

DOCUMENTS DE TRAVAIL DE LA DG TRÉSOR

Numéro 2010/04 - Octobre 2010

Modélisation de la boucle prix-salaires pour la France par une approche macrosectorielle

Aymeric de LOUBENS Baptiste THORNARY



MODÉLISATION DE LA BOUCLE PRIX-SALAIRES POUR LA FRANCE PAR UNE APPROCHE MACROSECTORIELLE

Aymeric de Loubens* Baptiste Thornary*

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

*Aymeric de LOUBENS est Administrateur de l'Insee à la Direction Générale du Trésor du Ministère de l'Économie, de l'Industrie et de l'Emploi (France)

aymeric.deloubens@dgtresor.gouv.fr : +33-44-87-17-64

*Baptiste THORNARY est Chargé de mission à la Direction Générale du Trésor du Ministère de l'Économie, de l'Industrie et de l'Emploi (France)

baptiste.thornary@dgtresor.gouv.fr: +33-1-44-87-14-79



Sommaire

Rési	umé/ Ab	stract	3
1 -	Intro	luction	4
2-	Archi	tecture de la maquette	5
3 -	Mise	en œuvre	8
	3.1 -	Choix de la spécification : forme réduite ou structurelle ?	8
	3.2 -	Bouclage comptable par agrégation des indices de prix sectoriels	9
	3.3 -	Stratégie d'estimation	10
	3.4 -	Choix de la période d'estimation	10
	3.5 -	Traitement de la saisonnalité des séries	11
4 -	Les é	quations de la boucle prix-salaires	12
	4.1 -	Les prix à la consommation des produits alimentaires	12
	4.2 -	Les prix à la consommation des produits manufacturés	17
	4.3 -	Les prix à la consommation des produits énergétiques	20
	4.4 -	Les prix à la consommation des services	23
	4.5 -	Le salaire moyen par tête	26
5 -	Propi	riétés variantielles	29
	5.1 -	Appréciation de l'euro de 10 % vis-à-vis de toutes les monnaies	30
	5.2 -	Hausse du prix du pétrole de 10 %	31
	5.3 -	Hausse du prix des matières premières agricoles et industrielles de 10 %	32
	5.4 -	Hausse de la productivité de 1 point dans tous les secteurs	32
	5.5 -	Baisse de 1 point du taux de chômage	33
	5.6 -	Coup de pouce de 1 point sur le SMIC	34
6 -	Conc	lusion	35
	Biblio	ographie / Annexes	37



Résumé

Ce document présente une modélisation macrosectorielle de l'inflation en France élaborée à la DG Trésor. Ce nouvel outil a été conçu à la fois pour l'analyse et la prévision de l'inflation à un horizon inférieur à deux ans. Il s'articule facilement avec la maquette macroéconométrique OPALE à partir de laquelle est construite la prévision économique d'ensemble, et permet ainsi de mieux assurer la cohérence des scénarios d'inflation et d'activité réelle, tout en contribuant à la plus grande fiabilité des prévisions. En ce sens, l'approche macrosectorielle apparaît complémentaire de l'approche plus désagrégée appliquée habituellement en prévision et fondée davantage sur une expertise microsectorielle de l'inflation. Ce document met l'accent sur les spécificités sectorielles des mécanismes de formation des prix et les effets de bouclage par les salaires, qui jouent tous deux un rôle déterminant dans la réponse de l'inflation aux chocs exogènes.

Abstract

This paper presents a macrosectoral model for French Consumer Price Index inflation developed by the French Treasury. This new model has been designed both to provide an analysis of past inflation and to make two-year-ahead inflation forecasts. It easily connects with OPALE, the small-scale macroeconometric model used for short term macroeconomic forecasting, hence allowing for both greater coherence and reliability of inflation and real activity projections. The macrosectoral approach appears to be a good complement to the much more disaggregated approach used so far for inflation forecasting, relying mainly on a microsectoral expertise. This paper puts the stress on sector-specific price formation processes and second-round effects through wages, both of them playing a decisive role in CPI response to exogenous shocks.



1. Introduction

a/ Les prévisions d'inflation de la DG Trésor sont actuellement réalisées à partir d'une maquette désagrégée de l'indice des prix à la consommation (IPC) de l'Insee. Le principe de base de la prévision d'inflation à horizon de deux ans consiste à prévoir les évolutions des indices de prix poste par poste ; c'est l'agrégation des différents postes qui détermine l'indice des prix au niveau global. Pour chaque poste, différentes méthodes de prévision peuvent être utilisées :

- l'approche économétrique: des équations estimées sur le passé permettent de rattacher les évolutions des prix à celles de leurs principaux déterminants. Ces dernières sont utilisées pour prévoir les prix des produits manufacturés, des produits pétroliers et des "autres services"¹;
- l'évaluation de l'impact des mesures de politique économique, qu'elles soient annoncées par le gouvernement ou par d'autres organismes comme l'ARCEP (Autorité de régulation des communications électroniques et des postes): cette approche concerne notamment les prévisions d'évolution des tarifs publics (ou quasi publics)², mais aussi d'autres prix comme ceux du secteur de l'alimentation hors produits frais, dont la dynamique est modifiée par des changements de la réglementation de la grande distribution (accords Sarkozy, réforme de la loi Galland);
- l'expertise microsectorielle, qui peut conduire à s'écarter du scénario tendanciel d'évolution des prix pour tenir compte d'informations spécifiques (accidents climatiques, concurrence entre les opérateurs de téléphonie mobile ou les compagnies aériennes, prix de production dans les industries agroalimentaires donnant la tendance à court terme sur les prix de l'alimentaire « hors frais »...).

Grâce à la mise en œuvre de ces différentes méthodes à un niveau fin, l'approche désagrégée s'avère assez fiable et performante en prévision à l'horizon de un à trois mois, mais moins adaptée dès lors qu'il s'agit de délivrer une interprétation du scénario d'inflation au niveau macroéconomique au-delà de cet horizon. Les mécanismes économiques sous-jacents à la prévision d'évolution des prix n'apparaissent en effet que de manière indirecte ou alors uniquement sur des sous-postes précis. Les travaux présentés dans ce document visent à développer un outil d'analyse et de prévision macrosectorielle de l'inflation, à mettre en perspective avec les prévisions obtenues à partir d'un niveau plus désagrégé.

b/ L'approche macrosectorielle présentée ici offre une possibilité complémentaire pour élaborer un scénario d'inflation sur données trimestrielles davantage lié à la prévision économique d'ensemble réalisée à partir de la maquette macroéconométrique OPALE³. Elle permet notamment une plus grande mise en cohérence des prévisions d'inflation et d'activité réelle. En outre, elle contribue à améliorer la fiabilité des prévisions d'inflation au-delà du très court terme. L'outil développé cherche en effet à rendre compte de manière aussi complète et précise que possible de l'interaction entre les prix et les salaires, tant au niveau de la modélisation que de l'estimation, réalisée de manière simultanée. L'impact des principaux chocs macroéconomiques sur les prix à la consommation peut ainsi être estimé de manière plus complète en tenant compte du bouclage par les salaires (effets de second tour) à un horizon de deux ans. Cette modélisation macrosectorielle des prix dans le cadre

- les tarifs d'EDF, de GDF, de la SNCF et de la RATP,

- les prix du tabac, puisque les mouvements de prix résultent surtout de décisions gouvernementales.

³ Cf. Document de travail de la DG Trésor : « La maquette de prévision OPALE en volumes aux prix de l'année précédente chaînés », à venir.



¹ Cf. en annexe pour la décomposition de l'IPC.

² Nous avons classé dans cette catégorie :

⁻ les prix des produits et des services de santé, bien que ces derniers ne soient pas totalement administrés en raison des éventuels dépassements d'honoraires.

⁻ les tarifs des services postaux, dans la mesure où la libéralisation du marché postal concerne peu les produits consommés par les ménages,

d'une boucle prix-salaire construite hors modèle macroéconomique global s'apparente aux travaux de Gallot et Heitz⁴ (2004).

La suite du document est d'abord consacrée à la description du cadre théorique et de l'architecture de la maquette macrosectorielle (section 2). Puis, les choix adoptés pour la modélisation, la spécification et l'estimation sont justifiés (section 3). Ensuite sont détaillées les cinq principales équations relatives aux prix et aux salaires, estimées sur les comptes correspondant aux résultats détaillés du troisième trimestre 2009, publiés le 29 décembre 2009 (section 4). La section 5 présente finalement les principales propriétés du modèle en variante. La section 6 conclut.

2. Architecture de la maquette

La boucle prix-salaires s'articule autour d'une unique équation de salaires et de quatre équations sectorielles de prix à la consommation : les prix des produits alimentaires, des produits manufacturés, des produits énergétiques et des services⁵. Le choix d'une unique équation de salaires, modélisés sur l'ensemble du secteur marchand non agricole, se justifie dans la perspective d'une modélisation parcimonieuse et réduite faisant intervenir un salaire moyen comme indicateur synthétique des tensions salariales qui, par le jeu des interdépendances sectorielles, se transmettent à l'ensemble des prix à la consommation. De plus, les éventuelles spécificités sectorielles dans le processus de formation des salaires apparaissent difficiles à fonder d'un point de vue théorique et à mettre en évidence en pratique⁶.

Le processus de formation des prix est en revanche modélisé pour chacune des composantes sectorielles de l'IPC. Celles-ci ont été préférées aux composantes du sous-jacent (cf. annexe 2), choix alternatif qui conduirait à exclure de la modélisation les prix des tarifs publics et des sous-postes volatils, dont certains sont pourtant susceptibles d'être affectés par l'environnement macroéconomique. Le choix retenu, qui offre une approche plus globale de l'inflation, est en outre conforté par les estimations (voir section 4) qui permettent d'identifier certains des effets macrosectoriels attendus.

La modélisation adoptée de la boucle prix-salaires repose sur des équations réduites : les évolutions des prix sectoriels et des salaires s'expliquent, outre par leur interaction, directement par l'évolution de variables exogènes à la boucle. Il importe toutefois de rappeler les mécanismes structurels sousjacents à la formation des prix et des salaires afin de comprendre les fondements de la modélisation réduite.

Le prix de production sur le marché intérieur réagit avec retard à l'évolution du coût unitaire variable, somme du coût salarial et du coût des consommations intermédiaires par unité produite. Le prix des consommations intermédiaires dépend lui-même de ce prix de production et du prix des importations. Du fait du comportement de *pricing-to-market* des importateurs, le prix des importations est lié non seulement aux prix sur les marchés étrangers convertis en monnaie locale par l'intermédiaire des taux de change, mais aussi aux prix de production sur le marché intérieur. L'évolution des prix à la consommation résulte alors des évolutions des prix de production et d'importation ainsi que du taux de marge des producteurs et distributeurs. Le bouclage s'effectue finalement par les salaires, ces derniers étant fixés notamment en fonction de l'inflation totale et de l'inflation sous-jacente, reconstituées à partir des évolutions des prix à la consommation sectoriels. La structure de la boucle prix-salaires ainsi obtenue est représentée sur le Graphique 1.

⁶ Sur le plan théorique, les salaires sectoriels tendent en effet à suivre une même dynamique dès lors qu'il existe un certain degré de mobilité intersectorielle des travailleurs. En outre, sur le plan pratique, les données sectorielles de salaires sont naturellement plus fragiles et généralement plus volatiles, ce qui rend moins robuste l'estimation des mécanismes traditionnels de formation des salaires (indexation sur les prix, effet du chômage, ...).



Les Cahiers de la DG Trésor – n° 2010-04 – Octobre 2010 – p. 5

^{4 «} L'inflation en France et en zone euro : une approche macro-sectorielle » Note de conjoncture de l'Insee, mars 2004.

⁵ Les prix du tabac, qui pèsent environ 2 % dans l'indice des prix à la consommation, ne sont pas modélisés dans la maquette, puisqu'il s'agit de prix administrés supposés exogènes. Ils interviennent néanmoins dans le bouclage comptable de la maquette pour reconstituer l'IPC.

Le modèle réduit ne retient comme variables endogènes que les prix à la consommation et les salaires. Ainsi, pour chaque indice de prix à la consommation sectoriel, le système d'équations structurelles décrit ci-dessus est réduit en une unique équation ne comportant que des déterminants exogènes à la boucle prix-salaires, à l'exception des salaires. Il s'agit donc d'identifier ces variables exogènes susceptibles d'influencer l'évolution des prix à la consommation via leur effet sur l'une ou l'autre des variables endogènes du modèle structurel sous-jacent.

Afin de capter les effets transitant par les prix des biens importés, on introduit le taux de change et les prix des matières premières importées (pétrole, matières premières agricoles et industrielles). Ces effets peuvent être directs lorsque les biens importés sont destinés à la consommation, ou indirects et donc plus retardés lorsqu'ils entrent comme biens intermédiaires dans le processus de production. L'impact de l'inflation importée sur l'inflation domestique dépend également de l'évolution dans le temps du taux de pénétration des produits importés. Hors matières premières, les prix des producteurs étrangers ne sont donc pas modélisés⁷. Cependant l'estimation libre de l'impact du change prend en compte l'éventuelle réponse endogène des prix étrangers aux fluctuations du change (comportement de pricing-to-market, voir section 4.2 sur les prix à la consommation des produits manufacturés).

Enfin, on ne modélise pas ici explicitement le comportement de marge entre les prix de production et les prix de détail. Cependant, des indicatrices ont été introduites lorsque de tels changements de comportement ont pu être identifiés (réformes de la loi Galland dans la grande distribution pour les prix à la consommation des produits alimentaires, cf. section 4.1).

TRÉSOR

⁷ L'introduction du taux de change effectif réel ou encore de trend captant l'évolution du poids des pays à bas coûts dans les importations de produits manufacturés pourraient à ce titre faire l'objet de futurs prolongements.

Prix du pétrole, Taux de change Prix des autres matières premières **TUC** Prix des importations Coût unitaire des consommations intermédiaires Taux de marge Productivité -Coût salarial unitaire Taux de chômage **IPC Salaires** Prix énergie Prix alimentaires IPC sous-jacent Prix manufacturés Prix services

Graphique 1 : la boucle prix-salaires

Les variables considérées comme exogènes sont en bleu italique. Les variables endogènes sont en rouge (en gras les variables modélisées, en orange les variables présentant la forme structurelle du modèle).

