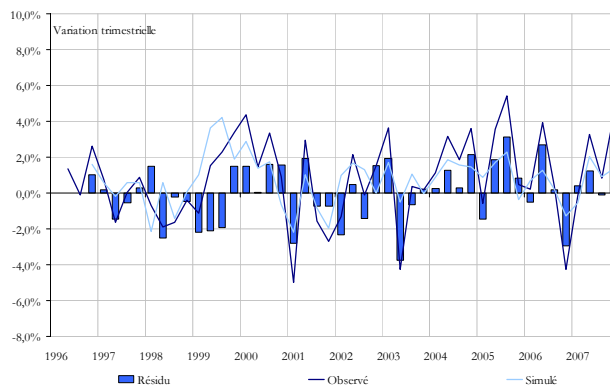
|                                       | Allemagne      | France          | Italie         | Espagne        | Pays-Bas       | Belgique      | Zone euro      |
|---------------------------------------|----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|----------------|
| Constante                             | 0,0060<br>2,87 | 0,0060<br>2,14  | 0,0026<br>0,95 | 0,0047<br>1,79 | 0,018<br>5,02  | 0,006<br>1,56 | 0,0044<br>2,50 |
| Retards                               |                |                 |                |                |                |               |                |
| $\Pi^{trj}$                           |                |                 |                |                | -0,52<br>-3,73 |               |                |
| Taux de croissance du prix du pétrole |                |                 |                |                |                |               |                |
| $\Pi^{pétrole}$                       | 0,14<br>10,30  | 0,087<br>5,99   | 0,16<br>9,00   | 0,12<br>8,49   | 0,069<br>4,07  | 0,15<br>6,34  | 0,13<br>11,50  |
| $\Pi^{pétrole(-1)}$                   |                |                 |                |                |                |               |                |
| $\Pi^{pétrole(-2)}$                   |                |                 |                |                |                |               |                |
| $\Pi^{pétrole(-3)}$                   | 0,050<br>3,79  |                 | 0,034<br>1,92  |                | 0,076<br>4,44  |               | 0,033<br>2,92  |
| $\Pi^{pétrole(-4)}$                   |                |                 |                |                | 0,039<br>2,04  |               | 0,022<br>2,02  |
| $\Pi^{pétrole(-6)}$                   |                | -0,036<br>-2,36 |                |                |                |               |                |
| $\Pi^{pétrole(-7)}$                   | 0,030<br>2,26  |                 |                |                |                |               |                |
| $\Pi^{pétrole(-8)}$                   |                |                 |                |                |                |               |                |
| <b>R<sup>2</sup></b>                  | <b>82,1%</b>   | <b>55,2%</b>    | <b>75,3%</b>   | <b>63,2%</b>   | <b>54,1%</b>   | <b>67,9%</b>  | <b>84,5%</b>   |
| <b>R<sup>2</sup> ajusté</b>           | <b>80,3%</b>   | <b>52,7%</b>    | <b>73,8%</b>   | <b>62,3%</b>   | <b>48,7%</b>   | <b>66,2%</b>  | <b>83,0%</b>   |
| <b>DW</b>                             | <b>1,91</b>    | <b>2,00</b>     | <b>2,37</b>    | <b>2,45</b>    | <b>1,97</b>    | <b>1,98</b>   | <b>1,86</b>    |

## Graphiques 2 : inflations énergétiques observées et simulées

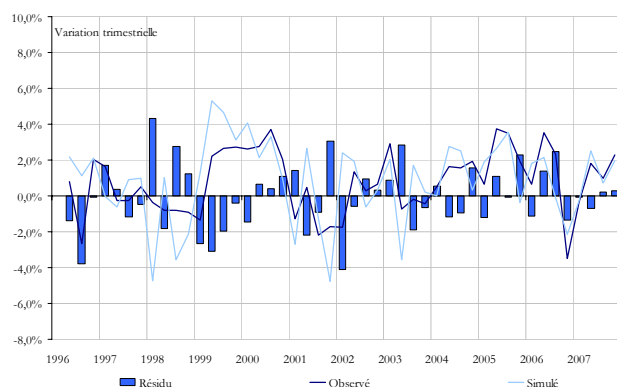
Allemagne



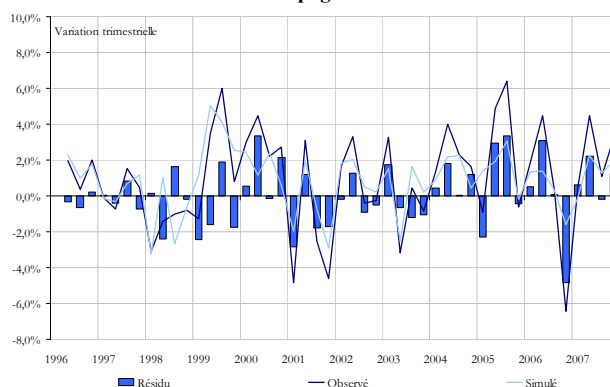
France

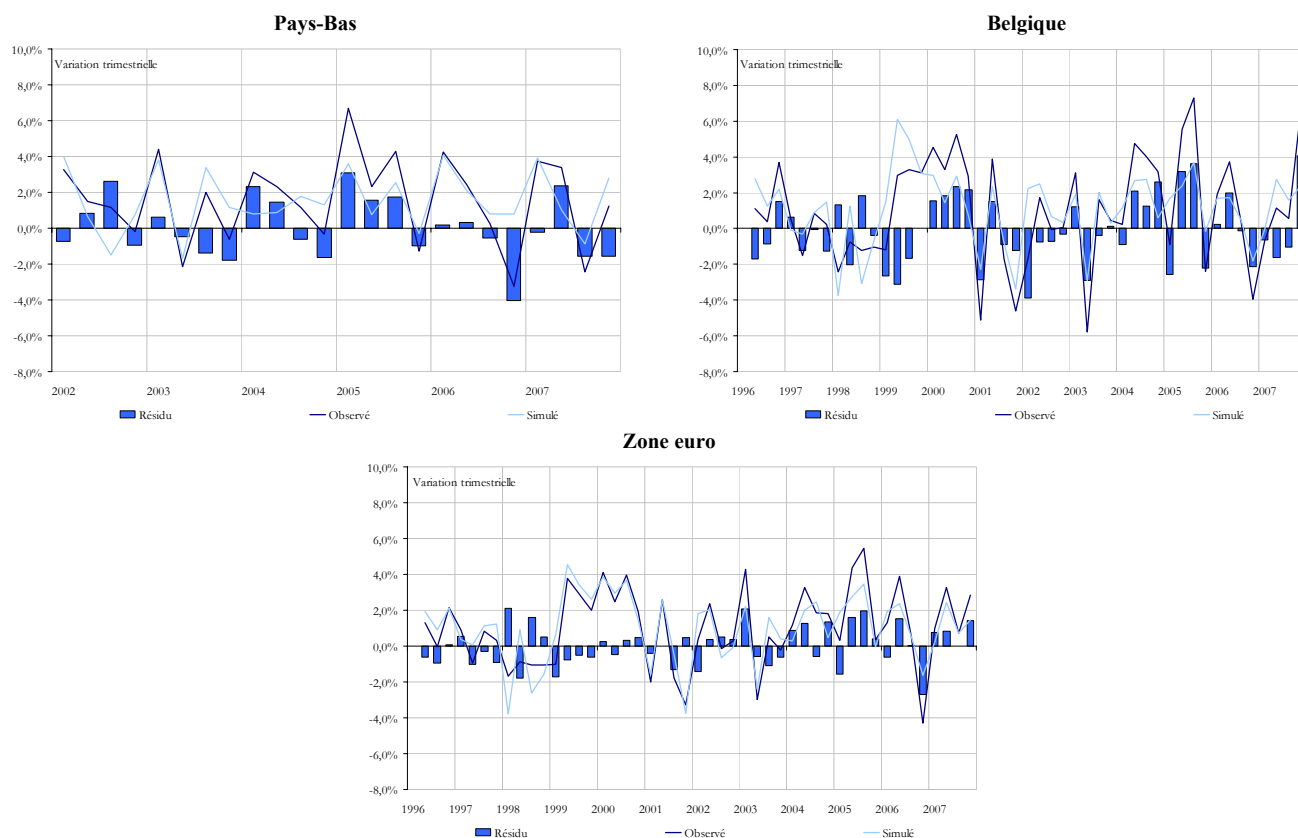


Italie



Espagne





Ces résultats sont en partie convergents avec d'autres estimations comparables. Notamment, l'influence des prix du pétrole à la fois contemporains et retardés de trois ou quatre trimestres sur les prix de l'énergie est un résultat qu'obtient aussi la Commission Européenne<sup>2</sup>. Il n'a toutefois pas été possible de comparer les valeurs des élasticités que nous avons obtenues à celles auxquelles la Commission aboutit en raison d'une différence de spécification<sup>3</sup>.

Pour l'utilisation de ces équations en prévision, on recourt à des hypothèses conventionnelles de gel du change euro/dollar et du prix du baril de *Brent* qui servent dès lors d'*input* dans la prévision de l'inflation énergétique en zone euro.

### 3. Les prix alimentaires sont modélisés à partir des prix énergétiques et de variables muettes qui permettent de tenir compte de chocs spécifiques

#### 3.1. La modélisation repose sur le lien entre les prix alimentaires et les prix de l'énergie

Jusqu'en 2007, année au cours de laquelle leur rythme s'est accru pour des raisons propres<sup>4</sup>, les prix des produits alimentaires en zone euro ont été assez fortement corrélés aux prix de l'énergie. En effet, comme le montre le graphique 3, les prix de l'alimentation semblent suivre avec un retard d'environ un an les prix de l'énergie : les hausses des prix des produits alimentaires en 2001 semblent liées à la

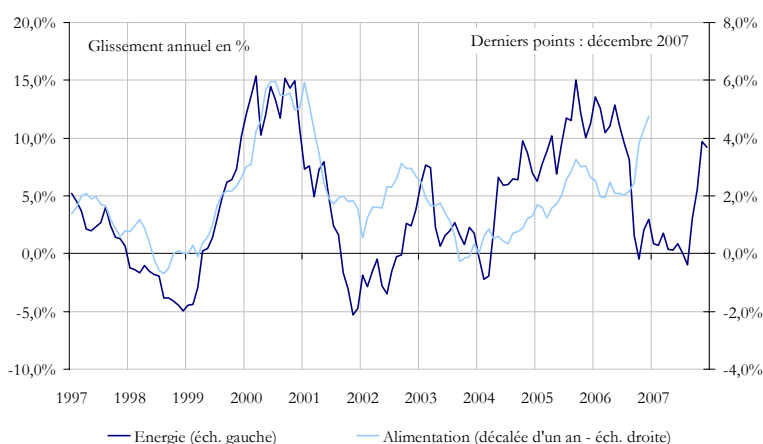
<sup>2</sup> Commission Européenne, Direction générale des affaires économiques et financières, *Quarterly Report on the Euro Area*, vol. 7, n°1, 2008, pp. 25-26.

<sup>3</sup> Alors que nous modélisons la variation relative des prix de l'énergie en fonction de celle des prix du pétrole, la Commission cherche à répondre à la question de l'impact sur les prix de l'énergie d'une hausse de 1€ du prix du pétrole. La méthode choisie consiste à estimer l'impact d'une variation absolue du prix du pétrole sur la variation relative des prix de l'énergie. De ce fait, les élasticités estimées sont quatre à cinq fois supérieures à celle que nous obtenons. Cette méthode pose en outre un problème méthodologique puisqu'elle revient à considérer que la variation du prix du pétrole a un impact identique sur les prix énergétiques, quelle que soit le niveau initial des prix du pétrole : une augmentation de 10% qui ferait passer le prix du pétrole de 10€ à 11€ est supposé avec le même impact qu'une augmentation de 1% qui le ferait passer de 100€ à 101€, ce dont on peut douter.

<sup>4</sup> Cf. Lecocq P.-E., Richard B. et Thornary B., *Trésor-Eco* n°32, « Faut-il craindre une persistance des tensions inflationnistes liées au dynamisme des prix agricoles ? », mars 2008.

hausse des prix de l'énergie en 2000, et celles de 2006 avec les hausses des prix de l'énergie de 2005. Ce lien peut s'expliquer par le fait que les prix des produits alimentaires reflètent les coûts de transformation (notamment le transport) qui eux-mêmes dépendent des prix de l'énergie.

**Graphique 3 : évolution des prix de l'énergie et des prix alimentaires en zone euro**



Source : Eurostat

Dans ce cadre, la prévision de prix énergétiques réalisée à partir des estimations présentées plus haut (cf. I.) peut être mobilisée pour la prévision des prix alimentaires. On recourt donc à une modélisation simple de l'inflation alimentaire qui relie cette dernière à ses propres retards et à la variation de l'indice des prix à la consommation harmonisé de l'énergie. Pour chaque pays, on cherche donc à estimer le modèle suivant :

$$\Pi^{a\text{lim}} = c + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Pi_{t-i}^{a\text{lim}} + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Pi_{t-i}^{\text{nrj}}$$

où  $\Pi^{a\text{lim}}$  désigne la variation trimestrielle de l'indice des prix alimentaire et  $\Pi^{\text{nrj}}$  celle de l'indice des prix de l'énergie. En théorie, il conviendrait également de tenir compte des prix d'imports des produits alimentaires, dont la variation a un impact sur celle des prix à la consommation des produits alimentaires. Toutefois, l'absence de données détaillées concernant les prix d'imports à l'échelon de la branche des industries agro-alimentaires nous a empêchés de les introduire dans l'équation ci-dessus. Le tableau 3 montre que, à l'échelle de la zone euro, cet oubli ne constitue sans doute pas une source d'erreur majeure : depuis 1995, les produits agro-alimentaires (hors tabac) importés de l'extérieur de la zone euro n'ont constitué en moyenne que 10% des dépenses de consommation finales des ménages de la zone en produits agroalimentaires. Ces dernières ne constituent elles-mêmes qu'une fraction des dépenses en produits alimentaires prises en compte à hauteur d'environ 15% dans la construction de l'IPCH. Au total, l'oubli des importations de produits alimentaires hors zone euro ne porterait donc que sur 1% à 2% des dépenses prises en compte dans le calcul de l'IPCH.

