

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G2017/08**

**Modélisation de l'inflation en France  
par une approche macrosectorielle**

**Kévin MILIN**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**



# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

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

## G2017/08

### Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle

Kévin MILIN \*

NOVEMBRE 2017

Je tiens tout d'abord à remercier Clément BORTOLI pour son investissement dans ce travail, lors de la phase de construction des modèles et de la rédaction de ce présent document. Mes remerciements vont également à Didier BLANCHET, Vladimir PASSERON et Dorian ROUCHER pour leurs relectures attentives et leurs conseils avisés. Enfin, je tiens à exprimer ma reconnaissance envers mes tout premiers relecteurs : Athémane DAHMOUH et Tony VUILLEMIN.

Ce travail ne reflète pas les opinions de l'Insee, je reste le seul responsable des imperfections pouvant subsister dans ce document.

---

\* Dares. L'auteur était en poste à l'Insee au département de la Conjoncture au moment de la rédaction de ce document.

## Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle

### Résumé

Ce papier présente une modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle. Le modèle macroéconométrique se base sur quatre équations : le prix de la valeur ajoutée, les salaires, les prix des consommations intermédiaires, et les prix de production. Les prévisions qui en découlent sont cohérentes les unes par rapport aux autres, et permettent de prévoir les prix à la consommation sous-jacents. La modélisation fait appel à des modèles à correction d'erreurs, et présente également quelques caractéristiques particulières par rapport au cadre classique. Par exemple, pour les prix des consommations intermédiaires et les prix de production, le secteur de l'énergie est traité séparément, afin de contrôler la volatilité du cours du pétrole. Par ailleurs, les salaires sont indexés, à long terme, sur le prix de la valeur ajoutée : de cette façon, les termes de l'échange sont directement intégrés au sein de l'équation de salaire.

Les fonctions de réponse du modèle à différents chocs macroéconomiques ont été simulées : un choc de +20 % sur le cours du pétrole, une dépréciation de 10 % de l'euro vis-à-vis des autres monnaies, une hausse de 10 % sur les prix des matières premières industrielles et agricoles, une hausse de 1 % de la productivité réelle, du taux de chômage, des impôts sur les produits, des subventions d'exploitation et du taux de cotisation des employeurs. Les impacts des chocs exogènes présentés dans ce papier doivent néanmoins être interprétés avec précaution, surtout du fait de l'absence de bouclage sur les composantes réelles de l'offre et de la demande.

**Mots-clés** : prévision, modélisation macroéconomique, inflation, salaire, France

---

## Modelling French inflation: a macrosectoral approach

### Abstract

This paper aims at presenting a macrosectoral model for French inflation. The macroeconomic model focuses on four main equations: value added prices, wages, intermediate consumption prices, and production prices. It provides consistent forecasts, consequently used to forecast underlying consumption prices. This model uses error correction modelling and has a few original characteristics compared to more standard frameworks. For example, intermediate consumption prices and production prices in the energy sector are treated apart, for a better control of oil prices volatility. Another original feature is to use value added prices as a wage deflator: this way, terms-of-trade effects are directly taken into account in the wage equation.

Reaction functions have been simulated for several macroeconomic shocks: a 20% increase in oil prices, a 10% depreciation of the euro compared to others currencies, a 10% rise in agricultural and industrial raw materials, and 1% positive shocks on productivity, unemployment, taxes on production, operation grants, and the social contribution rate. All the impacts of exogenous shocks described in this paper should however be used cautiously, because second round effects on real supply and real demand are omitted in this framework.

**Keywords**: forecasting, macroeconomic modelling, inflation, wage, France

**Classification JEL** : C5, E17

## Table des matières

1	Introduction . . . . .	5
2	Une boucle prix-salaires pour prévoir l'inflation sous-jacente . . . . .	6
2.1	La boucle prix-salaires : une ossature à quatre variables . . . . .	6
2.2	Le principal objectif de la boucle prix-salaires : modéliser l'inflation sous-jacente . . . . .	8
2.2.1	Le choix d'une inflation sous-jacente « approchée » . . . . .	8
2.2.2	La modélisation de l'inflation sous-jacente « approchée » . . . . .	8
2.3	La modélisation des prix de production . . . . .	10
2.3.1	Les prix de production dans les secteurs marchands non agricoles hors énergie . . . . .	11
2.3.2	Les prix de production des énergies . . . . .	13
2.4	La modélisation des salaires . . . . .	15
2.5	La modélisation du prix de la valeur ajoutée des secteurs marchands non agricoles . . . . .	17
2.6	La modélisation des prix des consommations intermédiaires . . . . .	18
2.6.1	Les prix des consommations intermédiaires (produits des secteurs marchands non agricoles hors hydrocarbures bruts et électricité) . . . . .	18
2.6.2	Les prix des consommations intermédiaires en hydrocarbures bruts et électricité . . . . .	19
2.7	La modélisation des prix des produits importés . . . . .	20
2.7.1	Les prix des importations des biens fabriqués et des services marchands . . . . .	20
2.7.2	Le cours du gaz . . . . .	21
3	De l'inflation sous-jacente à l'inflation d'ensemble . . . . .	22
3.1	La modélisation des prix à la consommation des produits pétroliers . . . . .	22
3.2	La modélisation des prix des produits alimentaires . . . . .	24
3.2.1	Les prix à la consommation des produits alimentaires (hors produits frais) . . . . .	24
3.2.2	Les prix de production dans l'industrie agroalimentaire . . . . .	26
3.2.3	Les prix des produits agricoles à la production . . . . .	28
4	Les réponses de la boucle prix-salaires à des chocs exogènes . . . . .	30
4.1	Simulation d'une hausse du cours du Brent . . . . .	30
4.1.1	Les prix des carburants réagissent immédiatement à un choc sur le cours du Brent en euros . . . . .	30
4.1.2	Une hausse de 10 \$ sur le cours du Brent : un effet sur les prix sous-jacents observable à partir de la deuxième année qui suit le choc . . . . .	31
4.2	Une dépréciation de 10 % de l'euro vis-à-vis des autres monnaies : un effet sur les prix sous-jacents visible dès la première année . . . . .	32
4.3	Choc positif sur la productivité réelle : l'effet désinflationniste prédomine . . . . .	33
5	Conclusion . . . . .	34
	Bibliographie . . . . .	35
A	Données et nomenclature . . . . .	36
B	Les équations de la maquette sont essentiellement des modèles à correction d'erreurs . . . . .	37
C	Les effets de la loi Galland et de ses réformes successives sur les prix à la consommation . . . . .	38
D	Justification de la forme de la partie « long-terme » de l'équation du SMPT sur le champ SMNA . . . . .	39
E	Vérification comptable des coefficients du modèle de prix de la valeur ajoutée . . . . .	40

F	Simulations de chocs sur les cours matières premières (industrielles hors pétrole et alimentaires) . . . . .	41
G	Réponses de la boucle prix-salaires à une hausse du taux de chômage . . . . .	42
H	Réponses de la boucle prix-salaires à des chocs fiscaux . . . . .	42

# 1 Introduction

La prévision des prix à la consommation s'appuie généralement sur deux approches. D'un côté, l'approche « microsectorielle », qui permet d'appréhender les dynamiques des prix à un niveau fin de la nomenclature et s'avère particulièrement efficace pour des prévisions de court-terme. De l'autre, l'approche « macrosectorielle », qui relie l'évolution des prix aux autres agrégats économiques tels que le chômage, la masse salariale ou la productivité, et permet ainsi d'obtenir une prévision d'inflation de moyen-terme, cohérente avec celle de l'économie d'ensemble présentée chaque trimestre dans la *Note de conjoncture* de l'Insee. Cette seconde approche repose essentiellement sur une boucle prix-salaires, dont le rôle principal est de prévoir l'inflation sous-jacente. Pour cela, elle mêle les modélisations des prix de production, des prix des consommations intermédiaires, des prix de la valeur ajoutée et celle des salaires.

L'objectif de ce document étant de décrire la modélisation de l'inflation mise en place courant 2016 à l'Insee, la section 2 concerne la boucle prix-salaires : elle décrit l'architecture de la maquette et détaille successivement chaque équation. À noter que cette dernière traite séparément le secteur de l'énergie, afin de mieux gérer la volatilité du cours Brent, plus particulièrement sur la période récente (cf. figure 1).

Les modélisations complémentaires permettant de retrouver le champ de l'inflation d'ensemble sont présentées dans la section 3 (notamment la modélisation des prix des produits alimentaires et énergétiques).

La fin du document (section 4) présente quant à elle les propriétés variantielles de la maquette : des chocs exogènes sont simulés et leur diffusion dans le processus de formation des prix y est décrite. Ces fonctions de réponse doivent toutefois être interprétées avec précaution, puisque qu'elles dépendent des paramètres initiaux de l'économie. De même, l'absence de bouclage sur les composantes réelles de l'offre et de la demande n'est pas prise en compte dans la modélisation retenue, alors qu'elles sont susceptibles de réagir à des mouvements de prix et de salaires (c'est en particulier le cas de la consommation des ménages).

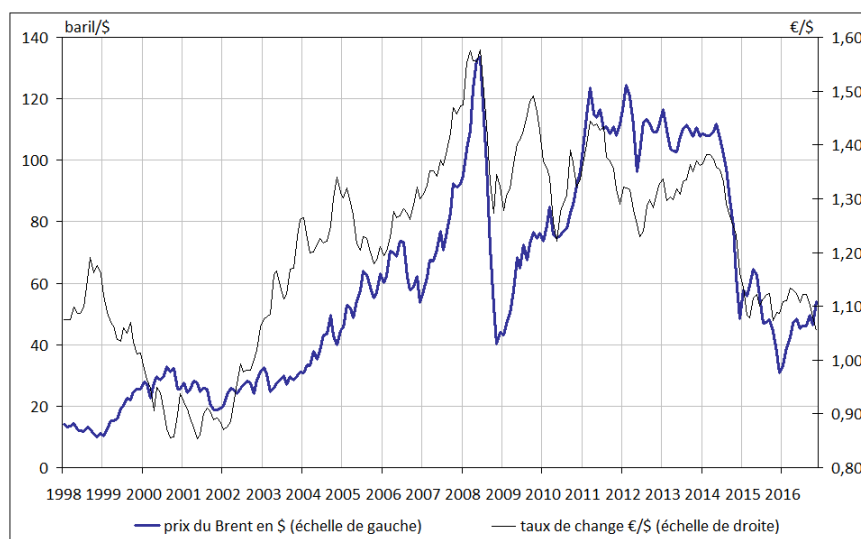


Figure 1 – Cours du Brent et taux de change euro/dollar

## 2 Une boucle prix-salaires pour prévoir l'inflation sous-jacente

La boucle prix-salaires vise à modéliser les prix tout au long de la chaîne de production, dans le but de prévoir l'inflation sous-jacente approchée<sup>1</sup>. L'une des particularités de la modélisation, présentée dans cette première section, est de traiter séparément le secteur de l'énergie pour contrôler la volatilité du cours du Brent (notamment sur la période récente, avec la baisse du prix du baril de pétrole, de 110 \$ mi-2014 jusqu'à 32 \$ début 2016, cf. figure 1).

### 2.1 La boucle prix-salaires : une ossature à quatre variables

Le squelette de la boucle prix-salaires s'articule autour de quatre variables : les prix de la production, les prix des consommations intermédiaires des différents produits, les prix de la valeur ajoutée et les salaires (cf. figure 2). L'ajustement de ces variables les unes par rapport aux autres tout au long du processus de production permet d'en déduire directement les prix à la consommation sous-jacents « approchés », c'est à dire hors énergie et produits alimentaires. L'inflation sous-jacente obtenue *in fine* à l'aide de la maquette recouvre 67 % du champ de l'indice des prix à la consommation d'ensemble. Les prix des secteurs manquants (énergie et alimentaire), dont les déterminants et les fluctuations sont spécifiques, peuvent être prévus *via* une modélisation complémentaire (cf. section 3).

Plus précisément, les produits consommables par les ménages en France sont soit issus de la production étrangère, soit de la production domestique. Les prix à la consommation sous-jacents sont donc déterminés, à long-terme, par les prix des importations et les prix de production hors énergie destinée au marché intérieur. Par ailleurs, deux éléments sont nécessaires pour la production d'un bien ou d'un service : de la main-d'œuvre et des produits intermédiaires qui sont détruits ou transformés lors du processus de production. Par conséquent, les prix de production pour le marché domestique dépendent, à long-terme, des coûts de production, qui eux-mêmes possèdent deux composantes : le salaire moyen par tête (SMPT) et les prix des consommations intermédiaires. Comme les produits intermédiaires peuvent également provenir de l'étranger ou du marché intérieur, leur prix s'indexe à long-terme sur les prix de production pour le marché intérieur et sur les prix des importations. En outre, les prix de la valeur ajoutée peuvent être déduits des prix de production (pour le marché intérieur) et des prix des consommations intermédiaires, car selon sa définition comptable, la valeur ajoutée équivaut à la différence entre la production et les consommations intermédiaires. Enfin, sous l'hypothèse d'une stabilité du taux de marge des entreprises, le SMPT nominal dépend en grande partie de la productivité réelle et des prix de la valeur ajoutée.

Contrairement à la maquette *Opale* (Bardaji et al. 2010)<sup>[4]</sup>, les variations des volumes de production et de consommation sous l'effet des mouvements d'inflation ne sont pas directement introduites dans notre modélisation. Néanmoins, ces variables qui apparaissent comme des exogènes (productivité réelle, emploi, taux de chômage, consommations intermédiaires en volume, production en volume, taux de cotisation, impôts et subventions) sont suivies et prévues par la division synthèse conjoncturelle de l'Insee, permettant ainsi leur utilisation en prévision et le maintien de la cohérence du scénario économique de la *Note de conjoncture*. D'autres exogènes apparaissent également dans la maquette et font l'objet d'une modélisation : les prix des importations, les prix à la consommation des carburants, et le cours du gaz. Enfin, les prix des matières premières (énergétiques, industrielles, et alimentaires), les prix de l'immobilier, et le taux de change sont conventionnellement figés à leur dernier niveau connu en prévision. À noter que l'ensemble des données utilisées pour ce travail est recensé en annexe A.

---

1. L'inflation sous-jacente modélisée ici est légèrement différente que celle publiée par l'Insee (cf. *infra*).



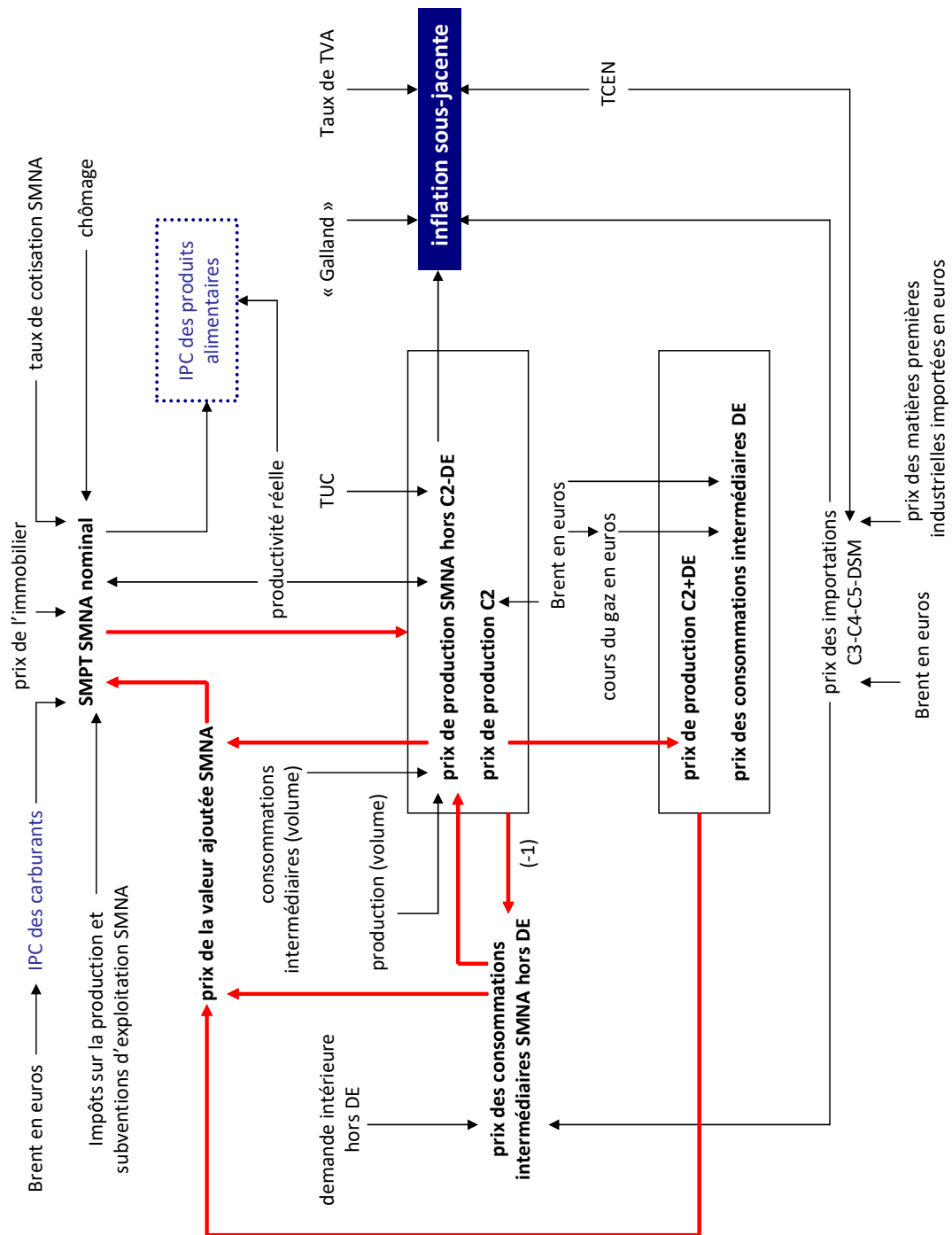


Figure 2 – Schématisation de la boucle prix-salaires

Notes :

- les flèches plus épaisses (rouges) correspondent aux relations estimées de la boucle prix-salaire ;
- les différents sigles de la nomenclature (DE, C2, C3-C4-C5, DSM) sont définis en annexe A.

## 2.2 Le principal objectif de la boucle prix-salaires : modéliser l'inflation sous-jacente

### 2.2.1 Le choix d'une inflation sous-jacente « approchée »

Une approximation du sous-jacent (type Eurostat) est préférée à l'indice du sous-jacent au sens de l'Insee (cf. définition dans « les mots de la conjoncture » disponible sur le site internet de l'Insee). Cette approximation du sous-jacent correspond à l'inflation hors alimentation, hors énergie, hors biens de santé, hors services de télécommunications et s'avère proche de l'indice harmonisé sous-jacent au sens d'Eurostat (hors alimentation, hors énergie ; cf. figure 3). Une différence de périmètre par rapport à la série d'Eurostat réside dans l'exclusion des prix des biens de santé (prix administrés), qui est le poste de l'indice des prix qui contribue le plus à la différence entre l'indice national et l'indice européen (cf. Aunay, 2012)<sup>[3]</sup>. De même, les prix des services de télécommunication sont retirés de cette agrégation particulière (contrairement à la « définition Insee »). Les évolutions de prix dans ce secteur sont en effet atypiques depuis 2012 avec l'arrivée d'un nouvel opérateur sur le marché, rendant l'analyse économique de l'inflation sous-jacente plus difficile.