Les prix des biens produits localement sont liés aux coûts de production et au taux de marge. Ce dernier, fonction du pouvoir de marché des entreprises, dépend positivement du taux d'utilisation des capacités (TUC) et négativement du taux de chômage⁸. En effet, les TUC permettent d'évaluer les tensions sur l'offre exercées par la demande : plus ils sont élevés et plus la demande est importante relativement à l'offre disponible, d'où un pouvoir de marché accru des entreprises, et partant, une hausse du taux de marge⁹. En revanche, plus le chômage est important, moins la demande sera forte, ce qui pèsera à la baisse sur le taux de marge. Les TUC et le taux de chômage sont ici les deux indicateurs de demande testés alternativement dans l'ensemble des équations. Du côté des coûts de production, la modélisation des coûts des consommations intermédiaires ne nécessite pas l'ajout de variables exogènes puisqu'ils sont entièrement endogènes dans le modèle structurel. En revanche, la modélisation des coûts salariaux unitaires conduit à introduire, en plus des salaires, une variable mesurant la productivité sectorielle du travail¹⁰.

Les prix des biens importés et produits localement déterminent alors les prix à la consommation. Cette approche est réalisée pour chacune des quatre équations sectorielles de prix à la consommation, ce qui permet de tenir compte d'élasticités différentes des prix aux déterminants macroéconomiques. Ainsi, on s'attend à une part prépondérante des prix du pétrole dans la détermination des prix des produits énergétiques tandis que les prix des services dépendraient plus des paramètres économiques nationaux (salaires, productivité) qu'internationaux (prix des matières premières, taux de change).

Enfin, la formation des salaires dérive d'une équation de type courbe WS différenciée¹¹ comprenant comme déterminants de la variation du salaire la variation du taux du chômage, l'inflation totale et sous-jacente, la productivité du travail et les « coups de pouce » sur le SMIC. Ce bouclage par les salaires permet de mesurer les effets directs et de second tour de chocs exogènes (en particulier sur les prix des matières premières) sur l'inflation.

3. Mise en œuvre

3.1 Choix de la spécification : forme réduite ou structurelle ?

La modélisation des prix trimestriels étant réalisée sur quatre secteurs de l'économie, une forme structurelle nécessiterait un grand nombre d'équations supplémentaires. Il faudrait en effet, pour chaque type de produit, spécifier et estimer l'ensemble des équations structurelles décrites dans la section précédente. Mais l'estimation simultanée d'un tel système devient alors extrêmement délicate, alors que cette approche apparaît cruciale pour corriger les multiples biais de simultanéité (entre prix de production et des consommations intermédiaires, entre salaires et prix, ...) pouvant affecter les estimations.

Un système d'équations réduites présente l'avantage de rendre beaucoup plus simple l'estimation simultanée. Cependant, les propriétés variantielles d'une boucle prix-salaires réduite peuvent différer de celles des modèles structurels, notamment au-delà de la deuxième année où les relations de long terme de la boucle prix-salaires, non spécifiées dans la modélisation réduite, jouent un rôle prépondérant. Les modèles structurels imposent ainsi un certain nombre de contraintes sur le

¹¹ Dans le sens où une courbe WS fait dépendre le <u>niveau</u> du salaire réel du niveau du taux de chômage alors qu'une courbe de Phillips fait dépendre le <u>taux de croissance</u> des salaires du niveau du taux de chômage.



⁸ Ces variables appartiennent à la sphère réelle et seront supposées exogènes à la boucle prix-salaires.

⁹ Les effets haussiers sur le taux de marge des tensions liées à la demande ressortent bien économétriquement même si en théorie, on peut également s'attendre à des fluctuations contracycliques du taux de marge (effet négatif sur les marges d'un accroissement de la concurrence en phase d'accélération de l'économie, voir Oliveira Martins et Scarpetta, 2002).

¹⁰ On introduit des variables de productivité sectorielle alors que la variable de salaires couvre l'ensemble des secteurs. En effet, les cycles de productivité apparaissent nettement plus marqués dans le secteur manufacturier que dans celui des services principalement marchands. Cependant, ce choix nous amène à faire des hypothèses supplémentaires en prévision sur leur évolution. Le choix retenu a consisté à maintenir l'écart tendanciel de croissance entre les productivités sectorielles et la productivité globale du secteur marchand non-agricole modélisé dans OPALE.

comportement des prix à long terme¹² afin d'assurer la convergence vers un équilibre, alors que tous les coefficients sont estimés librement dans la modélisation réduite. Étant donné l'horizon maximal de deux ans sur lequel sont développées les prévisions à partir de cet outil, la forme réduite apparaît satisfaisant. Néanmoins, la modélisation réduite ne prend pas en compte la rétroaction de la sphère nominale sur la sphère réelle (par exemple dans les modèles macroéconomiques, l'effet récessif d'une hausse du prix du pétrole modère le choc inflationniste par la présence d'effets de bouclage par les variables réelles).

3.2 Bouclage comptable par agrégation des indices de prix sectoriels

L'équation de salaires fait intervenir l'IPC et l'IPC sous-jacent. Or, la modélisation économétrique porte sur les indices de prix sectoriels. Afin de pouvoir faire fonctionner le modèle en prévision ou en variante, des équations comptables permettant de reconstruire les indices totaux et sous-jacents sont ajoutées aux équations de formation des prix et des salaires :

• l'indice total est reconstruit à partir des quatre indices sectoriels auxquels on ajoute les prix du tabac (cf. la composition de l'indice des prix à la consommation en Annexe 1).

$$\begin{split} \Delta IPC &= Poids_{ALIM}. \, \Delta Palim + Poids_{MANUF}. \, \Delta Pmanuf \\ &+ Poids_{ENERGIE}. \, \Delta P\acute{e}nergie + Poids_{SERV}. \, \Delta Pserv + Poids_{TABAC}. \, \Delta Tabac \end{split}$$

• le champ de l'indice sous-jacent, également appelé « indice hors tarifs publics et produits à prix volatils, corrigé des mesures fiscales et des variations saisonnières », couvre une partie des produits alimentaires, manufacturés et des services (cf. Annexe 2). Ces secteurs ont des poids relatifs dans l'indice sous-jacent distincts de leurs poids relatifs dans l'indice total. L'indice sous-jacent est alors estimé en agrégeant les trois indices de prix sectoriels globaux à l'aide de leur poids relatif dans le sous-jacent :

$$\Delta IPCSJ = Poids_{ALIM}^{SJ}. \Delta Palim + Poids_{MANUF}^{SJ}. \Delta Pmanuf + Poids_{SERV}^{SJ}. \Delta Pserv$$

avec $Poids_{ALIM}^{SJ}$, $Poids_{MANUF}^{SJ}$, $Poids_{SERV}^{SJ}$ les poids respectifs des produits alimentaires, manufacturés et des services dans le champ de l'indice des prix sous-jacent.

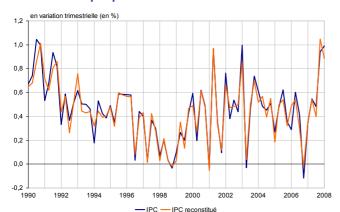
Cette reconstitution des deux agrégats paraît acceptable en prévision au vu du comportement des indices ainsi construits sur le passé (cf. Graphique 2 et Graphique 3). L'indice total cvs de l'INSEE en moyenne trimestrielle est bien approché par l'agrégation des grandes composantes de l'IPC désaisonnalisées dans le modèle. En revanche, l'indice sous-jacent reconstitué s'écarte plus souvent de l'indice réel étant donné l'approximation retenue¹³: une simple repondération ne permet pas toujours de capter des chocs affectant uniquement les composantes sous-jacentes d'un secteur. Par exemple, un choc inflationniste sur les produits céréaliers (inclus dans la composante sous-jacente des produits alimentaires) n'implique pas forcément un choc inflationniste sur les produits alimentaires (s'il est par exemple compensé par une baisse des prix des produits frais, non inclus dans le sous-jacent) et ne peut pas être reconstruit par cette méthode. De plus, l'indice sous-jacent de l'INSEE est corrigé des mesures fiscales dans le sens où il mesure le prix hors taxe des biens et services entrant dans sa composition. Cela peut-être une source d'écart entre le sous-jacent observé et celui simulé.

¹³ En prévision, on dispose en fait d'une équation comptable plus précise pour reconstituer le sous-jacent qui permet d'exclure les contributions de sous-postes n'appartenant pas au sous-jacent (produits et services de santé, produits frais et viandes, services de transport et de poste), et dont les évolutions de prix sont par ailleurs prévues dans l'approche microsectorielle.

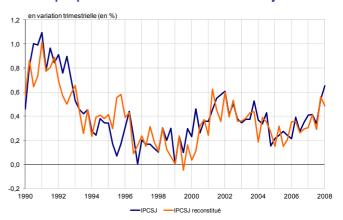
TRÉSOR

¹² Notamment, les contraintes d'homogénéité statique et/ou dynamique dans les modèles à correction d'erreur qui décrivent la formation des prix. Ainsi, il est généralement supposé que les prix des emplois finaux et intermédiaires s'indexent de manière unitaire à long terme sur le prix des ressources (production nationale et importations), tandis que le prix de production se définit à long terme comme une moyenne des coûts de production (coût salarial unitaire, coût d'usage du capital, coût unitaire des consommations intermédiaires).

Graphique 2: reconstitution de l'IPC



Graphique 3 : reconstitution de l'IPC sous-jacent



Il faut noter par ailleurs que les pondérations respectives de l'IPC total et du sous-jacent sont supposées exogènes: d'une part, cette hypothèse usuelle en prévision semble raisonnable à l'horizon de deux ans où la maquette est utilisée; d'autre part, d'un point de vue théorique, les consommateurs tendent à maintenir constante la structure en valeur de leur panier de consommation en effectuant des substitutions entre biens dont les prix relatifs évoluent (même si on observe sur la période d'estimation une tendance à la baisse de la part des biens alimentaires dans le panier de consommation au profit des services). A titre d'illustration, la part en valeur de la consommation des ménages en produits énergétiques est restée globalement stable depuis la fin des années 80.

3.3 Stratégie d'estimation

Le système est estimé simultanément par la méthode du maximum de vraisemblance (méthode dite FIML : *Full Information Maximum Likelihood*) sur données trimestrielles. Cette méthode d'estimation vise notamment à éliminer les éventuels biais de simultanéité liés à l'interaction immédiate entre les prix et les salaires. Les estimations univariées et simultanées des équations, présentées en annexe 3, donnent en pratique des valeurs très proches pour la plupart des coefficients estimés.

Dans cette méthode, l'initialisation des coefficients est déterminante car l'algorithme d'optimisation peut conduire à un maximum local. Pour remédier à cet inconvénient, chaque équation est d'abord estimée séparément par les moindres carrés ordinaires, en autorisant jusqu'à huit retards pour chaque variable explicative. Puis, le système d'équations est estimé simultanément par la méthode FIML en initialisant les coefficients avec ceux produits par l'estimation des moindres carrés ordinaires. La première étape de l'estimation vise également à obtenir la meilleure spécification possible pour chaque équation, la mauvaise spécification d'une équation pouvant entacher l'estimation de l'ensemble des coefficients.

3.4 Choix de la période d'estimation

Deux problèmes peuvent apparaître quant au choix de la période d'estimation :

• avant 1990 : les séries de prix de l'Insee en base 1998 sont disponibles depuis 1990. Pour travailler sur une période plus longue, il est nécessaire de rétropoler les séries sur le passé à partir des bases précédentes. Le champ couvert par la série et la méthode de calcul ayant pu changer d'une base à l'autre (adoption d'un panier mensuel tournant pour les produits frais par exemple, cf. INSEE Méthodes n°81-82), on observe le comportement des séries sur la période 1990-1992 commune aux deux bases. Les deux bases semblent globalement cohérentes, la principale différence apparaissant au niveau des prix des produits alimentaires frais (cf. Graphique 4 et Graphique 5, Annexe 4);



 estimation jusqu'en 2008: la prolongation de l'estimation jusqu'à la fin de l'année 2008 peut poser problème du fait de l'utilisation de données issues de la comptabilité nationale (productivité, salaires) susceptibles d'être révisées sur le passé proche. Cela peut donc fragiliser l'estimation de certaines équations, notamment l'équation de salaires.

Graphique 4 : rétropolation de la série d'IPC



Graphique 5 : rétropolation de la série des prix des services



Cependant, l'estimation a été réalisée sur la période 1987-2008 pour plusieurs raisons :

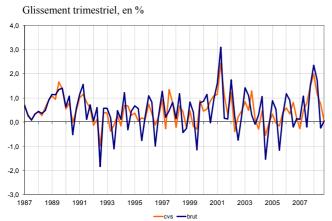
- les coefficients d'indexation des salaires sur les prix sont peu significatifs à partir du début des années 1990. Commencer l'estimation à partir de l'année 1987 permet de rester sur le même régime d'inflation: la période de forte indexation des salaires sur l'inflation des années 1970 et du début des années 1980 pourrait biaiser les résultats de l'estimation dont l'objectif est de rendre compte des mécanismes actuels de bouclage des prix sur les salaires;
- terminer l'estimation en 2008 permet de capter certains effets difficiles à voir sur le passé (par exemple, l'impact des prix des matières premières agricoles sur les prix des produits alimentaires).

3.5 Traitement de la saisonnalité des séries

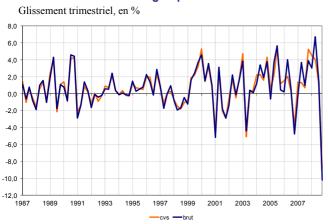
Les différentes séries de prix considérées présentent un caractère saisonnier plus ou moins prononcé. Or, cette saisonnalité pouvant varier fréquemment au cours du temps (par exemple pour les produits manufacturés, du fait des changements successifs de législation sur les soldes), il a été choisi de désaisonnaliser les séries en amont plutôt que d'introduire des indicatrices trimestrielles dans les équations (cf. Graphique 6 à Graphique 9). Une désaisonnalisation par moyennes mobiles (méthode X11, également utilisée par les comptes trimestriels) est ainsi appliquée aux séries mensuelles avant de les trimestrialiser. Cela donne un résultat satisfaisant au regard de la reconstitution de l'IPC cvs de l'Insee obtenue à partir des indices de prix sectoriels désaisonnalisés par cette méthode (cf. Graphique 2 précédemment).

On remarque une saisonnalité très marquée sur les prix des produits manufacturés depuis 1993 et le changement de législation sur les soldes (qui impacte notamment les prix de l'habillement-chaussures). La saisonnalité des prix des services a également fortement changé à partir de 1996. Les prix des produits énergétiques ne connaissent pas de saisonnalité particulière tandis que celle des prix des produits alimentaires vient essentiellement des mouvements de prix des produits frais (fruits et légumes).