**Tableau 3 : fraction importée de la consommation en produits agro-alimentaires des ménages de la zone euro**

|  | 1995  | 1996  | 1997  | 1998  | 1999  | 2000  | 2001  | 2002  | 2003  | 2004  | 2005  | Ratio moyen |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------------|
| Importations totales de produits agro-alimentaires (y.c. commerce intra-zone euro) (1)                 | 176,3 | 184,9 | 170,6 | 150,5 | 155,5 | 121,0 | 116,5 | 118,5 | 174,7 | 238,4 | 263,5 |             |
| Importation extra-zone euro de produits agro-alimentaires (2)  | 67,3  | 70,5  | 67,8  | 58,7  | 58,7  | 46,3  | 44,5  | 44,0  | 64,0  | 87,3  | 99,4  |             |
| Consommation finale des ménages en produits agro-alimentaires (3)                                      | 559,0 | 577,6 | 581,5 | 594,1 | 612,0 | 635,9 | 665,9 | 690,3 | 708,6 | 725,5 | 744,5 |             |
| Part des importations extra-zone euro dans les importations totales (2)/(1)                            | 38,2% | 38,1% | 39,7% | 39,0% | 37,7% | 38,3% | 38,1% | 37,1% | 36,6% | 36,6% | 37,7% | 37,9%       |
| Fraction importée de la consommation des ménages de la zone euro en produits agro-alimentaires (2)/(3) | 12,0% | 12,2% | 11,7% | 9,9%  | 9,6%  | 7,3%  | 6,7%  | 6,4%  | 9,0%  | 12,0% | 13,3% | 10,0%       |

Les séries utilisées (composantes alimentaires et énergétiques de l'indice des prix à la consommation harmonisé) sont des séries non corrigées des variations saisonnières. Ces prix sont en pratique marqués par une certaine saisonnalité. En travaillant sur les séries brutes, on s'attend donc *a priori* à ce que le retard d'inflation de quatre trimestres soit significatif. Par ailleurs, l'indication donnée par le graphique 3 conduit à supposer a priori que l'inflation énergétique retardée de quatre trimestres sera celle dont l'influence sera la plus forte sur l'inflation alimentaire. Le caractère court des séries fournies par Eurostat<sup>5</sup> conduit à un nombre relativement limité d'observations, ce qui oblige à une certaine parcimonie dans le nombre des variables explicatives. Dans la mesure du possible, on a donc essayé de ne pas introduire plus de quatre retards dans les variables explicatives, avant d'éliminer ceux qui ne sont pas significatifs.

Les estimations présentées ici ont été réalisées sur l'indice des prix de produits alimentaires hors alcool et tabac dans la mesure où ces deux catégories de produits font en général l'objet d'une taxation spécifique, souvent utilisée par les pouvoirs publics de manière discrétionnaire. Cette évolution des prix du tabac et de l'alcool n'est pas imputable à celle de déterminants fondamentaux et introduit une forte volatilité dans les séries qu'il est donc préférable de ne pas prendre en compte dans les travaux économétriques.

### **3.2. La sensibilité des prix alimentaires à des événements exogènes (crises sanitaires, phénomènes climatiques) implique d'introduire des variables muettes pour rendre compte de leur effet**

La modélisation doit toutefois tenir compte du fait que les prix alimentaires sont souvent influencés par des phénomènes ponctuels tels que les conditions climatiques ou des crises sanitaires. L'examen du profil de l'inflation alimentaire peut permettre d'identifier facilement certains de ces phénomènes exogènes.

Ainsi, comme le montre le graphique 4, l'inflation alimentaire en France a été tirée, de la mi-2000 à la mi-2002, par le renchérissement de l'ensemble des viandes consécutif aux crises alimentaires de l'encéphalopathie spongiforme bovine (ESB) d'octobre 2000 et de la fièvre aphteuse de février 2001<sup>6</sup>. Cette accélération du prix des viandes, qui n'avait jamais été aussi forte au cours de la dernière décennie, s'explique par plusieurs facteurs qui se cumulent : la baisse de l'offre de viande sous l'effet de nombreux abattages d'animaux, le report de la consommation des ménages vers des viandes de qualité supérieure<sup>7</sup> et la répercussion sur les prix à la consommation des coûts des tests de dépistage de l'ESB et d'une nouvelle taxe finançant l'équarrissage. En outre, la fin de l'année 2001 a connu de mauvaises conditions climatiques, entraînant une brève flambée des prix des produits frais début 2002. De même, on peut aussi s'attendre que la fin de l'année 2003 ait été marquée par une tendance à la hausse des prix alimentaires en raison de l'épisode de canicule de l'été précédent. Enfin, à la fin 2004, l'accord intervenu entre la grande distribution et ses fournisseurs visant à répercuter sur le consommateur, sous forme de baisses de prix, une partie des « marges arrières » obtenues par les grandes surfaces conduit à une baisse des prix des produits de grande consommation (essentiellement des produits alimentaires hors frais) à l'automne 2004.

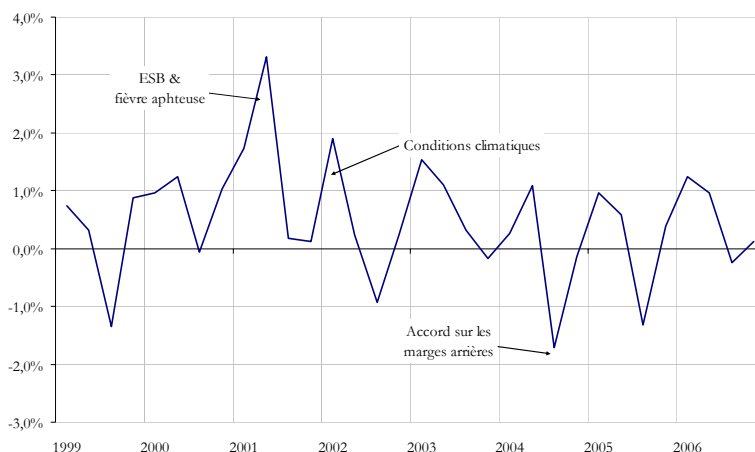
---

<sup>5</sup> Les séries d'Eurostat sont mensuelles et débutent au 1<sup>er</sup> janvier 1996. La prévision de l'inflation de l'inflation en zone euro repose sur une maquette trimestrielle. Les données sont donc trimestrialisées.

<sup>6</sup> Les crises de l'ESB, de la fièvre aphteuse se sont traduites par des phénomènes de défiance des consommateurs vis-à-vis de la viande bovine en général qui a conduit à une chute de ses prix. Cet effet est toutefois plus que compensé par le report de la demande sur les autres viandes ainsi que par une hausse de la demande en viande bovine de qualité qui ont conduit à une hausse globale des prix alimentaires.

<sup>7</sup> Cette préférence des consommateurs pour les produits labellisés s'est traduite par une augmentation de l'offre des produits de qualité dans les points de vente qui ont donc vu leur poids dans l'indice des prix progresser, d'où une hausse de ce dernier.

**Graphique 4 : évolution des alimentaires en France – variation trimestrielle en % -**



Ainsi, pour la France, la modélisation retenue devra être complétée par l'introduction de variables muettes pour rendre compte de l'impact de ces chocs exogènes.

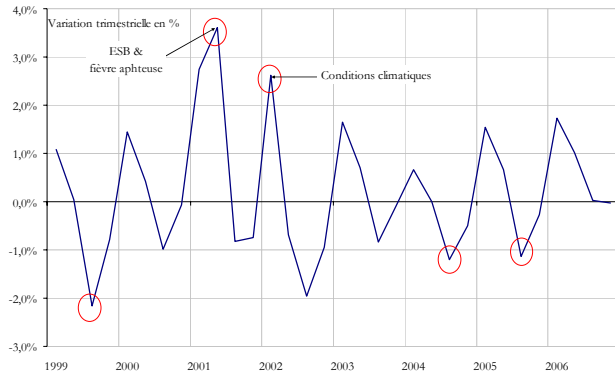
On peut également adopter une approche comparable pour les autres pays de la zone euro. En effet, les crises sanitaires de l'ESB et de la fièvre aphteuse ont pu avoir des effets similaires à l'échelle de l'Europe. De même, il est possible que le facteur climatique qui a tiré les prix alimentaires français à la hausse au cours de l'hiver 2001-2002 ait eu des effets similaires, sinon dans toute la zone euro, du moins dans les pays proches de la France et/ou situés au Nord de l'Europe. Inversement, on ne doit pas s'attendre à ce que la baisse des prix alimentaires constatée en fin d'année 2004 se retrouve dans les autres États membres si elle est uniquement due à des mesures nationales.

L'examen des courbes nationales d'inflation alimentaire (cf. graphiques 5 : les phénomènes communs à l'ensemble des pays européens sont entourés) permet d'identifier graphiquement un certain nombre d'événements communs à la plupart des pays européens. De fait, à l'exception de l'Espagne, les pics d'inflation alimentaire semblent être communs à la plupart des pays européens. Ainsi, les crises sanitaires du début des années 2000 semblent avoir eu un effet inflationniste dans tous les grands pays européens. De même, les conditions climatiques de l'hiver 2001-2002 ont probablement eu un effet de hausse sur tous les prix alimentaires européens. Le caractère commun de la désinflation sensible constatée aux 3<sup>e</sup> trimestres 1999 et 2005 incite à penser qu'ils ont été induits par des phénomènes généraux (événement climatique par exemple). Il est également probable que la baisse des prix alimentaires constatée en France à la fin 2004 ne soit pas exclusivement due aux mesures nationales. En effet, comme on retrouve des baisses de prix équivalentes dans la plupart des pays de la zone euro, il est probable qu'aient aussi joué des phénomènes climatiques.

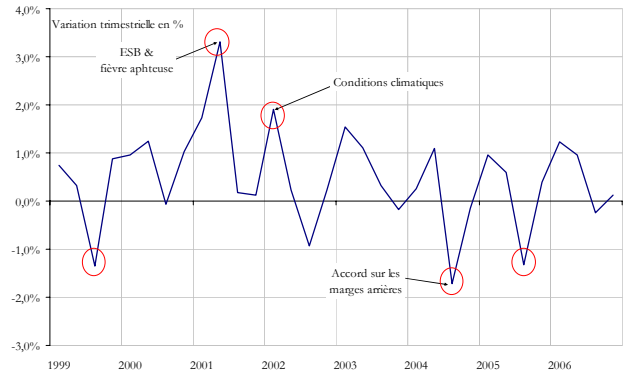
L'Espagne, quant à elle, est caractérisée par un profil d'inflation des prix alimentaires assez spécifique. L'inflation du secteur alimentaire serait particulièrement touchée par la forte volatilité des prix de certains produits tels que l'huile d'olive et par le comportement asymétrique de la distribution qui répercute plus facilement les hausses de prix que leurs baisses. Ce comportement est rendu possible par le manque de concurrence dans ce secteur, illustré par exemple par le faible nombre d'ouvertures de supermarchés. On propose donc d'introduire des variables indicatrices qui permettant de retracer les effets les plus importants des hausses de prix des huiles et graisses (1999T4, 2005T3 et 2006T1, cf. graphique 1-iv.).

## Graphiques 5 : inflations alimentaires observées

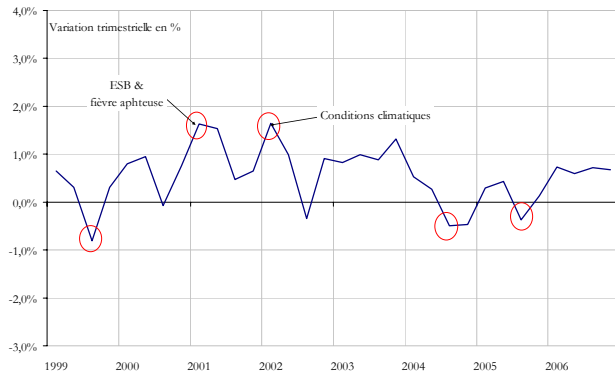
### Allemagne



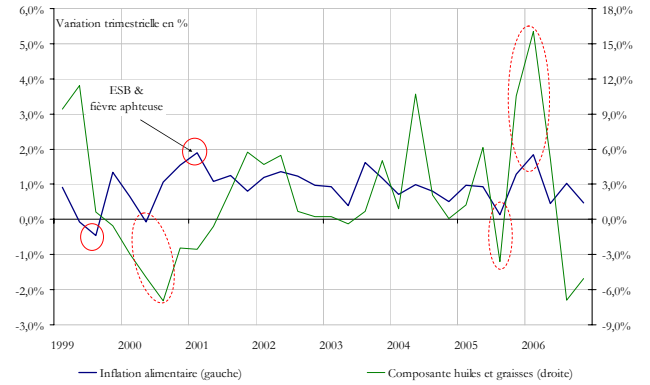
### France



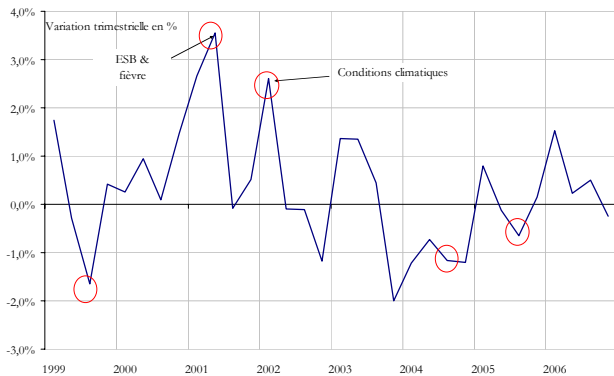
### Italie



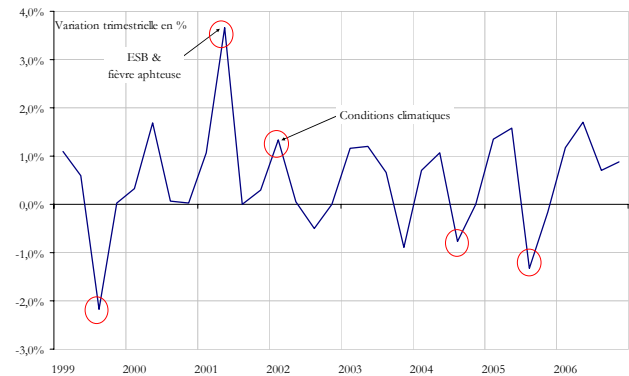
### Espagne



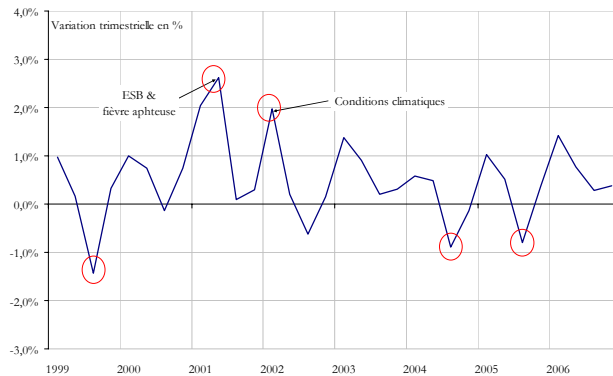
### Pays-Bas



### Belgique



### Zone euro



Le tableau A.2 de l'annexe présente les résultats d'estimations du modèle complété par des variables indicatrices permettant de neutraliser l'effet des phénomènes communs aux pays européens sources d'une hausse ou d'une baisse exceptionnelle des prix alimentaires. La qualité de l'ajustement est assez bonne (sauf pour l'Italie), même si certaines des variables indicatrices ne sont pas significatives (au seuil de 5%).

L'analyse des résidus de cette série d'équations permet de compléter l'approche graphique simple et d'identifier d'autres événements exogènes moins spontanément visibles (cf. points entourés sur le jeu de graphiques A.3 en annexe). La plupart des États de la zone euro semblent ainsi avoir été touchés par un phénomène exceptionnel au 2<sup>e</sup> trimestre 2003<sup>8</sup>. Ce point est en effet assez systématiquement mal capté par la modélisation retenue. En outre, l'introduction de variables indicatrices propres à certains pays paraît nécessaire :

- l'épisode de crise sanitaire en Allemagne semble avoir débuté dès le 1<sup>er</sup> trimestre 2001 et l'hiver rigoureux s'est prolongé au cours du 2<sup>e</sup> trimestre 2002 ;
- de même, l'épisode de baisse des prix constaté de manière générale en Europe au troisième trimestre 2004 semble s'être prolongé en Italie au cours du trimestre suivant ;
- les 4<sup>e</sup> trimestre 2003 et 1<sup>er</sup> trimestre 2004 sont marqués aux Pays-Bas par une désinflation alimentaire prolongée que la modélisation capte très mal. Le caractère isolé de cette désinflation en Europe laisse penser – sans qu'il soit possible de le confirmer – qu'une mesure de politique économique a pu en être l'origine.