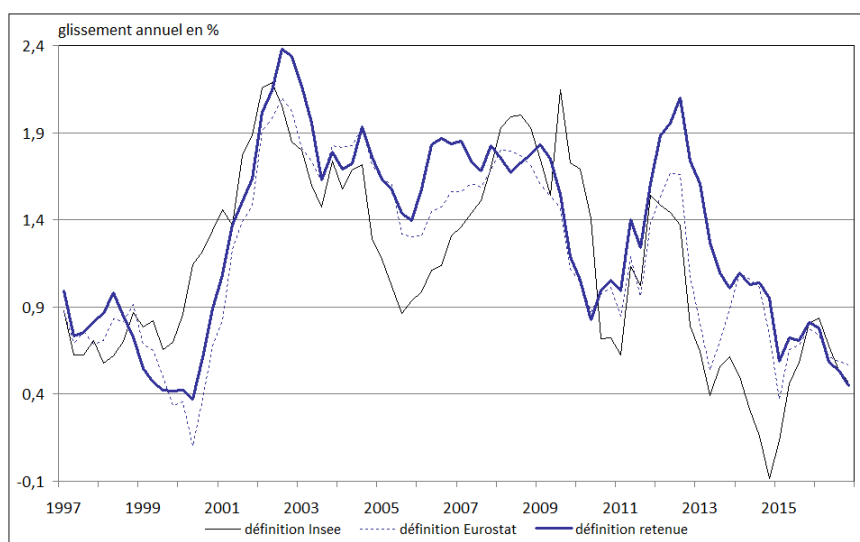


Figure 3 – Comparaison des différentes mesures d'inflation sous-jacente

### 2.2.2 La modélisation de l'inflation sous-jacente « approchée »

La partie long-terme de l'équation d'inflation sous-jacente (notée  $ISJ$ ) englobe l'ensemble de ses déterminants, qui sont les prix de production SMNA (secteurs marchands non agricoles) hors énergie (hors « C2-DE ») pour le marché français, ainsi que les prix des importations des biens fabriqués (respectivement notés  $PxProd^{he}$  et  $PxImp^{C345}$  ; cf. paragraphes 2.3.1 et 2.7.1 pour leur modélisation). Le secteur de l'énergie est exclu du champ pour éviter une surestimation du poids du pétrole, et minimiser l'influence de la récente chute du cours du Brent dans le diagnostic conjoncturel.

En outre, une contrainte d'homogénéité est imposée à long-terme : la somme des paramètres associés aux deux déterminants est égale à 1. La différence entre les prix à la consommation et leurs déterminants correspond donc à une cible de long terme pour les marges des distributeurs (cf. équation 2.2.1).

Affaiblissant la concurrence dans la grande distribution, la loi Galland (1996) a poussé les prix à la hausse entre 1997 et 2004. À partir de 2005, ses réformes successives (lois Dutreil et loi Châtel) ont

tiré les prix à la consommation vers le bas (cf. annexe C pour plus de détails). Afin de capter les effets de la loi Galland et des ses réformes successives, la différence des logarithmes des prix dans la « grande distribution étendue » ( $IPC^{gde}$ ) et des prix « hors grande distribution » ( $IPC^{hgd}$ ) est intégrée à l'équation.

Les modifications du taux de TVA ont également un impact sur les prix à la consommation sous-jacents. À noter que les baisses des taux de TVA se transmettent moins rapidement aux prix à la consommation que les hausses. Enfin, le taux de change effectif nominal a également un pouvoir explicatif sur les variations de court terme.

Cette modélisation retrace les évolutions de l'inflation sous-jacente jusqu'en 2015 de manière satisfaisante (cf. figures 4 et 5). Depuis 2015, un décrochage est néanmoins visible entre les prix simulés et les prix observés. Il est plausible que dans un contexte de taux de marge des entreprises relativement faibles (cf. figure 6), les différents agents aient réagi plus rapidement et/ou plus fortement qu'auparavant à la forte dépréciation de l'euro amorcée mi-2014 (cf. figure 1). Le poids du taux de change dans le modèle serait donc trop faible pour comprendre cette réaction et par conséquent la trajectoire de l'inflation sous-jacente depuis 2015. Il convient alors de « caler » les prévisions issues de ce modèle, afin que ces dernières soient cohérentes avec les évolutions récentes des prix. Pour arbitrer de l'ampleur des cales, on peut notamment recourir à deux autres modèles (non présentés dans ce document), qui retracent de manière satisfaisante les prix des biens manufacturés et ceux des services.

*période d'estimation : 1994-2014*

$$\begin{aligned} \Delta \log(ISJ_t) = & 0,00 + 0,25 \cdot \Delta \log(ISJ_{t-2}) - 0,01 \cdot \Delta \log(TCE_{t-1}^n) - 0,02 \cdot \Delta \log(TCE_{t-7}^n) \\ & \quad \quad \quad (-3,6) \quad (3,6) \quad \quad \quad (-2,2) \quad \quad \quad (-2,7) \\ & + 0,30 \cdot TVA_t^h + 0,20 \cdot TVA_{t-1}^h + 0,42 \cdot TVA_{t-3}^b + 0,04 \cdot \log\left(\frac{IPC_t^{gde}}{IPC_t^{hgd}}\right) \\ & \quad \quad \quad (5,4) \quad \quad \quad (3,9) \quad \quad \quad (4,0) \quad \quad \quad (5,9) \\ & - 0,08 \cdot \left( \log(ISJ_{t-1}) - 0,95 \cdot \log(PxProd_{t-1}^{he}) - 0,04 \cdot \log(PxImp_{t-1}^{C345}) \right) + \epsilon_t^{ISJ} \quad (2.2.1) \\ & \quad \quad \quad (-7,3) \quad \quad \quad (7,4) \quad \quad \quad (3,9) \end{aligned}$$

$$R_a^2 = 0,74 \quad ; \quad DW = 1,9 \quad ; \quad \sigma_{ISJ}^2 = 0,16 \quad ; \quad RMSE^{is} = 0,09 \quad ; \quad RMSE^{os} = 0,13 \quad ; \quad EMC = -3,5$$

**Les statistiques de Student relatives à chaque estimation (de chaque équation) sont indiquées entre parenthèses. Le cadre général de la méthodologie adoptée est disponible en annexe B.**

où :

- $ISJ$  : indice des prix à la consommation sous-jacent « approché »
- $PxImp^{C345}$  : déflateur des importations des biens fabriqués
- $PxProd^{he}$  : prix de production pour le marché intérieur SMNA hors énergie
- $IPC^{gde}$  : indice des prix à la consommation dans la grande distribution étendue
- $IPC^{hgd}$  : indice des prix à la consommation hors grande distribution
- $TCE^n$  : taux de change effectif nominal
- $TVA^h$  : impact théorique des hausses de TVA
- $TVA^b$  : impact théorique des baisses de TVA

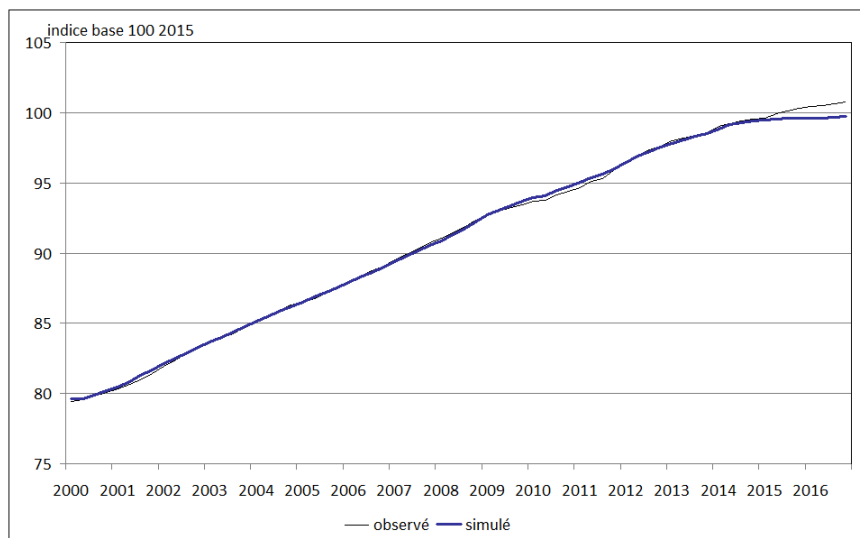


Figure 4 – Simulation dynamique des prix sous-jacents « approchés » (en niveau)

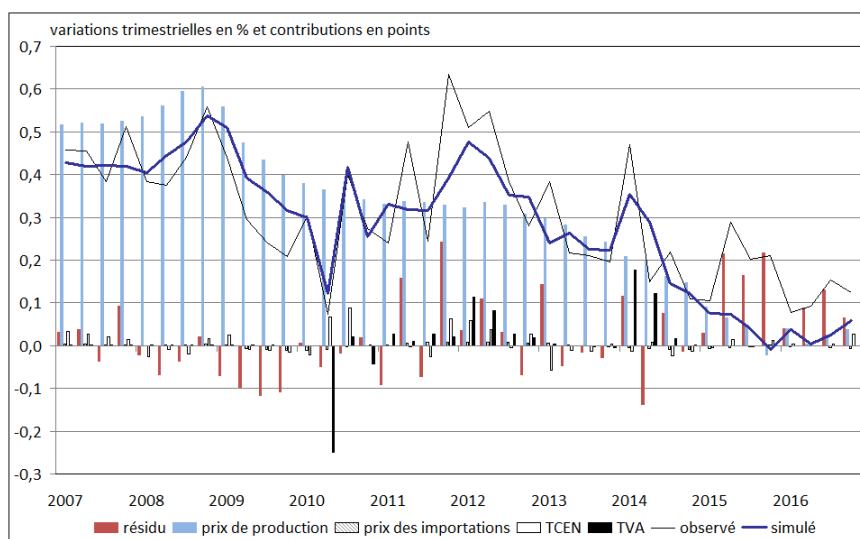


Figure 5 – Variations des prix sous-jacents « approchés » et contributions économétriques

### 2.3 La modélisation des prix de production

Le modèle d'inflation sous-jacente retenu dans la boucle prix-salaires repose essentiellement sur le déflateur de la production pour le marché intérieur<sup>2</sup> sur le champ SMNA hors énergie (hors « C2 » et « DE »).

De même, les prix de la production pour le marché intérieur de l'énergie détiennent un rôle important au sein de la maquette : ainsi, on modélise dans un premier temps les prix de production des produits pétroliers raffinés (« C2 ») à l'aide du prix des intrants et du SMPT, puis on en déduit le prix

2. Défini comme le déflateur de la différence entre la production totale d'un secteur donné et les exportations de ce même secteur.

de production total du secteur énergétique (« C2 » et « DE »), ce qui permet de reconstituer *in fine* le prix de production du champ SMNA complet. Cette procédure en deux étapes permet également de disposer du prix de production des produits raffinés uniquement, qui est utilisé pour la modélisation des prix des consommations intermédiaires en produits SMNA hors hydrocarbures bruts et électricité (hors « DE » ; cf. paragraphe 2.6.1)

Pour les équations de prix de production des produits SMNA hors énergies et des produits raffinés, une contrainte d'homogénéité est imposée à long-terme : la somme des paramètres associés aux coûts de production est contrainte à 1. Cette indexation unitaire est motivée par le fait que les parties long-termes de ces équations supposent que les entreprises ont une cible constante de taux de marge.

### 2.3.1 Les prix de production dans les secteurs marchands non agricoles hors énergie

Concernant les prix de production pour le marché français SMNA hors énergie (notés  $PxProd^{he}$ ), un seul déterminant figure dans le long-terme de l'équation : le coût unitaire de production pour l'ensemble des marchés. Il est défini comme la somme du coût salarial unitaire SMNA ( $CSUP^3$ ) et du coût unitaire des consommations intermédiaires SMNA hors hydrocarbures bruts et électricité ( $CUCI^{hde}^4$ ). Le taux de marge des entreprises étant supposé stationnaire, l'élasticité du prix de production aux coûts unitaires de production est contrainte à 1 (cf. équation 2.3.1). Cependant, après avoir connu une période de relative stabilité<sup>5</sup> (32,7 % en moyenne en 1987 et 2007), le taux de marge des sociétés non-financières a reculé dès 2008 avec la Grande Récession, passant sous les 30 % en 2012 (cf. figure 6). Il s'est redressé depuis lors, jusqu'à 31,8 % au quatrième trimestre 2016, notamment sous l'effet de la mise en place du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE), du Pacte de responsabilité et de solidarité (PRS) et de l'amélioration des termes de l'échange (en lien avec le fort reflux des prix des matières premières).

Ainsi, la période d'estimation de l'équation est restreinte à 1987-2010. Le prix simulé avec l'équation retenue s'écarte du prix observé après 2010, conformément à la trajectoire du taux de marge des sociétés non financières (cf. figure 7). Si ce dernier retrouve à l'avenir une stabilité pérenne autour des 33 %, l'écart disparaîtra, et des cales positives devront être utilisées en prévision, après quelques années de résidus négatifs (cf. figure 8).

Enfin, en plus de contenir les variations retardées de la variable d'intérêt et les variations contemporaines des coûts unitaires de production, la partie de court-terme de l'équation comprend l'écart du taux de capacité de production industrielle (sans embauches supplémentaires ;  $TUC$ ) à sa moyenne de long-terme, qui reflète les déséquilibres éventuels entre l'offre et la demande.

---

3. Habituellement, les coûts salariaux unitaires SMNA sont calculés comme le rapport entre la masse salariale nominale SMNA et la valeur ajoutée SMNA réelle. Ici la valeur ajoutée réelle est remplacée par la production SMNA réelle. À noter que la modélisation du SMPT SMNA est disponible au paragraphe 2.4.

4. Les CUCI SMNA hors hydrocarbures bruts et électricité sont quant à eux définis comme le rapport des consommations intermédiaires en valeur (des produits SMNA hors « DE ») et de la production en volume (SMNA hors « DE »). Le modèle du déflateur des consommations intermédiaires correspondant est présenté au paragraphe 2.6.1.

5. Avec le premier choc pétrolier, le taux de marge des entreprises a chuté à partir de 1973 après avoir connu une période de stabilité entre 1950 et 1970. Il s'est ensuite fortement redressé sous l'effet d'une politique de désinflation compétitive et du contrechoc pétrolier de 1986 (cf. Mahieu 2014)<sup>[15]</sup>.

période d'estimation : 1987-2010

$$\begin{aligned} \Delta \log(PxProd_t^{he}) = & 0,02 + 0,22 \cdot \Delta \log(PxProd_{t-1}^{he}) \cdot \mathbf{1}_{t > 2002} + 0,14 \cdot \Delta \log(PxProd_{t-2}^{he}) \\ & + 0,36 \cdot \Delta \log(CUCI_t^{he}) + 0,09 \cdot \Delta \log(CSUP_t) + 0,02 \cdot (TUC - \overline{TUC})_{t-1} + 0,00 \cdot \mathbf{1}_{t=95} \\ & - 0,05 \cdot \log\left(\frac{PxProd_{t-1}^{he}}{CUCI_{t-1}^{he} + CSUP_{t-1}}\right) + \epsilon_t^{PxProd^{he}} \end{aligned} \quad (2.3.1)$$

$R_a^2 = 0,80$  ;  $DW = 1,9$  ;  $\sigma_{PxProd^{he}}^2 = 0,30$  ;  $RMSE^{is} = 0,13$  ;  $RMSE^{os} = 0,14$  ;  $EMC = -3,2$   
où :

- $CUCI^{he}$  : coûts unitaires des consommations intermédiaires SMNA (hors DE)
- $CSUP$  : coûts salariaux unitaires SMNA
- $TUC$  : taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie manufacturière (sans embauches supplémentaires)

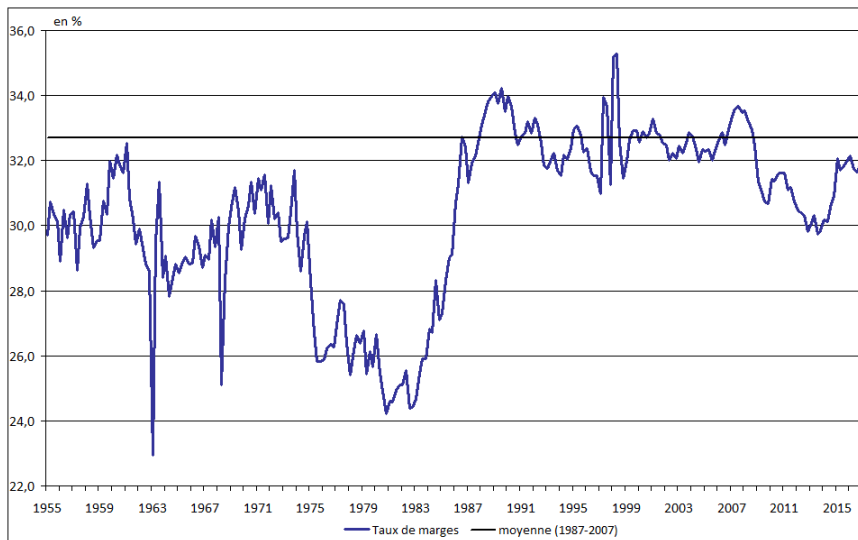


Figure 6 – Taux de marge des sociétés non-financières

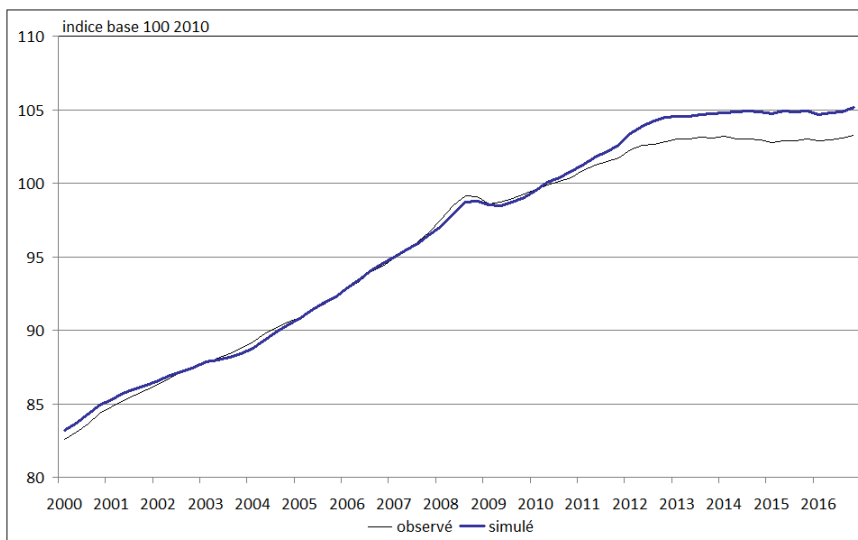


Figure 7 – Simulation dynamique des prix de production SMNA hors énergie (en niveau)

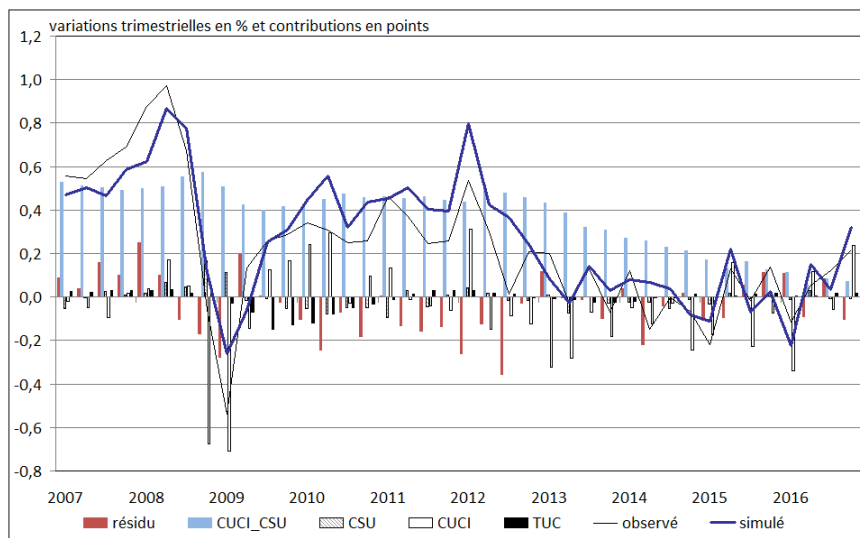


Figure 8 – Variations des prix de production SMNA hors énergie et contributions économétriques

### 2.3.2 Les prix de production des énergies

Les prix de production des produits pétroliers raffinés (secteur « C2 » ; notés  $PxProd^{C2}$ ) sont formés à partir du cours du Brent en euros et des salaires. En raison des interdépendances sectorielles, le SMPT (salaire moyen par tête) SMNA est préféré au SMPT du secteur considéré (cf. paragraphe 2.4 pour sa modélisation).