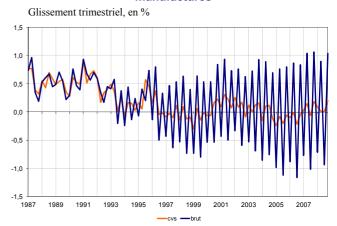
Graphique 6 : désaisonnalisation des prix des produits alimentaires



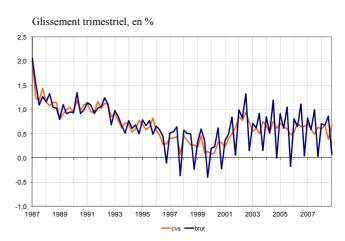
Graphique 8 : désaisonnalisation des prix des produits énergétiques



Graphique 7 : désaisonnalisation des prix des produits manufacturés



Graphique 9 : désaisonnalisation des prix des services



4. Les équations de la boucle prix-salaires

4.1 Les prix à la consommation des produits alimentaires

L'équation de prix des produits alimentaires (produits frais et produits des industries agroalimentaires) fait intervenir les déterminants¹⁴ des prix de production et d'importation agricoles :

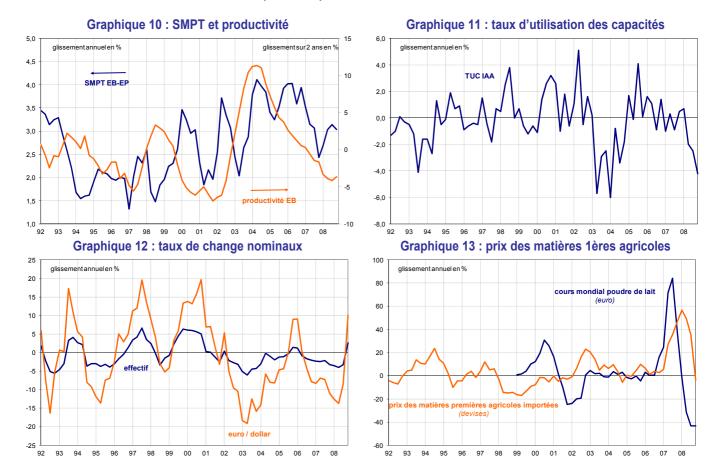
- les coûts salariaux unitaires dans la branche EB (industries agro-alimentaires) modélisés par le salaire moyen par tête (SMPT) dans les branches marchandes non agricoles¹⁵ (EBEP) et la productivité dans la branche EB (cf. Graphique 10). Cette dernière, relativement volatile, a été lissée sur 8 trimestres (et le coefficient associé est alors à diviser par 8 pour être interprété comme une élasticité): on estime ainsi que seuls les gains de productivité tendanciels sont répercutés sur les prix;
- le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie agroalimentaire permettant d'évaluer les tensions sur l'offre exercées par la demande (cf. Graphique 11);

¹⁵ Et non le SMPT dans la branche EB car on ne modélise ici qu'un seul salaire dans l'économie, censé capter plus largement les évolutions salariales dans toutes les branches de l'économie et susceptibles de se répercuter *in fine* sur les prix alimentaires.



¹⁴ Les prix des produits frais (fruits et légumes frais) sont très volatiles, leur production étant fortement influencée par les aléas climatiques. Les variables introduites dans l'équation d'inflation alimentaire ne permettent donc pas de capter une grande partie de cette volatilité (seule celle liée à la demande est susceptible d'être captée). Les fortes variations passées des prix de ces produits ont pu cependant entraîner l'introduction d'indicatrices dans l'estimation.

les prix des importations décrits par les prix des matières premières agricoles en devises¹⁶ (indice agrégé des principaux cours des matières premières agricoles de base pondérés par leur poids dans les importations françaises, source Insee, cf. Graphique 13) et par le taux de change de l'euro (par rapport au dollar et en termes effectif¹⁷, cf. Graphique 12). On ajoute également les cours mondiaux de la poudre de lait (source : Office de l'Élevage) comme indicateur de tensions sur les prix des produits laitiers à la consommation.



Équation 1: Prix à la consommation des produits alimentaires

$$\begin{split} \Delta \text{Palim}_t &= 0{,}000 \atop (0{,}3) + 0{,}22 \, \Delta \text{Palim}_{t-1} + 0{,}46 \, \Delta \text{smpt}_{t-4} - 0{,}18. \, (1/8) \Delta_8 \pi_{t-6}^{\text{EB}} \\ &+ 0{,}02 \, \Delta e_t + 0{,}09 \, \Delta e_{t-3}^{\text{eff}} + 0{,}10 \, \Delta \text{tuc}_{t-2} + \text{sup}97\text{q2} (0{,}04. \, \Delta \text{matpal}_{t-2}) \\ &+ \text{sup}99\text{q1} (0{,}04. \, \Delta \text{lait_indus}_{t-3}) + 0{,}01 \, \text{d92q3} + 0{,}01 \, \text{d01q2} + 0{,}01 \, \text{d04q3} \\ &+ 0{,}01 \, \text{d07q1} \\ &+ 0{,}01 \, \text{d07q1} \end{split}$$

Période d'estimation : 1987T1 à 2008T4. SER = 0.35 %; DW = 2.32; R² = 0.68.

TRÉSOR DIRECTION GÉNÉRALE

¹⁶ En pratique, les matières premières entrant dans la composition de l'indice sont cotées en dollars ou en livres. L'utilisation de la série agrégée des prix de matières premières agricole en euro a été testée mais les résultats se sont avérées légèrement moins satisfaisants et ne permettaient pas de faire apparaître un effet différencié des variations des prix mondiaux en devise et du change sur le prix domestique (les comportements de marge peuvent différer selon l'origine de la variation de prix en euro).

¹⁷ Le dollar étant la principale monnaie de cotation des matières premières agricoles, on lui donne ainsi un poids plus important que le rôle qu'il joue dans les évolutions du taux de change effectif reposant sur une pondération des devises liée à la structure des exportations françaises.

Avec les notations :

Palim: indice des prix à la consommation des produits alimentaires (en log)

smpt : salaire (brut) moyen par tête (personnes physiques) versé par les branches EB-EP (en log)

 π^{eb} : productivité par emploi salarié (personnes physiques) dans la branche EB (en log)

e : taux de change euro/dollar (en log)

eff e : taux de change effectif nominal de la France vis-à-vis de ses 8 principaux concurrents (en log)

tuc : taux d'utilisation des capacités dans l'industrie agroalimentaire

matpal : indice de prix des matières premières alimentaires importées en devises (en log)

lait_indus : cours mondial de la poudre de lait (source : Office de l'élevage depuis 1999)

d92q3 : indicatrice en 1992T3 pour tenir compte de la forte baisse des prix des produits frais

d01q2 : indicatrice en 2001T2 pour tenir compte de la crise de l'encéphalopathie spongiforme bovine (ESB)

d04q3: indicatrice en 2004T3 pour tenir compte de la baisse des prix dans la grande distribution suite aux « accords Sarkozy »

d07q1: indicatrice en 2007T1 pour tenir compte de l'effet baissier sur les prix des produits alimentaires de la réforme du calcul du seuil de revente à perte (loi Dutreil 2) au 1^{er} janvier 2007 sup97q2: indicatrice valant 1 à partir de 1997T2

Tableau 1: Élasticités ou semi-élasticités des prix à la consommation des produits alimentaires

Impact en % sur					le taux de croissance en moyenne annuelle					
Impact au bout de	1T	2T	3T	8T	1A	2A				
Salaires (+1 %)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,46	0,56	0,59	0,59	0,00	0,55
Productivité (+1 %)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,05	0,00	-0,02
Taux de change (+10 %)	-0,20	-0,24	-0,25	-0,59	-0,66	-0,68	-0,68	-0,68	-0,32	-0,36
TUC (+1 point)	0,00	0,00	0,10	0,12	0,13	0,13	0,13	0,13	0,06	0,07
Prix mat. 1ères agr. (+10 %)	0,00	0,00	0,45	0,90	1,01	1,03	1,03	1,03	0,34	0,69
dont lait (+10 %)	0,00	0,00	0,00	0,46	0,09	0,36				

^{*}Par rapport à toutes les monnaies

L'estimation de l'impact moyen des prix des matières premières agricoles sur toute la période d'estimation 1987-2008 s'avère significatif mais faible. Les répercussions de la flambée des prix des matières premières agricoles au cours de l'année 2007 semblent ainsi sous-estimées compte tenu de la forte progression des prix alimentaires sur la même période, inexpliquée par les autres déterminants. Or, un test de robustesse révèle que la relation entre prix alimentaires et prix des matières premières importées est non significative avant le milieu des années 1990. Afin de mieux appréhender l'effet récent constaté des prix des matières premières sur les prix à la consommation, l'impact de cette variable est estimé à partir de 1997¹⁸. Cette nouvelle spécification offre alors une meilleure relecture des évolutions récentes des prix.

En revanche, aucun effet pétrole même retardé n'a pu être détecté, alors que certains coûts de production agricoles apparaissent plus ou moins directement liés aux prix de l'énergie. Les consommations intermédiaires totales en énergie (resp. en combustibles et carburants) de la branche agricole représentaient ainsi près de 6,8 % (resp. 5,1 %) de sa production en valeur en 2006. En outre, les prix des hydrocarbures jouent indirectement sur le prix des engrais et autres

TRÉSOR DIRECTION GÉNÉRALE

¹⁸ Le fait que les prix des matières premières importées agricoles ne s'avèrent significatives dans la détermination des prix à la consommation que depuis le milieu des années 90 pourrait être lié à la réforme de la Politique Agricole Commune au début des années 1990. La réforme de la PAC de 1992 a entraîné un relâchement progressif de la politique de soutien par les prix au secteur agricole au profit d'un soutien par des aides directes compensatoires, particulièrement dans le domaine des céréales et des oléagineux. Les prix intérieurs de ces derniers se sont alors progressivement rapprochés des cours mondiaux dont l'évolution est captée par la variable de prix des matières premières alimentaires dans notre équation (cf. Desbois, Legris, « D'une réforme de la politique agricole commune à l'autre », *Insee Première, octobre 2003*).

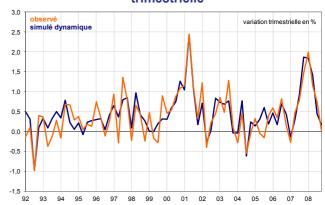
consommations intermédiaires. Cette absence d'effet pétrole sur les prix alimentaires ressort également dans les estimations de P. Gallot et B. Heitz (2004) où seul un effet prix des matières premières, de faible ampleur, avait pu être mis en évidence¹⁹.

De plus, des variables indicatrices permettent de contrôler les effets sur les prix des produits alimentaires de la crise de l'ESB en 2001, des accords Sarkozy de 2004 et de la loi Dutreil de 2007 réformant le calcul du seuil de revente à perte dans la grande distribution²⁰. Dans cette estimation économétrique, l'effet de la loi Dutreil 2007 s'avère très peu significatif et celui de la loi Dutreil de 2006 n'apparaît pas. Cette difficulté à mettre en évidence les effets désinflationnistes des lois Dutreil dans cette modélisation macroéconomique sectorielle ne signifie pas l'absence d'effet : ils peuvent par exemple être mis en évidence par une approche plus microéconomique (cf. encadré cidessous).

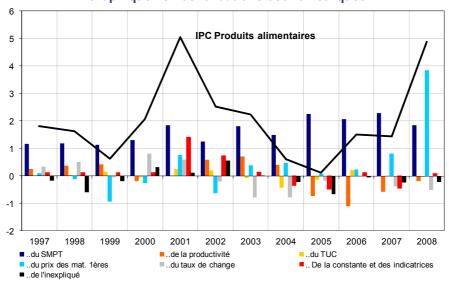
Graphique 14 : simulé/observé en glissement annuel



Graphique 15 : simulé/observé en variation trimestrielle



Graphique 16 : contributions économétriques



²⁰ Cf. Borsenberger, Doisy, « Les relations commerciales entre fournisseurs et distributeurs » *Trésor-Éco, novembre 2006* et Lecocq, Richard, Thornary, « Doit-on craindre une persistance des tensions inflationnistes liées au dynamisme des prix agricoles ?» *Trésor-Éco, mars 2008*.

TRÉSOR DIRECTION GÉNÉRALE

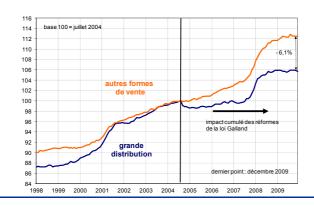
¹⁹ En revanche, un effet pétrole est mis en évidence dans le document de travail « Prévoir l'inflation en zone euro, une approche macrosectorielle », B. Richard, W. Roos, Document de travail DG Trésor, juin 2008. En revanche, les prix des matières premières n'y sont pas modélisés. Or, les flambées sur les prix des matières premières ayant été souvent concomitantes sur le passé (2000, 2007-2008), l'effet pétrole pourrait en réalité masquer un effet des prix des produits agricoles de base.

Enfin, d'après les résultats des estimations, les prix des produits alimentaires réagiraient moins rapidement aux paramètres d'offre et de demande sur le marché national qu'aux déterminants internationaux (même si l'effet du prix des matières premières agricoles transite bien évidemment par les prix de production nationaux, cf. Tableau 1). Le délai de répercussion des variations des coûts salariaux unitaires est d'au moins un an, le taux d'utilisation des capacités jouant un peu plus rapidement (au bout de trois trimestres). En revanche, le taux de change influençant les prix étrangers ainsi que les prix des matières premières agricoles importées (céréales, oléagineux, denrées tropicales, sucre, viande bovine) et le prix du lait joueraient relativement rapidement sur les prix à la consommation des produits alimentaires, avec un délai de répercussion compris entre un et trois trimestres.

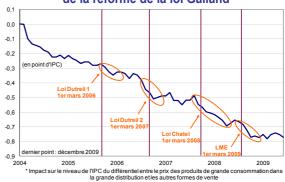
L'évaluation des effets des réformes de la loi Galland sur l'indice des prix à la consommation

L'INSEE publie, depuis le mois d'octobre 2004, l'évolution mensuelle d'indices des prix des produits de grande consommation (17,5 % de l'IPC en 2009) selon la nature des points de vente (graphique 17). Une distinction est faite en particulier entre prix des produits de grande consommation vendus dans la grande distribution²¹ et prix de ces mêmes produits vendus dans les « autres formes de vente » (i.e. les petits commerces et le hard discount). On évalue alors l'effet cumulé sur l'IPC des réformes de la loi Galland en calculant le différentiel de croissance des deux séries depuis le début des réformes²² et en tenant compte des poids relatifs de la grande distribution (77 %) et des autres formes de ventes (23 %). Cette approche permet de faire ressortir les effets successifs sur l'inflation des lois Dutreil et Châtel, qui auraient ainsi permis de diminuer l'inflation de l'ordre de 0,4 point cumulés au total entre 2006 et 2008 (graphique 18).