### **3.3. Les résultats montrent qu'en zone euro, l'impact des prix énergétiques sur les prix alimentaires est significatif et assez sensible**

On réestime les équations en procédant aux ajustements identifiés. On élimine également les variables indicatrices à la significativité la plus faible (inférieure à ou de l'ordre de 1). Les résultats, présentés dans le tableau 4, paraissent satisfaisants (voir également les graphiques 6i. à 6vii.).

Comme on pouvait s'y attendre, les prix alimentaires sont marqués par une certaine inertie (le coefficient du ou des retards est positif et en général significatif). Comme prévu, une hausse des prix de l'énergie induit, avec un retard de trois à quatre trimestres selon les pays, une hausse des prix alimentaires. L'ampleur de cette hausse est remarquablement homogène en zone euro : une hausse de 10% des prix de l'énergie conduit à une hausse trimestrielle des prix alimentaires de l'ordre de 2% au bout au bout de 3 à 4 trimestres. Seule l'Espagne se distingue par un impact des prix de l'énergie

---

<sup>8</sup> L'Italie aurait été touchée avec un léger décalage (2003T4).

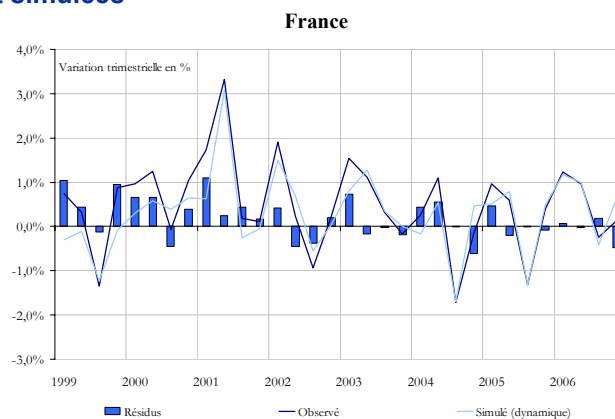
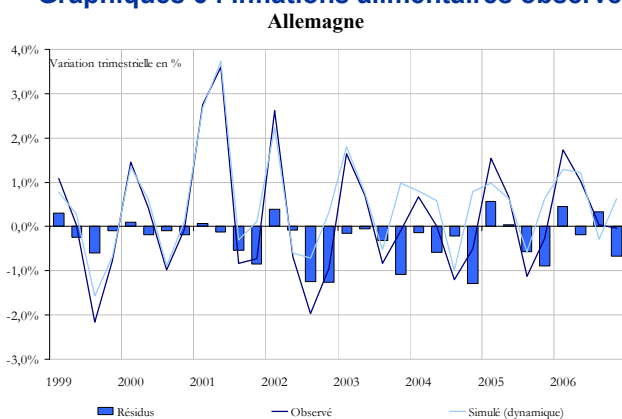
**Tableau 4 :**

Variable dépendante : variation trimestrielle du prix de l'indice des prix de l'énergie [ $\Pi^{alim}$ ]

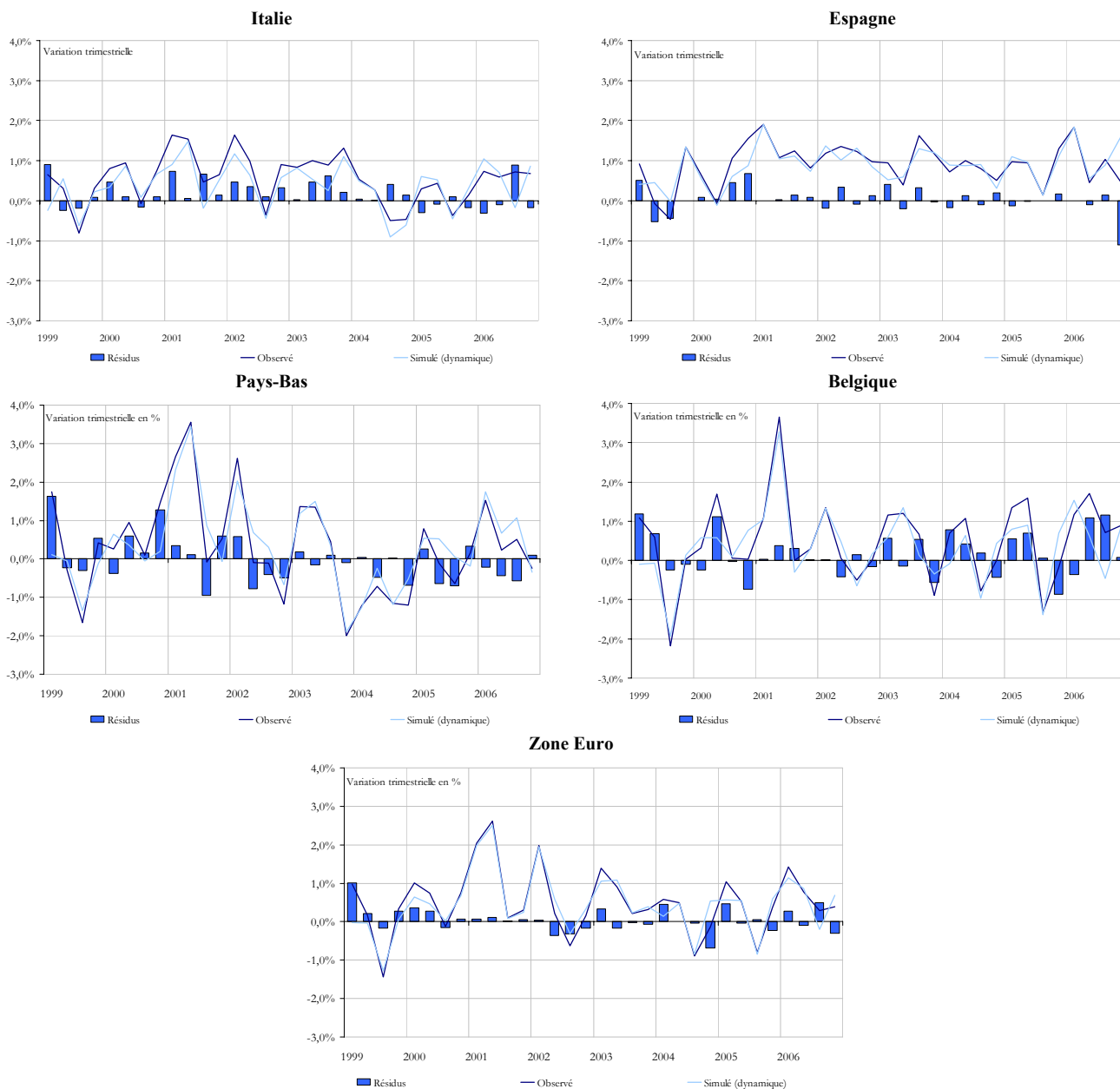
Période d'estimation : 1996t1-2007t1 sauf pour Pays-Bas (2002t1-2007t1)

|   | Allemagne        | France          | Italie           | Espagne          | Pays-Bas        | Belgique        | Zone euro        |
|---|------------------|-----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|
| <b>Retards</b>  |                  |                 |                  |                  |                 |                 |                  |
| $\Pi^{alim}(-3)$  |                  |                 |                  | 0,21<br>2,07     |                 |                 |                  |
| $\Pi^{alim}(-4)$  | 0,67<br>9,25     | 0,38<br>3,96    | 0,65<br>6,70     | 0,60<br>6,14     | 0,19<br>2,00    | 0,34<br>3,40    | 0,41<br>5,72     |
| <b>Taux de croissance de l'indice des prix de l'énergie</b> |                  |                 |                  |                  |                 |                 |                  |
| $\Pi^{mj}(-1)$  |                  |                 |                  |                  |                 |                 |                  |
| $\Pi^{mj}(-2)$  |                  | 0,10<br>2,74    | 0,19<br>5,81     |                  |                 | 0,11<br>3,37    | 0,076<br>2,95    |
| $\Pi^{mj}(-3)$  | 0,13<br>4,39     | 0,12<br>2,92    |                  |                  |                 | 0,080<br>2,22   | 0,11<br>4,09     |
| $\Pi^{mj}(-4)$  |                  |                 |                  |                  | 0,25<br>5,83    |                 |                  |
| $\Pi^{mj}(-5)$  |                  |                 |                  | 0,068<br>2,87    |                 |                 |                  |
| $\Pi^{mj}(-6)$  |                  |                 |                  | 0,064<br>2,36    |                 |                 |                  |
| <b>Variables indicatrices</b>                               |                  |                 |                  |                  |                 |                 |                  |
| 1999t3  | -0,012<br>-2,57  | -0,011<br>-2,00 | -0,0040<br>-1,16 |                  | -0,010<br>-1,52 | -0,016<br>-2,62 | -0,010<br>-3,08  |
| 1999t4  |                  |                 |                  | 0,017<br>4,48    |                 |                 |                  |
| 2000t1  |                  |                 |                  |                  |                 |                 |                  |
| 2001t1 (ESB/fièvre aphteuse)                                | 0,015<br>3,23    |                 |                  | 0,016<br>3,90    |                 |                 | 0,011<br>4,09    |
| 2001t2 (ESB/fièvre aphteuse)                                | 0,027<br>5,58    | 0,024<br>4,20   | 0,0055<br>1,51   |                  | 0,028<br>4,11   | 0,023<br>3,59   | 0,017<br>4,94    |
| 2002t1  | -0,029<br>-5,40  | 0,011<br>1,84   | 0,0099<br>2,54   |                  |                 | 0,0086<br>1,37  | 0,010<br>2,67    |
| 2003t2  | 0,012<br>2,70    | 0,0088<br>1,64  |                  |                  | 0,010<br>1,50   | 0,012<br>1,96   | 0,0084<br>2,52   |
| 2003t4  |                  |                 | 0,0086<br>2,41   |                  | -0,017<br>-2,58 |                 |                  |
| 2004t1  |                  |                 |                  |                  | -0,026<br>-3,72 |                 |                  |
| 2004t3  | -0,0063<br>-1,37 | -0,020<br>-3,70 | -0,012<br>-3,27  |                  | -0,017<br>-2,61 | -0,011<br>-1,75 | -0,010<br>-3,03  |
| 2004t4  |                  |                 | -0,016<br>-4,36  |                  |                 |                 |                  |
| 2005t3  |                  | -0,011<br>-1,83 |                  | -0,0082<br>-2,13 |                 | -0,012<br>-1,95 | -0,0074<br>-2,16 |
| 2006t1  |                  |                 |                  | 0,0088<br>2,32   |                 |                 |                  |
| <b>R<sup>2</sup></b>  | <b>91,3%</b>     | <b>79,5%</b>    | <b>74,9%</b>     | <b>63,4%</b>     | <b>79,4%</b>    | <b>76,4%</b>    | <b>89,4%</b>     |
| <b>R<sup>2</sup> ajusté</b>                                 | <b>88,7%</b>     | <b>72,3%</b>    | <b>67,6%</b>     | <b>52,7%</b>     | <b>73,4%</b>    | <b>68,0%</b>    | <b>85,0%</b>     |
| <b>DW</b>   | <b>1,86</b>      | <b>1,67</b>     | <b>1,95</b>      | <b>1,64</b>      | <b>1,91</b>     | <b>1,68</b>     | <b>1,83</b>      |

**Graphiques 6 : inflations alimentaires observées et simulées**







## 4. La modélisation de l'inflation sous-jacente fait dépendre l'accélération des prix sous-jacents des variations du PIB, des prix réels du pétrole et du taux de change effectif nominal

### 4.1. Les équations retenues dérivent d'un modèle de type WS/PS

La prévision d'inflation sous-jacente repose sur une modélisation s'inspirant du modèle WS/PS qui suppose que l'évolution des prix dépend de la confrontation de deux types de comportements :

- Les travailleurs négocient les salaires ( $W$ ) en fonction des anticipations de prix à la consommation ( $p^a_c$ ) avec d'autant plus de succès que le taux de chômage est faible. On représente ce comportement par une équation d'évolution des salaires – dite *wage setting* ou WS – qui dépend négativement du niveau du taux de chômage ( $U$ ) et de facteurs structurels ( $z$ ) affectant le taux de chômage (coin fiscal-social, etc.) ;

- Les employeurs fixent le niveau des prix (équation dite *price setting* ou PS) en fonction de l'évolution des coûts de production, au premier rang desquels interviennent les coûts salariaux. D'autres éléments peuvent également intervenir dans l'évolution des coûts de production et donc des prix (coût des matières premières, évolution des marges, etc.).

Au total, la modélisation de l'évolution des prix suppose la résolution du système suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{WS: } \frac{W}{P_c^a} = F(U, z) \\ \text{PS: } \left\{ \begin{array}{l} P = G(W, m, \text{pétrole, etc.}) \\ P_c = P^\lambda + P_c^{(1-\lambda)} \end{array} \right. \end{array} \right. \quad (\text{S})$$

où F est une fonction décroissante du taux de chômage (U) et G, qui rend compte de la formation des prix nationaux, une fonction croissante des facteurs affectant la formation des prix (niveau des salaires (W), comportements de marge (m), prix des matières premières et des biens intermédiaires éventuellement importés, etc.). L'indice des prix à la consommation ( $P_c$ ) est une moyenne – pondérée par la part ( ) de chacun de ces types de produit dans le panier de consommation des ménages – des indices de prix des produits nationaux et des produits importés ( $P_c$ ), qui varient notamment en fonction du taux de change et des autres coûts de production.

L'objectif de la modélisation réalisée ici étant une utilisation simple en prévision, parmi les facteurs affectant la formation des prix d'import nous avons retenu le prix du pétrole ainsi que le taux de change effectif. Ces variables font en effet l'objet d'un gel en prévision, ce qui rend leur utilisation assez facile. On suppose par ailleurs qu'à court terme, les facteurs structurels (z) ne varient pas.

En transformant le système ci-dessus<sup>9</sup>, on obtient une équation de Phillips réduite:

$$(1) \quad \Pi_t = \Pi_t^a + \beta OG + \sum_j \mu_j \text{oil}_{t=j} + \sum_k \eta_k \text{change}_{t=k}$$

avec  $\beta$  positif

où  $\Pi_t$  désigne l'inflation et  $\Pi_t^a$  l'inflation anticipée,  $\text{oil}_t$  le logarithme du prix réel du pétrole,  $\text{change}_t$  désigne le logarithme du taux de change effectif et  $OG$  l'*output gap*. Cette formulation signifie que l'inflation dépend :

- des anticipations d'inflation que forment les agents : *a priori*, on s'attend à ce que plus les agents anticipent une inflation forte, plus celle-ci le sera effectivement, notamment parce qu'ils auront tendance à demander des hausses de salaires ;
- de la position de l'économie dans le cycle, appréhendée par un indicateur de tensions sur les capacités de production (taux de chômage ou, ici, *output gap*). On s'attend dès lors à ce que le comblement (resp. le creusement) d'un écart de production négatif (resp. positif) et, a fortiori, l'accumulation (resp. le creusement) d'un *output gap* positif (resp. négatif) se traduise par augmentation (resp. un ralentissement) de l'inflation ;
- des évolutions du prix du pétrole et du change. En l'espèce, on s'attend ici à ce que l'augmentation des prix du pétrole joue positivement sur l'évolution des prix sous-jacents – en plus de son impact sur les prix de l'énergie (cf. supra). Il s'agit ici de capter les éventuels effets de second tour des évolutions des prix des produits pétroliers. Inversement, on peut supposer que, si le taux de change a une influence sur les prix sous-jacents, cette dernière est négative : une appréciation du change ayant un effet de modération des prix des produits importés, elle contribue à la modération du rythme de croissance des prix.