Le prix du Brent ayant amorcé une forte ascension à partir de 1998 (de 11 \$ au quatrième trimestre 1998 à 118 \$ au premier trimestre 2012 ; cf. figure 1), le poids de la masse salariale dans les prix de production de ce secteur n'est donc pas constant sur la période d'estimation de l'équation (1991-2014).

Les modèles à correction d'erreur appartiennent à une catégorie de modèles qui ne peuvent pas capter ce type de non-linéarité. C'est pourquoi la partie de long-terme de l'équation 2.3.2 distingue la période antérieure à 2008 (le prix du Brent contribue pour 65 % de la formation du prix de production des produits pétroliers raffinés), à la période postérieure à 2008 (contribution de 73 % du cours du Brent). Avec cette division de l'échantillon en deux sous-périodes, le modèle reproduit plus fidèlement la trajectoire des prix de production des produits pétroliers raffinés sur le passé. En effet, sans cette distinction, le modèle les surestime sur la période 2005-2008, et les sous-estime sur la période 2010-2014 (cf. figure 9).

Avec la récente chute du cours du Brent, de 110 \$ mi-2014 jusqu'à 32 \$ début 2016, la simulation, issue du modèle retenu, s'écarte spontanément des prix observés. Depuis lors, le cours du Brent est resté en-deçà de son niveau de début 2014, à 47 \$ au quatrième trimestre 2016. En cas d'une remontée rapide à un niveau de l'ordre de 80 \$, l'écart observé entre prix simulé et prix observé devrait se résorber progressivement. Dans le cas contraire, si la faiblesse du prix du pétrole perdure, une autre stratégie d'estimation devra être mise en place pour prévoir les prix de production des produits pétroliers raffinés.

Afin de reconstituer le champ SMNA complet, il convient de modéliser les prix de production (pour le marché intérieur) de l'énergie. Pour rappel, ce secteur est défini comme la juxtaposition du secteur des produits pétroliers raffinés (secteur « C2 ») et de celui des hydrocarbures bruts et de l'électricité

(secteur « DE »). Le passage au secteur de l'énergie est également assuré par un modèle à correction d'erreurs : le contenu de ce secteur en produits pétroliers raffinés est de l'ordre de 50 % (cf. équation 2.3.3). Le modèle ainsi estimé offre un ajustement satisfaisant aux données (cf. figure 10).

période d'estimation : 1991-2014

$$\begin{aligned} \Delta \log(PxProd_t^{C2}) = & 0,34 + 0,11 \cdot \Delta \log(PxProd_{t-3}^{C2}) + 0,55 \cdot \Delta \log(Brent_t^{eur}) + 0,13 \cdot \Delta \log(Brent_{t-1}^{eur}) \\ & - 0,32 \cdot \left( \log(PxProd_{t-1}^{C2}) - (0,65 \cdot \log(Brent_{t-1}^{eur}) + 0,35 \cdot \log(SMPT_{t-1})) \right) \cdot \mathbf{1}_{t \leq 2007t4} \\ & - (0,73 \cdot \log(Brent_{t-1}^{eur}) + 0,27 \cdot \log(SMPT_{t-1})) \cdot \mathbf{1}_{t > 2007t4} \Big) + \epsilon_t^{PxProd^{C2}} \end{aligned} \quad (2.3.2)$$

$R_a^2 = 0,81$  ;  $DW = 2,0$  ;  $\sigma_{PxProd^{C2}}^2 = 8,85$  ;  $RMSE^{is} = 4,26$  ;  $RMSE^{os} = 3,81$  ;  $EMC = -4,4$   
où :

- $PxProd^{C2}$  : prix de production pour le marché intérieur dans la branche C2
- $SMPT$  : salaire moyen par tête dans le secteur marchand non agricole (SMNA)
- $Brent^{eur}$  : cours du Brent en euros

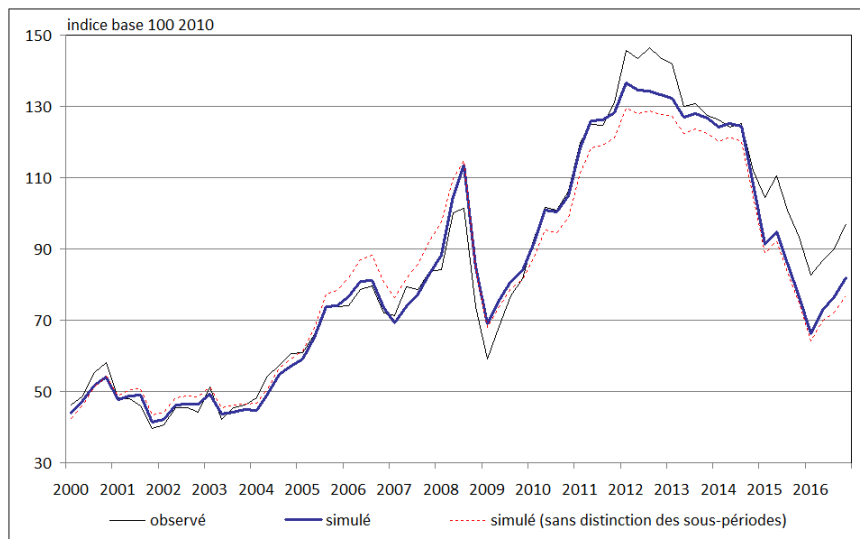


Figure 9 – Simulation dynamique des prix de production des produits pétroliers raffinés (en niveau)

période d'estimation : 2001-2014

$$\begin{aligned} \Delta \log(PxProd_t^e) = & 0,28 + 0,21 \cdot \Delta \log(PxProd_t^{C2}) - 0,03 \cdot \mathbf{1}_{t=2013t2} \\ & - 0,12 \cdot \left( \log(PxProd_{t-1}^e) - 0,51 \cdot \log(PxProd_{t-1}^{C2}) \right) + \epsilon_t^{PxProd^e} \end{aligned} \quad (2.3.3)$$

$R_a^2 = 0,84$  ;  $DW = 2,3$  ;  $\sigma_{PxProd^e}^2 = 2,23$  ;  $RMSE^{is} = 0,94$  ;  $RMSE^{os} = 1,04$  ;  $EMC = -3,2$   
où :

- $PxProd^e$  : prix de production pour le marché intérieur dans la branche DE et C2



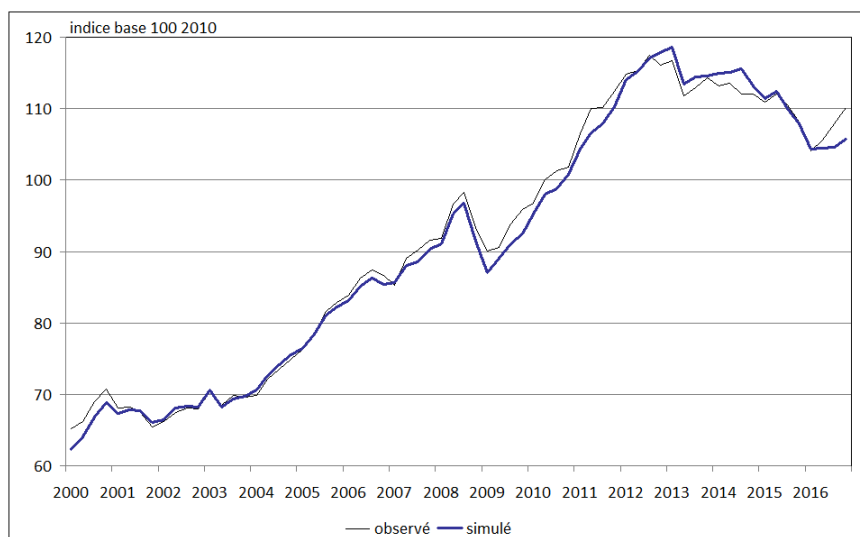


Figure 10 – Simulation dynamique des prix de production de l'énergie (en niveau)

## 2.4 La modélisation des salaires

Les prix de production SMNA hors énergie (pour le marché intérieur ; modélisé au paragraphe 2.3.1), sont en partie déterminés par les coûts salariaux unitaires SMNA, eux-mêmes définis comme le rapport entre le SMPT SMNA nominal et la productivité réelle SMNA. Si la productivité réelle SMNA apparaît comme une variable exogène de la maquette, les salaires sont quant à eux endogènes et doivent donc faire l'objet d'une modélisation.

D'un point de vue économique, l'hypothèse d'absence de déformation du partage de la valeur ajoutée implique que les salaires nominaux doivent s'indexer sur les prix de la valeur ajoutée (notés  $pxVA$ )<sup>6</sup>, et que les salaires réels doivent, quant à eux, s'indexer de manière unitaire sur la productivité réelle (notée  $prodL$ ), sur le coin social ( $1 - TxCotis$ ), et sur un indicateur qui associe les impôts sur produits et les subventions d'exploitation ( $ImpSub$ ). Ainsi, les coefficients associés à chacune de ces quatre variables de long-terme sont contraints à 1 pour refléter une cible d'équilibre pour le taux de marge des entreprises. Le calcul comptable qui justifie cette contrainte est développé en annexe D.

Le choix d'indexer – à long terme – les salaires sur le prix de la valeur ajoutée est original par rapport aux boucles prix-salaires qui existent par ailleurs (Loubens et al. 2010<sup>[14]</sup> ou Bardaji et al. 2010<sup>[4]</sup>). Il permet notamment de s'assurer que le partage de la valeur ajoutée ne dépend pas des chocs exogènes qui peuvent affecter les termes de l'échange<sup>7</sup>, comme par exemple des brusques variations du prix des matières premières<sup>8</sup>.

Entre 1980 et 1990, les salaires réels ont évolué moins rapidement que leur principal déterminant, la productivité réelle, en raison d'une phase de désindexation salariale (cf. Desplatz et al., 2003)<sup>[9]</sup>. La période d'estimation doit donc débiter après 1990 (cf. figure 11). À partir des années 1990 et jusqu'en 2009 les deux variables semblent évoluer à la même vitesse. Puis, lors de la Grande Récession,

6. Sa modélisation est décrite au paragraphe 2.5.

7. Le terme de l'échange est défini comme le rapport des prix à la consommation et du prix de la valeur ajoutée.

8. De prime abord, le prix de la consommation serait le prix de référence dans les négociations salariales. Ici, le recours au prix de la valeur ajoutée dans l'équation suggère que les salaires sont également négociés en fonction des coûts supportés par les entreprises. Le prix de la valeur ajoutée pourrait être remplacé par le prix de la consommation, sous condition de rajouter le terme de l'échange dans la relation de long terme. Cependant, un tel choix ajouterait de la complexité à la modélisation (bouclage supplémentaire dans la boucle prix-salaires, notamment sur le complémentaire de l'inflation sous-jacente). Ainsi, la préférence du prix de la valeur ajoutée au prix à la consommation tient aussi du principe de parcimonie.

les salaires réels ont moins diminué que la productivité réelle, et la déconnexion entre les deux variables, mise en évidence par Audenaert et *al.* (2014)<sup>[1]</sup> s'est maintenue depuis lors, dans un contexte de contraction du taux de marge des entreprises.

Pourtant, l'équation estimée s'ajuste correctement aux salaires nominaux observés (cf. figure 12), suggérant que le partage de la valeur ajoutée s'est fait d'une manière similaire avant et après 2009, c'est-à-dire, comme si le taux de marge se situait à un niveau semblable avant et après la crise.

Cette équation intègre dans sa partie court-terme les prix à la consommation des carburants (modélisés en 3.1 ;  $PxCarbu$ ), le prix de l'immobilier ( $PxImmo$ ; tout comme le prix à la consommation, le prix de l'immobilier peut intervenir dans les négociations salariales), l'écart du taux de chômage ( $TxChôm$ ) à sa moyenne de long-terme (pour mesurer le pouvoir de négociation des salariés). Elle inclut également les variations contemporaines des déterminants de la partie long-terme, qui permet notamment de capter la mise en place du CICE et du PRS sur la période récente (cf. figure 13).

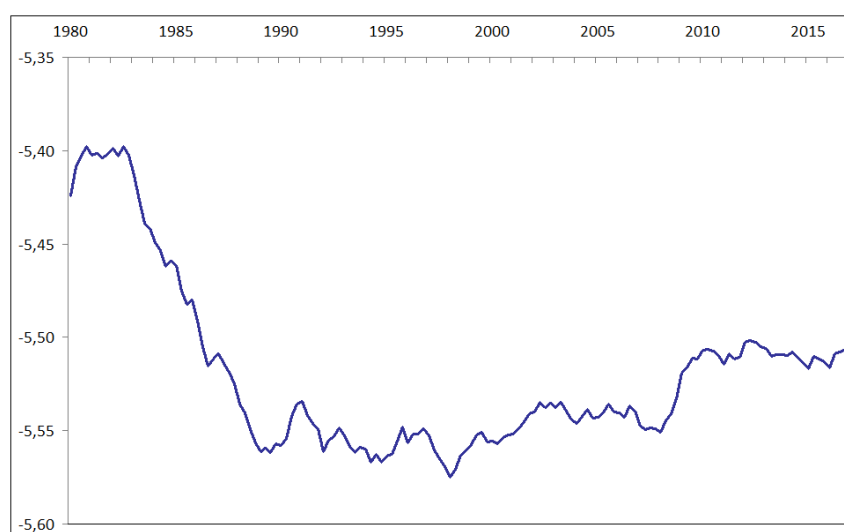


Figure 11 – Comparaison entre salaires réels et productivité réelle (champ SMNA)

période d'estimation : 1995-2014

$$\begin{aligned}
 \Delta \log(SMPT) = & -0,04. (\log(SMPT_{t-1}) - \log(prodL_{t-1}) - \log(pxVA_{t-1}) - \log(1 - TxCotis_{t-1}) - \log(ImpSub_{t-1})) \\
 & \quad (-2,8) \\
 & + 0,27. \Delta \log(prodL_t) + 0,27. \Delta \log(pxVA_t) + 0,41. \Delta \log(1 - TxCotis_t) + 0,22. \Delta \log(ImpSub_t) \\
 & \quad (5,9) \quad (3,1) \quad (5,2) \quad (2,5) \\
 & + 0,02. \Delta \log(PxCarbu_{t-1}^{IPC}) + 0,01. \Delta \log(PxCarbu_{t-6}^{IPC}) + 0,02. \Delta \log(PxImmo_t) \\
 & \quad (3,7) \quad (2,3) \quad (3,4) \\
 & - 0,22 - 0,10. (TxChôm_{t-6} - \overline{TxChôm}) + \epsilon_t^{SMPT} \quad (2,8) \quad (-4,9) \quad (2.4.1)
 \end{aligned}$$

$R_a^2 = 0,71$  ;  $DW = 1,9$  ;  $\sigma_{SMPT}^2 = 0,32$  ;  $RMSE^{is} = 0,17$  ;  $RMSE^{os} = 0,16$  ;  $EMC = -4,0$   
où :

- $PxVA$  : le déflateur de la valeur ajoutée
- $prodL$  : productivité réelle SMNA
- $TxCotis$  : taux de cotisation des employeurs
- $ImpSub$  : indicateur regroupant les impôts sur produits et les subventions d'exploitation
- $TxChôm$  : taux de chômage au sens du BIT en métropole, et  $\overline{TxChôm}$  sa moyenne de long-terme
- $PxImmo$  : prix de l'immobilier
- $PxCarbu^{IPC}$  : indice des prix à la consommation des carburants

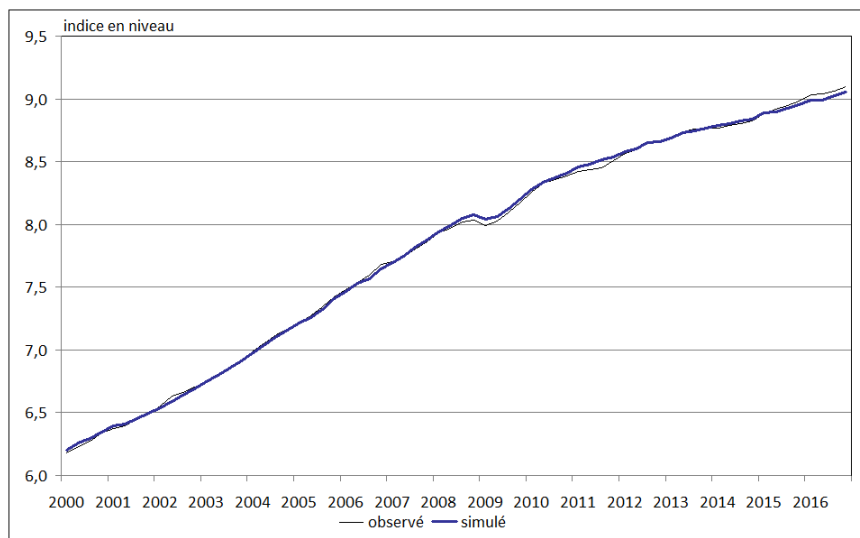


Figure 12 – Simulation dynamique du salaire moyen par tête SMNA (en niveau)

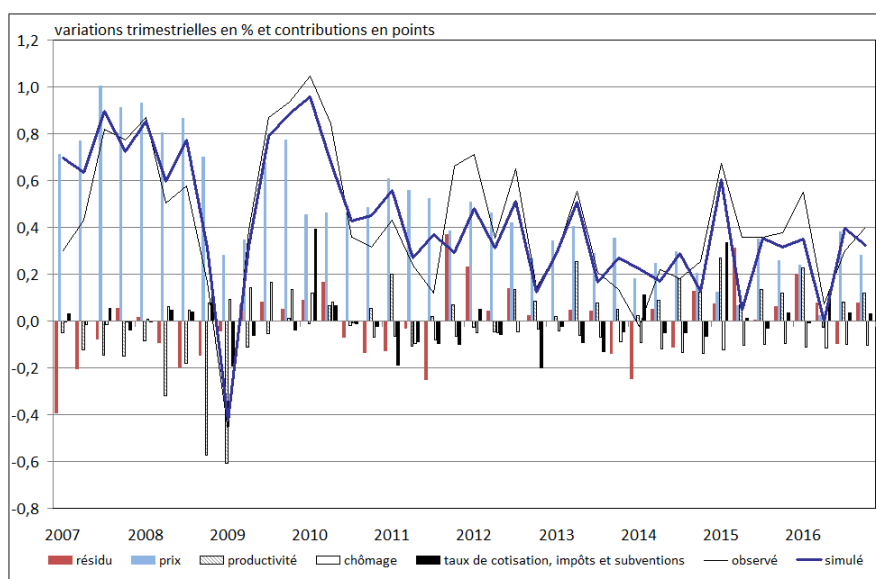


Figure 13 – Variations du salaire moyen par tête SMNA et contributions économétriques

## 2.5 La modélisation du prix de la valeur ajoutée des secteurs marchands non agricoles

Si le prix de la consommation est traditionnellement considéré comme un déterminant du SMPT nominal, notre modélisation privilégie le prix de la valeur ajoutée SMNA (cf. partie 2.4). Il convient donc de le modéliser à partir des prix de production SMNA (cf. modélisation en 2.3) et des consommations intermédiaires (cf. modélisation en 2.6). Il s'agit d'une relation quasi comptable<sup>9</sup>, ce qui explique la bonne qualité du modèle obtenu (cf. figure 14). Ainsi, on vérifie que les paramètres associés aux prix de production sont positifs, alors que ceux des consommations intermédiaires sont négatifs. Ces

9. Pour obtenir une relation comptable, il conviendrait d'utiliser les prix des consommations intermédiaires des branches ; ici, ce sont les prix des consommations intermédiaires des produits qui sont modélisés.

résultats économétriques peuvent, en outre, être comparés aux moyennes observées dans la comptabilité nationale (cf. annexe E).

période d'estimation : 2005-2014

$$\begin{aligned} \Delta \log(PxVA_t) = & 0,00 + 1,76 \cdot \Delta \log(PxProd_t^{he}) + 0,11 \cdot \Delta \log(PxProd_t^e) \\ & (-2,0) \quad (15,7) \quad (5,4) \\ & - 0,77 \cdot \Delta \log(PxCi_t^{hDE}) - 0,08 \cdot \Delta \log(PxCi_t^{DE}) + \epsilon_t^{PxVA} \end{aligned} \quad (2.5.1)$$

$$R_a^2 = 0,86 \quad ; \quad DW = 2,1$$

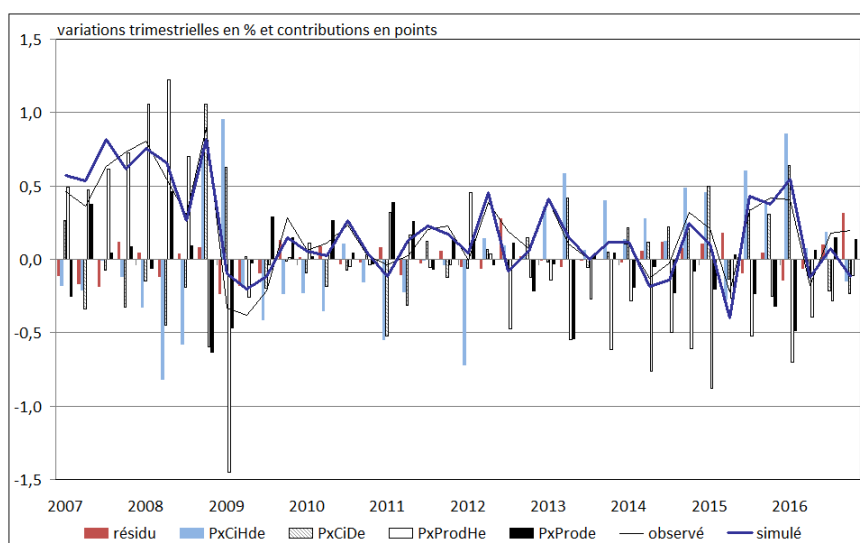


Figure 14 – Variations des prix de la valeur ajoutée SMNA et contributions économétriques

## 2.6 La modélisation des prix des consommations intermédiaires

Le champ retenu pour les prix des consommations intermédiaires intervenant au cœur de la boucle prix-salaires est le champ SMNA hors hydrocarbures bruts et électricité (hors « DE »), mais y compris produits pétroliers raffinés (secteur « C2 »).