Graphique 17 : indice des prix à la consommation des produits de grande consommation



Graphique 18 : impact cumulé des accords de 2004 de baisse des prix dans la grande distribution puis de la réforme de la loi Galland*



TRÉSOR

Les Cahiers de la DG Trésor – n° 2010-04 – Octobre 2010 – p. 16

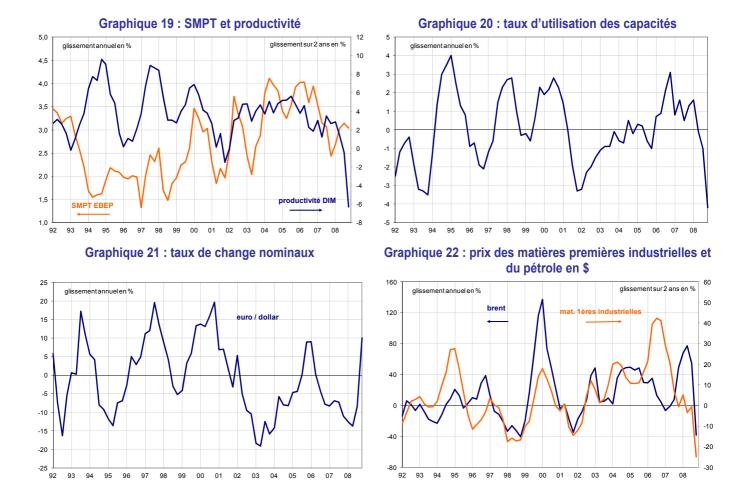
²¹ À noter que les produits de grandes marques, qui sont les plus concernés par les réformes, représentent environ 75 % des ventes de la grande distribution.

²² Les petits commerces ne peuvent imposer de marges arrière à leurs fournisseurs. Les hard-discounters, quant à eux, ont adopté un modèle économique qui repose sur une quasi-absence de services commerciaux. Ces deux catégories sont donc peu concernées par les réformes de la loi Galland depuis 2005.

4.2 Les prix à la consommation des produits manufacturés

Les prix des produits manufacturés (habillement-chaussures, produits de santé et autres produits manufacturés) réagissent aux déterminants macroéconomiques nationaux et internationaux :

- les coûts salariaux unitaires dans l'industrie manufacturière (branches EC à EF = DIM) modélisés par le salaire moyen par tête (SMPT) dans les branches marchandes non agricoles (EB-EP) et la productivité des branches manufacturières (lissée sur huit trimestres, cf. Graphique 19);
- le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie manufacturière (cf. Graphique 20) ;
- les prix des importations décrits par les prix des matières premières industrielles, le prix du pétrole en dollars (cf. Graphique 22), et le taux de change euro/dollar (cf. Graphique 21). Ces déterminants jouent sur les prix des biens directement importés comme sur les coûts des consommations intermédiaires des produits manufacturés fabriqués en France.



Équation 2: Prix à la consommation des produits manufacturés

$$\begin{split} \Delta \text{Pmanuf}_t &= 0{,}003 + 0{,}26 \, \Delta \text{Pmanuf}_{t-2} + c_{t-4}^{\text{imp}}(0{,}03 \, \Delta e_{t-1} + 0{,}03 \, \Delta e_{t-7}) \\ &+ \left(1 - c_{t-4}^{\text{imp}}\right). \left[0{,}30{,}\left(1/4\right) \Delta_4 \text{smpt}_{t-3} - 0{,}18{,}\left(1/8\right) \Delta_8 \pi_t^{\text{DIM}}\right] \\ &+ 0{,}002 \, \Delta \text{brent}_{t-5}^{\text{us}} + 0{,}05 \, \Delta \text{tuc}_{t-3} + 0{,}008 \, \Delta \text{matpind}_{t-6} + 0{,}005 \, \text{tva}95 q3_t \\ &+ 0{,}004 \, \text{tva}95 q3_{t-1} - 0{,}002 \, \text{sup}93 q1 - 0{,}002 \, \text{sup}05 q1 \end{split}$$

Période d'estimation : 1987T1 à 2008T4. SER = 0,12 % ; DW = 2,13 ; R^2 = 0,83.

Avec les notations :

Pmanuf: indice des prix à la consommation des produits manufacturés (en log)

smpt : salaire (brut) moyen par tête (personnes physiques) versé par les branches EB-EP (en log)

 π^{dim} : productivité par emploi salarié (personnes physiques) dans les branches manufacturières (en log)

e : taux de change euro/dollar (en log)

tuc : taux d'utilisation des capacités dans l'industrie manufacturière

brent^{us}: prix du baril de brent en dollar (en log)

matpind: indice de prix des matières premières industrielles en dollar²³ (en log)

 c^{imp} : contenu en imports en valeur de la consommation des ménages en produits manufacturés tva95q3: indicatrice en 1995T3 pour tenir compte du passage d'un taux de TVA à 18,6 % à 20,6 % sup93q1: indicatrice valant 1 à partir de 1994T1 pour tenir compte de l'impact de la nouvelle législation des soldes sur l'évolution moyenne des prix des produits manufacturés (et notamment la composante habillement-chaussures)

sup05q1 : indicatrice valant 1 à partir de 2005T1-pour tenir compte du changement de pondération de l'indice en 2005 (augmentation du poids relatif de l'électronique grand public).

Tableau 2: Élasticités ou semi-élasticités des prix à la consommation des produits manufacturés

Impact en % sur				le ni		le taux de croissance en moyenne annuelle				
Impact au bout de	1T	2T	3T	4T	5T	6T	7T	8T	1A	2A
Salaires (+1 %)	0,00	0,00	0,00	0,05	0,09	0,15	0,21	0,23	0,01	0,16
Productivité (+1 %)	-0,01	-0,03	-0,05	-0,06	-0,08	-0,10	-0,12	-0,14	-0,04	-0,07
Taux de change (+10 %)	-0,00	-0,11	-0,11	-0,13	-0,13	-0,14	-0,14	-0,27	-0,09	-0,08
TUC (+1 point)	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03	0,04	0,04	0,04	0,01	0,03
Prix baril de brent (+10 %)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,02	0,00	0,01
Prix mat. 1ères indus. (+10 %)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08	0,08	0,00	0,04

Afin de mieux tenir compte de l'évolution du *pass-through* du taux de change au cours du temps, ce dernier est pondéré par le contenu en imports de la consommation des ménages en produits manufacturés²⁴ (cf. Graphique 23) tandis que les déterminants macroéconomiques nationaux sont pondérés par le contenu en valeur ajoutée nationale. Dans la spécification retenue²⁵, les prix des produits manufacturés sont ainsi de plus en plus exposés aux mouvements du change, et inversement, de moins en moins sensibles à l'évolution de l'environnement national. A très court terme, l'effet du change s'explique principalement par le contenu en imports direct des biens

extérieur à la croissance », *Trésor-Éco*, *décembre 2006*.

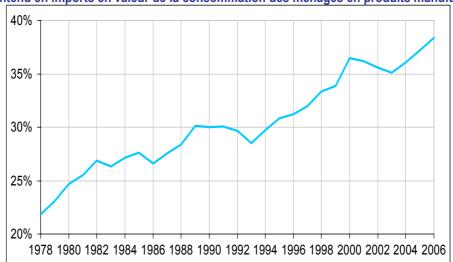
²⁵ Ce choix de spécification n'a en revanche pas été retenu pour les autres postes de l'IPC modélisés : leur contenu en imports en valeur apparaît en effet globalement stable au cours du temps (pour les produits énergétiques, on constate de manière plus directe la relative stabilité du poids des produits pétroliers depuis la fin des années 80).



²³ Il s'agit ici de la série publiée par le FMI et non par l'Insee comme pour les matières premières agricoles. Cet indice, en théorie moins pertinent que l'indice Insee (pondération à partir des importations françaises), apparaît en pratique plus significatif. Mais son introduction peut se justifier dans la mesure où les coûts des matières premières industrielles affectent non seulement le coût des consommations intermédiaires de la production nationale mais également les prix étrangers (et partant, les prix des produits importés directement consommés en France): l'importance respective des matières premières industrielles dans la formation des prix à la consommation français ne repose donc pas uniquement sur leur part respectives dans les imports français.

²⁴ Le contenu en imports des biens manufacturés consommés par les ménages est calculé à partir des données des comptes nationaux annuels selon la méthode décrite dans B. Heitz, « Une nouvelle lecture de la contribution du commerce extérieur à la croissance », *Trésor-Éco*, *décembre 2006*.

manufacturés consommés. En deuxième année, ce premier effet est relayé par un effet change de même ampleur résultant davantage de la propagation de la hausse du coût des intrants importés tout le long de la chaîne de production de l'industrie manufacturière. Cependant, les prix étrangers n'étant pas modélisés (hors effets change), on ne capte pas ici les évolutions des prix de production à l'étranger en l'absence d'évolution des changes, ni le changement de la structure de nos importations (poids grandissant des pays à bas salaires comme la Chine par exemple).



Graphique 23 : contenu en imports en valeur de la consommation des ménages en produits manufacturés

L'élasticité des prix des produits manufacturés au taux de change et aux prix des matières premières peut paraître faible par rapport à la réaction des prix alimentaires. Mais ces résultats sont en fait peu surprenants compte tenu de la très faible volatilité des prix à la consommation des produits manufacturés relativement à ces prix internationaux, en lien peut-être avec la forte concurrence internationale présente dans le secteur manufacturier. La faiblesse du pass-through du change sur les prix des produits autres que les produits de base (produits énergétiques, matières premières agricoles et industrielles) est validée par de nombreux travaux empiriques²⁶. Le calcul des contributions économétriques montre toutefois que les variations du change expliquent une part importante des évolutions récentes des prix des produits manufacturés (cf. Graphique 26).

En comparaison avec le secteur alimentaire, les prix des produits manufacturés semblent réagir plus rapidement aux variations des coûts salariaux unitaires ainsi qu'à l'apparition de tensions sur l'appareil de production (cf. Tableau 2). De même, les gains de productivité dans le secteur manufacturier se répercuteraient à plus court terme et de manière plus prononcée sur les prix des biens de consommation, en cohérence avec le degré de concurrence plus élevé dans le secteur.

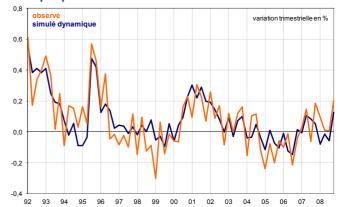
En revanche, l'impact d'un choc sur le prix des matières premières (industrielles ou énergétiques) apparaît plus modéré et tardif : un tel choc ne se répercute sur les prix à la consommation qu'à partir de la deuxième année, ce qui suggère un effort de marge important de la part des producteurs et des distributeurs. La faiblesse des effets pétrole tient également à la faible part en valeur des consommations intermédiaires totales en énergie (resp. en combustibles et carburants) dans la production, limitée à 3,5 % (resp. 1,8 %) pour l'industrie manufacturière dans son ensemble en 2006 et à 1,3 % (resp. 0,7 %) pour l'industrie des biens de consommations (plus de la moitié de la consommation des ménages).

²⁶ Voir par exemple Ihrig et al., « Exchange rate pass through in the G7 countries » *International Finance Discussion* Papers, Fed, 2006.

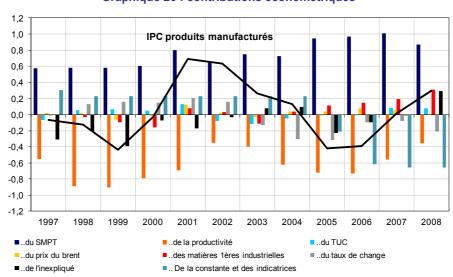
Graphique 24 : simulé/observé en glissement annuel



Graphique 25 : simulé/observé en variation trimestrielle



Graphique 26 : contributions économétriques



4.3 Les prix à la consommation des produits énergétiques

Les prix des produits énergétiques incluent les prix des produits pétroliers ainsi que les tarifs du gaz et de l'électricité, tarifs administrés. Leur volatilité dépendant essentiellement de celle des produits pétroliers, la modélisation retenue se base sur les déterminants de ces derniers, à savoir le prix du baril de pétrole et la fiscalité sur les produits pétroliers. Le cours du gaz s'indexant sur celui du pétrole, ce choix apparaît satisfaisant.

Les prix à la consommation des produits pétroliers peuvent se décomposer de la manière suivante :

$$PrixConso = (PrixHT + TIPP).(1 + tauxTVA),$$
 où :

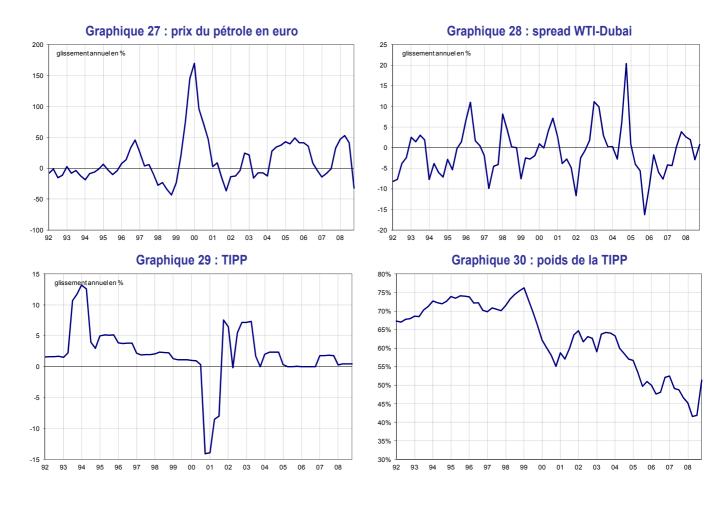
- <u>Prix HT</u>: dépend du coût de l'input, le prix du baril de brent (cf. Graphique 27) ainsi que du taux de marge des raffineurs;
- <u>TIPP</u>: taxe intérieure sur les produits pétroliers (cf. Graphique 29). Le montant de cette taxe, assise sur les volumes, est calculé à partir des données de la DIREM²⁷ qui fournit des statistiques mensuelles sur les prix des carburants, hors taxes et toutes taxes comprises. La TIPP est ainsi isolée pour chaque type de carburant, ce qui permet de reconstituer un indice de TIPP moyenne (ou le poids moyen de la TIPP dans le prix à la consommation hors TVA) en pondérant chaque type de carburant par son poids dans l'IPC.



²⁷ Direction des Ressources Minérales.