<sup>9</sup> Pour le détail de cette transformation, on peut consulter l'annexe 5.

Afin de s'affranchir des problèmes liés à la mesure et à la prévision de l'*output gap*<sup>10</sup>, on peut estimer le modèle (1) en différence, ce qui fait apparaître la variation de ce dernier et donc le taux de croissance du PIB<sup>11</sup>. Dès lors, le modèle que l'on estime peut s'écrire de la manière suivante :

$$\Delta\Pi_t = c + \Delta\Pi_t^a + \gamma\dot{pib} + \sum_j \mu_j d(oil_{t=j}) + \sum_k \eta_k d(change_{t=k})$$

avec  $c < 0$  et  $\square > 0$

Selon cette formulation, l'accélération des prix dépend positivement du taux de croissance du PIB (noté  $\dot{pib}$ ) : lorsque la croissance du PIB augmente, l'inflation augmente. De même, une augmentation du prix du pétrole doit se traduire par une augmentation de l'inflation alors qu'une appréciation du change doit jouer en sens inverse. Cette formulation – comme cela est plausible sur la courte période étudiée – est robuste à une révision de l'*output gap* sur le passé, tant que la croissance potentielle n'est pas trop changée.

Un des enjeux de la modélisation réside dans la mise à jour des processus de formation des anticipations d'inflation par les agents économiques. Schématiquement, on peut envisager trois cas de figure :

- Les anticipations des agents sont rationnelles. Dans ce cas, les agents ne tiennent pas compte de l'inflation passée pour prévoir l'inflation à venir. Leurs anticipations d'inflation se réduisent donc à une constante. Si cette constante est nulle, cela signifie qu'ils anticipent une stabilité des prix. De façon plus crédible, on peut envisager que cette constante soit positive. Dans une économie où la banque centrale a réussi à réduire très fortement la volatilité de l'inflation autour de sa cible, cette constante devrait être proche de la dite cible ;
- Les anticipations des agents sont formées de manière adaptative. Dans ce cas, les anticipations sur l'inflation à venir sont formées à partir des observations de l'inflation passée<sup>12</sup> ;
- Une situation mixte dans laquelle les anticipations d'inflation des agents se forment pour partie en fonction de l'inflation passée et pour partie en fonction de la cible d'inflation fixée par la banque centrale.

## 4.2. La formalisation

On a estimé, pour chacun des six principaux États membres de la zone euro ainsi que pour cette dernière directement à un niveau agrégé, le modèle ayant la forme générique suivante :

$$(\Pi_t - \Pi_{t-4}) = c + \sum_{t-k=5}^{12} \beta_{t-k} (\Pi_{t-k} - \Pi_{t-k-4}) + \sum_{k=1}^8 \gamma_{t-k} \dot{pib}_{t-k} + \sum_{k=1}^8 \mu_{t-k} \dot{oil}_{t-k} + \sum_{k=1}^8 v_{t-k} \dot{change}_{t-k}$$

où  $(\Pi_t - \Pi_{t-4})$  désigne la différence annuelle du taux d'inflation sous-jacente, elle-même mesurée par le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) hors énergie, alimentation, alcool et tabac ;  $\dot{pib}$  désigne le glissement annuel du PIB,  $\dot{oil}$  le glissement annuel du prix réel du pétrole (déflaté par l'IPCH) ; la variable  $\dot{change}$  désigne le glissement annuel du taux de change effectif nominal du pays concerné.

<sup>10</sup> Cf. annexe 5.

<sup>11</sup> Sous l'hypothèse que la croissance potentielle est stable sur la période d'estimation, on peut en effet écrire que  $\Delta OG = (\dot{PIB} - \dot{PIB}_{pot}) = (\dot{PIB}) - p$ , où  $p$  est une constante.

<sup>12</sup> La formation des anticipations de manière adaptative peut s'écrire de la façon suivante :  $\Pi_t^a = \sum_{l=1}^L \gamma_l \Pi_{t-l}$  avec

$$\sum_1^L \gamma_l = 1$$

Les estimations de ce modèle ont été réalisées sur données trimestrielles. Comme pour l'estimation de l'évolution des prix énergétiques, les prix du pétrole, libellés en dollar, sont tirés de Datastream (cours du *Brent* daté à Londres). La série de taux de change effectif nominal est construite par la DGTPE. Les séries de PIB sont issues de la base *newchronos* d'Eurostat, tout comme l'IPCH sous-jacent. On a enfin introduit une variable muette pour tenir compte de l'effet sur les prix de la hausse du taux de TVA en Allemagne au 1<sup>er</sup> janvier 2007. Cette variable a également été reprise dans l'équation portant sur la zone euro dans son ensemble.

Compte tenu du caractère court des séries de prix, qui ne débutent qu'en 1996, et donc de la nécessité de limiter le nombre de variables retenues dans chacune des équations, on a commencé par régresser l'accélération des prix sous-jacent sur ses propres retards et chacune des trois autres catégories de variables explicatives prises séparément. Cette procédure nous a permis d'identifier le ou les retards les plus significatifs de chacune des catégories de variables, avant de les introduire dans l'équation les combinant toutes. Cette dernière étape a pu nécessiter, pour certains pays, de corriger de l'hétéroscédasticité par la méthode de White en introduisant un terme auto-régressif.

Enfin, il convient de garder en tête que la modélisation proposée ici ne décrit qu'un équilibre partiel : il ne permet pas de tenir compte, à moyen terme, de l'influence des prix sur les variables qui le déterminent. On fait donc l'hypothèse, raisonnable à court terme, que cette influence est limitée, ce qui autorise un regard sur l'effet des variables retenues sur l'évolution des prix à l'horizon de deux ans.

### 4.3. Les résultats obtenus sont relativement satisfaisants

Les résultats, présentés dans le tableau 5 (voir également les graphiques 7i. à 7vii.), sont satisfaisants. Pour l'ensemble des pays étudiés, les coefficients estimés ont les signes attendus : la croissance du PIB et des prix pétroliers agit positivement sur le niveau de l'inflation sous-jacente alors qu'une appréciation du change conduit bien à une modération de l'inflation.

Comparable dans l'ensemble des six pays étudiés, l'influence du prix du pétrole sur le niveau de l'inflation sous-jacente est faible, comme on pouvait s'y attendre compte tenu du fait que l'indice des prix utilisé exclut les prix de l'énergie. Elle est toutefois non négligeable : une hausse de 10% du prix réel du pétrole se traduit, à court terme, par une augmentation de l'inflation sous-jacente d'environ 0,1 point sur le glissement annuel des prix sous-jacents. Elle ne se fait en outre sentir qu'avec retard (entre un et deux ans selon les pays). A plus long terme (15 ans), l'impact de la hausse des prix du pétrole varie selon les pays entre +0,1 et +0,4 point sur l'inflation sous-jacente.

L'impact du taux de change est moins homogène. Schématiquement, les grands États de la zone (Allemagne, France et Italie) semblent moins sensibles, à court et moyen termes, aux variations du taux de change que les plus petits États (Espagne, Pays-Bas). Une appréciation de 10% du taux de change effectif nominal se traduit, à l'horizon de deux ans, par une baisse de l'inflation sous-jacente de l'ordre de un demi point dans les premiers alors qu'elle est plus importante (entre 1 et 2 points) chez les seconds. Cette hiérarchie semble plausible compte tenu des différences sensibles en matière de degré d'ouverture entre ces deux États<sup>13</sup>. L'influence du change sur les prix se fait également sentir avec retard, mais de façon différenciée selon les pays : en Allemagne, en Espagne et aux Pays-Bas, l'effet est sensible de façon assez rapide (entre un et cinq trimestres) alors qu'il intervient avec plus de délais en France et en Italie (environ 2 ans).

L'effet de la croissance économique à court et moyen terme est, de façon assez peu surprenante, beaucoup plus important que celui des deux autres variables explicatives : une hausse du PIB de 1% se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation de l'inflation sous-jacente variant de 0,1 en Italie à près de 0,4 point en Belgique. Les délais de réactions des prix à l'activité sont très variables selon les pays : très rapide en Espagne et aux Pays-Bas, la transmission d'un surcroît d'activité aux prix se fait en environ un an Belgique et en Italie et en près de deux ans en Allemagne et en France.

---

<sup>13</sup> Le degré d'ouverture – défini comme le ratio de la somme des exportations et des importations au PIB (en valeur) – moyen sur la période 1995-2006 est de 54,6% pour l'Espagne, contre 124,5% pour les Pays-Bas.

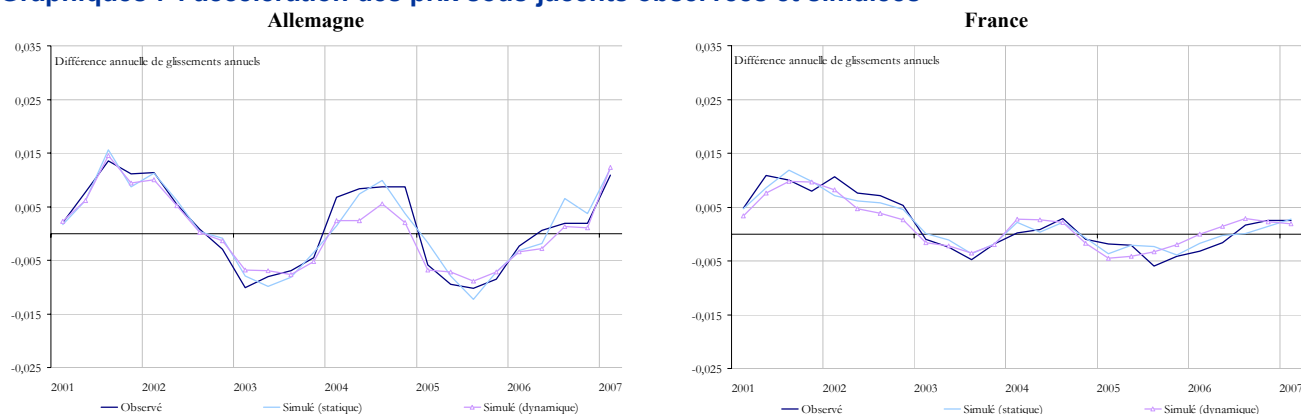
## Tableau 5 : estimation de l'accélération des prix sous-jacents – principaux résultats

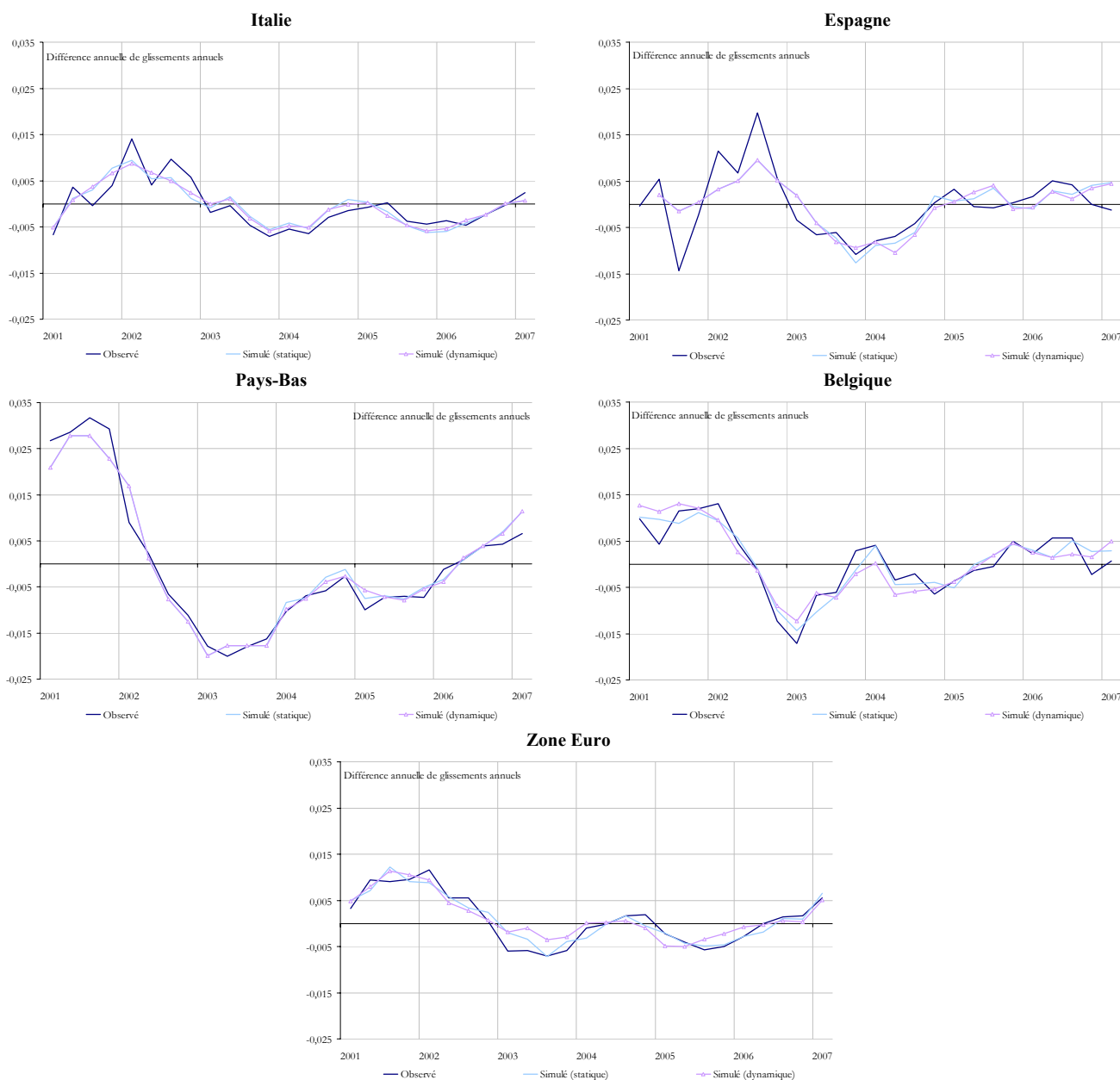
Variable dépendante : différence première du glissement annuel des prix sous-jacents