Les prix des consommations intermédiaires en hydrocarbures bruts et électricité, nécessaire pour prévoir le prix de la valeur ajoutée SMNA, sont modélisés de façon distincte (cf. partie 2.5).

### 2.6.1 Les prix des consommations intermédiaires (produits des secteurs marchands non agricoles hors hydrocarbures bruts et électricité)

Plusieurs intrants participent à la formation des prix des consommations intermédiaires SMNA hors hydrocarbures et électricité : les prix de production destinée au marché intérieur d'une part, et les prix des importations d'autre part (respectivement notés  $PxProd^{he}$ ,  $PxProd^{C2}$  et  $PxImp^{C345-DSM}$  et modélisés en 2.3 et 2.7.1). Les prix des importations sont limités à ceux des biens fabriqués et des services marchands. L'équation présente une contrainte d'homogénéité afin d'éviter toute dérive en prévision : la somme des paramètres associés aux différents déterminants est égale à 1 (cf. équation 2.6.1). Cette spécification permet une bonne compréhension de la trajectoire des prix des consommations intermédiaires (cf. figure 15) ; en particulier, le repli du taux de marge des entreprises est

capté entre 2010-2013 par les prix de production. Enfin, la partie court-terme de l'équation incorpore la demande intérieure (SMNA hors hydrocarbures bruts et électricité) afin de mieux ajuster les prix des consommations intermédiaires aux cycles d'activité.

*période d'estimation : 1987-2014*

$$\begin{aligned} \Delta \log(PxCI_t^{hDE}) = & 0,00 + 0,19 \cdot \Delta \log(PxCI_{t-1}^{hDE}) \\ & + 0,03 \cdot \Delta \log(PxProd_t^{C2}) + 0,21 \cdot \Delta \log(PxImp_t^{C345-DSM}) + 0,08 \cdot \Delta \log(Dint_{t-4}^{hDE}) \\ & - 0,12 \cdot \left( \log(PxCI_{t-1}^{hDE}) - 0,75 \cdot \log(PxProd_{t-1}^{he}) - 0,03 \cdot \log(PxProd_{t-1}^{C2}) \right. \\ & \left. - 0,22 \cdot \log(PxImp_{t-1}^{C345-DSM}) \right) + \epsilon_t^{PxCI^{hDE}} \end{aligned} \quad (2.6.1)$$

$$R_a^2 = 0,72 \quad ; \quad DW = 2,0 \quad ; \quad \sigma_{PxCI^{hDE}}^2 = 0,45 \quad ; \quad RMSE^{is} = 0,25 \quad ; \quad RMSE^{os} = 0,22 \quad ; \quad EMC = -3,8$$

où :

- $PxCI^{hDE}$  : prix des consommations intermédiaires SMNA hors branche DE
- $Dint^{hDE}$  : demande intérieure finale hors stocks (SMNA hors branche DE)
- $PxImp^{C345-DSM}$  : déflateur des importations des biens fabriqués et des services marchands

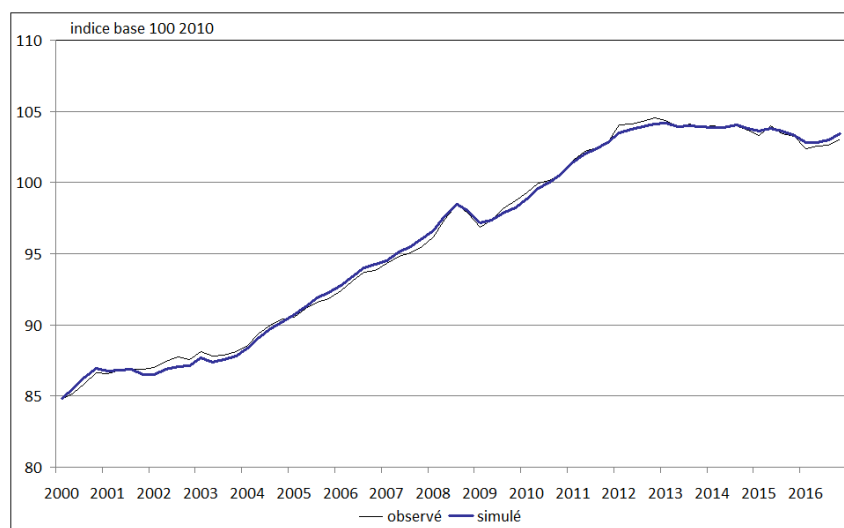


Figure 15 – Simulation dynamique des prix des consommations intermédiaires hors hydrocarbures bruts et électricité(en niveau)

## 2.6.2 Les prix des consommations intermédiaires en hydrocarbures bruts et électricité

Trois éléments déterminent les prix des consommations intermédiaires en hydrocarbures bruts et en électricité : les cours en euros du Brent, du gaz et de l'électricité. Afin de pallier l'absence de données sur le prix de production de l'électricité, une tendance linéaire est intégrée dans la partie long-terme de l'équation. À noter que dans sa partie court-terme une distinction est faite entre les variations contemporaines du cours du pétrole en euros avant 2006 et après 2006, afin d'assurer la stabilité globale de l'équation (cf. équation 2.6.2).

période d'estimation : 1991-2014

$$\begin{aligned} \Delta \log(PxCI_t^{DE}) = & 0,28 - 0,16 \cdot \Delta \log(PxCI_{t-1}^{DE}) + 0,08 \cdot \Delta \log(gaz_t^{eur}) \\ & + 0,22 \cdot \Delta \log(Brent_t^{eur}) - 0,08 \cdot \Delta \log(Brent_t^{eur}) \cdot \mathbf{1}_{t \leq 2005t4} + 0,05 \cdot \Delta \log(Brent_{t-1}^{eur}) \\ & - 0,09 \cdot \left( \log(PxCI_{t-1}^{DE}) - 0,24 \cdot \log(Brent_{t-1}^{eur}) - 0,10 \cdot \log(gaz_{t-1}^{eur}) - 0,24 \cdot t \right) + \epsilon_t^{PxCI^{DE}} \end{aligned} \quad (2.6.2)$$

$R_a^2 = 0,85$  ;  $DW = 2,0$  ;  $\sigma_{PxCI^{DE}}^2 = 3,0$  ;  $RMSE^{is} = 1,16$  ;  $RMSE^{os} = 1,26$  où :  
 –  $PxCI^{DE}$  : prix des consommations intermédiaires dans la branche DE

## 2.7 La modélisation des prix des produits importés

Les prix des matières premières importées (ou non) participent grandement à la formation des prix en France. Si certains d'entre eux sont conventionnellement figés en prévision, notamment le cours du Brent, ou encore les matières premières industrielles importées, le cours du gaz naturel importé et les prix des importations des biens fabriqués et des services marchands sont quant à eux prévus par des modèles.

### 2.7.1 Les prix des importations des biens fabriqués et des services marchands

Deux déflateurs des importations sont utilisés au sein de la maquette d'inflation, celui des biens fabriqués<sup>10</sup> d'une part (noté  $PxImp^{C345}$ ), celui des biens fabriqués augmenté des services marchands d'autre part ( $PxImp^{C345-DSM}$ ). Le premier explique directement l'inflation « sous-jacente », le deuxième participe à la formation des prix des consommations intermédiaires (cf. parties 2.2.2 et 2.6.1). Pour modéliser ces deux déflateurs, une simple projection est appliquée sur l'indice de prix des importations des produits industriels publié chaque mois par l'Insee ( $ipii^{C345}$ ). Le champ des biens fabriqués n'existant pas pour cet indice, une agrégation de type Laspeyres<sup>11</sup>, utilisant les importations en valeur des comptes annuels comme pondérations, est employée afin d'obtenir le champ souhaité. Les projections obtenues sont particulièrement efficaces : l'élasticité associée est estimée à 1 dans le premier cas, à 0,8 dans le second (cf. équations 2.7.1 et 2.7.2).

Cet indicateur est prolongé en prévision par un modèle mensuel, qui intègre dans sa partie long-terme le cours des matières premières industrielles ainsi que le taux de change effectif nominal ; le court-terme contient essentiellement les variations passées du cours du Brent en euros (cf. équation 2.7.3). Le prix du pétrole reflète à la fois les coûts de transports, mais agit également comme un indicateur de tensions entre l'offre et la demande de matières premières sur le marché mondial.

période d'estimation : 2010 - 2014

$$\Delta \log(PxImp_t^{C345}) = 0,00 + 0,98 \cdot \Delta \log(ipii_t^{C345}) + \epsilon_t^{PxImp^{C345}} \quad (2.7.1)$$

$R_a^2 = 0,92$  ;  $DW = 2,0$

10. Pour rappel, les biens fabriqués regroupent : le secteur « C3 » (la fabrication d'équipements électriques, électroniques, informatiques, et fabrication de machines), le secteur « C4 » (la fabrication de matériels de transport) et le secteur « C5 » (la fabrication des autres produits industriels).

11. Se référer à Caillaud 1998<sup>[7]</sup> pour une présentation du chaînage de type Laspeyres

période d'estimation : 2010 - 2014

$$\Delta \log(PxImp_t^{C345-DSM}) = 0,00 + 0,80.\Delta \log(ipii_t^{C345}) + \epsilon_t^{PxImp^{C345-DSM}} \quad (2.7.2)$$

(-0,9) (18,9)

$$R_a^2 = 0,95 \quad ; \quad DW = 2,0$$

où :

–  $PxImp^{C345-DSM}$  : déflateur des importations des biens fabriqués et des services marchands

période d'estimation : juin 2006 - juin 2015

$$\begin{aligned} \Delta \log(ipii_t^{C345}) = & 0,54 + 0,01.\Delta \log(PxMatPreIndus_t^{eur}) + 0,01.\Delta \log(PxMatPreIndus_{t-1}^{eur}) \\ & (4,1) \quad (2,8) \quad (2,2) \\ & + 0,3.\Delta \log(change_t) + 0,01.\Delta \log(Brent_{t-1}^{eur}) + 0,01.\Delta \log(Brent_{t-4}^{eur}) \\ & (3,5) \quad (3,5) \quad (3,0) \\ & + 0,01.\Delta \log(Brent_{t-7}^{eur}) + 0,01.\Delta \log(Brent_{t-10}^{eur}) \\ & (3,2) \quad (1,9) \\ & - 0,10.\left(\log(ipii_{t-1}^{C345}) - 0,06.\log(PxMatPreIndus_{t-1}^{eur}) + 0,28.\log(TCE_{t-1}^n)\right) + \epsilon_t^{ipii^{C345}} \\ & (-3,7) \quad (2,4) \quad (-2,6) \end{aligned} \quad (2.7.3)$$

$$R_a^2 = 0,54 \quad ; \quad DW = 1,8 \quad \text{où :}$$

- $ipii^{C345}$  : indice de prix des importations reconstitué des biens fabriqués (secteur C3, C4 et C5)
- $PxMatPreIndus^{eur}$  : cours des matières premières industrielles importées en zone euro, en euros (HWWI)
- $change$  : taux de change euro/dollar

## 2.7.2 Le cours du gaz

La Banque mondiale publie chaque mois le prix du marché au comptant du gaz importé en Europe. Cette série permet d'approcher le prix en euro du gaz naturel consommé en France, puisque ce dernier est proche du prix moyen appliqué en Europe (cf. SoeS 2014)<sup>[16]</sup>. L'équation 2.7.4 qui la modélise, est issue de l'étude de Bortoli et Milin (2016)<sup>[5]</sup>. Si l'élasticité de long-terme s'avère forte, de l'ordre de 80 %, le prix du gaz suit néanmoins les variations du cours du Brent avec plus de six mois de retard. Dans la partie de court-terme de l'équation, la période antérieure à 2009 est distinguée du reste de l'échantillon afin de stabiliser les estimations<sup>12</sup> ; pour pallier le caractère hétéroscédastique des résidus, les estimateurs de la variance des coefficients sont corrigés par la méthode de Newey-West<sup>13</sup>.

période d'estimation : janvier 1991 - juin 2014

$$\begin{aligned} \Delta \log(gaz_t^{eur}) = & -0,16 + 0,48.\Delta \log(gaz_{t-3}^{eur}).\mathbf{1}_{t \in 2000-2009} + 0,09.\Delta \log(Brent_{t-4}^{eur}) + 0,08.\Delta \log(Brent_{t-6}^{eur}).\mathbf{1}_{t < 2009} \\ & (-8,6) \quad (5,1) \quad (2,5) \quad (3,0) \\ & + 0,12.\Delta \log(Brent_{t-7}^{eur}) + 0,12.\Delta \log(Brent_{t-8}^{eur}) + 0,07.\Delta \log(Brent_{t-9}^{eur}) \\ & (3,1) \quad (4,4) \quad (2,3) \\ & - 0,12.\left(\log(gaz_{t-1}^{eur}) - 0,78.\log(Brent_{t-1}^{eur})\right) + \epsilon_t^{gaz^{eur}} \\ & (-8,5) \quad (27,4) \end{aligned} \quad (2.7.4)$$

$$R_a^2 = 0,43 \quad ; \quad DW = 2,0 \quad ; \quad \text{où } gaz^{eur} : \text{ prix du gaz importé en Europe (en euros)}$$

12. Le Royaume-Uni est exclu du champ de juin 2000 à mars 2010 et y est inclus depuis avril 2010

13. La conséquence de l'utilisation de la correction de « Newey-West » en prévision est la perte du caractère BLUE des estimateurs des paramètres du modèle (« Best Linear Unbiased Estimator »), c'est-à-dire que ce ne sont plus les estimateurs qui ont la plus petite variance parmi les estimateurs non-biaisés.

### 3 De l'inflation sous-jacente à l'inflation d'ensemble

La boucle prix-salaires, présentée dans la section précédente, a pour principal objectif de modéliser les prix à la consommation sous-jacents. Selon la définition retenue (cf. partie 2.2.1), ces derniers recouvrent 67 % du champ de l'indice des prix à la consommation d'ensemble.

Il est néanmoins possible de reconstituer le champ total. D'un côté, certains prix ne peuvent être prévus que par l'approche « microsectorielle », car ils sont administrés ou présentent une réalité économique très spécifique et difficilement modélisable :

- prix des produits alimentaires frais (2,2 % de l'indice en 2016)
- prix du tabac (2,0 %)
- prix des produits de santé (4,7 %)
- prix de l'électricité (2,3 %)
- prix du gaz (1,1 %) <sup>14</sup>
- prix des services de communication (2,5 %)

De l'autre les prix à la consommation des produits pétroliers (4,2 %) et les produits alimentaires hors frais (14,0 %) peuvent être expliqués par une approche macroéconométrique. L'objet de cette section est donc de détailler ces modèles (à corrections d'erreurs, cf. méthodologie en annexe B).

#### 3.1 La modélisation des prix à la consommation des produits pétroliers

Les prix à la consommation des produits pétroliers regroupent les prix du fioul domestique et ceux des carburants <sup>15</sup>. Ces prix du carburant intègrent à la fois les prix du gazole et de l'essence, et apparaissent dans la partie court-terme de l'équation du SMPT (cf. partie 2.4).

Les indices de prix (mensuels) des différents carburants sont directement calculés à partir des données de la Direction Générale de l'Énergie et du Climat (DGEC ; cf. note méthodologique de l'Insee « Indice des prix à la consommation : les changements de l'année 2017 » <sup>[12]</sup>). Si ces dernières sont connues quotidiennement pour tous les points de vente, ce sont les séries de prix nationaux, également publiées chaque semaine par la DGEC, qui sont modélisés et qui permettent de prévoir simplement la trajectoire de l'indice des prix de ces produits. Pour cela, on a recours à la modélisation hebdomadaire retenue par Bortoli et Milin (2016) <sup>[5]</sup>. Cette dernière se concentre sur les prix hors toutes taxes : le passage aux prix finals (payés par le consommateur) est aisé, puisque le montant des différentes taxes est connu.

Dans cette modélisation, la période d'estimation est restreinte du 1<sup>er</sup> janvier 2009 au 31 décembre 2014 afin de garantir la stabilité des modèles. À long-terme, les prix à la consommation sont liés au cours du Brent en euros ; la composante non pétrolière du prix à la consommation des carburants est quant à elle captée par une tendance linéaire (cf. équation 3.1.1 à 3.1.4). Les comportements des raffineries et des services de distribution étant différents selon que le cours du Brent augmente ou diminue (cf. Audenis et *al.*, 2002 <sup>[2]</sup>), les parties « court-terme » des équations différencient par conséquent les hausses et les baisses du prix du Brent en euros. L'existence d'asymétrie est par ailleurs vérifiée à l'aide de tests de Wald. Enfin, une correction de Newey-West est utilisée pour les modèles de prix de l'essence sans-plomb, afin de les corriger l'hétéroscédasticité de leur résidu.

---

14. Le prix à la consommation du gaz naturel suit celui du gaz importé en Europe (modèle présenté en 2.7.2) avec une élasticité d'environ 60 % (cf. Bortoli et Milin 2016 <sup>[5]</sup>).