La spécification du comportement de l'IPC énergie s'appuie sur cette décomposition comptable. D'une part, la TIPP est susceptible de modifier le *pass-through* des variations du prix du brut sur les prix à la consommation. En effet, de manière mécanique, une variation du cours du pétrole (induisant une variation du Prix HT) se répercute sur le prix final avec un « coefficient d'amortissement » (cf. Graphique 30) égal au ratio Prix HT/(Prix HT + TIPP). Cet effet de la fiscalité sur les prix des produits pétroliers a été pris en compte explicitement dans la spécification (cf. Équation 3).

D'autre part, l'évolution des marges est à relier notamment aux tensions propres au secteur du raffinage²⁸. Le différentiel de prix entre les pétroles bruts « légers » et les bruts « lourds » constitue un bon indicateur des tensions exercées par la demande sur l'appareil de raffinage. En effet, lorsque les raffineurs doivent solliciter toutes leurs capacités, ils se portent préférentiellement sur des bruts légers²⁹. La variable explicative retenue est le différentiel de prix WTI/Dubaï³⁰ (cf. Graphique 28).



²⁸ Les tensions sur l'appareil de raffinage résulteraient d'un sous-investissement au niveau mondial dans les capacités de raffinage, et en particulier en gazole à l'échelon européen.

²⁹ Cela tient au fait que les bruts légers permettent d'obtenir une structure de produits raffinés plus proche de la demande ; en outre, certaines raffineries ne sont pas équipées pour fonctionner à partir des bruts lourds.

³⁰ Cf. N. Carnot, C. Hagege, « Le marché pétrolier », DPAE n°53 – Novembre 2004.

Équation 3: Prix à la consommation des produits énergétiques

$$\begin{split} \Delta \text{P\'energie}_t &= 0{,}003 - 0{,}06 \, \Delta \text{P\'energie}_{t-1} + 0{,}38 \, c_{t-1}^{\text{TIPP}} \Delta \text{tipp}_t + 0{,}12 \, c_{t-2}^{\text{TIPP}} \Delta \text{tipp}_{t-1} \\ &+ 0{,}30 \big(1 - c_{t-1}^{\text{TIPP}}\big) \Delta \text{brent}_t^{\text{eu}} + 0{,}13 \big(1 - c_{t-2}^{\text{TIPP}}\big) \Delta \text{brent}_{t-1}^{\text{eu}} + 0{,}07 \big(1 - c_{t-4}^{\text{TIPP}}\big) \Delta \text{brent}_{t-3}^{\text{eu}} \\ &+ 0{,}06 \, \Delta \text{spread}_t + 0{,}03 \, d00 q4 + 0{,}03 \, d04 q4 \\ &+ (2{,}9) \end{split}$$

Période d'estimation : 1987T1 à 2008T4. SER = 1,09 %; DW = 2,15; R^2 = 0,80.

Avec les notations :

Pénergie: indice des prix des produits énergétiques (en log)

brenteu: prix du baril de brent en euro³¹ (en log)

tipp: indice de TIPP

spread : différentiel de prix WTI/Dubaï (en log)

 $\overset{'TIPP}{c}$: poids de la TIPP dans les prix à la consommation des produits pétroliers hors TVA, soit le

ratio TIPP/(Prix HT + TIPP)

d00q4 : indicatrice en 2000T4 pour tenir compte d'une forte variation des prix du gaz d04q4: indicatrice en 2004T4 pour tenir compte d'une forte variation des prix du gaz

Tableau 3: Élasticités ou semi-élasticités des prix à la consommation des produits énergétiques

Impact en % sur					le taux de croissance en moyenne annuelle					
Impact au bout de	1T	2T	3T	1A	2A					
Prix baril de brent (+10 %)	1,62	2,23	2,19	2,55	2,53	2,53	2,53	2,53	2,15	0,38
TIPP (+10 %)	1,78	2,21	2,19	2,19	2,19	2,19	2,19	2,19	2,09	0,10
Spread WTI-Dubaï (+1 %)	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,00

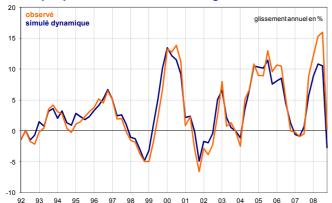
Les délais de répercussion des variations du prix du baril de brent, de la TIPP et du spread WTI/Dubaï sur les prix des produits pétroliers s'étalent de un à trois trimestres, bien que l'essentiel des variations soient répercutées instantanément (cf. Tableau 3). Du fait de la forte hausse du niveau du prix du brut depuis le début des années 2000, le poids de la TIPP dans le prix des produits pétroliers n'a cessé de décroître, passant de plus de 70 % à la fin des années 1990 à environ 45 % en 2008. Cette évolution signifie que les prix à la consommation des produits pétroliers sont désormais plus élastiques aux variations du prix du brut. Ainsi, compte tenu du poids de l'énergie dans l'IPC (7.9 % en 2009), l'impact direct d'une hausse de 10 % du prix du pétrole s'élevait en 2008 à 0,2 point d'inflation totale au bout d'un an contre 0,1 point à la fin des années 1990. A l'inverse, l'impact total est plutôt plus faible actuellement.

Il a été tenu compte par ailleurs, via des indicatrices, de certaines fortes variations de prix à la consommation non expliquées par les prix des produits pétroliers : en effet, si les prix internationaux du gaz sont censés s'indexer sur ceux du pétrole, le fait que les tarifs du gaz en France soient administrés ne permet pas de les modéliser uniquement à l'aide de grandeurs macroéconomiques comme le prix du pétrole.

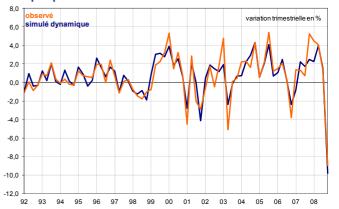


³¹ Les variantes de change transiteront donc par la variable *brent^{eu}* dans l'équation des prix de l'énergie.

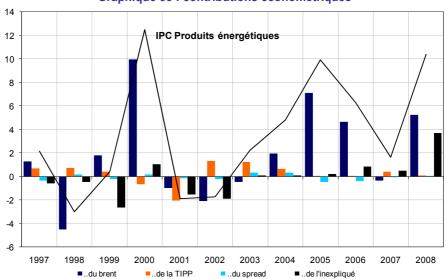
Graphique 31 : simulé/observé en glissement annuel



Graphique 32 : simulé/observé en variation trimestrielle



Graphique 33 : contributions économétriques



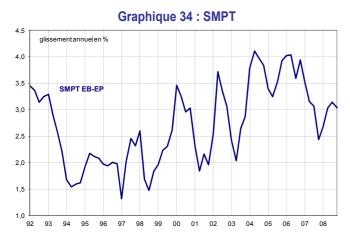
4.4 Les prix à la consommation des services

Les prix des services regroupent des postes assez divers comme les prix des loyers, des services de santé, des transports et télécommunications et enfin des « autres services », poste constitué de services tels que les services culturels et récréatifs on encore les hôtels-cafés-restaurants. La modélisation de ces prix fait intervenir comme variables explicatives :

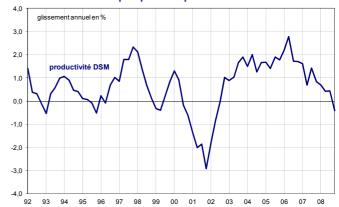
- les coûts salariaux unitaires dans les services approximés par le salaire moyen par tête des branches marchandes non agricoles ainsi que la productivité dans les services marchands (branches EJ à EP = DSM, cf. Graphique 34 et 36);
- le taux de chômage (cf. Graphique 36), afin de capter l'ajustement des marges aux variations de la demande.

Les déterminants ainsi retenus ne captent pas des effets spécifiques à certains secteurs du poste des services (pétrole pour le prix des services de transport aérien, variable captant l'impact des cycles immobiliers sur la dynamique des loyers... qui ne ressortent pas du fait du faible poids de ces secteurs dans l'indice total des services).





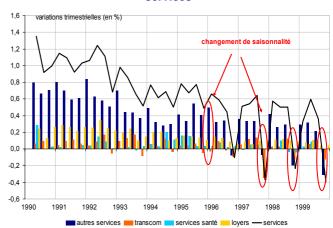
Graphique 35 : productivité



Graphique 36 : taux de chômage

Graphique 37 : contribution à l'inflation des prix des services





Équation 4: Prix à la consommation des services

$$\begin{split} \Delta Pserv_t &= 0{,}002 + 0{,}30 \, \Delta Pserv_{t-1} + 0{,}14 \, \Delta smpt_t \\ &+ 0{,}15 \, \Delta smpt_{t-2} + 0{,}09 \, \Delta smpt_{t-4} + 0{,}20 \, \Delta smpt_{t-8} - 0{,}07. \, \Delta \pi_{t-3}^{DSM} - 0{,}12. \, \Delta \pi_{t-7}^{DSM} \\ &- 0{,}22 \, \Delta u_{t-1} - 0{,}003 \, d99q301q1 + 0{,}009 \, d87q1 + 0{,}001 \, sup96q4 \\ &- (3{,}0) &- (5{,}7) &- (7{,}8) &- (3{,}8)$$

Période d'estimation: 1987T1 à 2008T4.

SER = 0.12 %; DW = 2.26; R² = 0.89.

Avec les notations :

Pserv: indice des prix des services (en log)

smpt : salaire (brut) moyen par tête (personnes physiques) versé par les branches EB-EP (en log)

 π : productivité (en log) par emploi salarié (personnes physiques) dans les services marchands (branches EJ à EP)

u: taux de chômage

d87q1: indicatrice en 1987T1

d99q301q1 : indicatrice sur la période 1999T3-2001T1 pour tenir compte de l'effet du gel des loyers HLM sur les prix des services immobiliers

*sup*96*q*4 : indicatrice valant 1 à partir de 1996T4 pour tenir compte d'une rupture de tendance dans les prix des autres services (cf. Graphique 37)



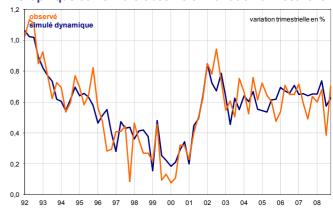
Tableau 4: Élasticités ou semi-élasticités des prix à la consommation des services

Impact en % sur				le ni	veau					croissance ne annuelle
Impact au bout de	1T	2T	3T	1A	2A					
Salaires (+1 %)	0,14	0,18	0,34	0,38	0,49	0,52	0,52	0,53	0,26	0,25
Productivité (+1 %)	0,00	0,00	0,00	-0,07	-0,10	-0,10	-0,11	-0,23	-0,02	-0,11
Taux de chômage (+1 point)	0,00	-0,22	-0,28	-0,30	-0,31	-0,31	-0,31	-0,31	-0,20	-0,11

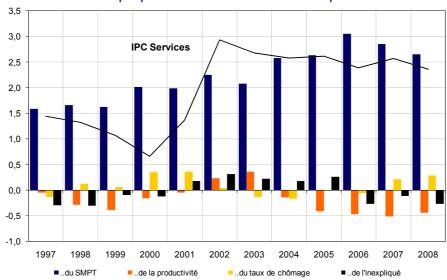
Graphique 38 : simulé/observé en glissement annuel



Graphique 39 : simulé/observé en variation trimestrielle



Graphique 40 : contributions économétriques



Les prix des services dépendent essentiellement des salaires : leur ajustement est très progressif, avec un délai de répercussion qui s'étale sur les deux premières années. A moyen terme, l'élasticité des prix des services aux salaires atteint 0,5 (cf. Tableau 4). Les gains de productivité se répercutent moins rapidement que dans le secteur manufacturier mais avec un impact supérieur sur les prix à la consommation. Enfin, les variations du taux de chômage ressortent de manière significative et rendent compte des effets retardés de la conjoncture sur la demande des ménages en services : suite à une baisse d'un point du taux de chômage, les prix des services augmentent d'un peu plus de 0,3 point au bout de deux ans.

Du fait du caractère non-échangeable de la plupart des services aux consommateurs, leur prix dépend théoriquement peu des paramètres macroéconomiques internationaux, ce qui est corroboré par les estimations (le poids des prix des transports reste trop faible pour voir un impact des prix du pétrole sur les prix des services).

4.5 Le salaire moyen par tête

L'équation de salaire moyen par tête (SMPT) des branches marchandes non agricoles (EB-EP) intègre un certain nombre de déterminants traditionnels des salaires :

- l'inflation passée, mesurée par l'IPC, représente les anticipations d'inflation des agents lors de la fixation des salaires. La composante sous-jacente (cf. Graphique 41) de l'inflation est ajoutée pour tenir compte de réponses éventuellement différentes des salaires selon que les chocs affectent la partie la plus volatile de l'inflation ou sa tendance sous-jacente, plus stable;
- le taux de chômage (cf. Graphique 42) reflète le pouvoir de négociation des salariés et le degré de tension sur le marché du travail. La courbe de Phillips suppose que l'inflation salariale dépend de l'écart du taux de chômage à son niveau structurel (NAIRU), alors que la courbe WS suppose une relation en niveau entre salaires et taux de chômage;
- la productivité par tête des salariés des branches EB-EP (cf. Graphique 43) qui permet de capter les effets du cycle sur le SMPT, ce dernier incluant l'ensemble des rémunérations des salariés, y compris les primes et les heures supplémentaires, ainsi que l'évolution des gains tendanciels de productivité du travail sur la dynamique du salaire réel.

L'introduction de l'inflation sous-jacente dans l'équation de salaires, en plus de l'inflation totale, aurait pu éventuellement amener un degré d'incertitude en prévision car elle est reconstituée de manière approchée³² (voir section 3.2) Cependant, cette reconstitution paraît en pratique suffisante et cela améliore significativement les propriétés statistiques de l'équation de salaires. En particulier, le délai de propagation des variations de prix aux salaires apparaît plus rapide et compatible avec des effets de bouclage par les salaires visibles en deuxième année.

La modélisation intègre en outre une variable de « coup de pouce » sur le SMIC (cf. Graphique 44) afin de tenir compte non seulement de l'effet comptable d'une progression réelle du SMIC supérieure à sa revalorisation mécanique³³, mais aussi de ses effets de diffusion au-delà du SMIC. Ces derniers se manifesteraient dès la première année et s'élèveraient, pour un « coup de pouce » de un point, à un peu moins d'un dixième de point³⁴ de hausse sur le salaire moyen réel, soit la différence entre les impacts de très court terme et de moyen terme (cf. Tableau 5).

La modélisation ne comprend pas de terme de rappel en niveau (type WS), mais la contrainte « d'homogénéité dynamique » – selon laquelle les salaires s'indexent de façon unitaire à terme sur les prix – est acceptée donc imposée. Les résultats de l'estimation suggèrent par ailleurs que les salaires auraient tendance à s'indexer sur l'inflation sous-jacente à très court terme puis à se réindexer progressivement sur l'inflation totale.