Période d'estimation : 1996t1-2007t1 - Statistiques de Student en italique

|                                | Allemagne              | France                 | Italie                  | Espagne                 | Pays-Bas                | Belgique               | Zone euro               |
|--------------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| Constante                      | 0,0050<br><i>-2,61</i> | 0,0031<br><i>-1,35</i> | -0,0024<br><i>-4,14</i> | -0,0095<br><i>-2,01</i> | -0,0068<br><i>-5,23</i> | -0,010<br><i>-4,94</i> | -0,0060<br><i>-3,20</i> |
| Retard                         |                        |                        |                         |                         |                         |                        |                         |
| $\Pi(-8)-\Pi(-12)$             |                        |                        |                         |                         | -0,24<br><i>4,98</i>    | 0,25<br><i>1,80</i>    |                         |
| $\Pi(-9)-\Pi(-13)$             |                        |                        |                         | 0,25<br><i>2,18</i>     |                         |                        |                         |
| $\Pi(-10)-\Pi(-14)$            | 0,74<br><i>6,47</i>    | 0,34<br><i>2,35</i>    |                         |                         |                         |                        | 0,47<br><i>3,27</i>     |
| $\Pi(-11)-\Pi(-15)$            |                        |                        | 0,13<br><i>1,36</i>     |                         |                         |                        |                         |
| PIB                            |                        |                        |                         |                         |                         |                        |                         |
| PIB (-2)                       |                        |                        |                         | 0,29<br><i>2,27</i>     | 0,25<br><i>2,89</i>     |                        |                         |
| PIB (-4)                       |                        |                        | 0,12<br><i>3,48</i>     |                         |                         |                        |                         |
| PIB (-5)                       |                        |                        |                         |                         |                         | 0,35<br><i>4,06</i>    |                         |
| PIB (-7)                       | 0,31<br><i>4,76</i>    | 0,16<br><i>1,78</i>    |                         |                         |                         |                        | 0,30<br><i>3,53</i>     |
| Prix du pétrole                |                        |                        |                         |                         |                         |                        |                         |
| OIL (-4)                       |                        |                        |                         |                         |                         | 0,0086<br><i>2,46</i>  |                         |
| OIL (-6)                       |                        | 0,0056<br><i>3,53</i>  |                         |                         | 0,016<br><i>4,87</i>    |                        |                         |
| OIL (-7)                       | 0,011<br><i>5,92</i>   |                        |                         |                         | 0,0051<br><i>1,85</i>   |                        | 0,0046<br><i>2,39</i>   |
| OIL (-8)                       |                        |                        | 0,0079<br><i>5,53</i>   |                         |                         | 0,013<br><i>3,78</i>   |                         |
| OIL (-10)                      |                        |                        |                         | 0,013<br><i>6,07</i>    | 0,0208                  | 0,0216                 |                         |
| Change                         |                        |                        |                         |                         |                         |                        |                         |
| CHANGE (-1)                    | -0,035<br><i>-1,45</i> |                        |                         |                         |                         |                        |                         |
| CHANGE (-2)                    |                        |                        |                         | -0,115<br><i>-3,37</i>  |                         |                        |                         |
| CHANGE (-5)                    |                        |                        |                         |                         | -0,210<br><i>-8,12</i>  |                        | -0,016<br><i>-1,60</i>  |
| CHANGE (-8)                    |                        | -0,051<br><i>-2,16</i> |                         |                         |                         |                        |                         |
| CHANGE (-10)                   |                        |                        | -0,061<br><i>-5,40</i>  |                         |                         |                        |                         |
| Dummy pour choc TVA            | 0,0079<br><i>3,22</i>  |                        |                         |                         |                         |                        | 0,0036<br><i>1,74</i>   |
| Terme auto-régressif d'ordre 1 | 0,71<br><i>3,74</i>    | 0,64<br><i>3,79</i>    | -0,26<br><i>-1,30</i>   |                         |                         | 0,58<br><i>3,04</i>    | 0,60<br><i>3,29</i>     |
| <b>R<sup>2</sup></b>           | <b>93,8%</b>           | <b>89,4%</b>           | <b>79,9%</b>            | <b>71,7%</b>            | <b>96,6%</b>            | <b>88,1%</b>           | <b>90,7%</b>            |
| <b>R<sup>2</sup> ajusté</b>    | <b>91,8%</b>           | <b>86,8%</b>           | <b>74,6%</b>            | <b>66,8%</b>            | <b>95,8%</b>            | <b>85,4%</b>           | <b>87,7%</b>            |
| <b>DW</b>                      | <b>1,77</b>            | <b>2,01</b>            | <b>1,97</b>             | <b>1,97</b>             | <b>2,29</b>             | <b>1,84</b>            | <b>1,74</b>             |

## Graphiques 7 : accélération des prix sous-jacents observées et simulées





## 5. L'utilisation en variante de la modélisation retenue (chocs analytiques) donne des réactions conformes aux attentes

### 5.1. Simulation de l'effet d'une hausse permanente du prix du pétrole de 10%

L'influence du prix du pétrole sur le niveau de l'inflation totale passe par trois canaux différents :

- une hausse de l'inflation énergétique. Cet effet est en général le plus important et le plus rapide puisqu'il est ressenti dès les premiers trimestres qui suivent le choc ;
- des effets de second tour. La hausse des prix du pétrole se répercute sur l'inflation sous-jacente avec retard, comme on peut s'y attendre (entre un et deux ans selon les pays). Cet effet est en outre relativement faible. Il n'est toutefois pas négligeable : une hausse permanente de 10% du prix réel du pétrole se traduit par une augmentation de l'inflation sous-jacente comprise entre 0,05 et 0,2 point à l'horizon de deux ans.
- une hausse de l'inflation alimentaire via celle des prix de l'énergie.

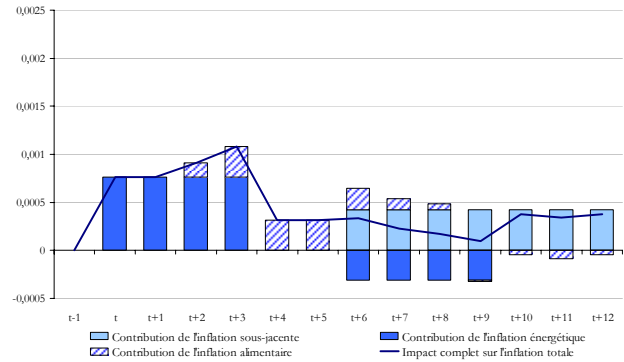
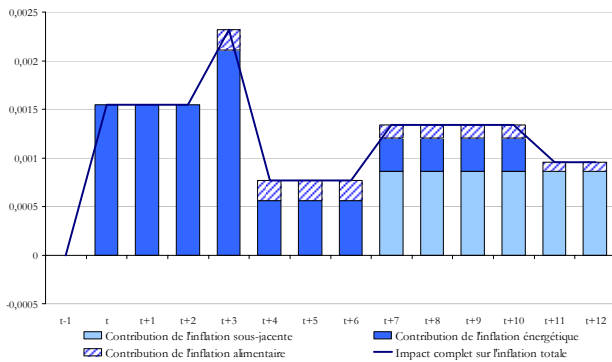
Au total, l'impact maximal d'une hausse du prix du pétrole de 10% sur l'inflation de la zone euro est atteint au bout de trois trimestres, l'inflation énergétique refluant dès le 4<sup>e</sup> trimestre suivant le choc.

Au bout d'un an, le supplément d'inflation est 0,06 point. Il augmente ensuite jusqu'à 0,1 point au bout de deux ans sous l'effet de la hausse retardée des prix alimentaire et des effets de second tour.

### Graphiques 8 : impacts d'une hausse permanente du prix du pétrole de 10%

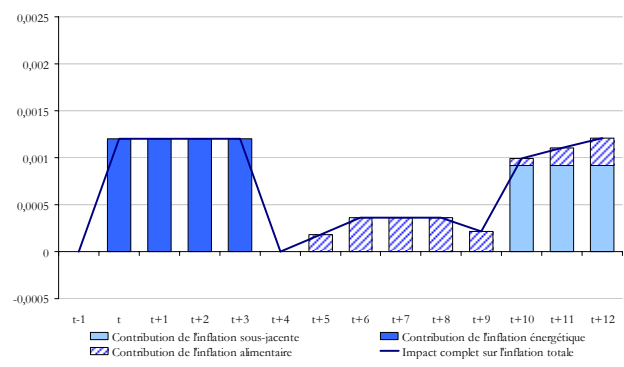
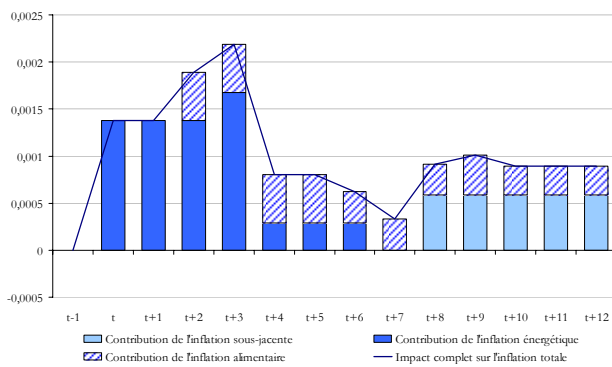
Allemagne

France



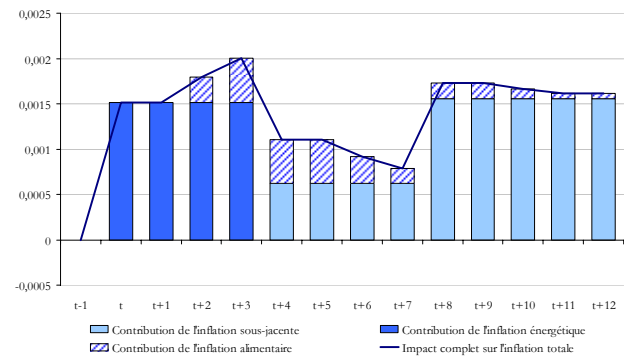
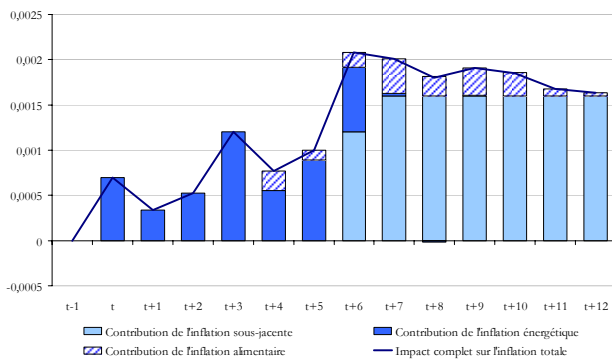
Italie

Espagne



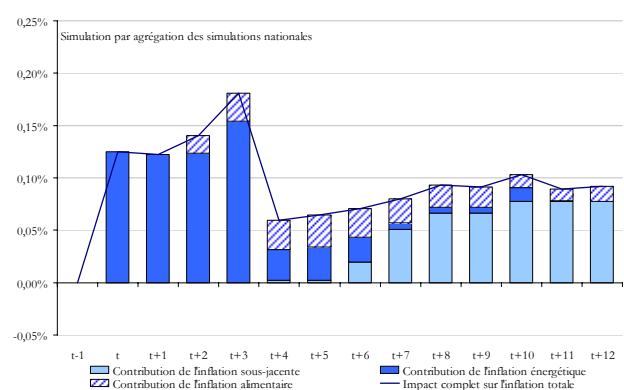
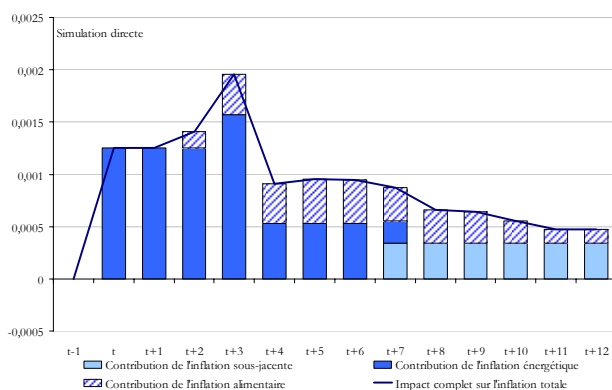
Pays-Bas

Belgique



Zone euro

Zone euro

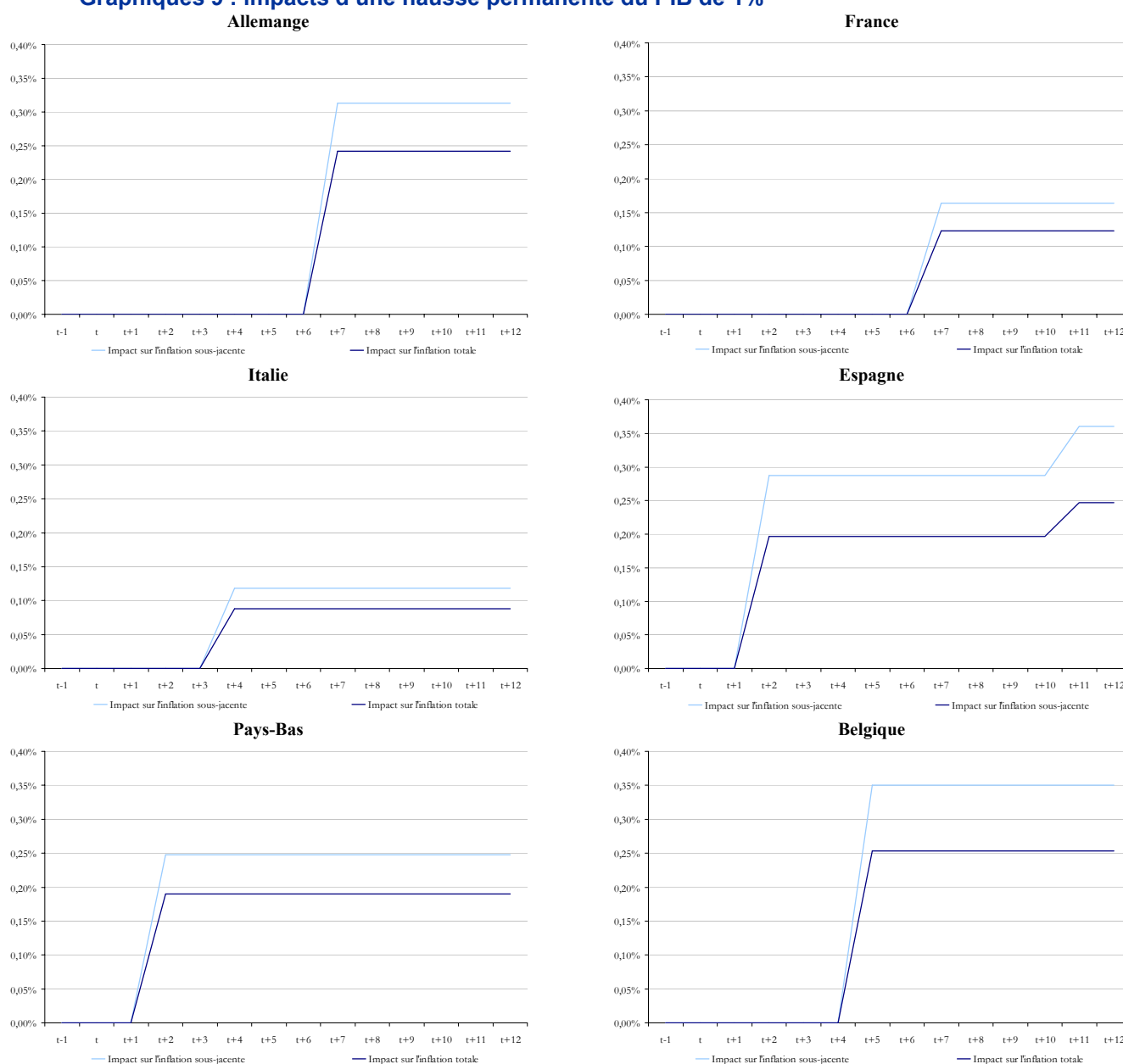


Ces résultats sont commensurables à ceux obtenus, en suivant d'autres approches, par d'autres estimations. Par exemple, l'INSEE<sup>14</sup> estime qu'une augmentation de 10% des prix du pétrole conduit à une hausse des prix de 0,10 point au cours de l'année suivante. La première année, le modèle de la Banque Central Européennes (AWM) donne une hausse de 0,1 point, celui de la Commission européenne (QUEST II) +0,08 point, NiGEM +0,06 point et celui de l'OCDE (Interlink) +0,12 point. Seul le modèle du FMI (Multimod) aboutit un effet nettement plus fort (+0,32 point)<sup>15</sup>.