15. Dans la modélisation retenue, il n'existe pas de lien entre le prix à la consommation des produits pétroliers (indice des prix à fréquence mensuelle) et le prix de production de ces mêmes produits (à fréquence trimestrielle, issu des comptes trimestriels ; *PxProd*<sup>C2</sup> dont le modèle est présenté au paragraphe 2.3.2) .



$$\begin{aligned} \Delta gz_t = & 0,9 - 0,1 \cdot (gz_{t-1} - 0,8 \cdot Brent_{t-1}^{eur} + 0,0 \cdot t) \\ & \quad \quad \quad (1,8) \quad (-4,3) \quad (19,7) \quad (-1,1) \\ & + 0,5 \cdot \Delta Brent_t^{eur+} + 0,1 \cdot \Delta Brent_{t-1}^{eur+} + 0,4 \cdot \Delta Brent_t^{eur-} + 0,1 \cdot \Delta Brent_{t-1}^{eur-} + \epsilon_t^{gz} \end{aligned} \quad (3.1.1)$$

$$R_a^2 = 0,76 \quad ; \quad DW = 2,0 \quad ; \quad \text{p-valeur du test de Wald}^{16} : 0,03$$

$$\begin{aligned} \Delta sp95_t = & 1,2 - 0,1 \cdot (sp95_{t-1} - 0,7 \cdot Brent_{t-1}^{eur} - 0,0 \cdot t) \\ & \quad \quad \quad (1,8) \quad (-4,3) \quad (20,1) \quad (0,5) \\ & + 0,5 \cdot \Delta Brent_t^{eur+} + 0,1 \cdot \Delta Brent_{t-1}^{eur+} + 0,1 \cdot \Delta Brent_{t-4}^{eur+} + 0,4 \cdot \Delta Brent_t^{eur-} + 0,2 \cdot \Delta Brent_{t-1}^{eur-} + \epsilon_t^{sp95} \end{aligned} \quad (3.1.2)$$

$$R_a^2 = 0,61 \quad ; \quad DW = 1,8 \quad ; \quad \text{p-valeur du test de Wald} : 0,73$$

$$\begin{aligned} \Delta sp98_t = & 0,0 - 0,1 \cdot (sp98_{t-1} - 0,7 \cdot Brent_{t-1}^{eur} - 0,0 \cdot t) \\ & \quad \quad \quad (0,1) \quad (-5,1) \quad (22,4) \quad (2,6) \\ & + 0,2 \cdot \Delta sp98_{t-1} + 0,5 \cdot \Delta Brent_t^{eur+} + 0,1 \cdot \Delta Brent_{t-4}^{eur+} + 0,4 \cdot \Delta Brent_t^{eur-} + \epsilon_t^{sp98} \end{aligned} \quad (3.1.3)$$

$$R_a^2 = 0,65 \quad ; \quad DW = 2,1 \quad ; \quad \text{p-valeur du test de Wald} : 0,44$$

$$\begin{aligned} \Delta fl_t = & 0,2 - 0,1 \cdot (fl_{t-1} - 0,7 \cdot Brent_{t-1}^{eur}) + 0,1 \cdot \Delta fl_{t-1} + 0,5 \cdot \Delta Brent_t^{eur+} + 0,3 \cdot \Delta Brent_t^{eur-} + \epsilon_t^{fl} \\ & \quad \quad \quad (0,5) \quad (-2,6) \quad (11,8) \quad (2,0) \quad (9,9) \quad (8,3) \end{aligned} \quad (3.1.4)$$

$$R_a^2 = 0,64 \quad ; \quad DW = 2,0 \quad ; \quad \text{p-valeur du test de Wald} : 0,01$$

avec

- $gz, sp95, sp98, fl$  : prix au litre (en centime d'euro) du produit concerné (gazole, sans-plomb 95/98 ou fioul)
- $Brent^{eur}$  : cours du Brent en euro
- $\Delta Brent^{eur+} = \text{Max}(0, \Delta Brent^{eur})$
- $\Delta Brent^{eur-} = \text{Min}(0, \Delta Brent^{eur})$

16. Le test de Wald est un test d'égalité jointe de coefficients. Dans le cadre de notre étude, en écrivant le modèle sous la forme  $\Delta P_t = c + \lambda_1(P_{t-1} - \lambda_2 \cdot Brent_{t-1}^{eur} - \lambda_3 \cdot t) + \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_i \cdot \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \eta_i \cdot \Delta Brent_{t-i}^{eur+} + \sum_{i=0}^{n_3} \rho_i \cdot \Delta Brent_{t-i}^{eur-} + \epsilon_t^p$ , l'hypothèse nulle du test de Wald s'écrit :

$\forall i \in [1 : \text{Min}(n_2, n_3)], \eta_i = \rho_i$  contre l'hypothèse alternative :  $\exists i \in [1 : \text{Min}(n_2, n_3)], \eta_i \neq \rho_i$

### 3.2 La modélisation des prix des produits alimentaires

La modélisation de la série de prix des produits alimentaires hors produits frais se fait en trois étapes conformément à la figure 16 ci-dessous. Cette maquette est axée sur la chaîne de formation des prix : production-transformation-consommation. En effet, les cours des matières premières expliquent les prix agricoles à la production, qui eux-mêmes constituent l'un des intrants principal pour les prix dans l'industrie agroalimentaire. Ces mêmes prix de production pour le marché intérieur agissent également en fin de processus de formation des prix, en déterminant les prix à la consommation des produits alimentaires (hors produits frais).

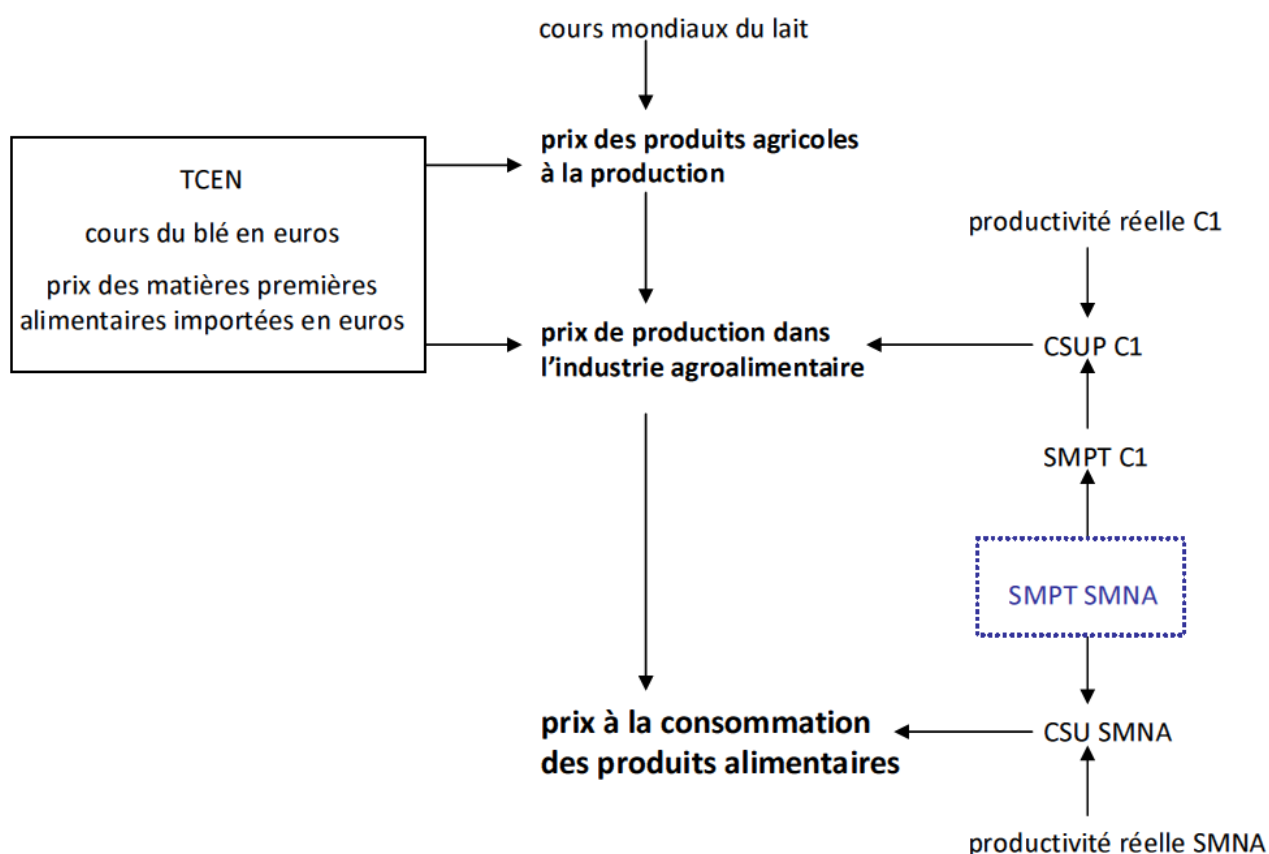


Figure 16 – Schématisation de la chaîne de formation des prix des produits alimentaires

#### 3.2.1 Les prix à la consommation des produits alimentaires (hors produits frais)

Les déterminants des prix à la consommation des produits alimentaires (hors produits frais) sont les prix de production dans l'industrie agroalimentaire et les coûts salariaux unitaires SMNA (respectivement notés  $P_{xProd}^{C1}$  et  $CSU^{SMNA}$ ). Si ces derniers présentent des différences avec les coûts salariaux unitaires dans l'industrie agroalimentaire (cf. *infra*), ils peuvent néanmoins approcher ceux du secteur commercial.

Comme pour une grande part des modèles de la maquette présentée dans cette étude, la différence entre les prix à la consommation et leurs déterminants correspond à une cible à long terme de marges pour les distributeurs. La somme des paramètres associés aux deux déterminants est donc fixée à 1 (cf. équation 3.2.1).

Étant donné que les conséquences de la loi Galland et de ses réformes successives (cf. annexe A) ont

eu un effet important sur les prix des produits alimentaires, la différence des logarithmes des prix dans la « grande distribution étendue » et des prix « hors grande distribution » est intégrée à l'équation, comme pour le modèle de l'inflation sous-jacente (cf. partie 2.2.2). De même, une tendance linéaire est ajoutée sur la période antérieure à 1997, afin de capter les différences de cadre légal de formation des prix (soit l'absence de définition précise du seuil de revente à perte avant 1997 et la mise en application de la loi Galland). L'ajustement du modèle ainsi obtenu est satisfaisant, excepté lors de fortes variations des cours des matières premières (2007, 2010) où les prix simulés s'écartent légèrement des prix observés (cf. figures 17 à 19).

*période d'estimation : 1993-2014*

$$\begin{aligned} \Delta \log(PxAlim) = & 0,55 + 0,56 \cdot \Delta \log(PxAlim_{t-1}) + 0,16 \cdot \Delta \log(PxProd_t^{C1}) \\ & + 0,06 \cdot \log\left(\frac{IPC_t^{gde}}{IPC_t^{hgd}}\right) + 0,03 \cdot t \cdot \mathbf{1}_{t < 1997} - 0,01 \cdot \mathbf{1}_{t < 1997} \\ & - 0,17 \cdot \left( \log(PxAlim_{t-1}) - 0,42 \cdot \log(PxProd_{t-1}^{C1}) - 0,58 \cdot \log(CSU_{t-1}^{SMNA}) \right) + \epsilon_t^{PxAlim} \end{aligned} \quad (3.2.1)$$

$$R_a^2 = 0,69 \quad ; \quad DW = 2,0 \quad ; \quad \sigma_{PxAlim}^2 = 0,43 \quad ; \quad RMSE^{is} = 0,28 \quad ; \quad RMSE^{os} = 0,18 \quad ; \quad EMC = -4,0$$

où :

- $PxAlim$  : indice des prix à la consommation des produits alimentaires (hors produits frais)
- $CSU^{SMNA}$  : coûts salariaux unitaires SMNA (définis différemment, c'est-à-dire comme le rapport de la masse salariale et de la valeur ajoutée) réelle)

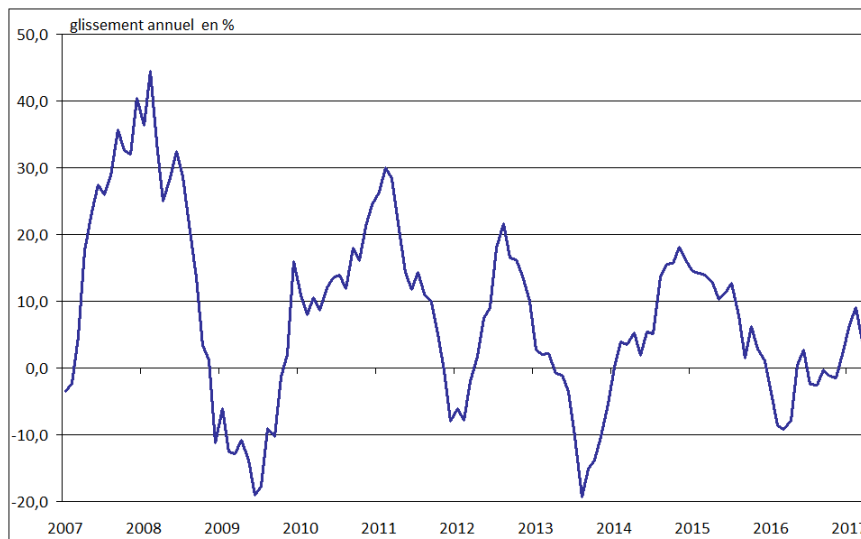


Figure 17 – Évolution des cours des matières premières alimentaires importées

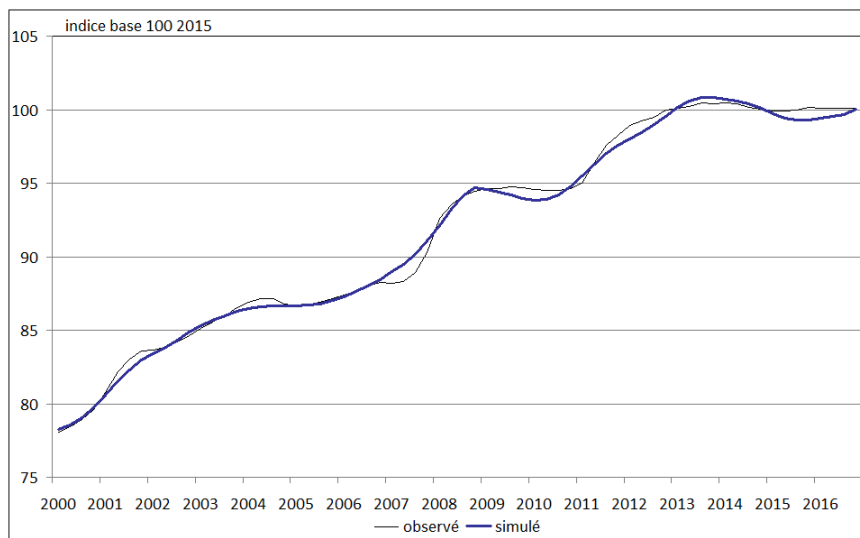


Figure 18 – Simulation dynamique des prix à la consommation des produits alimentaires hors frais (en niveau)

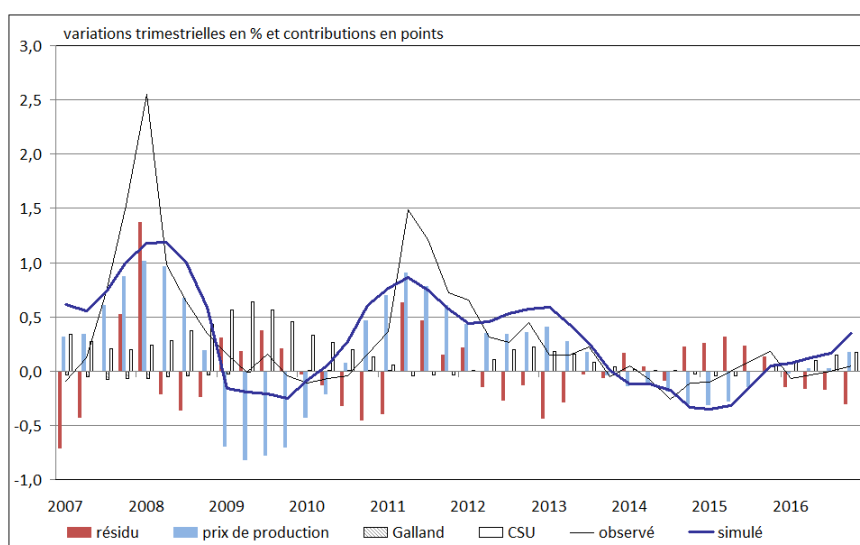


Figure 19 – Variations des prix à la consommation des produits alimentaires hors frais et contributions économétriques

### 3.2.2 Les prix de production dans l'industrie agroalimentaire

Les prix à la production dans l'industrie agroalimentaire ( $PxProd^{C1}$ ) sont cointégrés avec les prix agricoles à la production ( $IPPAP$ ) et les coûts salariaux unitaires ( $CSU^{C1}$ )<sup>17</sup>. Ces derniers sont calculés sur le champ de l'industrie agroalimentaire, car ils diffèrent trop des coûts salariaux unitaires SMNA sur longue période. En prévision, le SMPT de ce secteur est alors obtenu par une simple modélisation sur le SMPT du champ SMNA (l'estimation n'est pas présentée dans ce document), tandis que

17. Ici, les coûts salariaux unitaires sont également définis comme le rapport entre la masse salariale nominale et de la production réelle du secteur agroalimentaire.

la production réelle et l'emploi apparaissent comme des variables exogènes dans la modélisation. Aucune contrainte n'est imposée dans la partie long-terme de l'équation : forcer la somme des déterminants à valoir 1 rend l'équation statistiquement non viable. Par conséquent, le long-terme de l'équation présente une dérive, les déterminants de long-terme expliquant environ 70 % des prix de production dans l'industrie agroalimentaire (cf. équation 3.2.2). Cette absence d'indexation unitaire est compréhensible au regard de la trajectoire du taux de marge des entreprises dans ce secteur depuis 1990. Il présente en effet une forte tendance baissière : à environ 56,1 % au début des années 1990, il a fortement reculé depuis lors, jusqu'à 40,1 % en 2012 (cf. figure 20). La partie court-terme de l'équation, reprend les déterminants de long-terme en variations et comprend en plus les évolutions des cours des matières premières ainsi que celles du taux de change. Le modèle ainsi obtenu s'ajuste correctement aux données (cf. figures 21 et 22).