TRÉSOR

Les Cahiers de la DG Trésor – n° 2010-04 – Octobre 2010 – p. 26

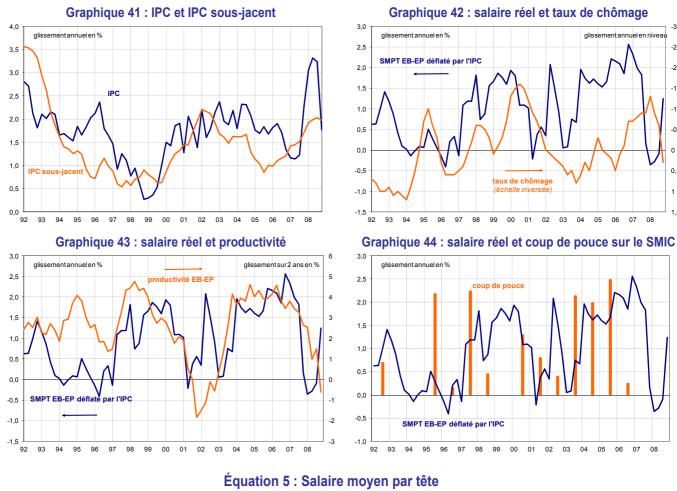
³² Deux spécifications alternatives de l'équation de salaires ont été testées pour remédier à cet inconvénient, mais sans résultat concluant : dans la première, l'IPC sous-jacent a été remplacé par l'IPC hors énergie, qui n'est pas ressorti significatif dans l'estimation simultanée ; dans la seconde, seul l'IPC a été introduit mais la réponse des salaires est apparue trop tardive.

³⁵ A ce titre, la série de coups de pouce du SMIC utilisée ici prend bien compte les phases de convergence des garanties mensuelles de rémunérations introduites par les lois Aubry au début des années 2000.

³⁴ En fait, l'impact de très court terme apparaît important au regard de la proportion des salariés concernés par les relèvements du SMIC qui, d'après les chiffres de la DARES, serait d'environ 12 % en moyenne sur la période d'estimation de l'équation (1987-2007). Cela suggère que les effets de diffusion se manifesteraient instantanément et s'élèveraient ainsi à un peu plus de 0,1 point.

Une rupture de constante a été introduite à la fin des années 1990 en raison d'une progression des salaires supérieure en moyenne à ce que laisserait attendre l'évolution des déterminants usuels. L'estimation des autres paramètres de l'équation est très peu affectée par la présence ou non de cette rupture qui améliore sensiblement l'adéquation de la série simulée à la série observée.

Le taux de chômage a été introduit en niveau ou en écart à son niveau structurel pour tester un effet de type courbe de Phillips. Mais suite à la révision de la série de taux de chômage intervenue fin 2007, cette variable n'apparaît significative qu'en variation dans l'équation de salaires, et avec un retard conséquent de 6 trimestres. Ce résultat ressort en ligne avec l'idée d'un aplatissement de la courbe de Phillips depuis le milieu des années 1980³⁵. Enfin, les effets du cycle de productivité sur les salaires apparaissent importants mais retardés de plus d'un an, avec un impact à trois ans de 0,25 point pour une hausse de 1 point de la productivité (l'élasticité du salaire réel aux gains de productivité reste cependant inférieure à l'unité, alors qu'elle est unitaire à long terme dans la spécification de type « wage setting »).



$$\begin{split} \Delta \text{smpt}_t &= -0{,}000 + 0{,}24 \, \Delta \text{smpt}_{t-1} + 0{,}26 \, \Delta \text{ipcsj}_t \\ &\quad + 0{,}25 \, \Delta \text{ipc}_{t-1} + (1 - 0{,}24 - 0{,}26 - 0{,}25) \, \Delta \text{ipc}_{t-5} + 0{,}28(1/4). \, \Delta_4 \pi_{t-5}^{\text{EB-EP}} \\ &\quad - 0{,}32. \, \Delta^2 u_t - 0{,}22. \, \Delta u_{t-6} + 0{,}19 \, \Delta \text{cpsmic}_t - 0{,}01 \, \text{d}01 \text{q}2 + 0{,}003 \, \text{(d}06 \text{q}4 - \text{d}07 \text{q}1) \\ &\quad + 0{,}001 \, \text{sup}98 \text{q}2 \end{split}$$

Voir par exemple Borio, Filardo (2007) "Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation", BRI, Working Paper n°227 ou encore FMI (2006), "How has globalization affected inflation?".

Période d'estimation: 1987T1 à 2008T4. SER = 0.24 %; DW = 2.24; R² = 0.57.

Avec les notations :

smpt: salaire (brut) moyen par tête (personnes physiques) versé par les branches EB-EP (en log)

IPC: indice des prix à la consommation (en log)

IPCSJ: indice des prix à la consommation sous-jacent (en log)

 $\pi^{\it EBEP}$: productivité par emploi salarié (personnes physiques) dans les branches EB-EP (en log)

cpsmic: « coup de pouce » sur le SMIC

u : taux de chômage au sens du BIT

d01q2 : indicatrice en 2001T2 pour tenir compte de la modération salariale consécutive à la réduction du temps de travail

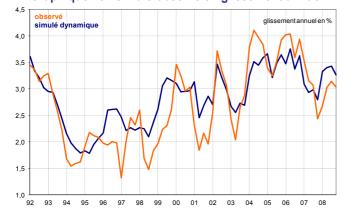
d06q4 et d07q1 : indicatrices en 2006T4 et 2007T1 respectivement pour capter le choc en niveau sur les rémunérations salariales à la fin 2006 dû à d'importants bonus financiers

sup98q2 : indicatrice valant 1 après 1998T2 pour tenir compte d'une rupture de tendance des salaires réels à partir de cette date

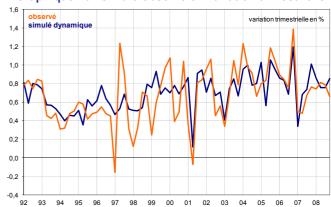
Tableau 5 : Élasticités ou semi-élasticités du SMPT

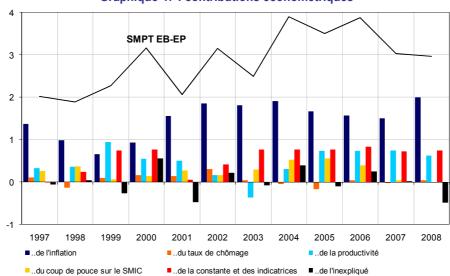
Impact en % sur				le ni	veau				le taux de croissance en moyenne annuelle	
Impact au bout de	1T	2T	3T	4T	5T	6T	7T	8T	1A	2A
Inflation totale (+1 %)	0,26	0,57	0,65	0,67	0,67	0,92	0,98	1,00	0,54	0,36
Inflation sous-jacente (+1 %)	0,26	0,48	0,53	0,54	0,54	0,70	0,73	0,74	0,45	0,23
Inflation volatile (+1 %)	0,00	0,10	0,12	0,13	0,13	0,23	0,25	0,25	0,09	0,13
Productivité (+1 %)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,07	0,16	0,25	0,00	0,12
Taux de chômage (+1 point)	-0,32	-0,08	-0,02	0,00	0,00	0,00	-0,22	-0,28	-0,11	-0,02
Coup de pouce sur le SMIC (+1 %)	0,19	0,24	0,25	0,25	0,25	0,25	0,25	0,25	0,24	0,02

Graphique 45 : simulé/observé en glissement annuel



Graphique 46 : simulé/observé en variation trimestrielle





Graphique 47 : contributions économétriques

5. Propriétés variantielles

La boucle prix-salaires macrosectorielle est utilisée à des fins de prévision à un horizon de deux ans ou en relecture d'une prévision effectuée à un niveau plus désagrégé des prix (fondée sur une analyse plus microéconomique). Elle permet également de produire des variantes afin de tester des scénarios alternatifs. Il est donc nécessaire de présenter la réponse endogène de la boucle à des chocs purement analytiques – c'est-à-dire sans tenir compte des effets de bouclage sur les autres exogènes du modèle.

L'absence de long terme dans les équations et le caractère exogène de la sphère réelle imposent de considérer avec précaution les réponses du modèle aux différents chocs à un horizon supérieur à deux ans. De même, les réponses des composantes sous-jacente et volatile de l'inflation ne sont qu'approximatives puisqu'elles correspondent à une simple repondération (avec les poids du sous-jacent et du volatile de 2007) des effets mesurés sur les composantes sectorielles de l'IPC, supposées se comporter comme celles du sous-jacent. Cette hypothèse simplificatrice affecte indirectement la réponse des salaires qui s'indexent à très court terme sur l'inflation sous-jacente, ce qui tend à fragiliser l'évaluation des effets de bouclage par les salaires. Les réponses de toutes les composantes de l'inflation (y compris sous-jacente et volatile) sont présentées à un horizon de trois ans. En outre, le comportement en variante de la boucle prix-salaires réduite sera autant que possible comparé au comportement des modèles structurels afin d'en faire ressortir les forces et faiblesses.

Les variantes doivent être comprises comme une réponse des prix et des salaires à un choc exogène contemporain, c'est-à-dire en fonction des paramètres actuels de l'économie. Ainsi, l'effet change sur les prix des produits manufacturés est pondéré par le contenu en imports 2007 des biens manufacturés consommés par les ménages. De même, l'effet pétrole sur les prix à la consommation des produits énergétiques est calculé en fonction de la part moyenne 2008 de la TIPP dans le prix à la consommation des produits pétroliers. Enfin, les pondérations de l'IPC sont figées à leur valeur de 2008, fin de la période d'estimation.



5.1 Appréciation de l'euro de 10 % vis-à-vis de toutes les monnaies

Compte tenu de la spécification retenue dans les équations de prix des produits manufacturés et énergétiques, l'impact du change sur les prix à la consommation dépend du contenu en imports des biens manufacturés consommés par les ménages et de la part du prix du brut dans le prix à la consommation des produits pétroliers. Les évolutions de ces deux paramètres, actualisés ici à leur valeur 2008, se traduisent mécaniquement par des effets du taux de change plus importants aujourd'hui que par le passé.

Suite à une appréciation de l'euro de 10 % vis-à-vis de toutes les autres monnaies, les prix diminuent de 0,4 point au bout de la première année et de près de 0,6 point au bout de la deuxième année. La moitié de la transmission du choc du taux de change aux prix à la consommation la première année s'effectue via les prix de l'énergie qui présentent une forte élasticité au prix du baril de pétrole en euro. Les prix des produits alimentaires réagissent également rapidement aux variations du taux de change tandis que l'impact sur les prix des produits manufacturés apparaît plus faible et plus retardé. Le bouclage par les salaires joue à partir de la deuxième année, comme l'indique la réaction retardée des prix des services, les plus élastiques aux salaires.

Tableau 6: Réponse à une appréciation de 10 % de l'euro

Impact en % sur					e nivea	J				le taux de croissance en moyenne annuelle	
Impact au bout de	1T	2T	3T	4T	5T	6T	7T	8T	12T	1A	2A
IPC	-0,16	-0,25	-0,25	-0,35	-0,37	-0,39	-0,41	-0,46	-0,56	-0,25	-0,15
IPC sous-jacent	-0,02	-0,08	-0,09	-0,14	-0,16	-0,18	-0,20	-0,27	-0,37	-0,08	-0,12
IPC volatile	-0,37	-0,52	-0,52	-0,69	-0,71	-0,73	-0,74	-0,77	-0,85	-0,53	-0,21
IPC produits alimentaires	-0,21	-0,25	-0,26	-0,61	-0,69	-0,73	-0,76	-0,77	-0,87	-0,33	-0,40
IPC produits énergétiques	-1,57	-2,15	-2,12	-2,45	-2,43	-2,43	-2,43	-2,43	-2,43	-2,07	-0,36
IPC produits manufacturés	0,00	-0,11	-0,11	-0,14	-0,15	-0,16	-0,16	-0,31	-0,39	-0,09	-0,10
IPC services	0,00	-0,01	-0,02	-0,03	-0,05	-0,07	-0,09	-0,11	-0,23	-0,01	-0,06
SMPT EB-EP	-0,01	-0,06	-0,10	-0,13	-0,16	-0,22	-0,26	-0,30	-0,43	-0,07	-0,16
SMPT réel	0,15	0,19	0,15	0,23	0,21	0,17	0,14	0,16	0,13	0,18	-0,01

A l'horizon d'un an, cette boucle prix-salaires réduite fait ressortir un effet du taux change sur l'IPC du même ordre que l'effet médian (-0,4 point) évalué à partir de modèles macroéconomiques bouclés (Interlink, Mascotte, Mésange, cf. bibliographie). Au-delà de la première année, l'effet médian donné par les modèles structurels apparaît toutefois progressivement beaucoup plus important (-0,75 points en deuxième année, -1,3 points en troisième année).

Plusieurs éléments sont susceptibles d'expliquer un tel écart dans l'évaluation des effets du taux de change sur l'inflation. L'impact du taux de change dans le modèle réduit est d'abord limité par la faible élasticité à court terme des prix des produits manufacturés aux variations du change, puis par l'absence de force de rappel qui ne permet pas une indexation à plus long terme des prix à la consommation sur les prix à l'importation. Inversement, les variantes réalisées à l'aide de modèles structurels peuvent conduire à surestimer les effets de change : notamment, les prix étrangers sont supposés exogènes alors qu'ils réagissent vraisemblablement de manière endogène aux mouvements du change, ce qui tend à limiter l'impact du change sur le prix des biens importés, et partant, des biens consommés.



Surtout, la variante présentée ici est purement analytique puisqu'elle ne tient pas compte du bouclage par la sphère réelle, supposée exogène, et par là même, sous-estime les effets désinflationnistes d'une appréciation du taux de change. En effet, suite à une appréciation de l'euro, l'activité en France décélère en lien avec la dégradation de la compétitivité-prix des entreprises ; il s'ensuit une remontée du taux de chômage qui vient alimenter la baisse des salaires et des prix.

5.2 Hausse du prix du pétrole de 10 %

L'impact d'une hausse du prix du baril de pétrole sur les prix dépend du niveau du prix du baril au moment où se produit le choc. La variante présentée est simulée pour un niveau du prix du baril de 100 \$US correspondant à un poids moyen de la TIPP d'environ 45 % dans le prix à la consommation (hors TVA) des produits pétroliers (niveau moyen en 2008).