## 5.2. Simulation de l'effet d'une hausse permanente du PIB de 1%

L'effet de la croissance économique est assez sensible : une croissance du PIB durablement plus élevée de 1 point de % se traduit à l'horizon de 2 ans, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation de l'inflation sous-jacente variant de 0,1 en Italie à près de 0,3 point en Belgique. Les délais de réactions des prix à l'activité sont très variables selon les pays : très rapides en Espagne et aux Pays-Bas (un trimestre), ils sont beaucoup plus lents (deux ans) en Allemagne et en France.

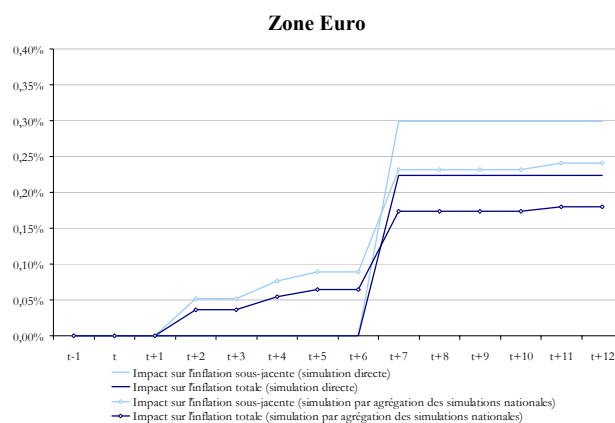
### Graphiques 9 : impacts d'une hausse permanente du PIB de 1%



<sup>14</sup> « L'inflation en France et en zone euro : une approche macro-sectorielle », Gallot Ph., Heitz B., *Note de conjoncture de l'INSEE*, mars 2004.

<sup>15</sup> Banque Centrale Européenne, *Monthly Bulletin*, novembre 2004.

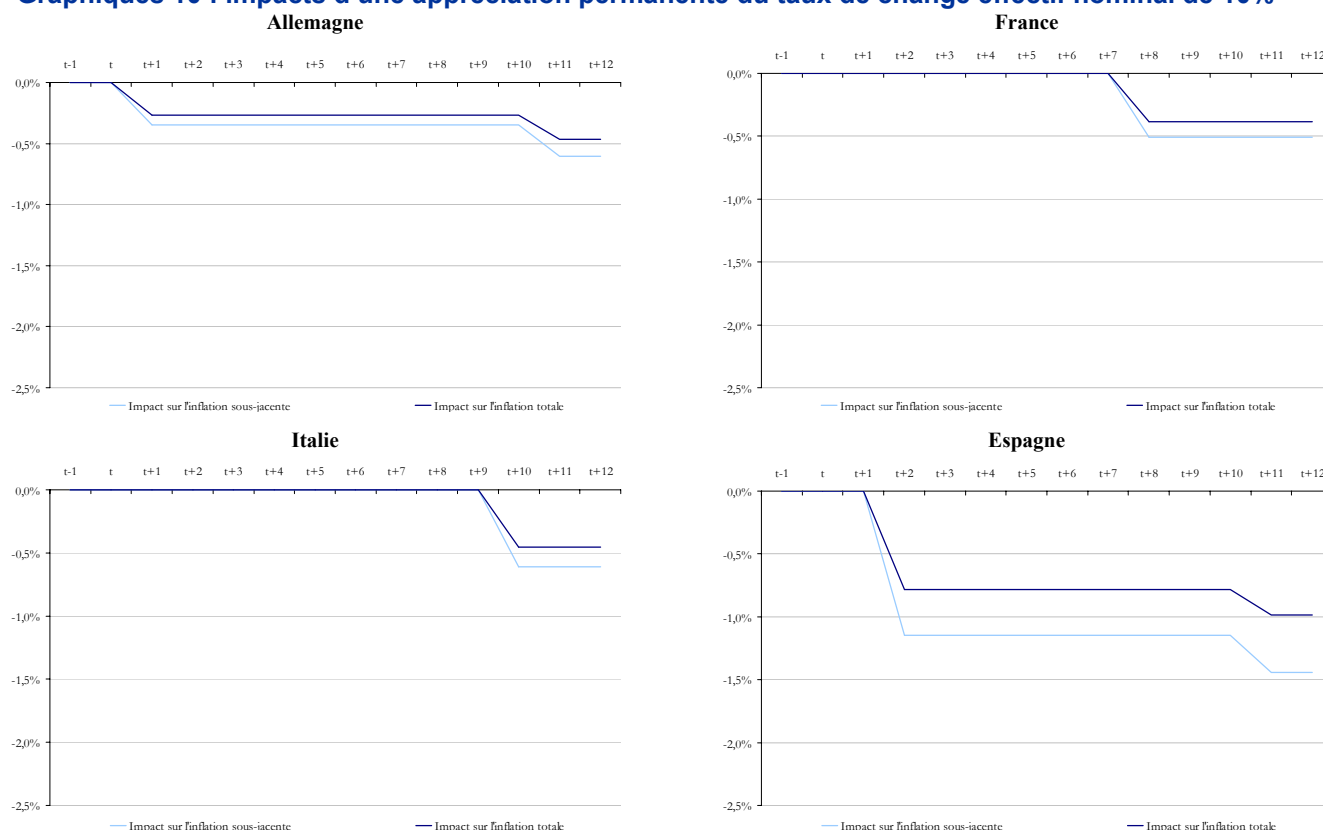




### 5.3. Simulation de l'effet d'une appréciation permanente du taux de change effectif nominal de 10%

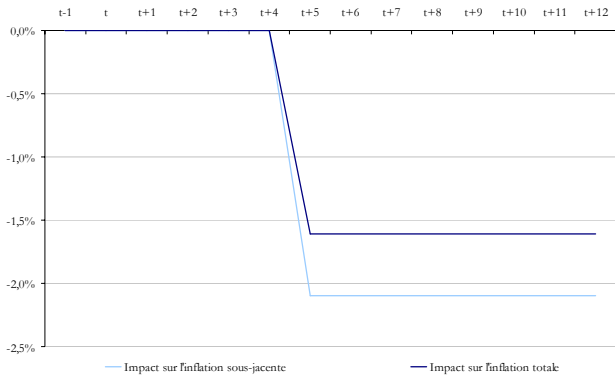
L'impact du taux de change n'est pas homogène. L'inflation des grands États de la zone (Allemagne, France et Italie) semble relativement moins sensible aux variations du taux de change que celle des plus petits États (Espagne, Pays-Bas). Une appréciation de 10% du taux de change effectif nominal se traduit, au bout de deux ans, par une baisse de l'inflation sous-jacente de près de ½ point chez les premiers alors qu'elle est plus importante (entre 1 et 2 points) chez les seconds. L'influence du change sur les prix se fait également sentir avec retard, mais de façon différenciée selon les pays : assez rapidement en Allemagne, en Espagne et aux Pays-Bas (entre un et cinq trimestres), avec plus de délais en France et en Italie (environ 2 ans). Ces résultats sont commensurables à ceux obtenus par l'INSEE<sup>16</sup>, qui estime l'effet de l'appréciation de 10% de l'euro vis-à-vis du dollar conduit à une baisse de l'inflation de 0,23 point à l'horizon d'un an (contre 0,19 ici).

**Graphiques 10 : impacts d'une appréciation permanente du taux de change effectif nominal de 10%**

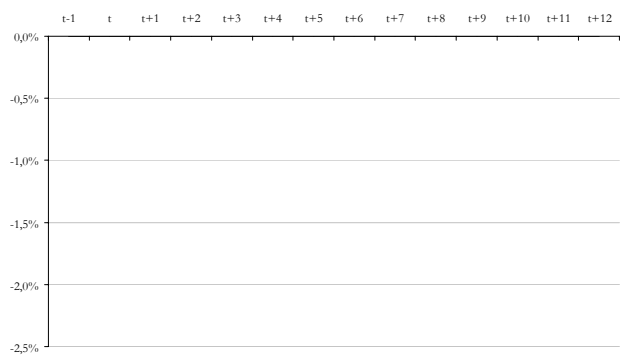


<sup>16</sup> Note de conjoncture de l'INSEE, mars 2004, ibid.

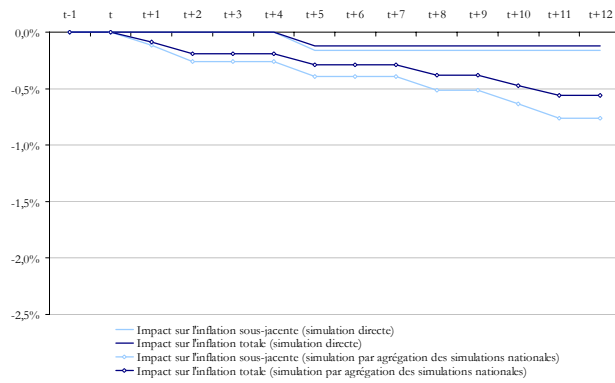
### Pays-Bas



### Belgique

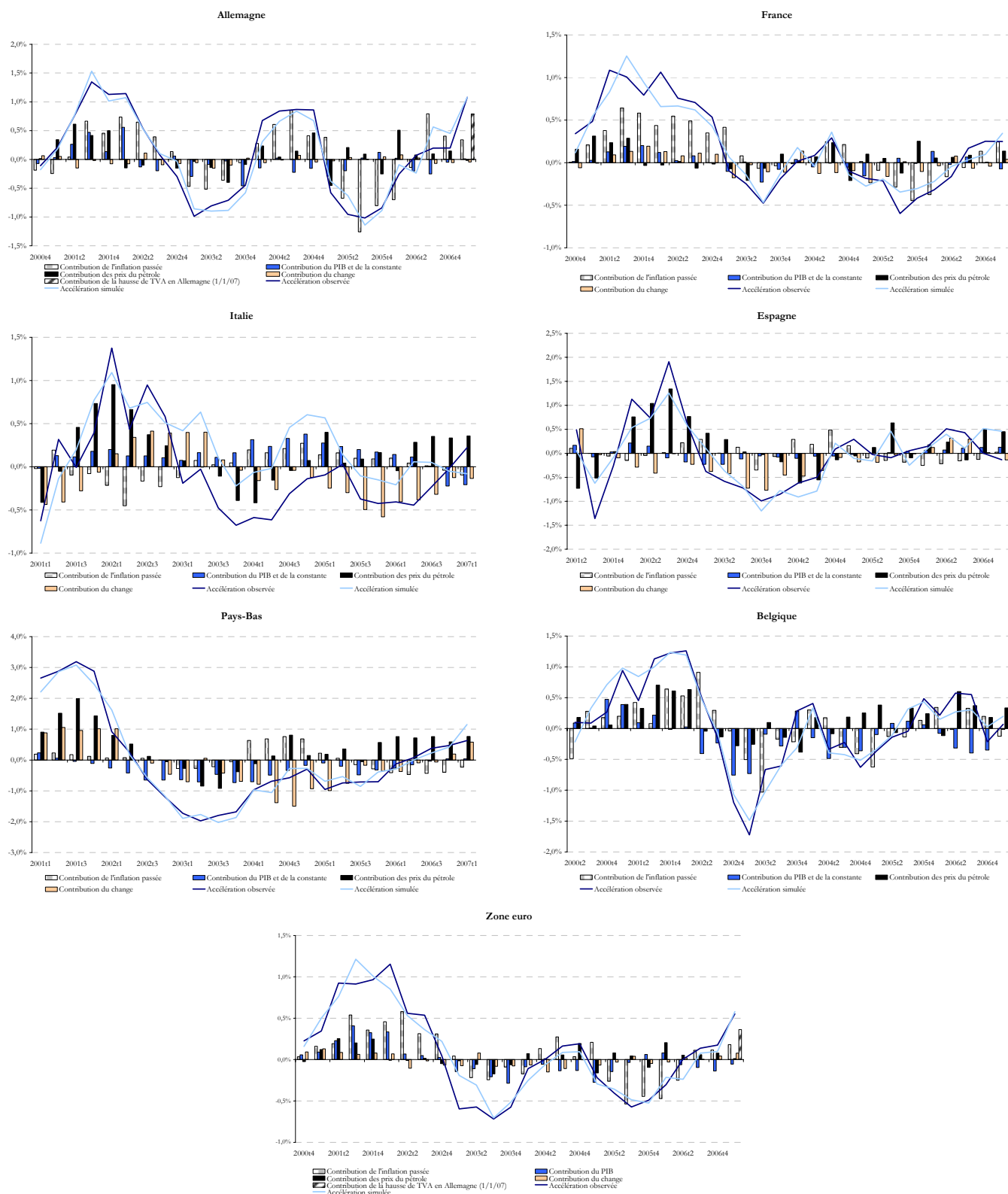


### Zone Euro



# ANNEXES

## 1. Contributions statiques<sup>17</sup> des différentes variables à l'accélération des prix sous-jacents



<sup>17</sup> Compte tenu de la longueur des délais d'ajustements et du caractère court des séries utilisées, il n'a pas été possible de réaliser des contributions dynamiques des différents variables.