*période d'estimation : 1993-2013*

$$\begin{aligned} \Delta \log(PxProd^{C1}) = & \epsilon_t^{PxProd^{C1}} + 0,38 + 0,24 \cdot \Delta \log(PxProd_{t-1}^{C1}) + 0,22 \cdot \Delta \log(CSUP_t^{C1}) \\ & + 0,06 \cdot \Delta \log(IPPAP_t) + 0,09 \cdot \Delta \log(IPPAP_{t-1}) \\ & + 0,04 \cdot \Delta \log(PxMatPreAlim_{t-1}^{eur}) + 0,02 \cdot \Delta \log(ble_{t-3}^{eur}) - 0,07 \cdot \Delta \log(TCE_{t-6}^n) \\ & - 0,17 \cdot \left( \log(PxProd_{t-1}^{C1}) - 0,40 \cdot \log(CSUP_{t-1}^{C1}) - 0,30 \cdot \log(IPPAP_{t-1}) + 0,06 \cdot \mathbf{1}_{t < 2000} \right) \end{aligned} \quad (3.2.2)$$

$$R_a^2 = 0,75 \quad ; \quad DW = \quad ; \quad \sigma_{PxProd^{C1}}^2 = 0,96 \quad ; \quad RMSE^{is} = 0,48 \quad ; \quad RMSE^{os} = 0,29 \quad ; \quad EMC = -3,8$$

où :

–  $CSUP^{C1}$  : coûts salariaux unitaires dans l'industrie agroalimentaire

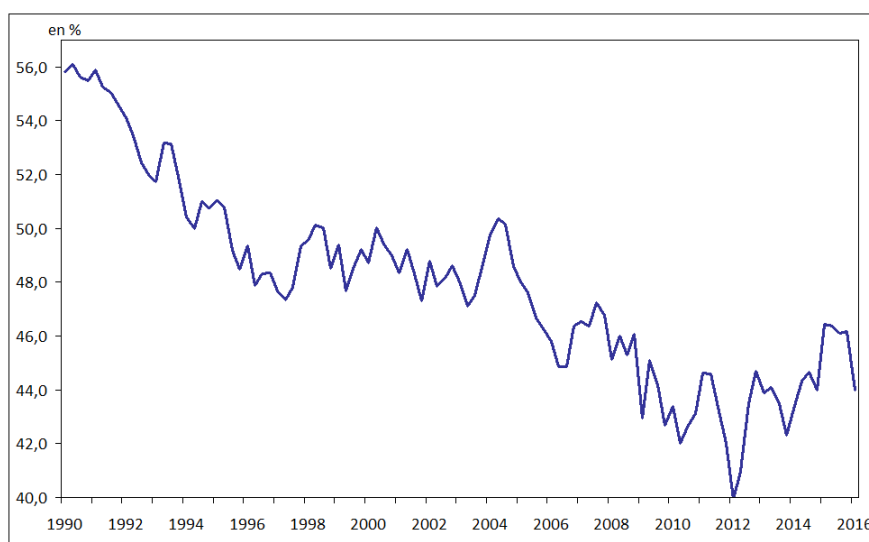


Figure 20 – Taux de marge des entreprises dans le secteur de l'industrie agroalimentaire

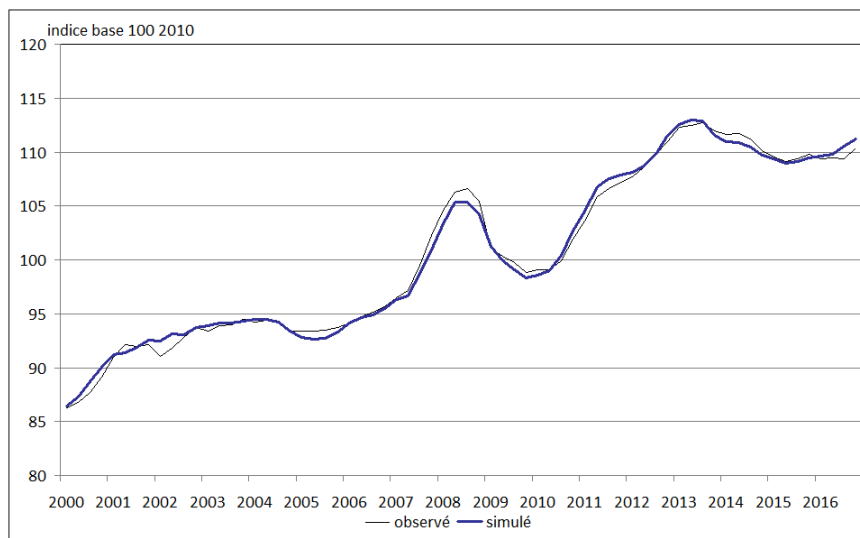


Figure 21 – Simulation dynamique des prix de production dans l'industrie agroalimentaire (en niveau)

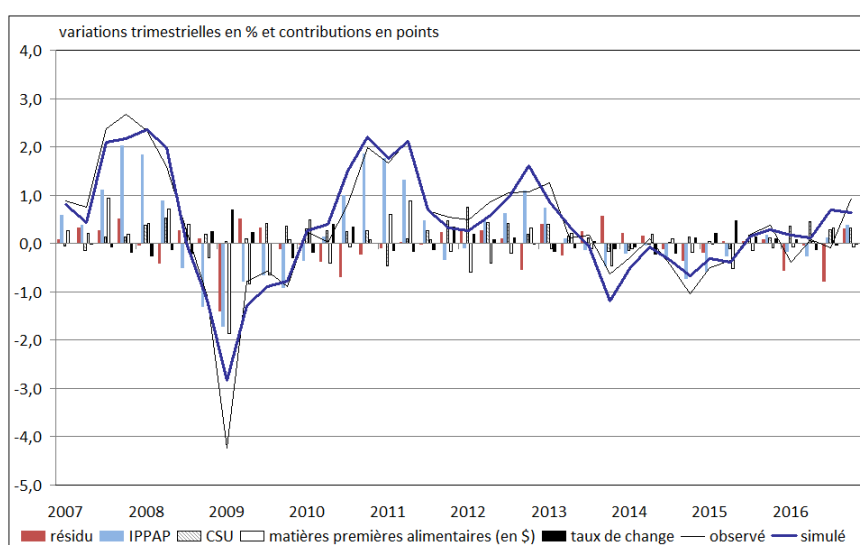


Figure 22 – Variations des prix de production dans l'industrie agroalimentaire et contributions économétriques

### 3.2.3 Les prix des produits agricoles à la production

Contrairement à ce qui est fait pour les autres secteurs, le prix de production retenu ici, n'est pas le déflateur de la production agricole des comptes nationaux, mais l'indice des prix agricoles à la production (*IPPAP*) : sa fréquence mensuelle permet notamment l'utilisation d'acquis en prévision pour le trimestre en cours. En outre, l'offre des fruits et légumes frais étant particulièrement sensible aux aléas climatiques, c'est l'indice d'ensemble hors fruits et légumes qui est modélisé.

À long-terme, les prix de production dans l'agriculture s'ajustent au cours du blé et à celui des matières premières alimentaires importées (noté *PxMatPreAlim*) ; à court-terme aux prix des produits

laitiers ainsi qu'à la productivité dans le secteur agricole, qui, dans ce cadre, est un indicateur d'offre (cf. équation 3.2.3). Les prix des matières premières étant introduits en dollars dans le modèle, la conversion euro/dollar permet de mesurer l'effet du taux de change sur les prix de vente des produits agricoles. Par exemple, la dépréciation de l'euro début 2015 aurait tiré vers le haut les prix de production dans l'agriculture d'environ 7 points (cf. figures 23 et 24).

*période d'estimation : 1993-2013*

$$\begin{aligned} \Delta \log(IPPAP_t) = & 0,36 + 0,34 \cdot \Delta \log(IPPAP_{t-1}) - 0,15 \cdot \Delta \log(prodL_{t-2}^{AZ}) - 0,05 \cdot \mathbf{1}_{t=2008t4} \\ & + 0,15 \cdot \Delta \log(ble^{eur}_t) + 0,04 \cdot \Delta \log(lait^{eur}_{t-1}) + 0,07 \cdot \Delta \log(change_{t-7}) \\ & - 0,18 \cdot \left( \log(IPPAP_{t-1}) - 0,21 \cdot \log(ble^{eur}_{t-1}) - 0,26 \cdot \log(PxMatPreAlim^{eur}_{t-1}) \right) + \epsilon_t^{IPPAP} \end{aligned} \quad (3.2.3)$$

$$R_a^2 = 0,79 \quad ; \quad DW = 2,0 \quad ; \quad \sigma_{IPPAP}^2 = 2,85 \quad ; \quad RMSE^{is} = 1,45 \quad ; \quad RMSE^{os} = 1,49 \quad ; \quad EMC = -3,8$$

où :

- $IPPAP$  : indice des prix agricoles à la production
- $ble^{eur}$  : cours mondiaux du blé (prix du marché de Chicago)
- $lait^{eur}$  : cours mondiaux du lait en euros (FAO)
- $PxMatPreAlim^{eur}$  : indice de prix des matières premières alimentaires importées en euros (Insee)
- $prodL^{AZ}$  : productivité réelle dans le secteur agricole

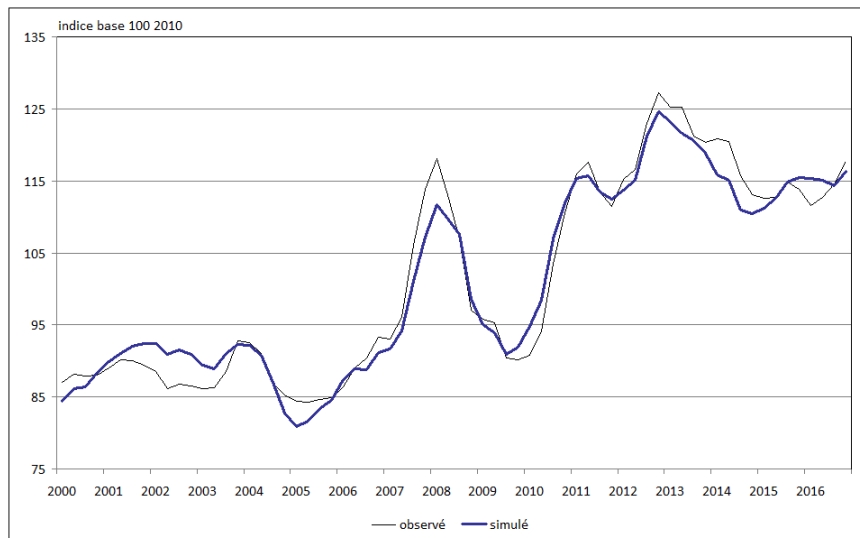


Figure 23 – Simulation dynamique des prix agricoles à la production (en niveau)

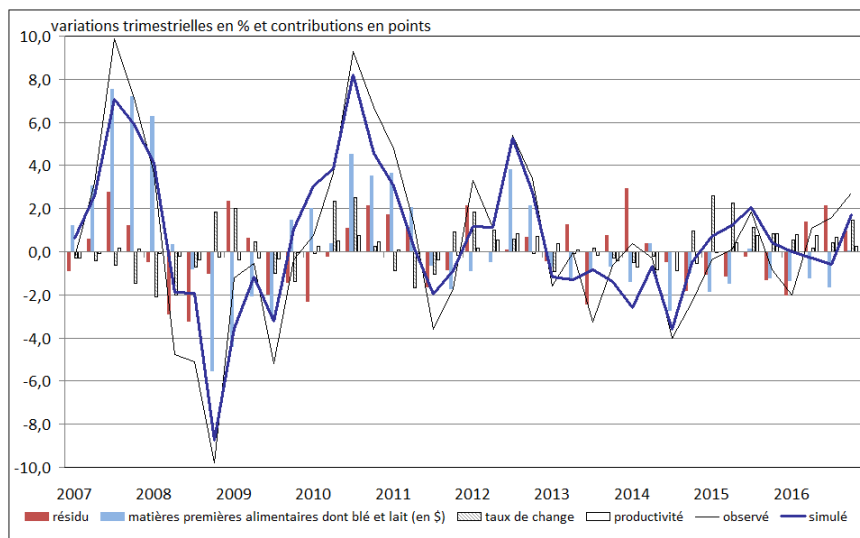


Figure 24 – Variations des prix agricoles à la production et contributions économétriques

À partir des graphiques 17, 24, 22, et 19, il est intéressant de remarquer que les hausses de prix des matières premières alimentaires importées en France amorcées mi-2007 et fin 2010, se sont propagées le long de la chaîne de formation des prix « production-transformation-consommation », en provoquant successivement une hausse des prix agricoles à la production (hors fruits et légumes), des prix de production dans l'industrie agroalimentaire et, après trois trimestres, une hausse des prix à la consommation.

## 4 Les réponses de la boucle prix-salaires à des chocs exogènes

La boucle prix-salaires présentée dans ce papier a pour principal rôle d'aider au diagnostic conjoncturel et à la prévision de l'inflation et des salaires. Elle peut également être utilisée en « variantes », qui évaluent les fonctions de diffusion de chocs macroéconomiques. Cette section présente donc la réponse endogène de la boucle à des impulsions exogènes, sur cinq années. Cet exercice est rendu possible du fait de l'utilisation de modèles à correction d'erreur ; les résultats sont tout de même à utiliser avec précaution en ce qui concerne les réponses de long-terme. En effet, chaque variante dépend des paramètres initiaux de l'économie et est réalisée sans bouclage, c'est-à-dire avec un emploi constant et des volumes constants pour les composantes de l'offre et de la demande, sans réaction des différents agents de l'économie face à des mouvements de prix et de salaires.

### 4.1 Simulation d'une hausse du cours du Brent

#### 4.1.1 Les prix des carburants réagissent immédiatement à un choc sur le cours du Brent en euros

Les prix à la consommation des carburants sont modélisés avec une fréquence hebdomadaire. Ces derniers réagissent alors rapidement aux variations du cours du Brent ; sur un rythme trimestriel, ils y réagissent de façon contemporaine, c'est-à-dire qu'un choc ayant eu lieu en début de trimestre se transmet quasi intégralement aux prix à la pompe au cours de ce trimestre (cf. Bortoli et Milin, 2016)<sup>[5]</sup>. Ainsi, la simulation d'un choc sur le cours du Brent présentée pour cette étude (+20 %, de 50 à 60 \$) et celle sur la dépréciation de l'euro vis-à-vis de toutes les monnaies (-10 %, de 1,12 \$/€ à 1,02 \$/€) correspondent respectivement à des hausses de +6,4 % et +3,2 % du prix à la consommation



des carburants (TTC ; ces estimations dépendent des niveaux initiaux du prix du baril de Brent et du montant des taxes).

#### **4.1.2 Une hausse de 10 \$ sur le cours du Brent : un effet sur les prix sous-jacents observable à partir de la deuxième année qui suit le choc**

La simulation sur le cours du Brent est faite à partir d'un prix du baril de Brent à 50 \$. Un choc de 10 \$ correspond donc à une hausse de 20 %. Comme précisé au paragraphe précédent, l'effet sur les prix à la consommation est immédiat, *via* la composante énergétique, et vaut +6,4 %. Cet effet « direct » pèse pour +0,3 point sur l'indice des prix à la consommation d'ensemble.

Il existe également un effet « indirect », dit de « second tour », mesurable sur les prix sous-jacents grâce à la boucle prix-salaires. Si cet effet est plus lent à se transmettre aux prix et aux salaires, il s'élève également à +0,3 point sur les prix à la consommation d'ensemble au bout de cinq années. La diffusion d'un tel choc à l'économie se fait principalement *via* les prix des consommations intermédiaires.

Plus exactement, la réaction immédiate des prix de production des produits pétroliers raffinés, et dans une moindre mesure celle des prix des importations des biens fabriqués<sup>18</sup>, poussent sans aucun délai les prix des consommations intermédiaires SMNA hors hydrocarbures et électricité à la hausse (+0,31 point ; cf. tableau 1), qui entraînent eux-mêmes les prix de production SMNA hors énergie dans leur sillage (+0,11 point). La réponse des prix de production étant, à très court terme, globalement plus faible que celle des prix des consommations intermédiaires, le prix de la valeur ajoutée SMNA se rétracte conjointement à un choc positif sur le cours du Brent (-0,16 point), traduisant ainsi les efforts de marges des entreprises. Le SMPT nominal sur le champ SMNA s'en retrouve alors légèrement affecté (-0,04 point).

Dès le trimestre qui suit le choc, l'effet de contraction du prix de la valeur ajoutée tend à disparaître, la hausse du prix du pétrole se diffuse plus amplement aux prix de production et aux prix des consommations intermédiaires : l'impact sur le SMPT nominal est positif du fait de l'ajustement aux prix à la consommation des carburants, tandis que pour le prix de la valeur ajoutée l'effet d'une hausse du prix de pétrole devient positif deux trimestres après le choc. Ainsi, la transmission d'un choc à la hausse sur le cours du Brent se fait lentement à l'ensemble de l'économie. Plus précisément, la diffusion aux prix à la consommation sous-jacents est progressive, de 0,05 point la première année, elle s'intensifie par la suite : de +0,18 point à la fin de la deuxième année jusqu'à +0,49 après cinq ans.

En outre, une hausse du cours du pétrole implique une baisse immédiate des salaires réels(-0,31 point)<sup>19</sup>. À long terme, l'impact s'amenuise légèrement (-0,22 point).

---

18. L'effet estimé sur les prix des importations des biens fabriqués n'est que transitoire du fait de l'absence du cours du Brent dans la partie long-terme de l'équation de l'indice des prix des importations. L'impact de la hausse du prix du baril du pétrole est maximal au bout de trois trimestres, puis se résorbe totalement après cinq ans. Ce caractère transitoire provient d'une hypothèse simplificatrice, à savoir la non-corrélation entre les différents cours des matières premières (notamment énergétiques et industrielles) ce qui semble dans la pratique peu probable. Néanmoins, la prise en compte de cette corrélation aurait sur l'inflation sous-jacente un impact de deuxième ordre comparé au canal principal de transmission (à savoir les prix de production de l'énergie).

19. C'est le prix à la consommation qui est utilisé comme déflateur dans le passage de la sphère nominale à la sphère réelle du SMPT.

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
$PxImp^{C345}$	0,12	0,24	0,34	0,36	0,30	0,22	0,16	0,12	0,04	0,01	0,00
$PxCi^{hde}$	0,31	0,50	0,57	0,64	0,67	0,67	0,68	0,69	0,75	0,82	0,89
$PxCi^{DE}$	4,27	4,98	5,25	5,53	5,50	5,53	5,55	5,58	5,67	5,74	5,80
$PxProd^{he}$	0,11	0,22	0,29	0,36	0,41	0,44	0,46	0,49	0,56	0,64	0,71
$PxProd^e$	2,20	3,31	3,75	4,37	4,75	5,00	5,25	5,45	6,02	6,38	6,60
$PxVA$	-0,16	-0,06	0,04	0,15	0,25	0,33	0,40	0,45	0,59	0,70	0,80
$SMPT$	-0,04	0,09	0,10	0,13	0,15	0,17	0,26	0,28	0,34	0,42	0,50
$ISJ$	0,00	0,01	0,03	0,05	0,08	0,11	0,14	0,18	0,30	0,40	0,49
$PxProd^{C1}$	0,00	0,00	0,01	0,02	0,02	0,02	0,03	0,04	0,06	0,09	0,12
$PxAlim$	0,00	0,00	0,01	0,02	0,04	0,06	0,08	0,11	0,20	0,26	0,31
$IPC$	0,27	0,31	0,35	0,40	0,42	0,44	0,46	0,49	0,58	0,66	0,72

Tableau 1 – Réponse de la boucle prix-salaires à une hausse de 10 \$ sur le cours du Brent (+20 %) - impact cumulé en %

*Note de lecture : l'impact du choc sur l'IPC comprend à la fois l'effet de « 1<sup>er</sup> tour » (via les prix des carburants, du fioul domestique et du gaz naturel), et l'effet de « 2<sup>nd</sup> tour » (via l'inflation sous-jacente).*

#### 4.2 Une dépréciation de 10 % de l'euro vis-à-vis des autres monnaies : un effet sur les prix sous-jacents visible dès la première année

De la même manière que pour un choc sur le cours du Brent, l'impact d'un changement radical de la valeur de l'euro vis-à-vis de toutes les monnaies dépend de la valeur initiale du taux de change effectif réel. La simulation consiste en une dépréciation de l'euro de 10 %, ce qui équivaut, par exemple, à une baisse du taux de change euro/dollar, de 1,12 \$/€ à 1,02 \$/€ ; l'effet conjoint sur les prix des carburants s'élève à +3,2 %.

Une dépréciation de l'euro a deux effets « directs » sur les prix à la consommation : à travers la composante énergétique d'une part et *via* les prix sous-jacents d'autre part, du fait de la présence du taux de change effectif nominal dans la partie court-terme de l'équation (cf. équation 2.2.1). Il existe par ailleurs un effet de « second tour », plus diffus, par transmission du choc à l'ensemble de l'économie, notamment aux prix de production et aux salaires, qui accentue l'impact sur les prix à la consommation sous-jacents.

Plus précisément, la réponse de la boucle prix-salaires à une dépréciation subite de l'euro par rapport aux autres monnaies est semblable à la réponse d'un choc sur le cours du Brent. En effet, une dépréciation renchérit les prix d'achat des importations des biens fabriqués à l'étranger<sup>20</sup>. Ce surcoût tire alors vers le haut les prix des consommations intermédiaires SMNA hors hydrocarbures bruts et électricité, eux-mêmes suivis par les prix de production hors énergie. Le cours du Brent en euro s'élevant également, les prix des consommations intermédiaires et les prix de production des produits énergétiques augmentent. L'impact sur les premiers étant plus important que sur les seconds, l'effet conjoint d'une dépréciation de l'euro provoque une contraction du prix de la valeur ajoutée (-0,10 point), et du SMPT SMNA nominal (-0,03 point ; cf. tableau 2). De la même manière que pour un choc sur le prix du baril de pétrole, ces efforts de marge des entreprises disparaissent le trimestre suivant pour le SMPT nominal, et deux trimestres après le choc pour le prix de la valeur ajoutée, la hausse des prix des intrants de la production se diffusant progressivement à l'ensemble de l'économie.

Par la suite, la hausse des salaires nominaux est régulière, de +0,06 point la première année, elle s'élève à +0,53 point au bout de cinq années. Parallèlement, l'effet sur les prix à la consommation est plus

20. La réponse en est immédiate et pérenne dans ce cas, du fait de l'insertion du taux de change effectif nominal dans la partie de long-terme de l'équation.

immédiat :

- i. +0,23 point à la fin de la première année, +0,56 point à la fin de la seconde sur le champ du sous-jacent <sup>21</sup> ;
- ii. +0,40 point et +0,70 point respectivement sur le champ d'ensemble.

Au total, les salaires réels diminuent, de 0,17 point au moment du choc, l'impact allant jusqu'à -0,43 point après cinq années.