Tableau 7: Réponse à une augmentation de 10 % du prix du pétrole

Impact en % sur					le taux de croissance en moyenne annuelle						
Impact au bout de	1T	2T	3T	4T	5T	6T	7T	8T	12T	1A	2A
IPC	0,11	0,16	0,16	0,18	0,18	0,20	0,20	0,21	0,24	0,15	0,05
IPC sous-jacent	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04	0,07	0,00	0,02
IPC volatile	0,29	0,40	0,40	0,46	0,46	0,47	0,48	0,48	0,51	0,39	0,08
IPC produits alimentaires	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,03	0,03	0,07	0,00	0,02
IPC produits énergétiques	1,44	1,99	1,95	2,27	2,25	2,25	2,25	2,25	2,25	1,91	0,34
IPC produits manufacturés	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,03	0,05	0,00	0,02
IPC services	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,09	0,01	0,03
SMPT EB-EP	0,00	0,03	0,05	0,05	0,06	0,10	0,12	0,13	0,17	0,03	0,07
SMPT réel	-0,11	-0,13	-0,11	-0,13	-0,12	-0,10	-0,08	-0,08	-0,08	-0,12	0,02

Une augmentation de 10 % du prix du baril a d'abord un effet direct sur les prix à la consommation des produits énergétiques, dont la hausse de 2,3 % au bout d'un an se traduit par une hausse mécanique de 0,2 point des prix à la consommation. L'estimation de la boucle prix-salaires fait également ressortir des effets indirects de premier tour (définis comme une hausse des prix de production puis des prix à la consommation via une hausse du coût des consommations intermédiaires), mais ces derniers apparaissent très modérés et limités au seul secteur manufacturier. Dans ce secteur, les effets indirects de premier tour se manifesteraient en début de deuxième année, avant d'être relayés en fin de deuxième année par des effets de second tour (définis comme les effets transitant par la réaction endogène des salaires aux prix). Les effets de second tour s'enclencheraient au même moment dans l'alimentaire et dès le début de la deuxième année dans les services.

Pour l'inflation totale, les effets de second tour apparaissent toutefois très modérés en deuxième année, puisque le glissement annuel de l'inflation augmente de moins d'un demi-dixième de point par rapport à la première année. Les effets de bouclage par les salaires se diffusent en fait très progressivement, et continuent à se propager au-delà de la deuxième année. Cumulés sur les deuxième et troisième années, les effets de second tour atteignent ainsi près d'un dixième de point d'inflation.

En première année, l'effet sur le niveau de l'IPC d'un choc de 10 % sur le cours du brut apparaît comparable à l'effet médian (un peu inférieur à 0,2 point) obtenu à partir des modèles macroéconomiques structurels, mais inférieur au-delà (0,3 point en deuxième année, 0,4 point en troisième année). Or, compte tenu de l'effet récessif du choc, la présence d'effets de bouclage par les variables réelles dans les modèles macroéconomiques laisserait attendre des effets inflationnistes plus modérés dans ces modèles. Mais à l'inverse, les modélisations structurelles

traditionnelles de la boucle prix-salaires débouchent par construction sur des effets indirects de premier tour significatifs dans tous les secteurs de l'économie³⁶, y compris les services et l'alimentaire où de tels effets n'ont pas pu être décelés dans la modélisation réduite. Finalement, si les effets indirects sont vraisemblablement sous-estimés dans la modélisation réduite, il est plus délicat de conclure quant à l'estimation des effets de second tour, ces derniers étant difficiles à dissocier des effets indirects dans les modèles structurels.

5.3 Hausse du prix des matières premières agricoles et industrielles de 10 %

La variante analytique proposée ici consiste en un choc de 10 % sur les prix internationaux (en devises) des matières premières non énergétiques, c'est-à-dire agricoles et industrielles. Compte tenu de l'important délai de propagation du choc sur les matières premières industrielles, l'inflation totale n'est affectée en première année que par l'impact de la hausse du prix des matières premières agricoles sur les prix alimentaires : ceux-ci augmentent de 0,9 point au bout d'un an, contribuant mécaniquement à hauteur d'un peu plus de 0,15 point à l'inflation totale.

En deuxième année, l'inflation totale augmente encore légèrement, du fait principalement de la propagation plus tardive des effets du choc sur les matières premières industrielles. De façon plus marginale, l'inflation est alimentée par des effets de second tour, la progression des salaires gagnant 0,15 point au bout de deux ans. Finalement, le glissement annuel de l'IPC en fin de deuxième année s'accroît d'environ un demi-dixième de point. Un impact de même ampleur sur l'inflation peut être observé en fin de troisième année, sous l'effet essentiellement du bouclage par les salaires, qui s'enclenche très progressivement.

Tableau 8: Réponse à une augmentation de 10 % du prix des matières premières

	_											
Impact en % sur				ŀ	e niveaı	J				le taux de croissance en moyenne annuelle		
Impact au bout de	1T	2T	3T	4T	5T	6T	7T	8T	12T	1A	2A	
IPC	0,00	0,00	0,07	0,14	0,16	0,17	0,20	0,21	0,26	0,05	0,13	
IPC sous-jacent	0,00	0,00	0,05	0,10	0,12	0,12	0,16	0,17	0,23	0,04	0,11	
IPC volatile	0,00	0,00	0,11	0,21	0,24	0,25	0,27	0,28	0,32	0,08	0,18	
IPC produits alimentaires	0,00	0,00	0,43	0,87	0,96	0,99	1,00	1,01	1,07	0,32	0,67	
IPC produits énergétiques	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
IPC produits manufacturés	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08	0,08	0,13	0,00	0,04	
IPC services	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,03	0,05	0,11	0,00	0,03	
SMPT EB-EP	0,00	0,00	0,01	0,05	0,08	0,09	0,11	0,14	0,22	0,01	0,09	
SMPT réel	0,00	0,00	-0,06	-0,10	-0,09	-0,08	-0,10	-0,07	-0,04	-0,04	-0,04	

5.4 Hausse de la productivité de 1 point dans tous les secteurs

Compte tenu des résultats des estimations, un choc de productivité se propage à la fois via les prix et les salaires, avec des effets antagonistes. Toutefois dans un premier temps, l'effet d'un tel choc est purement désinflationniste : les prix à la consommation, et en particulier les prix des produits manufacturés, s'ajustent rapidement à un surcroît de productivité, tandis que les salaires sont plus lents à réagir. Ainsi au bout d'un an, les prix à la consommation enregistrent une baisse d'un demi-dixième de point, imputable à la baisse des prix des produits manufacturés.

TRÉSOR

Les Cahiers de la DG Trésor – n° 2010-04 – Octobre 2010 – p. 32

³⁶ Par exemple, dans la boucle prix-salaires du modèle Mésange à deux secteurs, le prix des emplois intermédiaires en produits non manufacturés (y compris énergie) – dont dépendent comptablement les prix des consommations intermédiaires de chaque branche (manufacturière et non manufacturière) – s'indexe à court et long terme sur les prix des ressources nationales et importées, et notamment le prix des imports d'énergie. Cf. « Présentation du modèle Mésange » Document de Travail de la Direction de la Prévision, 2002.

Tableau 9: Réponse à une hausse de 1 point de la productivité

Impact en % sur				l		le taux de croissance en moyenne annuelle					
Impact au bout de	1T	2T	3T	4T	5T	6T	7T	8T	12T	1A	2A
IPC	0,00	-0,01	-0,02	-0,05	-0,07	-0,08	-0,09	-0,14	-0,13	-0,02	-0,07
IPC sous-jacent	-0,01	-0,01	-0,02	-0,06	-0,08	-0,09	-0,10	-0,16	-0,14	-0,03	-0,08
IPC volatile	0,00	0,00	-0,01	-0,04	-0,05	-0,05	-0,06	-0,11	-0,10	-0,01	-0,06
IPC produits alimentaires	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,03	-0,06	-0,08	0,00	-0,02
IPC produits énergétiques	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
IPC produits manufacturés	-0,01	-0,03	-0,05	-0,06	-0,08	-0,10	-0,12	-0,14	-0,13	-0,04	-0,08
IPC services	0,00	0,00	0,00	-0,08	-0,10	-0,11	-0,10	-0,20	-0,17	-0,02	-0,11
SMPT EB-EP	0,00	0,00	-0,01	-0,02	-0,04	0,02	0,09	0,16	0,24	-0,01	0,07
SMPT réel	0,00	0,00	0,01	0,03	0,03	0,09	0,18	0,30	0,37	0,01	0,14

En deuxième année, les premiers effets inflationnistes sur les salaires se font ressentir. En termes nominaux (resp. réels), ces derniers augmentent de 0,2 point (resp. 0,3 point) en glissement de fin d'année, alors que la baisse des prix se poursuit. Celle-ci s'accentue même pour atteindre près de 0,1 point en glissement de fin d'année, alimentée par la diffusion très progressive du choc de productivité³⁷ aux prix des produits manufacturés et des services, mais aussi par les premiers effets de ce choc sur les prix alimentaires. Au bout de la troisième année, les salaires réels ont augmenté de près d'un demi-point tandis que l'inflation commence à remonter dans tous les secteurs de l'économie : les prix à la consommation réagissent dans leur ensemble davantage à la hausse des salaires qu'à la hausse de la productivité, tandis que cette dernière affecte davantage les salaires que les prix.

Au-delà de la première année, ce scénario variantiel apparaît toutefois peu réaliste du fait de l'absence de relation de long terme entre les prix (ou salaires) et la productivité (tendancielle) du travail. Ainsi, les salaires réels n'augmentent à terme que de près de 0,4 point (alors que l'on s'attend à une élasticité à long terme proche de 1), tandis que la baisse des coûts salariaux unitaires ne se répercute que très partiellement sur les prix qui s'indexent davantage sur les salaires que sur la productivité. En outre, l'interaction avec la sphère réelle apparaît cruciale dans une telle variante. Ainsi, un modèle « néo-keynésien » tel que Mésange prédit qu'une spirale désinflationniste s'enclenche : à court terme, la hausse de la productivité augmente l'offre relativement à la demande, d'où une hausse du chômage qui induit une baisse des salaires nominaux ; parallèlement, la diminution des coûts salariaux unitaires se répercute sur les prix à la consommation, entretenant la baisse des salaires nominaux et ainsi de suite ; ce bouclage entre prix et salaires débouche à long terme sur une hausse des salaires réels un peu inférieure à la hausse de la productivité.

5.5 Baisse de 1 point du taux de chômage

Les Cahiers de la DG Trésor – n° 2010-04 – Octobre 2010 – p. 33

Le taux de chômage ressort significativement dans les équations de prix de services et de salaires, mais uniquement en variation et avec des retards sensiblement différents. Ainsi, si les prix réagissent à partir du deuxième trimestre suivant une baisse d'un point du taux de chômage, les salaires ne réagissent qu'en fin de deuxième année (hormis l'effet transitoire instantané de l'accélération du chômage). La baisse du taux de chômage affecte d'abord les prix des services qui augmentent spontanément de 0,3 point au bout d'an, auquel s'ajoute en deuxième année un dixième de point d'inflation dû au bouclage par les salaires. La situation plus favorable sur le marché de l'emploi permet par ailleurs aux salariés de négocier des hausses de salaires au-delà de la simple indexation sur la hausse constatée des prix à la consommation, de 0,2 point en deuxième année. Les effets de bouclage par les salaires apparaissent de manière significative la troisième année sur les autres composantes de l'inflation qui ne sont pas affectées directement par la décrue

TRÉSOR DIRECTION GÉNÉRALE

³⁷ La réponse des prix à un choc de productivité est très progressive car celle-ci est lissée sur 8 trimestres.

du chômage, tout en alimentant la hausse des prix des services. Au final, l'inflation augmente encore de 0,1 point en troisième année.

Cette variante sur le taux de chômage pourrait à première vue être rapprochée d'une variante simulant un choc négatif sur la population active, plus traditionnelle pour les modèles macroéconomiques. Une telle variante a un effet récessif sur l'activité car le niveau de la demande s'ajuste progressivement au niveau plus bas de l'offre potentielle. Ainsi, les effets inflationnistes transitent d'abord via la hausse des salaires stimulée par la baisse du taux de chômage (effet Phillips) qui permet de maintenir le niveau de l'offre face à une demande quasi inchangée à court terme. Puis, l'augmentation des coûts salariaux est répercutée sur les prix à la consommation, enclenchant la spirale inflationniste. Celle-ci entraîne finalement une dégradation de la compétitivité-prix qui pèse sur l'activité.

Le comportement de la boucle prix-salaires réduite estimée ici diffère grandement car la variable de chômage correspond plutôt à un indicateur de tension sur les prix exercée par la demande. Cela peut expliquer une réaction plus rapide des prix (dans les services) que des salaires à la baisse du taux de chômage (hors effet transitoire), les effets Phillips étant très retardés. Or dans les modèles structurels, il est généralement difficile de reproduire une telle réponse avancée des prix par rapport aux salaires, à moins d'introduire de manière *ad hoc* des facteurs cycliques influençant la formation des prix d'offre à très court terme³⁸. Compte tenu des délais d'ajustement des prix de demande aux prix d'offre, la variable de taux de chômage retardée dans l'équation de prix des services est susceptible de capter ces mêmes effets. Toutefois, cette interprétation rend illégitime la comparaison avec le comportement des modèles structurels en réponse à une baisse de la population active puisque ce choc s'avère récessif sur l'activité.

Tableau 10: Réponse à une baisse de 1 point du taux de chômage

Impact en % sur					le taux de croissance en moyenne annuelle						
Impact au bout de	1T	2T	3T	4T	5T	6T	7T	8T	12T	1A	2A
IPC	0,02	0,10	0,15	0,15	0,19	0,18	0,19	0,20	0,32	0,11	0,09
IPC sous-jacent	0,02	0,11	0,16	0,17	0,20	0,20	0,21	0,22	0,34	0,12	0,09
IPC volatile	0,02	0,09	0,13	0,13	0,18	0,16	0,17	0,17	0,29	0,09	0,08
IPC produits alimentaires	0,00	0,00	0,00	0,00	0,15	0,09	0,06	0,06	0,25	0,00	0,09
IPC produits énergétiques	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
IPC produits manufacturés	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,03	0,04	0,03	0,08	0,00	0,02
IPC services	0,05	0,25	0,35	0,35	0,38	0,37	0,41	0,43	0,61	0,25	0,15
SMPT EB-EP	0,33	0,11	0,10	0,10	0,12	0,13	0,38	0,46	0,56	0,16	0,11
SMPT réel	0,31	0,01	-0,05	-0,05	-0,08	-0,05	0,19	0,26	0,24	0,05	0,02

5.6 Coup de pouce de 1 point sur le SMIC

La variante décrite ici suppose que le SMIC bénéficie d'un « coup de pouce » d'un point au-delà de sa revalorisation légale. Le « coup de pouce » impacte instantanément le salaire moyen de 0,2 point, puis se diffuse rapidement dans l'échelle des salaires. Par conséquent, les prix des services, particulièrement réactifs aux salaires, augmentent de 0,1 point dès la première année, contribuant mécaniquement à hauteur d'un demi-dixième de point à l'inflation totale.