## 2. Détail de la formalisation du modèle

Notations :

|                               |   |  |
|-------------------------------|---|--|
| P : niveau des prix           | $\dot{PIB}$ : taux de croissance du PIB | $U^*$ : NAIRU  |
| $\Pi$ : inflation             | p : taux de croissance du PIB potentiel | z : facteurs structurels expliquant le chômage (coin fiscal-social...) |
| $\Pi^a$ : inflation anticipée | OG : <i>output gap</i>                  | m : facteurs structurels expliquant la marge des entreprises           |
| PIB : niveau du PIB           | U : taux de chômage                     | L'indice temporel est noté « t »                                       |

Le modèle général est le modèle prix-salaire WS-PS

$$\left\{ \begin{array}{l} WS : \frac{W}{P^a} = F(U, z) \\ PS : P = G(W, m, \text{pétrole}, \text{change}) \end{array} \right.$$

avec F une fonction décroissante en U, G une fonction croissante en W

Avec des formulations linéaires sur les variables prises en logarithme (sauf le chômage), les deux équations (WS et PS) aboutissent à une relation du type :

$$(1) \quad \log(P_t) = \log(P_t^a) + k - \alpha U_t + \sum_j \mu_j \log(\text{oil\_dollar\_réel}_{t=j}) + \sum_k \eta_k \log(\text{change}_{t=k})$$

En retranchant  $\log(P_{t-1})$  des deux côtés de l'équation, on obtient au 1<sup>er</sup> ordre :

$$\Pi_t = \Pi_t^a + k - \alpha U_t + \sum_j \mu_j \log(\text{oil\_dollar\_réel}_{t=j}) + \sum_k \eta_k \log(\text{change}_{t=k})$$

En notant  $U^* = k/\alpha$  le NAIRU (taux de chômage tel que l'inflation est égale aux anticipations, i.e.  $\Pi_t = \Pi_t^a$ ) on obtient :

$$(2) \quad \Pi_t = \Pi_t^a + \alpha(U^* - U_t) + \sum_j \mu_j \log(\text{oil\_dollar\_réel}_{t=j}) + \sum_k \eta_k \log(\text{change}_{t=k})$$

avec  $\alpha$  positif

Comme l'écart du chômage au NAIRU est directement lié au niveau de l'output gap ( $OG_t = \sigma.(U_t^* - U_t)$ )<sup>18</sup> avec  $\sigma$  positif, on obtient la relation :

$$(3) \quad \Pi_t = \Pi_t^a + \beta OG_t + \sum_j \mu_j \log(\text{oil\_dollar\_réel}_{t=j}) + \sum_k \eta_k \log(\text{change}_{t=k})$$

avec  $\beta$  positif.

Cette formulation du modèle se heurte à une difficulté pratique d'importance. L'objectif final de cette modélisation étant de prévoir l'inflation dans le cadre des Budgets Économiques, la spécification économétrique choisie doit être cohérente avec la prévision d'*output gap* de la zone euro. Or, en l'état actuel, la sous-direction PREV ne dispose pas de prévisions pertinentes d'*output gap* des principaux pays de la zone euro. Ceci tient à la méthode actuellement employée pour évaluer la croissance potentielle de ces pays. Les méthodes usuellement mises en œuvre pour estimer le potentiel d'offre d'une économie se divisent en deux familles :

- l'approche statistique, qui présente l'avantage d'être simple et économe en données. Elle consiste à extraire la tendance de la série de PIB observée ;
- l'approche économique, plus lourde à mettre en œuvre, repose sur une analyse aussi précise que possible des déterminants de l'offre (évaluation d'une fonction de production agrégée de l'économie). Cette approche consiste à estimer le PIB potentiel (ou de sa croissance) à partir du niveau potentiel des facteurs de production (ou de leur rythme de croissance).

<sup>18</sup> En différenciant cette relation, on trouve  $\dot{PIB}_t - \dot{PIB}_t^{pot} = -c.(U_t - U_{t-1})$ . C'est la loi d'Okun : le chômage décroît lorsque la croissance est supérieure à la croissance potentielle (donc lorsque l'*output gap* s'accroît).

En l'état actuel, en dehors de la France, les évaluations de croissance potentielle – et *in fine* de l'*output gap* – des pays européens par la sous-direction PREV reposent sur l'approche statistique. Celle-ci comporte un inconvénient majeur : la croissance potentielle du PIB assimilée à sa tendance historique peut refléter des phénomènes dont on peut penser qu'ils n'ont pas à être prolongées en prévision. Par exemple, dans de nombreuses économies européennes, les trente dernières années ont été marquées par la montée du chômage et la baisse du taux d'activité. Prolonger pour les années à venir la tendance passée du PIB revient implicitement à postuler un accroissement continu du sous-emploi et à nier l'impact de réformes structurelles visant justement à accroître l'offre de travail. De ce fait, le recours à la méthode statistique rend difficile une prévision de croissance potentielle économiquement argumentée et autrement qu'en prolongeant la tendance passée. Afin de contourner cette difficulté, on peut estimer ce modèle en différence, ce qui fait apparaître la variation de ce dernier et donc le taux de croissance du PIB.

**Cas particulier n°1 : les agents anticipent une inflation toujours égale à une constante** (myopie des agents si anticipation d'inflation nulle, crédibilité de la banque centrale si anticipation égale à la cible de la banque centrale)

Si les agents anticipent une inflation stable ( $\Pi_t^a = c$ ), alors

$$(4) \Pi_t = c + \beta OG_t + \sum_j \mu_j \log(oil\_dollar\_réel_{t=j}) + \sum_k \eta_k \log(change_{t=-k})$$

avec  $\beta$  positif, et en différentiant

$$(5) \Delta \Pi_t = \beta \Delta OG_t + \sum_j \mu_j .d \log(oil\_dollar\_réel_{t=j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

On retrouve alors la 1<sup>ère</sup> version de la courbe de Phillips : les agents ne tiennent pas compte de l'inflation passée pour prévoir l'inflation à venir. Ils prévoient soit une stabilité des prix ( $c=0$ ) en cas d'agents myopes sur l'inflation (peu crédible), soit une inflation égale à la cible de la banque centrale ( $c=2\%$  par exemple). Cette modélisation n'est donc crédible que dans une économie où la banque centrale a réussi à réduire très fortement la volatilité de l'inflation autour de la cible.

Ce modèle semble a priori adapté à la zone euro. Il pourrait peut-être l'être également pour le Japon si on retient une cible à 0%, mais 0% n'est pas le centre de la fourchette souhaitée par la Banque de Japon. Il ne semble par contre a priori pas très adapté à des pays où l'inflation a fluctué beaucoup récemment ou dans lesquels la banque centrale n'arrive pas à atteindre sa cible (États-Unis, Royaume-Uni).

Propriétés (à change et prix réel du pétrole fixés)

Avec l'équation (4), l'inflation est

- égale à la cible d'inflation ( $c=2\%$  par exemple) lorsque l'*output gap* est nul
- supérieure à la cible lorsque l'*output gap* est positif
- inférieure à la cible lorsque l'*output gap* est négatif

Avec l'équation (5), l'inflation est

- stable si la croissance du PIB est égale à la croissance potentielle
- en hausse si la croissance du PIB est supérieure à la croissance potentielle
- en baisse si la croissance du PIB est inférieure à la croissance potentielle

La variation de l'inflation dépend donc du taux de croissance du PIB et non de la position dans le cycle.

Avec un tel modèle, lorsque l'*output gap*, initialement nul, s'accroît, l'inflation s'accroît également et un retour de l'inflation à sa valeur initiale peut se faire « directement » : il suffit que l'*output gap* revienne à 0. **C'est donc un modèle par nature non cyclique.**

Pour estimer ce modèle et l'utiliser pour prévoir l'évolution de l'inflation en lien avec une prévision de croissance réalisée par ailleurs :

Si l'on dispose d'une série d'*output gap*<sup>19</sup>, on estime l'équation (4)

Sinon, on estime le modèle en différence (équation 5) en remplaçant la variation de l'*output gap* par le taux de croissance du PIB :  $\Delta OG = (PIB - PIB_{pot}) = (PIB) - p$  (p est une constante si la croissance potentielle est stable sur la période d'estimation)

$$(5 \text{ bis}) \Delta \Pi_t = -\beta p + \beta PIB_t + \sum_j \mu_j \cdot d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

avec  $\beta$  et p positif

**La variation d'inflation dépend positivement du taux de croissance du PIB** sur une période où la croissance potentielle est stable : **lorsque la croissance du PIB augmente, l'inflation décroît moins vite ou s'accroît plus vite.**

*Remarque.* : Si l'effet de la croissance du PIB sur l'inflation n'est pas immédiat, on peut prendre un *output gap* ou une croissance du PIB retardés.

**Cas particulier n°2 : les agents effectuent une anticipation d'inflation avec l'inflation passée (anticipations adaptatives<sup>20</sup>)**

Si les anticipations d'inflation sont adaptatives, c'est à dire fonction de l'inflation passée

( $\Pi_t^a = \sum_{l=1}^L \gamma_l \Pi_{t-l}$ <sup>21</sup> avec la contrainte d'homogénéité dynamique  $\sum_l \gamma_l = 1$ ), on a alors :

$$(6) \Pi_t = \sum_l \gamma_l \Pi_{t-l} + \beta OG_t + \sum_j \mu_j \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k \log(change_{t=-k})$$

Grâce à la contrainte d'homogénéité dynamique, en retranchant  $\Pi_{t-1}$  des deux côtés de l'équation on obtient :

$$(6 \text{ bis}) \Delta \Pi_t = \sum_l \phi_l \Delta \Pi_{t-l} + \beta OG_t + \sum_j \mu_j \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k \log(change_{t=-k})$$

$$\text{avec } \phi_l = \left( \sum_{n=1}^l \gamma_n - 1 \right)^{22}$$

Cette relation, présentée avec le taux de chômage plutôt que l'*output gap*, correspond à une « courbe de Phillips augmentée », i.e. augmentée des anticipations (apport de Friedman).

Dans le cas simple où les anticipations sont formées uniquement sur l'inflation de la période

précédente ( $\Pi_t^a = \Pi_{t-1}$ , i.e.  $\gamma_l = 1$  pour  $l=1$  et  $\gamma_l = 0$  sinon), l'équation 6bis donne :

Cas simple où  $\Pi_t^a = \Pi_{t-1}$  :

$$(7) \Delta \Pi_t = \beta OG_t + \sum_j \mu_j \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k \log(change_{t=-k})$$

Propriétés dans le cas simple où  $\Pi_t^a = \Pi_{t-1}$

<sup>19</sup> Pour éviter un raisonnement circulaire, il semble préférable de retenir un *output gap* estimé indépendamment de l'inflation, par exemple avec une méthode reposant sur la production tendancielle estimée sur chaque cycle (cf. note n°PREV2-2007-097bis).

<sup>20</sup> Avec des anticipations rationnelles (apport de Lucas), il n'y a plus de lien entre chômage (niveau ou variation) et inflation : la hausse de l'inflation ne permet pas (même à court terme) de réduire le chômage.

<sup>21</sup>  $\Pi_{t-l} = \log(P_{t-l}) - \log(P_{t-l-1})$ .

<sup>22</sup>  $\sum_{l=1}^L \gamma_l \Pi_{t-l} - \Pi_{t-1} = (\gamma_1 - 1) \Delta \Pi_{t-1} + (\gamma_1 + \gamma_2 - 1) \Delta \Pi_{t-2} + \dots = \sum_{l=1}^{L-1} \left( \sum_{n=1}^l \gamma_n - 1 \right) \Delta \Pi_{t-l} + \left( \sum_{n=1}^L \gamma_n - 1 \right) \Pi_{t-(L+1)} = \sum_{l=1}^{L-1} \left( \sum_{n=1}^l \gamma_n - 1 \right) \Delta \Pi_{t-l}$

Remarque. :  $\phi_L = \left( \sum_{n=1}^L \gamma_n - 1 \right) = 0$

Avec l'équation (7), l'inflation est

- stable si le niveau du PIB est au niveau potentiel (OG=0)
- en hausse si le niveau du PIB est supérieur au niveau potentiel OG>0
- en baisse si OG<0

La variation de l'inflation ne dépend donc pas du taux de croissance du PIB mais de la position dans le cycle.

Avec un tel modèle, lorsque l'output gap, initialement nul, s'accroît, l'inflation s'accroît également. Mais un retour de l'inflation à sa valeur initiale ne peut se faire « directement » : il faut d'abord que l'output gap passe d'abord en territoire négatif pour que l'inflation décroisse. **C'est donc un modèle plus cyclique que le précédent.**

Pour estimer ce modèle et l'utiliser pour prévoir l'évolution de l'inflation en lien avec une prévision de croissance réalisée par ailleurs.

Si l'on dispose d'une série d'output gap, on estime l'équation (6) : la variation de l'inflation dépend positivement de l'output gap

Sinon, on estime le modèle en différence, en remplaçant la variation de l'output gap par le taux de croissance du PIB :  $\Delta OG = (PI\dot{B} - PI\dot{B}_{pot}) = (PI\dot{B}) - p$ <sup>23</sup>

$$\Delta\Pi_t = -\beta p + \sum_l \gamma_l \Delta\Pi_{t-l} + \beta PI\dot{B}_t + \sum_j \mu_j d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

(8), en différentiant l'équation (6), avec  $\sum_l \gamma_l = 1$

ou encore

$$\Delta\Delta\Pi_t = -\beta p + \sum_l \phi_l \Delta\Delta\Pi_{t-l} + \beta PI\dot{B}_t + \sum_j \mu_j d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

(8 bis), en différentiant (6 bis), avec  $\phi_l = (\sum_{n=1}^l \gamma_n - 1)$  et  $\phi_L = 0$

Et dans le cas simple ou  $\Pi_t^a = \Pi_{t-1}$

$$\Delta\Delta\Pi_t = -\beta p + \beta PI\dot{B}_t + \sum_j \mu_j d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

(8 ter) en différentiant (7)

C'est un modèle qui, vu par l'équation 8bis ou 8ter, peut être qualifié « d'accélérationniste ». **L'accélération de l'inflation dépend positivement du taux de croissance du PIB** sur une période où la croissance potentielle est stable : **lorsque la croissance du PIB augmente, la variation de l'inflation décroît moins vite ou s'accroît plus vite.**

*Remarques : L'équation 8 ne diffère de l'équation 5bis du cas précédent que par la présence de taux d'inflation passés (avec contrainte sur les coefficients). Si l'effet de la croissance du PIB sur l'inflation n'est pas immédiat, il faut prendre un output gap ou une croissance du PIB retardé.*

**Cas mixte : les agents effectuent une anticipation d'inflation en fonction de l'inflation passée et de la cible d'inflation**

Les anticipations d'inflation sont alors de la forme  $\Pi_t^a = (1 - \sum_{l=1}^L \gamma_l) * c + \sum_{l=1}^L \gamma_l \Pi_{t-l}$  où  $\sum_l \gamma_l < 1$ .

On a alors

$$\Pi_t = (1 - \sum_{l=1}^L \gamma_l) * c + \sum_{l=1}^L \gamma_l \Pi_{t-l} + \beta OG_t + \sum_j \mu_j \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k \log(change_{t=-k}) \quad (9)$$

<sup>23</sup> p est une constante uniquement si la croissance potentielle est stable sur la période d'estimation.

C'est un modèle dont les propriétés sont :

celles du cas n°2 (type « accélérationniste », correspondant à une courbe de Phillips augmentée) à court terme (si  $\sum_l \gamma_l$  n'est pas négligeable), du fait de la partie adaptative des anticipations

celles du cas n°1 à long terme<sup>24</sup> (type crédibilité de la banque centrale)

Dans le cas simple où la partie « inflation passée » des anticipations dépend uniquement de l'inflation de la période précédente ( $\Pi_t^a = (1 - \gamma)c + \gamma\Pi_{t-1}$ ), l'équation 9 donne :

Cas simple où  $\Pi_t^a = (1 - \gamma)c + \gamma\Pi_{t-1}$  :

$$(10) \Pi_t = (1 - \gamma) * c + \gamma\Pi_{t-1} + \beta OG_t + \sum_j \mu_j \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k \log(change_{t=-k})$$

Pour estimer ce modèle et l'utiliser pour prévoir l'évolution de l'inflation en lien avec une prévision de croissance réalisée par ailleurs.

Si l'on dispose d'une série d'*output gap*, on estime l'équation (9)

Sinon, on estime le modèle en différence, en remplaçant la variation de l'*output gap* par le taux de croissance du PIB :  $\Delta OG = (PI\dot{B} - PI\dot{B}_{pot}) = (PI\dot{B}) - p$ <sup>25</sup>

$$(11)^{26} \Delta\Pi_t = -\beta p + \sum_l \gamma_l \Delta\Pi_{t-l} + \beta PI\dot{B}_{tt} + \sum_j \mu_j d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

en différenciant l'équation (9), avec  $\sum_l \gamma_l < 1$

Et dans le cas simple où  $\Pi_t^a = \gamma\Pi_{t-1}$

$$\Delta\Pi_t = -\beta p + \gamma \Delta\Pi_{t-1} + \beta PI\dot{B}_{tt} + \sum_j \mu_j d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

(12) en différenciant (10)

<sup>24</sup> Le long terme apparaît lorsqu'on pose  $\Pi_t = \Pi_{t-l}$  quel que soit l.

<sup>25</sup> p est une constante uniquement si la croissance potentielle est stable sur la période d'estimation.

<sup>26</sup> Identique dans la forme à l'équation (6), si ce n'est l'absence de contrainte sur les coefficients.



# SYNTHESE

$$\text{Modèle général : } \Pi_t = \Pi_t^a + \beta OG + \sum_j \mu_j \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k \log(change_{t=-k})$$

|                                     | Modèle d'anticipation   |  |
|-------------------------------------|---|--|
|                                     | Cas 1 : anticipation fixes $\Pi_t^a = c$ <sup>27</sup>            | Cas 2 : anticipations adaptatives : cas simple $\Pi_t^a = \Pi_{t-1}$ <sup>28</sup> |
| L'inflation augmente si...          | $PI\dot{B} > p$<br>(l'output gap s'accroît et le chômage diminue) | $OG > 0$<br>(le niveau du chômage est inférieur au NAIRU)                          |
| L'inflation est égale à sa cible... | Si $OG=0$   | Pas de cible   |
| L'inflation accélère si ...         | $\Delta PI\dot{B} > 0$  | $PI\dot{B} > p$<br>(l'output gap s'accroît, et le chômage diminue)                 |

|  | Modèle d'anticipation   |  |
|--|---|--|
|  | Cas 1 : anticipation fixes $\Pi_t^a = c$  | Cas 2 : anticipations adaptatives : cas simple $\Pi_t^a = \Pi_{t-1}$   |
| Le niveau d'output gap (et donc le niveau du chômage) est relié...   | ... au niveau de l'inflation : lorsque l'output gap est nul, l'inflation est égale à la cible.                              | ... à la variation de l'inflation : lorsque l'output gap est positif (et donc le chômage supérieur au NAIRU), l'inflation s'accroît. |
| Le taux de croissance du PIB (et donc la variation de l'output gap, et donc la variation du chômage) est reliée... | ... à la variation de l'inflation : lorsque le taux de croissance du PIB est supérieur au potentiel, l'inflation s'accroît. | ... à l'accélération de l'inflation  |
| Propriété cyclique ? <sup>29</sup>   | <u>Non</u> : dès que l'output gap est nul, l'inflation est égale à la cible   | <u>Oui</u> : un output gap nul ne signifie pas nécessairement une inflation revenue à son niveau initial                             |

Estimation du cas 1 sans utiliser une série d'output gap

$$\Delta \Pi_t = -\beta p + \beta PI\dot{B}_t + \sum_j \mu_j d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

avec  $\beta$  positif et  $p$  est la croissance potentielle

Estimation du cas 2 sans utiliser une série d'output gap

- cas simple où  $\Pi_t^a = \Pi_{t-1}$

$$\Delta \Delta \Pi_t = -\beta p + \beta PI\dot{B}_t + \sum_j \mu_j d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

avec  $\beta$  positif et  $p$  est la croissance potentielle

- cas général :  $\Pi_t^a = \sum_l \gamma_l \Pi_{t-l}$  et  $\sum_l \gamma_l = 1$

$$\Delta \Pi_t = -\beta p + \sum_l \gamma_l \Delta \Pi_{t-l} + \beta PI\dot{B}_t + \sum_j \mu_j d \log(oil\_dollar\_réel_{t=-j}) + \sum_k \eta_k d \log(change_{t=-k})$$

avec  $\beta$  positif et  $p$  est la croissance potentielle

<sup>27</sup>  $c = 0$  si agents myopes ou  $c$ =cible banque centrale

<sup>28</sup> Modèle avec courbe de Philipps augmentée des anticipations, appelé modèle « accélérationniste ».

<sup>29</sup> A partir d'une situation équilibrée (output gap nul, inflation et inflation anticipée égales à la cible), un output gap positif doit-il être corrigé par un output gap négatif pour revenir à la cible d'inflation ?

Modélisation d'une situation mixte (les agents forment leurs anticipations en partie avec l'inflation passée et en partie avec une cible d'inflation)

$$\Delta\Pi_t = -\beta p + \sum_l \gamma_l \Delta\Pi_{t-l} + \beta \text{PIB}_{t,t} + \sum_j \mu_j d \log(\text{oil\_dollar\_réel}_{t-j}) + \sum_k \eta_k d \log(\text{change}_{t-k})$$

avec  $\beta$  positif,  $0 < \sum_l \gamma_l < 1$ ,  $p$  est la croissance potentielle

### 3. Pondérations utilisées pour l'agrégation des indices nationaux

#### Poids des indices nationaux des six principaux États membres dans l'IPCH de la zone euro (15)

|      | Allemagne | France | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | Total |
|------|-----------|--------|--------|---------|----------|----------|-------|
| 1996 | 33,8%     | 21,4%  | 17,6%  | 8,6%    | 5,2%     | 3,7%     | 90,4% |
| 1997 | 33,7%     | 21,4%  | 17,7%  | 8,6%    | 5,2%     | 3,7%     | 90,3% |
| 1998 | 33,6%     | 21,3%  | 17,7%  | 8,7%    | 5,2%     | 3,7%     | 90,3% |
| 1999 | 33,6%     | 20,5%  | 18,3%  | 8,9%    | 5,0%     | 3,9%     | 90,2% |
| 2000 | 33,7%     | 20,4%  | 17,8%  | 8,8%    | 5,5%     | 3,9%     | 90,2% |
| 2001 | 30,7%     | 20,4%  | 18,6%  | 10,4%   | 5,2%     | 3,3%     | 88,7% |
| 2002 | 30,4%     | 20,3%  | 19,2%  | 10,3%   | 5,2%     | 3,4%     | 88,7% |
| 2003 | 29,7%     | 20,3%  | 19,0%  | 10,8%   | 5,3%     | 3,3%     | 88,5% |
| 2004 | 29,0%     | 20,6%  | 19,2%  | 11,0%   | 5,3%     | 3,3%     | 88,4% |
| 2005 | 28,8%     | 20,6%  | 19,1%  | 11,4%   | 5,1%     | 3,3%     | 88,3% |
| 2006 | 28,6%     | 20,2%  | 18,9%  | 11,9%   | 5,2%     | 3,3%     | 88,1% |
| 2007 | 28,1%     | 20,7%  | 18,2%  | 12,3%   | 5,3%     | 3,4%     | 87,9% |
| 2008 | 27,0%     | 20,5%  | 18,6%  | 12,7%   | 5,0%     | 3,4%     | 87,2% |

Sources : Eurostat

#### Poids des indices nationaux des six principaux États membres dans l'IPCH de la zone euro (6)

|      | Allemagne | France | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | Total  |
|------|-----------|--------|--------|---------|----------|----------|--------|
| 1996 | 37,4%     | 23,7%  | 19,5%  | 9,5%    | 5,7%     | 4,1%     | 100,0% |
| 1997 | 37,3%     | 23,7%  | 19,6%  | 9,6%    | 5,7%     | 4,1%     | 100,0% |
| 1998 | 37,3%     | 23,6%  | 19,6%  | 9,6%    | 5,8%     | 4,1%     | 100,0% |
| 1999 | 37,3%     | 22,7%  | 20,3%  | 9,9%    | 5,5%     | 4,3%     | 100,0% |
| 2000 | 37,4%     | 22,6%  | 19,8%  | 9,8%    | 6,1%     | 4,3%     | 100,0% |
| 2001 | 34,6%     | 23,0%  | 21,0%  | 11,7%   | 5,9%     | 3,8%     | 100,0% |
| 2002 | 34,2%     | 22,9%  | 21,7%  | 11,6%   | 5,8%     | 3,8%     | 100,0% |
| 2003 | 33,5%     | 23,0%  | 21,5%  | 12,2%   | 6,0%     | 3,8%     | 100,0% |
| 2004 | 32,8%     | 23,3%  | 21,7%  | 12,5%   | 6,0%     | 3,7%     | 100,0% |
| 2005 | 32,6%     | 23,3%  | 21,7%  | 12,9%   | 5,8%     | 3,8%     | 100,0% |
| 2006 | 32,4%     | 22,9%  | 21,5%  | 13,5%   | 5,9%     | 3,8%     | 100,0% |
| 2007 | 32,0%     | 23,5%  | 20,7%  | 13,9%   | 6,0%     | 3,8%     | 100,0% |
| 2008 | 31,0%     | 23,6%  | 21,3%  | 14,5%   | 5,8%     | 3,9%     | 100,0% |

Sources : Eurostat

#### Poids de la composante alimentaire (CP01) dans les l'IPCH nationaux

|      | Allemagne | France | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | ZE-15 |
|------|-----------|--------|--------|---------|----------|----------|-------|
| 1996 | 15,3%     | 19,2%  | 19,7%  | 27,5%   | 16,5%    | 20,5%    | 18,8% |
| 1997 | 15,1%     | 19,3%  | 19,6%  | 27,4%   | 16,4%    | 20,2%    | 18,6% |
| 1998 | 15,3%     | 19,2%  | 19,2%  | 26,9%   | 16,5%    | 20,7%    | 18,5% |
| 1999 | 15,2%     | 18,4%  | 18,2%  | 26,7%   | 16,7%    | 20,7%    | 18,2% |
| 2000 | 12,1%     | 16,9%  | 17,4%  | 24,4%   | 15,8%    | 18,3%    | 16,1% |
| 2001 | 11,7%     | 16,7%  | 17,0%  | 21,1%   | 15,3%    | 16,7%    | 15,7% |
| 2002 | 12,0%     | 17,0%  | 16,8%  | 21,6%   | 15,5%    | 17,1%    | 15,8% |
| 2003 | 11,8%     | 16,7%  | 16,6%  | 21,5%   | 12,9%    | 17,0%    | 15,5% |
| 2004 | 11,8%     | 16,6%  | 16,9%  | 22,1%   | 12,6%    | 16,8%    | 15,6% |
| 2005 | 11,5%     | 16,9%  | 16,6%  | 22,2%   | 12,1%    | 16,8%    | 15,5% |
| 2006 | 11,3%     | 16,4%  | 16,3%  | 22,0%   | 12,2%    | 16,9%    | 15,3% |
| 2007 | 11,5%     | 16,3%  | 17,3%  | 21,9%   | 13,1%    | 17,2%    | 15,6% |
| 2008 | 12,2%     | 16,2%  | 17,8%  | 20,3%   | 13,5%    | 17,7%    | 15,8% |

Sources : Eurostat

### Poids de la composante énergie dans les l'IPCH nationaux

|      | Allemagne | France | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | ZE-15 |
|------|-----------|--------|--------|---------|----------|----------|-------|
| 1996 | 10,3%     | 9,3%   | 6,8%   | 7,5%    | 8,7%     | 10,7%    | 9,1%  |
| 1997 | 10,5%     | 9,8%   | 6,8%   | 7,6%    | 8,8%     | 10,9%    | 9,3%  |
| 1998 | 10,4%     | 9,8%   | 6,7%   | 7,5%    | 9,4%     | 10,8%    | 9,2%  |
| 1999 | 9,9%      | 8,7%   | 7,0%   | 6,9%    | 8,9%     | 10,1%    | 8,7%  |
| 2000 | 8,8%      | 8,9%   | 7,0%   | 7,0%    | 8,6%     | 11,8%    | 8,4%  |
| 2001 | 9,5%      | 9,1%   | 7,6%   | 9,8%    | 9,1%     | 11,0%    | 9,0%  |
| 2002 | 9,2%      | 8,0%   | 6,3%   | 8,7%    | 9,2%     | 10,0%    | 8,1%  |
| 2003 | 9,4%      | 8,2%   | 6,2%   | 9,1%    | 8,2%     | 10,0%    | 8,3%  |
| 2004 | 9,7%      | 7,9%   | 5,8%   | 9,1%    | 8,3%     | 9,4%     | 8,1%  |
| 2005 | 9,9%      | 8,7%   | 6,4%   | 9,0%    | 8,6%     | 10,2%    | 8,6%  |
| 2006 | 11,1%     | 9,1%   | 6,6%   | 9,4%    | 9,9%     | 10,2%    | 9,2%  |
| 2007 | 11,2%     | 8,8%   | 8,6%   | 9,7%    | 10,2%    | 10,3%    | 9,6%  |
| 2008 | 11,9%     | 8,7%   | 8,2%   | 9,9%    | 10,7%    | 10,9%    | 9,8%  |

Sources : Eurostat

### Poids des composantes sous-jacentes (hors énergie, alimentation, alcool et tabac) dans les l'IPCH nationaux

|      | Allemagne | France | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | ZE-15 |
|------|-----------|--------|--------|---------|----------|----------|-------|
| 1996 | 69,5%     | 66,9%  | 70,4%  | 61,7%   | 69,7%    | 65,1%    | 67,9% |
| 1997 | 69,4%     | 66,3%  | 70,6%  | 61,7%   | 69,7%    | 65,0%    | 67,8% |
| 1998 | 69,4%     | 66,3%  | 71,0%  | 61,9%   | 69,1%    | 64,7%    | 67,9% |
| 1999 | 69,9%     | 68,5%  | 71,9%  | 62,7%   | 69,3%    | 65,3%    | 68,8% |
| 2000 | 74,8%     | 70,1%  | 72,7%  | 65,2%   | 70,7%    | 66,5%    | 71,4% |
| 2001 | 74,6%     | 70,3%  | 72,6%  | 66,0%   | 70,7%    | 69,2%    | 71,4% |
| 2002 | 74,6%     | 71,1%  | 74,2%  | 66,5%   | 70,3%    | 69,8%    | 72,2% |
| 2003 | 74,5%     | 71,1%  | 74,4%  | 66,2%   | 75,3%    | 69,9%    | 72,4% |
| 2004 | 74,1%     | 71,5%  | 74,4%  | 65,7%   | 75,3%    | 70,4%    | 72,3% |
| 2005 | 73,6%     | 70,5%  | 74,0%  | 65,7%   | 75,3%    | 69,6%    | 71,8% |
| 2006 | 72,5%     | 70,7%  | 74,3%  | 65,6%   | 73,8%    | 70,0%    | 71,5% |
| 2007 | 72,1%     | 71,3%  | 70,9%  | 65,5%   | 73,0%    | 69,5%    | 70,8% |
| 2008 | 71,4%     | 71,4%  | 70,9%  | 67,1%   | 72,4%    | 68,5%    | 70,7% |

Sources : Eurostat