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
$PxImp^{C345}$	0,80	1,60	2,17	2,56	2,81	2,98	3,10	3,19	3,38	3,43	3,45
$PxC1^{hde}$	0,29	0,54	0,71	0,84	0,94	1,01	1,07	1,12	1,30	1,45	1,57
$PxC1^{DE}$	2,21	2,58	2,72	2,87	2,85	2,87	2,88	2,89	2,94	2,98	3,01
$PxProd^{he}$	0,10	0,23	0,34	0,44	0,53	0,60	0,66	0,72	0,90	1,04	1,17
$PxProd^e$	1,14	1,72	1,95	2,27	2,47	2,61	2,74	2,84	3,15	3,34	3,46
$PxVA$	-0,10	-0,05	0,03	0,13	0,23	0,32	0,39	0,46	0,66	0,83	0,97
$SMPT$	-0,03	0,03	0,04	0,06	0,09	0,12	0,18	0,20	0,30	0,41	0,53
$ISJ$	0,00	0,16	0,17	0,23	0,26	0,30	0,34	0,56	0,74	0,86	0,99
$IPPAP$	1,42	2,86	3,64	4,05	4,27	4,38	4,44	5,18	4,90	4,57	4,50
$PxProd^{C1}$	0,08	0,79	1,14	1,47	1,56	1,56	2,30	2,37	1,94	1,60	1,52
$PxAlim$	0,01	0,13	0,30	0,48	0,62	0,72	0,89	1,03	1,07	0,87	0,87
$IPC$	0,14	0,28	0,32	0,40	0,44	0,48	0,53	0,70	0,82	0,88	0,96

Tableau 2 – Réponse de la boucle prix-salaires à une dépréciation de 10 % de l'euro vis à vis de toutes les monnaies - impact cumulé en %

*Note de lecture : l'impact du choc sur l'IPC comprend à la fois l'effet de « 1<sup>er</sup> tour » (via les prix des carburants, du fioul domestique et du gaz naturel), et l'effet de « 2<sup>nd</sup> tour » (via l'inflation sous-jacente).*

### 4.3 Choc positif sur la productivité réelle : l'effet désinflationniste prédomine

Deux effets opposés découlent d'un choc positif sur la productivité réelle : d'un côté le SMPT SMNA nominal augmente, la hausse étant en grande partie concentrée lors de la première année (+0,30 point après quatre trimestres ; cf. tableau 3) ; de l'autre, les prix à la production hors énergie diminuent progressivement (-0,16 point au bout de deux ans). En effet, à salaires inchangés, une hausse de la productivité réelle de 1 % implique un repli mécanique des coûts salariaux unitaires de 1 %. Ce repli des prix de production hors énergie entraîne celui des prix des consommations intermédiaires, et par conséquent celui du prix de la valeur ajoutée SMNA (essentiellement la première année, -0,20 point après quatre trimestres). Le recul des prix de la valeur ajoutée ainsi engendré inhibe la hausse des salaires. Au total, l'effet inflationniste issu de la réponse des salaires à un choc positif de productivité réelle ne compense qu'en partie la réponse désinflationniste « directe » portée par la réponse des prix de production hors énergie.

En conséquence, l'impact sur les prix à la consommation sous-jacents est négatif et réparti dans le temps (-0,16 point cinq années après le choc). Les deux effets opposés contribuent néanmoins à la hausse des salaires réels, qui augmentent essentiellement dans le courant de la première année (+0,37 point après quatre trimestres). Sur plus long terme, l'impact sur les salaires réels reste inférieur à 1 % (+0,68 point après cinq années), puisqu'une partie de la hausse de productivité profite à l'étranger.

21. L'immédiateté de la réaction est due à la présence du taux de change dans la partie court terme de l'équation 2.2.1.

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
$PxCI^{hde}$	0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,03	-0,04	-0,05	-0,06	-0,09	-0,12	-0,13
$PxProd^{he}$	-0,07	-0,09	-0,11	-0,12	-0,13	-0,14	-0,15	-0,16	-0,18	-0,20	-0,21
$PxProd^e$	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06
$PxVA$	-0,12	-0,15	-0,18	-0,20	-0,21	-0,22	-0,22	-0,23	-0,25	-0,26	-0,26
$SMPT$	0,24	0,26	0,28	0,30	0,32	0,34	0,35	0,37	0,43	0,48	0,52
$ISJ$	0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,03	-0,04	-0,05	-0,06	-0,10	-0,13	-0,16
$IPPAP$	0,00	0,00	-0,15	-0,18	-0,16	-0,12	-0,09	-0,06	-0,01	0,00	0,00
$PxProd^{C1}$	-0,20	-0,27	-0,30	-0,35	-0,36	-0,36	-0,36	-0,35	-0,30	-0,27	-0,24
$PxAlim$	-0,03	-0,15	-0,28	-0,41	-0,51	-0,58	-0,60	-0,60	-0,50	-0,42	-0,39
$IPC$	0,00	-0,02	-0,05	-0,07	-0,09	-0,11	-0,12	-0,12	-0,14	-0,15	-0,16

Tableau 3 – Réponse de la boucle prix-salaires à une hausse de 1 % de la productivité - impact cumulé en %

D'autres chocs ont été simulés dans le cadre de cette étude, mais ces derniers présentent des effets plus limités :

- i. une hausse des prix des matières premières non-énergétiques (+10 %; cf. annexe F) ;
- ii. une hausse du taux de chômage (+1 point; annexe G) ;
- iii. une hausse de 1 % du taux de cotisation, des impôts sur les produits et des subventions d'exploitation (annexe H).

## 5 Conclusion

La boucle prix-salaires présentée dans ce papier se fonde sur quatre équations principales : le prix de la valeur ajoutée, le SMPT nominal, les prix de production et les prix des consommations intermédiaires. À partir de cette boucle, il est possible d'élaborer des prévisions de salaires et de prix du processus de production cohérentes les unes par rapport aux autres, jusqu'à aboutir à une prévision d'inflation sous-jacente. La modélisation adoptée sollicite des modèles à correction d'erreurs et présente des originalités par rapport au cadre classique des boucles prix-salaire. D'une part, le secteur de l'énergie est différencié du secteur marchand non agricole pour les prix de production et les prix des consommations intermédiaires afin d'isoler l'effet de la forte volatilité du cours du Brent sur la période récente; d'autre part le SMPT est indexé à long terme sur le prix de la valeur ajoutée, notamment dans le but d'inclure l'influence des termes de l'échange dans son équation.

Ayant présenté et justifié l'ensemble des équations estimées pour cette maquette, ses propriétés variétales ont été étudiées. Elles doivent être utilisées avec précaution, en raison de l'absence de réponses des variables en volume aux mouvements de prix.

Un choc à la hausse sur le cours de Brent ou une dépréciation de l'euro par rapport à toutes les monnaies sont directement accompagnés d'efforts de marges des entreprises, d'une baisse des prix de la valeur ajoutée et des salaires. Ces efforts de marge disparaissent néanmoins rapidement, et l'effet inflationniste de ces chocs se diffuse progressivement à l'ensemble de l'économie, jusqu'au prix à la consommation. Avec un choc sur la productivité réelle, si deux effets s'opposent (la hausse des salaires et la baisse des prix de production), un tel choc reste tout de même désinflationniste. Enfin, les autres chocs simulés dans le cadre de cette étude (prix des matières premières non-énergétiques, taux de chômage, impôts sur les produits, subventions d'exploitation) ont des effets plus diffus et/ou limités.

## Bibliographie

- [1] **Audenaert D., Bardaji J., Lardeux R., Orand M., Sicsic M.** (2014), « La résistance des salaires depuis la grande récession s'explique-t-elle par des rigidités à la baisse ? », *L'économie française - Insee Références*, juin
- [2] **Audenis C., Biscourp P., Riedinger N.** (2002), « Le prix des carburants est plus sensible à une hausse qu'à une baisse du brut », *Économie et statistique*, n° 359-360.
- [3] **Aunay T.** (2012), « Les prix des médicaments de 2000 à 2010 », *Insee Première*, n°1408, juillet
- [4] **Bardaji J., Loubens A., Partouche H.** (2010), « La maquette de prévision *Opale* 2010 », *Documents de travail de la DG Trésor*, n°2010/10, décembre.
- [5] **Bortoli C., Milin K.** (2016), « Qui a bénéficié de la chute du prix du pétrole ? », *Note de conjoncture*, mars, p. 41-61.
- [6] **Boutin X., Guerrero G.** (2008), « Loi Galland et prix à la consommation », *Note de conjoncture*, juin, p. 21-30.
- [7] **Caillaud A.** (1998), Pour comprendre l'indice des prix, *Insee méthodes*
- [8] **Ericsson N., MacKinnon J.** (2002), « Distributions of error tests for cointegration », *Econometrics Journal*, vol.5, p.285-318.
- [9] **Desplatz R., Jamet S., Passeron V., Romans F.** (2003), « La modération salariale en France depuis le début des années 1980 », *Économie et statistique*, n° 367
- [10] **Fortin A., Milin K.** (2014), « Le risque d'inflation négative est réel mais il ne préjuge pas d'une entrée en déflation », *Note de conjoncture*, décembre, p. 37-56.
- [11] **Gourieroux C., Monfort A.** (1996), Séries temporelles et modèles dynamiques 2<sup>ème</sup> édition, *Economica*
- [12] **Insee** (2017), « Indice des prix à la consommation : les changements de l'année 2017 », *note méthodologique*, février 2017.
- [13] **Ladiray D., Quenneville B.** (1999), Comprendre la méthode X11, juillet
- [14] **Loubens A., Thornary B.** (2010), « Modélisation de la boucle prix-salaires pour la France par une approche macrosectorielle », *Documents de travail de la DG Trésor*, n°2010/04, octobre.
- [15] **Mahieu R.** (2014), « Avant et après les chocs pétroliers : l'économie française de 1949 à 2012 », *Trente ans de vie économique et sociale - Insee Références*, janvier.
- [16] **SOeS** (2015), « Prix du gaz et de l'électricité en France et dans l'Union européenne en 2014 », *Chiffres & statistiques*, n°683, octobre.
- [17] **Stock J.H.** (1987), « Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors », *Econometrica*, vol. 55, p. 1035-1056.

## A Données et nomenclature

Des séries de l’Insee ont été particulièrement mobilisées pour cette étude, notamment les indices de prix à la consommation (IPC), instruments de mesure de l’inflation à fréquence mensuelle disponibles à partir de janvier 1990. De même, les comptes nationaux trimestriels, connus jusqu’au quatrième trimestre 2016 au moment de la rédaction de ce papier, ont été exploités au niveau A17 de la nomenclature NAF rév. 2 : d’une part les comptes des branches, d’autre part les opérations sur biens et services par produits.

Ce projet inclut la modélisation de déflateurs de postes hors consommations sur le champ des secteurs marchands non agricoles (SMNA), qui regroupent à la fois le secteur des hydrocarbures bruts et de l’électricité (industries extractives, énergie, eau, gestion des déchets et dépollution ; « DE »), de l’industrie manufacturière, de la construction (« FZ ») et des services marchands (« DSM »). L’agriculture et les services non-marchands (les administrations publiques, l’enseignement, la santé humaine, et l’action sociale) y sont exclus.

Plus précisément, le secteur de l’industrie manufacturière est constitué de plusieurs sous-secteurs :

- i. la cokéfaction et le raffinage (« C2 ») ;
- ii. l’industrie agroalimentaire (« C1 ») ;
- iii. la fabrication de biens fabriqués qui comprend elle-même la fabrication de biens d’équipement (« C3 »), de matériels de transports (« C4 ») et des autres produits industriels (« C5 » ; par exemple, le secteur de la chimie ou de la production de produits pharmaceutiques).

Ainsi, à ce niveau de la nomenclature, le secteur « C2 », essentiellement représenté par les produits pétroliers raffinés, est dissocié du secteur « DE », qui contient quant à lui, le pétrole non-transformé, le gaz et l’électricité. Dans le cadre de cette étude, ces deux secteurs de l’énergie sont différenciés de l’ensemble du champ SMNA, afin d’appréhender au mieux la volatilité du cours du pétrole, notamment sur la période récente. Par ailleurs, pour faciliter la lecture du présent rapport, le secteur « DE » est appelé « secteur des hydrocarbures bruts et de l’électricité » et le secteur « C2 », « secteur des produits pétroliers raffinés » ; leur agrégation est quant à elle appelée « secteur de l’énergie ».

Si la plupart des séries utilisées pour cette étude proviennent de l’Insee, d’autres sources sont toutefois ponctuellement mobilisées. Ainsi, la série quotidienne du prix spot « franco à bord » du Brent, c’est à dire le prix sur le marché au comptant excluant les frais de transports, les taxes et assurances, produite par ICE (*IntercontinentalExchange*), est préférée à la série mensuelle de l’Insee. De même, les prix à la pompe calculés chaque semaine par la Direction Générale de l’Énergie et du Climat (DGEC) ont été directement modélisés. En outre, le prix du gaz utilisé comme référence pour ce travail est celui publié chaque mois par la Banque mondiale. Même si ce prix correspond au prix du marché au comptant du gaz importé en Europe, il permet d’approximer le prix du gaz naturel importé en France, puisque celui-ci est proche du prix moyen européen (SoeS, 2014)<sup>[16]</sup>. Enfin, les cours des autres matières premières importées (industrielles et alimentaires) sont soit des prix de marché, soit des cours mondiaux calculés par des organismes internationaux comme la FAO (Organisation des Nations unies pour l’alimentation et l’agriculture) ou la HWWI (Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut).

Enfin, toutes les séries utilisées pour cette étude, présentant une saisonnalité, ont été corrigées de leurs variations saisonnières par la méthode X12-arima<sup>22</sup>.

22. Pour une description détaillée de la méthode de désaisonnalisation, se référer à l’ouvrage de Ladiray et Quenneville<sup>[13]</sup>

## B Les équations de la maquette sont essentiellement des modèles à correction d'erreurs

Pour chaque modèle décrit dans ce document, nous avons choisi de rechercher l'existence de systèmes cointégrés, et le cas échéant d'y appliquer des modèles à correction d'erreurs. De tels modèles reflètent à travers leur composante de « long-terme », et pour la majeure partie d'entre eux, des relations issues de la théorie économique, et permettent de conserver les équilibres entre les variables y intervenant. En outre, ils peuvent s'écrire sous la forme suivante :

$$\Delta y_t = \alpha + \underbrace{\sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \eta_i \cdot \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^r \theta_i \cdot \Delta Z_{t-i}}_{\text{« court-terme »}} - \underbrace{\lambda(y_{t-1} - \Psi \cdot X_{t-1})}_{\text{« long-terme »}} + \epsilon_t \quad (\text{B.0.1})$$

avec :

- $(y_t)_t$ , et  $(X_t)_t = ((X_t^1)_t, (X_t^2)_t, \dots)$  des processus cointégrés à l'ordre 1 ;
- $(Z_t)_t = ((Z_t^1)_t, (Z_t^2)_t, \dots)$  des processus intégrés à l'ordre 1, le degré d'intégration étant vérifié par un test de stationnarité ou de racine unitaire ;
- $(\epsilon_t)_t$  un bruit blanc.

Ce genre de modèles peut s'estimer en une ou deux étapes. Puisque les estimations en deux étapes sont biaisées à distance finie, des estimations non-linéaires en une étape sont préférées : elles sont parfois meilleures que les estimations en deux étapes, les estimateurs convergent plus rapidement. Avec cette méthode (Stock, 1987)<sup>[17]</sup>, les modèles s'estiment avec les moindres carrés ordinaires (MCO) ou les moindres carrés contraints, mais nécessite au préalable, de tester la cointégration du système, c'est-à-dire le caractère stationnaire des résidus de la relation de long-terme, et la non-stationnarité des variables du long-terme<sup>23</sup>. Puisque l'estimation est faite en une seule fois, elle peut être assortie d'un test de cointégration (Ericsson MacKinnon, 2002)<sup>[8]</sup>. Cependant, ce test ne fonctionne que sous des hypothèses particulièrement restrictives (exogénéité forte des variables de l'équation).

Après avoir estimé un tel modèle, il convient de vérifier le signe du coefficient de la force de rappel (noté  $\lambda$  dans l'équation B.0.1 ; il doit être négatif pour permettre l'ajustement de long-terme), le comportement dynamique de l'équation en variation et en niveau, et l'interprétation économique d'ensemble. Il est également nécessaire de vérifier les hypothèses habituelles d'une relation de court-terme : la normalité des résidus (par des tests de Jarque-Bera par exemple), leur homoscedasticité (test de Breusch-Pagan), l'absence d'auto-corrélation (test de Breusch-Godfrey), et la stabilité des estimations (test du CUSUM). À noter que ces hypothèses ne sont pas vérifiées pour toutes les équations de la boucle prix-salaires : les solutions adoptées pour pallier à ces problèmes sont citées, le cas échéant, dans la description des modèles.

23. Pour vérifier la cointégration, il s'agit d'estimer, par les MCO, la partie long-terme de l'équation,  $y_t = \Psi \cdot X_t + \epsilon_t^l$  (aucun test n'est possible sur le paramètre  $\Psi$ ), puis d'appliquer un test augmenté de Dickey-Fuller sans partie déterministe sur le résidu obtenu (en utilisant les tables de Phillips et Ouliaris). Si le résidu est intégré à l'ordre 0, alors  $(y_t)_t$  et  $(X_t)_t$  sont cointégrés à l'ordre 1. Pour plus de détails sur les systèmes cointégrés et les tests de stationnarité, se référer à l'ouvrage de Gouriéroux et Monfort<sup>[11]</sup>.

## C Les effets de la loi Galland et de ses réformes successives sur les prix à la consommation

Depuis 2006, les réformes successives de la loi Galland (1996) ont modifié l'environnement de la formation des prix à la consommation dans la grande distribution. Jusqu'en 2006, les fournisseurs étaient autorisés à verser des contreparties financières, appelés « marges arrières », aux distributeurs en échange d'efforts particuliers pour la vente de leurs produits. Les distributeurs n'étaient, quant à eux, pas autorisés à les répercuter dans les prix de vente aux consommateurs. Avec le vote de la loi Dutreil en 2007, une part des marges arrières pouvaient être déduites du prix de vente au consommateur, déduction qui ne pouvait excéder 15 % du prix d'achat. Cette réforme interdisait les distributeurs à négocier directement les prix avec les fournisseurs, mais ces derniers pouvaient changer de fournisseurs sans contrainte. Néanmoins, les fournisseurs d'une même branche proposaient dans leur ensemble, des prix planchers proches, réduisant ainsi la concurrence entre distributeurs. Depuis 2008, avec le vote de la loi Chatel et de la loi de modernisation de l'économie, les distributeurs sont autorisés à faire jouer la concurrence pour obtenir des baisses de prix de leurs fournisseurs (cf. Boutin et Guerrero, 2008)<sup>[6]</sup>.