³⁸ Ainsi dans le modèle Mésange, les prix de la valeur ajoutée réagissent à très court terme à des facteurs cycliques reflétant la vigueur de la demande et censés influencer le comportement de marge des producteurs. Cette spécification *ad hoc* permet un ajustement plus rapide des prix aux chocs d'activité réelle.



2

En deuxième année, les effets de diffusion du coup de pouce sur le salaire moyen se sont déjà dissipés mais le bouclage par les prix, et notamment par la composante services de l'inflation sous-jacente, ajoute 0,1 point d'inflation salariale. Dans le même temps, l'augmentation des salaires en première année entraîne progressivement l'ensemble des prix à la consommation (hors énergie) à la hausse, notamment dans les services et l'alimentaire. *In fine*, le glissement annuel de l'inflation s'accroît d'un demi-dixième de point pendant la deuxième année. En troisième année, ce mécanisme inflationniste de bouclage prix-salaires se poursuit.

Le comportement de la boucle prix-salaires réduite en réponse à un « coup de pouce » ne peut pas être comparé directement avec le comportement des modèles structurels qui incorporent rarement la variable de coup de pouce dans l'équation de salaires. Dans les modèles structurels, des variantes de hausse des salaires ex ante sont en revanche considérées, mais dans ces dernières, le choc sur les salaires ne se diffuse qu'à travers la boucle prix-salaires, alors qu'il se diffuse également dans l'échelle des salaires dans la variante commentée ici. Les effets de moyen-long terme peuvent toutefois être comparés en supposant une hausse ex ante des salaires égale à l'impact de long terme d'un « coup de pouce » ³⁹ (soit un quart de point). Ceci est d'autant plus légitime que la diffusion des « coups de pouce » est rapide (environ un an), et qu'un choc sur les salaires est généralement quasiment neutre sur l'activité à un horizon de deux ans. En normalisant le choc ex ante sur les salaires de cette façon dans la variante du modèle Mésange, l'impact inflationniste au bout de deux ans d'un « coup de pouce » de un point apparaît légèrement supérieur à celui obtenu à partir de la boucle prix-salaires réduite (soit 0,15 point d'inflation contre 0,1 point dans la maguette).

Tableau 11: Réponse à un coup de pouce de 1 point sur le SMIC

Impact en % sur		le niveau							le taux de croissance en moyenne annuelle		
Impact au bout de	1T	2T	3T	4T	5T	6T	7T	8T	12T	1A	2A
IPC	0,01	0,02	0,03	0,04	0,07	0,09	0,11	0,11	0,17	0,03	0,07
IPC sous-jacent	0,01	0,02	0,04	0,05	0,08	0,10	0,11	0,12	0,18	0,03	0,07
IPC volatile	0,01	0,02	0,03	0,04	0,07	0,09	0,10	0,11	0,16	0,02	0,07
IPC produits alimentaires	0,00	0,00	0,00	0,00	0,09	0,13	0,15	0,16	0,20	0,00	0,14
IPC produits énergétiques	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
IPC produits manufacturés	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,04	0,05	0,06	0,08	0,00	0,04
IPC services	0,03	0,04	0,08	0,10	0,13	0,14	0,15	0,16	0,27	0,06	0,08
SMPT EB-EP	0,20	0,25	0,27	0,28	0,29	0,31	0,32	0,34	0,40	0,25	0,07
SMPT réel	0,19	0,23	0,23	0,23	0,22	0,22	0,22	0,22	0,23	0,22	0,00

6. Conclusion

La boucle prix-salaires macrosectorielle développée à la DG Trésor s'articule facilement avec la maquette désagrégée de l'inflation basée sur une expertise microsectorielle et la maquette agrégée OPALE basée sur des comportements macroéconomiques. En ce sens, cet outil souple d'utilisation contribue à améliorer la fiabilité et la cohérence des scénarios de croissance et d'inflation à l'horizon de deux ans, qu'il s'agisse du scénario central de prévision ou d'un scénario alternatif.

La boucle ainsi élaborée constitue également un bon outil d'analyse de l'inflation permettant de relire les évolutions passées des prix sectoriels en fonction des déterminants macroéconomiques, bien que les impacts mesurés puissent parfois sembler fragiles (effets indirects des prix du pétrole). Des

³⁹ Cette comparaison est légitime dès lors que le modèle structurel impose des contraintes d'homogénéité statique ou dynamique.



effets des prix des matières premières et change significatifs ont ainsi pu être mis en évidence au niveau des prix des produits alimentaires et manufacturés. La faiblesse de l'élasticité des prix des produits manufacturés au change pourrait s'expliquer par la faible volatilité de ces prix soumis à une forte concurrence internationale (ajustement du taux de *mark-up* des firmes importatrices suite à un choc de change afin de maintenir leurs parts de marché). En revanche, les effets indirects du prix du pétrole apparaissent très modérés pour les produits manufacturés et inexistants pour les produits alimentaires. La difficulté d'identification de certains chocs pourrait relever de l'hétérogénéité intrinsèque des composantes sectorielles modélisées de l'IPC, cette identification demeurant plus facile au niveau microsectoriel. Enfin, les estimations suggèrent des effets de bouclage par les salaires très progressifs, qui continuent à se propager au-delà de la deuxième année. Ces effets d'entraînement – dont la mesure est entachée par la reconstitution imparfaite de l'inflation sousjacente sur laquelle les salaires s'indexent à très court terme – doivent cependant être considérés avec précaution.

Au total, les propriétés variantielles de cette boucle prix-salaires réduite apparaissent dans l'ensemble satisfaisantes, les sources d'écarts avec les modèles structurels étant par ailleurs bien identifiées.



Bibliographie

Baghli, Brunhes-Lesage, De Bandt, Fraisse, Villetelle (2004), « MASCOTTE, modèle d'analyse et de prévision de la conjoncture trimestrielle », Note d'Étude et de Recherche de la Banque de France n°106.

Borio, Filardo (2007), « Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation », *BRI Working Paper n*°227.

Borsenberger, **Doisy** « Les relations commerciales entre fournisseurs et distributeurs », Trésor \acute{E} co n°3.

Bourquard, Carnot, Deruennes, Pamies-Sumner (2005), « Une maquette de prévision à court terme pour la France », *Document de Travail de la DG Trésor*.

Carnot, Hagege (2004), « Le marché pétrolier », DPAE n°53.

Dalsgaard, André, Richardson, (2001), « Standard Shocks in the OECD INTERLINK Model », OECD Economics Department *Working Papers n°306*.

Desbois, Legris, (2003), « D'une réforme de la politique agricole commune à l'autre », INSEE Première.

Gallot, Heitz, (2004), « L'inflation en France et en zone euro : une approche macrosectorielle », INSEE *Note de conjoncture*.

Heitz, (2006), « Une nouvelle lecture de la contribution du commerce extérieur à la croissance », *Trésor Éco n*°6.

Helbling, Jaumotte, Sommer, (2006), « How has globalization affected inflation? », FMI, *World Economic Outlook, Avril 2006, Chapter III*.

Ihrig et al., (2006), « Exchange-rate pass-through in the G-7 countries », International Finance *Discussion Papers n°851*.

INSEE, (1998), « Pour comprendre l'indice des prix », *Insee Méthodes n°81-82*.

Klein, Simon, (2010), « Le modèle MESANGE nouvelle version réestimé en base 2000 », Document de Travail de la DG Trésor.

Lecocq, Richard, Thornary, (2008), Doit-on craindre une persistance des tensions inflationnistes liées au dynamisme des prix agricoles ? », *Trésor Éco n°32*.

Oliveira Martins, Scarpetta, (2002), « Estimation of the cyclical behaviour of markups : a technical note », OECD *Economic Studies n*°34.

Richard, Roos, (2008), « Prévoir l'inflation en zone euro : une approche macrosectorielle". *Document de Travail de la DG Trésor.*



Annexe 1 Décomposition de l'indice des prix à la consommation

Décomposition de l'IPC					
	Poids 2009 (en %)				
ALIMENTATION	16,5				
PRODUITS FRAIS	2,1				
HORS PRODUITS FRAIS	14,5				
dont viandes	4,0				
TABAC	1,7				
MANUFACTURES PRIVÉ	31,5				
HABILLEMENT-CHAUSSURE	4,8				
PRODUITS DE SANTÉ	4,7				
AUTRES PRODUITS	22,0				
ÉNERGIE	7,2				
PRODUITS PÉTROLIERS	4,2				
SERVICES	43,0				
LOYERS-EAU	7,4				
SANTÉ	5,1				
TRANSPORTS	2,4				
COMMUNICATIONS	2,8				
AUTRES SERVICES	25,2				
TOTAL	100				
SOUS-JACENT	61,9				



Annexe 2

Champ couvert par l'indice des prix à la consommation sous-jacent

(en bleu foncé, les postes entrant dans la composition du sous-jacent)

Poste

ALIMENTATION

PRODUITS FRAIS

HORS PRODUITS FRAIS HORS VIANDE

VIANDES

TABAC

MANUFACTURÉS PRIVÉS

HABILLEMENT ET CHAUSSURES

PRODUITS DE SANTÉ

AUTRES PRODUITS MANUFACTURÉS

ÉNERGIE

ÉLECTRICITÉ, GAZ

PRODUITS PÉTROLIERS

SERVICES

LOYERS EAU

SANTÉ

TRANSPORTS ET COMMUNICATIONS

dont services de transport

Transports ferroviaires de voyageurs

Transports routiers de voyageurs

Transports aériens de voyageurs

Transports combinés de voyageurs

Autres achats de services de transports, y.c. transports maritimes et fluviaux

dont services de communications

Services postaux

Services de télécommunication

AUTRES SERVICES

Total



Annexe 3
Comparaison des estimations univariées et simultanées

PALIM	Univariée	Simultanée	PMANUF	Univariée	Simultanée
palim (t-1)	0,23	0,22	pmanuf (t-2)	0,27	0,26
	(3,1)	(3,2)		(3,3)	(3,5)
smpt (t-4)	0,44	0,46	smpt (t-3)	0,33	0,31
	(3,6)	(4,1)		(2,5)	(2,5)
π (t-6)	-0,18	-0,18	π (t)	-0,19	-0,18
	(2,5)	(2,6)		(3,1)	(3,3)
e (t)	0,02	0,02	e (t-1)	0,03	0,03
	(2,1)	(2,4)		(2,6)	(3,0)
eff (t-3)	0,09	0,09	e (t-7)	0,03	0,03
	(3,0)	(3,2)		(3,3)	(3,5)
tuc (t-2)	0,10	0,10	tuc (t-3)	0,05	0,05
	(3,0)	(3,0)		(2,2)	(2,1)
matpal (t-2)	0,04	0,04	matpind (t-6)	0,01	0,01
	(4,0)	(4,1)		(2,5)	(2,7)
lait(t-3)	0,03	0,04	brent ^{us} (t-5)	0,002	0,002
	(4,4)	(5,1)		(1,78)	(1,7)
R ²	0,68	0,68	R ²	0,83	0,83

PENERGIE	Univariée	Simultanée	PSERVICES	Univariée	Simultanée
penergie (t-1)	-0,06	-0,06	pservices (t-1)	0,32	0,30
	(0,6)	(0,7)		(4,8)	(4,5)
brent ^{eu} (t)	0,35	0,30	smpt (t)	0,11	0,14
	(14,3)	(15,8)		(2,6)	(2,0)
brent ^{eu} (t-1)	0,13	0,13	smpt (t-2)	0,14	0,15
	(3,1)	(3,5)		(3,3)	(3,5)
brent ^{eu} (t-3)	0,06	0,07	smpt (t-4)	0,09	0,09
	(2,2)	(2,7)		(2,2)	(2,1)
tipp (t)	0,41	0,38	smpt (t-8)	0,19	0,20
	(3,2)	(3,2)		(4,3)	(4,9)
tipp (t-1)	0,18	0,12	π (t-3)	-0,08	-0,07
	(1,9)	(1,3)		(2,6)	(2,5)
spread (t)	0,06	0,06	$\pi^{ ext{dsm}}$ (t-7)	-0,10	-0,12
	(2,6)	(2,9)		(3,3)	(3,9)
			tcho (t-1)	-0,20	-0,21
				(2,7)	(3,0)
R ²	0,79	0,80	R ²	0,89	0,89

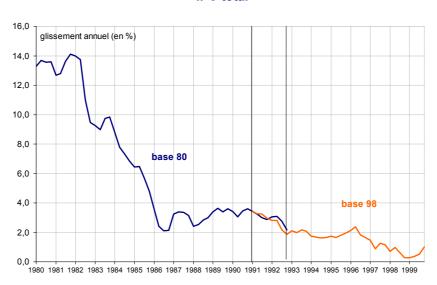
SMPT	Univariée	Simultanée
smpt (t-1)	0,25	0,24
	(2,7)	(2,7)
ipcsj (t)	0,29	0,26
	(2,5)	(2,3)
ipc (t-1)	0,22	0,25
	(2,1)	(2,6)
ipc (t-5)	0,24	0,25
	(c.)	(c.)
EBEP π (t-5)	0,31	0,280
	(3,0)	(2,9)
tcho (t)	-0,31	-0,32
	(2,2)	(2,4)
tcho (t-6)	-0,25	-0,22
	(1,8)	(1,7)
pouce (t)	0,20	0,19
	(2,6)	(2,7)
R ²	0,63	0,57



Annexe 4

Rétropolation des séries de prix

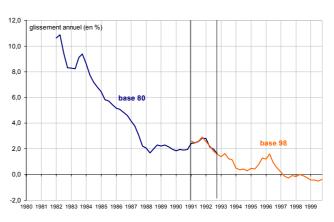
IPC total



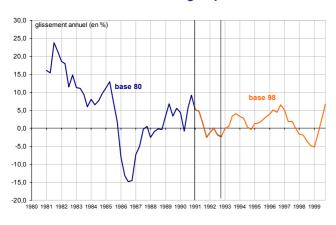
Produits alimentaires

18.0 16.0 14.0 12.0 10.0 8.0 6.0 4.0 2.0 0.0

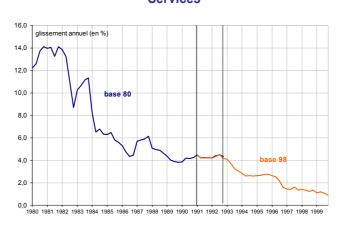
Produits manufacturés



Produits énergétiques



Services





Annexe 5 Équations simultanées : résidus