Afin de capter les effets de la loi Galland et des ses réformes successives, le rapport des prix dans la « grande distribution étendue » et des prix « hors grande distribution », entre 1998 et 2009, est intégrée aux différentes équations de la maquette. Après 2009, ce rapport perd de son sens économique et dégrade la qualité économétrique des modèles. Ainsi, la variable est figée à partir de 2009 et prend la forme suivante :

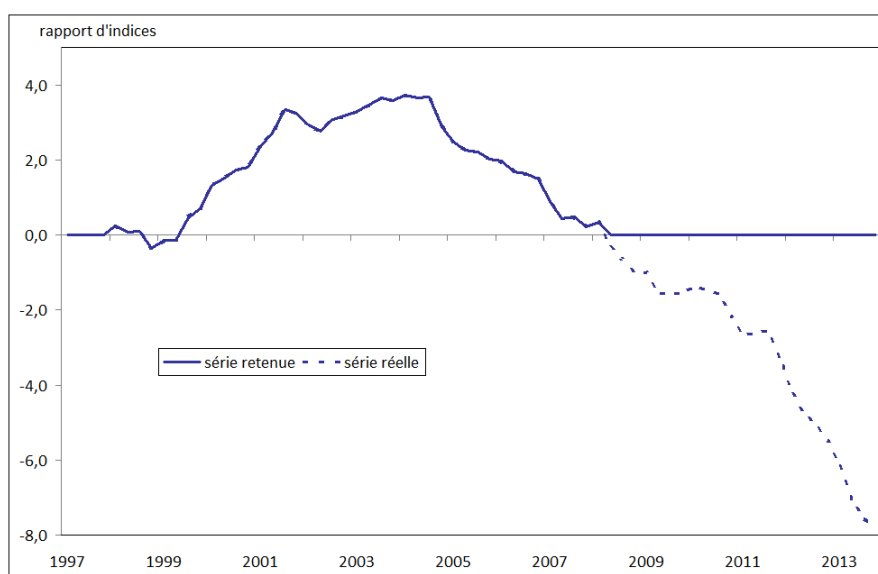


Figure 25 – Variable utilisée pour capter les effets de la loi Galland et de ses réformes successives



## D Justification de la forme de la partie « long-terme » de l'équation du SMPT sur le champ SMNA

En notant :

- $VA_{val}$  : la valeur ajoutée en valeur
- $VA_{vol}$  : la valeur ajoutée en volume
- $PxConso$  : le déflateur de la consommation des ménages
- $D11$  : les salaires et les traitements bruts
- $D12$  : les cotisations sociales à la charge des employeurs
- $D1$  : la rémunération des salariés (=  $D11 + D12$ )
- $D29$  : les impôts sur produits
- $D39$  : les subventions d'exploitation
- $EBE$  : l'excédent brut d'exploitation (=  $VA_{val} - D1 - (D29 - D39)$ )
- $L$  : l'emploi salarié
- $SMPT_{nom}$  : le salaire moyen par tête nominal (=  $\frac{D11}{L}$ )
- $prodLL_{réelle}$  : la productivité réelle (=  $\frac{VA_{vol}}{L}$ )

et en développant la définition comptable du taux de marge, on obtient :

$$\begin{aligned} TM &= \frac{EBE}{VA_{val}} = 1 - \frac{D1}{PxVA.VA_{vol}} - \frac{(D29 - D39)}{PxVA.VA_{vol}} \\ &= 1 - \frac{D1}{D11} \cdot \frac{D11}{L} \cdot \frac{L}{VA_{vol}} \cdot \frac{1}{PxVA} \cdot \left(1 + \frac{(D29 - D39)}{D1}\right) \\ &= 1 - \frac{D1}{D11} \cdot SMPT_{nom} \cdot \frac{1}{prodLL_{réelle}} \cdot \frac{1}{PxVA} \cdot \left(1 + \frac{(D29 - D39)}{D1}\right) \end{aligned}$$

En conséquence, si le taux de marge des entreprises est stationnaire autour d'une constante :

$$TM \approx I(0) \iff \left( \frac{D1}{D11} \cdot SMPT_{nom} \cdot \frac{1}{prodLL_{réelle}} \cdot \frac{1}{PxVA} \cdot \left(1 + \frac{(D29 - D39)}{D1}\right) \right) \approx I(0)$$

et

$$SMPT_{nom} \underset{\text{cointégré}}{\rightsquigarrow} \frac{D11}{D1} \cdot prodLL_{réelle} \cdot PxVA \cdot \frac{1}{\left(1 + \frac{(D29 - D39)}{D1}\right)}$$

soit encore

$$SMPT_{nom} \underset{\text{cointégré}}{\rightsquigarrow} (1 - TxCotis) \cdot prodLL_{réelle} \cdot PxVA \cdot \frac{1}{\left(1 + \frac{(D29 - D39)}{D1}\right)}$$

$$\boxed{SMPT_{nom} \underset{\text{cointégré}}{\rightsquigarrow} (1 - TxCotis) \cdot prodLL_{réelle} \cdot PxVA \cdot ImpSub}$$

dans le cas où le SMPT est déflaté par le prix à la consommation :

$$SMPT_{nom} \underset{\text{cointégré}}{\rightsquigarrow} (1 - TxCotis) \cdot prodLL_{réelle} \cdot PxConso \cdot ImpSub \cdot \frac{PxVA}{PxConso}$$

avec

- $TxCotis$  : la part des cotisations des employeurs dans les rémunérations ( $= \frac{D12}{D1}$ )
- $ImpSub$  : indicateur des impôts et subventions sur produits ( $= \frac{1}{(1 + \frac{(D29-D39)}{D1})}$ )

## E Vérification comptable des coefficients du modèle de prix de la valeur ajoutée

De l'égalité comptable  $VA_{vol} = Prod_{vol} - CI_{vol}$ , il est possible de déduire les valeurs comptables des coefficients du modèle de prix de la valeur ajoutée, afin de les comparer aux résultats économétriques obtenus. En effet, l'égalité peut aussi s'écrire :

$$PxVA.VA_{vol} = PxProd.Prod_{vol} - PxCI.CI_{vol}$$

soit encore

$$PxVA = PxProd \cdot \frac{Prod_{vol}}{VA_{vol}} + PxCI \cdot \frac{CI_{vol}}{VA_{vol}}$$

de la même manière, il est possible de distinguer les postes de l'énergie des autres secteurs dans la production et les consommations intermédiaires :

$$PxProd = PxProd^e \cdot \frac{Prod_{vol}^e}{Prod_{vol}} + PxProd^{he} \cdot \frac{Prod_{vol}^{he}}{Prod_{vol}}$$

et

$$PxCI = PxCI^{DE} \cdot \frac{CI_{vol}^{DE}}{CI_{vol}} + PxCI^{hDE} \cdot \frac{CI_{vol}^{hDE}}{CI_{vol}}$$

d'où :

$$PxVA = PxProd^e \cdot \frac{Prod_{vol}^e \cdot Prod_{vol}}{Prod_{vol} \cdot VA_{vol}} + PxProd^{he} \cdot \frac{Prod_{vol}^{he} \cdot Prod_{vol}}{Prod_{vol} \cdot VA_{vol}} - PxCI^{DE} \cdot \frac{CI_{vol}^{DE} \cdot CI_{vol}}{CI_{vol} \cdot VA_{vol}} - PxCI^{hDE} \cdot \frac{CI_{vol}^{hDE} \cdot CI_{vol}}{CI_{vol} \cdot VA_{vol}}$$

$$\Rightarrow PxVA = PxProd^e \cdot \frac{Prod_{vol}^e}{VA_{vol}} + PxProd^{he} \cdot \frac{Prod_{vol}^{he}}{VA_{vol}} - PxCI^{DE} \cdot \frac{CI_{vol}^{DE}}{VA_{vol}} - PxCI^{hDE} \cdot \frac{CI_{vol}^{hDE}}{VA_{vol}}$$

Par ailleurs, il est possible de comparer les résultats économétriques obtenus pour le modèle de prix de la valeur ajoutée à la moyenne observée dans les comptes trimestriels. Les résultats économétriques s'avèrent proches des données comptables et sont donc satisfaisants :

méthode / paramètre associé à	$PxProd^e$	$PxProd^{he}$	$PxCI^{DE}$	$PxCI^{hDE}$
comptable (moyenne 1980-2015)	0,13	1,74	-0,11	-1,07
économétrique	0,11	1,76	-0,08	-0,77

Tableau 4 – Comparaison des estimations des paramètres du modèle de prix de la valeur ajoutée aux données comptables

## F Simulations de chocs sur les cours matières premières (industrielles hors pétrole et alimentaires)

L'impact d'une hausse de 10 % sur les prix des matières premières industrielles est globalement plus modéré que l'impact d'une dépréciation de l'euro ou celui d'une hausse de la productivité réelle.

L'effet sur les prix des importations des biens fabriqués est immédiate et concentré en quasi-totalité sur la première année (+0,44 point après 4 trimestres ; cf. tableau 5). Les réponses des prix des consommations intermédiaires et des prix de production (hors énergie) s'étendent quant à elle sur le temps, et s'élèvent à hauteur de +0,13 point deux ans après le choc pour la première, et de +0,08 point pour la seconde. Par conséquent, l'effet sur le prix de la valeur ajoutée SMNA est plus marginal, tout comme l'effet sur le SMPT SMNA nominal (+0,09 point et +0,05 point respectivement au bout de cinq ans).

En conséquence, la diffusion d'une hausse des cours des matières premières industrielles importées aux prix à la consommation sous-jacents ne s'amorce véritablement que deux ans après le choc.

*A contrario*, un choc sur les cours des matières premières alimentaires se transmet majoritairement aux prix à la consommation alimentaire lors de la première année ; une hausse de 10 % entraînant une réponse de +0,60 point un an après le choc (cf. tableau 6). À noter que l'impact sur les prix dans l'alimentation est d'autant plus fort deux ans après le choc (+0,72 point), et légèrement plus faible à long-terme (+0,56 point). Cette particularité s'explique par un poids des prix des matières premières alimentaires légèrement plus important dans la partie de court-terme de l'équation de prix de production dans l'industrie agroalimentaire que dans sa partie de long-terme.

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
$PxImp^{C345}$	0,24	0,35	0,40	0,44	0,47	0,49	0,51	0,52	0,54	0,55	0,55
$PxCI^{hde}$	0,04	0,07	0,09	0,10	0,11	0,12	0,12	0,13	0,15	0,17	0,18
$PxProd^{he}$	0,01	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,08	0,10	0,12	0,13
$PxVA$	-0,01	0,00	0,01	0,02	0,02	0,03	0,04	0,04	0,06	0,08	0,09
$SMPT$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,03	0,04	0,05
$ISJ$	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03	0,04	0,06	0,09	0,11
$PxProd^{C1}$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01
$PxAlim$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,03
$IPC$	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,04	0,06	0,08

Tableau 5 – Réponse de la boucle prix-salaires à une hausse de 10 % sur le cours des matières premières industrielles importées - impact cumulé en %

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
$IPPAP$	1,42	2,86	3,64	4,05	4,27	4,38	4,44	4,47	4,49	4,49	4,49
$PxProd^{C1}$	0,08	0,79	1,14	1,46	1,55	1,55	1,52	1,49	1,40	1,36	1,35
$PxAlim$	0,01	0,14	0,30	0,47	0,60	0,69	0,72	0,72	0,61	0,56	0,56
$IPC$	0,00	0,02	0,04	0,07	0,08	0,10	0,10	0,10	0,08	0,08	0,08

Tableau 6 – Réponse de la boucle prix-salaires à une hausse de 10 % sur le cours des matières premières alimentaires - impact cumulé en %

## G Réponses de la boucle prix-salaires à une hausse du taux de chômage

Dans la maquette présentée dans ce document, le taux de chômage apparaît uniquement dans l'équation du SMPT SMNA (cf. 2.4.1). Cette relation de type « Phillips » permet notamment d'intégrer le pouvoir de négociations des salariés : selon le niveau du taux de chômage, les salariés sont plus ou moins en position d'exiger des hausses salariales. Toutefois, pour des raisons économétriques, c'est-à-dire, afin de privilégier la qualité du modèle, le taux de chômage est intégré avec un retard de six trimestres dans l'équation du SMPT.

Ainsi, une brusque hausse du taux de chômage (+1 point) ne se ressent, dans notre boucle prix-salaires qu'un an et demi après le choc, *via* la baisse du SMPT SMNA nominal (-0,11 point ; cf. tableau 7). Le choc se diffuse, par la suite, aux prix de production, puis aux prix des emplois intermédiaires. L'effet étant plus conséquent sur les prix de production que sur les prix des consommations intermédiaires, le prix de la valeur ajoutée se rétracte également (jusqu'à -0,46 point après cinq ans), accentuant au passage, la baisse du SMPT nominal. Aussi, l'effet désinflationniste d'une hausse du taux de chômage se transmet progressivement aux prix à la consommation (-0,12 point sur le sous-jacent cinq ans après le choc ; -0,18 point sur le champ d'ensemble). Au total, une hausse de 1 point du taux de chômage implique une baisse du SMPT réel de 1,11 point cinq années après le choc.

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
$PxCI^{hde}$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,07	-0,13
$PxProd^{he}$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,02	-0,10	-0,20	-0,31
$PxProd^e$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,06	-0,10
$PxVA$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,04	-0,16	-0,30	-0,46
$SMPT$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,11	-0,21	-0,61	-0,97	-1,29
$ISJ$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,05	-0,12
$PxProd^{C1}$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,02	-0,07	-0,15	-0,25
$PxAlim$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,21	-0,49	-0,74
$IPC$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,04	-0,10	-0,18

Tableau 7 – Réponse de la boucle prix-salaires à une hausse de 1 point du taux de chômage - impact cumulé en %

## H Réponses de la boucle prix-salaires à des chocs fiscaux

De prime abord, une hausse des cotisations sociales à la charge des employeurs provoque deux effets : le rognage des salaires (hors cotisations) d'une part, et la hausse des prix de production d'autre part. Toutefois, la modélisation des prix de production dans les secteurs marchands non agricoles hors énergie se base sur les coûts salariaux unitaires nets, c'est-à-dire sur des coûts qui excluent les cotisations patronales (cf. équation 2.3.1). Ce faisant, l'effet haussier d'un tel choc sur les prix de production n'est pas observé, seule la répercussion sur les salaires est visible dans cette simulation (d'où la baisse des prix de production et des prix de la consommation ; cf. tableau 8).

Pour la même raison, l'intérêt d'une simulation d'une hausse des impôts demeure limité. En effet, une hausse d'impôt devrait pousser les employeurs à transférer rapidement le poids de leur nouvelle charge, à la fois sur les salaires (effet baissier) et sur les prix de production (effet haussier). Seulement, en raison de la spécification de l'équation des prix de production (2.3.1), seul le premier effet est illustré dans la simulation du choc d'impôt (cf. tableau 9).

De même, la simulation d'une hausse des subventions n'intègre qu'une hausse des salaires, alors qu'une baisse des prix de production serait également attendue (cf. tableau 10)<sup>24</sup>.

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
<i>PxC1<sup>hde</sup></i>	0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,04	-0,05	-0,06	-0,07	-0,13	-0,18	-0,24
<i>PxProd<sup>he</sup></i>	-0,05	-0,07	-0,10	-0,12	-0,14	-0,16	-0,18	-0,20	-0,28	-0,36	-0,44
<i>PxProd<sup>e</sup></i>	0,00	-0,01	-0,02	-0,03	-0,04	-0,05	-0,06	-0,07	-0,09	-0,12	-0,14
<i>PxVA</i>	-0,09	-0,13	-0,16	-0,19	-0,22	-0,25	-0,27	-0,30	-0,40	-0,50	-0,60
<i>SMPT</i>	-0,58	-0,63	-0,68	-0,72	-0,76	-0,81	-0,85	-0,89	-1,05	-1,19	-1,33
<i>ISJ</i>	0,00	0,00	-0,01	-0,02	-0,03	-0,04	-0,05	-0,06	-0,12	-0,18	-0,25
<i>PxProd<sup>C1</sup></i>	-0,04	-0,07	-0,10	-0,08	-0,09	-0,11	-0,13	-0,15	-0,23	-0,31	-0,38
<i>PxAlim</i>	-0,01	-0,08	-0,17	-0,27	-0,36	-0,44	-0,49	-0,54	-0,66	-0,77	-0,88
<i>IPC</i>	0,00	-0,01	-0,03	-0,05	-0,07	-0,09	-0,1	-0,12	-0,17	-0,23	-0,29

Tableau 8 – Réponse de la boucle prix-salaires à une hausse de 1 point du taux de cotisation des employeurs - impact cumulé en %

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
<i>PxC1<sup>hde</sup></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01
<i>PxProd<sup>he</sup></i>	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,03
<i>PxProd<sup>e</sup></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01
<i>PxVA</i>	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,03	-0,04
<i>SMPT</i>	-0,02	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	-0,06	-0,07	-0,09
<i>ISJ</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01
<i>PxProd<sup>C1</sup></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02
<i>PxAlim</i>	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,02	-0,03	-0,04	-0,05	-0,05
<i>IPC</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02

Tableau 9 – Réponse de la boucle prix-salaires à une hausse de 1 % des impôts sur les produits - impact cumulé en %

trimestres écoulés	0	1	2	3	4	5	6	7	11	15	19
<i>PxC1<sup>hde</sup></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
<i>PxProd<sup>he</sup></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01
<i>PxVA</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>SMPT</i>	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03
<i>ISJ</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
<i>PxProd<sup>C1</sup></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01
<i>PxAlim</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02
<i>IPC</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01

Tableau 10 – Réponse de la boucle prix-salaires à une hausse de 1 % des subventions d'exploitation - impact cumulé en %

24. À noter, que l'impact d'une hausse de 1 % des impôts sur les produits ou d'une hausse de 1 % des subventions d'exploitation dépend du niveau de ces derniers l'un par rapport à l'autre, mais surtout par rapport au niveau des rémunérations salariales versées par les employeurs.



## Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

ii

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

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9808	A. MOURUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandés SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.-Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9612	Ph. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUBEINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOURUGANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire	G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Desinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontraders in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992	G 2000/05	Une estimation sur données françaises
G 9706	M. HOUBEINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9707	M. HOUBEINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÊNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9910	Ch. COLIN - Fl. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?			G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages



G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Ré interpolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCE) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	N.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P. O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/14	J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumement-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Pairimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBEE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Economiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier des revenus : le cas du "Panel européen des ménages »	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?					G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHÉLOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2007/01	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/02	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHÉLOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?
G2005/16	H. RAOUX - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/03	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/04	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDJIN - R. RATHÉLOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/05	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/06	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2006/04	J.-F. OUVRAR - R. RATHÉLOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/07	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2009/01	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MESANG réestimé en base 2000
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRAR Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/08	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/02	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDJIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	G2009/03	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail	G2009/04	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/05	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?	G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. DHAULTFOUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête	G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques

G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises	G2009/07	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages	G2009/08	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme	G2009/09	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background	G2009/10	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003	G2009/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data	G2009/12	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHÉLOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?	G2009/13	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHÉLOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques	G2009/14	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade	G2009/15	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDJIN - R. RATHÉLOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France	G2010/01	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data	G2010/02	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MESANG réestimé en base 2000	G2010/03	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2009/01	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MESANG réestimé en base 2000
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDJIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel	G2010/04	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/02	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDJIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises	G2010/05	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	G2009/03	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset	G2010/06	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail	G2009/04	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	G2010/07	R. RATHÉLOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/05	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?	G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques	G2010/08	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. DHAULTFOUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête	G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques

G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report. A few illustrations	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projetter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/11	R. RATHÉLOUT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER - S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUJECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHÉLOUT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2013/01- F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPEGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/02- F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms	G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/01	T. LE BARBAANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1996 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/05	G. LAME - M. LEQUJEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/09	M. LEQUJEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years	G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJ - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSC Wage Resilience in France since the Great Recession
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy	G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates
		G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET redistribution dans le système de retraite français	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?	G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows
		G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach				

G2014/14	P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETREMY - H. NAEGELE How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset	G2015/16	J. BARDAJI - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULIER Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets	G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie
G2014/15	P. AUBERT - S. RABATÉ Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?	G2015/17	C. BELLEGO - R. DE NUIS The redistributive effect of online piracy on the foreign markets	G2017/04	J. BARDAJI - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFETER - O. SIMON (Insee) A.-S. DUFRERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor)
G2015/01	A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models	G2015/18	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?	G2017/05	J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	G2015/19	M. POULHÉS <i>Fenêtre sur Cour</i> ou <i>Chambre avec Vue</i> ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien	G2017/06	A. CAZENAVE-LACROUTZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	G2016/01	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the timing of inheritance receipt, and retirement	G2017/07	P. CHARNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011
G2015/04	S.T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	G2016/02	P. CHARNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail	G2017/08	K. MILLIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUBI - C. REGAERT Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?	G2016/03	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database		
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	G2016/04	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France		
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENG-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	G2016/05	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER MELEZE: A DSGE model for France within the Euro Area		
G2015/08	Q. LAFFÊTER - M. PAK Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	G2016/06	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Mélièze model		
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État	G2016/07	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses		
G2015/10	P. AUBERT La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?	G2016/08	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des séniors de la réforme des retraites de 2010 ?		
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	G2016/09	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOUTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?		
G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2016/10	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France		
G2015/13	M. POULHÉS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	G2016/11	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition		
G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÊTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles	G2017/01	D. FOUGERE - E. GAUTIER - S. ROUX Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France		
G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie	G2017/02	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques		