

L'inflation en France et en zone euro : une approche macro sectorielle

Philippe Gallot
Benoît Heitz

Division Synthèse conjoncturelle

Nous présentons ici deux modèles macro sectoriels de prévision des prix, en France et en zone euro, qui tiennent explicitement compte du bouclage par les salaires. Ils permettent notamment d'étudier la réaction des prix à la consommation à des chocs externes, montrant qu'elle est comparable en France et en zone euro, même s'il y a parfois des différences dans les délais de réponse. Ils mettent également en évidence que la hausse de l'inflation, en France et en zone euro, en 1999 et 2000 est principalement due aux évolutions du taux de change et du prix du baril de pétrole. Au premier semestre de 2004, les évolutions de l'inflation seraient encore principalement liées aux évolutions du taux de change et au prix du pétrole qui, cette fois, contribuerait au reflux de l'inflation en France et en zone euro.

L'outil habituellement utilisé pour la prévision de l'inflation en France et en zone euro dans la note de conjoncture⁽¹⁾ repose sur une décomposition sectorielle fine et sur une modélisation où l'évolution future des prix dans chaque secteur est essentiellement expliquée par ses variations passées (modélisation ARMA), ainsi que, pour quelques secteurs, par les variations d'autres variables, comme le prix du pétrole pour le prix des carburants.

Si cette modélisation se montre efficace pour effectuer des prévisions à horizon de 1 à 12 mois, elle a cependant deux inconvénients importants :

- Comme les prévisions découlent d'une modélisation reposant essentiellement sur les évolutions passées des prix sectoriels considérés, leur interprétation en termes macroéconomiques n'est pas aisée. Ainsi, on ne peut expliquer l'évolution passée des prix que par les évolutions sectorielles. De plus, si l'on est bien capable de prévoir l'évolution future des prix, celle-ci n'est pas directement soutenue par des explications économiques intuitives, comme l'évolution des salaires ou les tensions sur l'appareil de production. Cette justification n'est qu'implicite.
- Une telle modélisation ne se prête pas aux simulations en variantes, i.e. elle ne permet pas de répondre aux questions du type : « de combien l'inflation serait-elle diminuée si le taux de chômage était plus élevé de 1 point ? » ; « si l'euro s'appréciait de 10% ? » ; « si le prix du baril de pétrole baissait de 10% ? ».

D'où l'intérêt de disposer, à côté de cet outil performant, d'une modélisation macroéconomique permettant de relier les évolutions des prix à celles des principales grandeurs économiques (salaires, tensions sur l'appareil productif, taux de change, prix du pétrole...) et de simuler les effets d'un choc sur l'une d'entre elles. Une telle approche a été présentée dans la note de conjoncture de juin 2001 pour la France. On expose ici les résultats obtenus avec un outil intermédiaire, modélisant des prix macro sectoriels.

Un modèle macro sectoriel

La modélisation utilisée tient compte explicitement des influences croisées entre prix et salaires

Tout d'abord, parce qu'ils répondent différemment à la conjoncture, les prix⁽²⁾ sont regroupés en quatre principaux secteurs :

- les produits alimentaires ;
- les produits manufacturés (i.e. l'industrie hors énergie et hors industrie agroalimentaire) ;
- les produits énergétiques ;
- les services.

En effet, les variables explicatives, et surtout leurs importances respectives, sont a priori distinctes pour ces différents secteurs. On

(1) Cf. les fiches thématiques « Prix à la consommation au sein de la zone euro » et « Prix à la consommation ».

(2) On considère ici l'indice des prix à la consommation (IPC) pour la France et l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) pour la zone euro (cf. encadré 1 pour les différences entre ces deux indices).

peut ainsi penser que le prix du pétrole aura une influence bien plus marquée sur les prix des produits énergétiques que sur ceux des services.

Ensuite, il convient de choisir les variables candidates à avoir un pouvoir explicatif sur les évolutions des prix (cf. encadré 2). On peut regrouper ces variables en quatre grandes catégories :

- Les coûts de production nationaux : les salaires, la productivité, le coût du capital (que l'on peut approcher par les taux d'intérêt), le prix des consommations intermédiaires (dont notamment les matières premières importées).
- Les marges que les producteurs nationaux (y compris les distributeurs) appliquent à ces coûts pour former leurs prix de vente. Elles dépendent des tensions sur les marchés approchées par le taux d'utilisation des capacités de production et le taux de chômage.
- Les variables participant des prix des biens de consommations importés. Cela comprend les prix étrangers en devises et les taux de change.
- Les taxes et droits indirects qui s'appliquent sur les produits consommés, comme la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) ou la taxe intérieure sur les produits pétroliers qui est en vigueur en France.

Une telle modélisation par secteur néglige cependant un phénomène important, les influences croisées qui existent entre évolutions des prix et des salaires. En effet, les différents prix sectoriels s'agrègent pour former l'indice des prix à la consommation. Or celui-ci est l'un des principaux déterminants des salaires, qui eux-mêmes interviennent dans la formation des prix puisqu'ils représentent une part importante des coûts de production. La modélisation se doit donc de tenir explicitement compte de ce mécanisme. Pour ce faire, il a été

intégré une équation de modélisation de l'évolution des salaires en fonction de l'évolution des prix à la consommation et du taux de chômage (cf. encadré 2).

Cette modélisation induit des difficultés techniques. Ainsi, on ne peut estimer séparément les équations du modèle car cela conduirait à des erreurs d'estimation des coefficients (biais d'endogénéité). Il faut donc estimer simultanément tout le système avec les difficultés que cela implique (cf. encadré 4 « stratégie d'estimation et résultats »).

Il convient de noter que cette modélisation comporte certaines limites pour l'étude de l'effet des chocs exogènes, comme dans le cas du taux de change. En effet, seules sont modélisées des grandeurs nominales (prix et salaires), mais pas les grandeurs réelles (emploi, activité,...). On reviendra sur ces limites dans la partie consacrée à l'étude des chocs.

Pour la zone euro, la disponibilité des données est plus problématique que pour la France

Lorsqu'on travaille sur la zone euro, un premier problème est la brièveté des séries macroéconomiques disponibles. L'étude porte ainsi sur la période de 1990 à 2003⁽³⁾. En revanche, pour la France, elle s'étend de 1985 à 2003.

En outre, les taux de TVA pour la zone euro ne sont pas disponibles : on ne s'intéresse en effet pas ici à cette notion au sens légal mais au sens de la disponibilité de séries statistiques de taux moyen apparent de TVA ou de masses de TVA collectées. Seules sont disponibles des données sur le total d'impôts

indirects prélevés. Or cette masse inclut aussi des taxes liées à la fiscalité spécifique sur le tabac ou les produits pétroliers.

Les modèles rendent assez précisément compte des évolutions agrégées des prix et des salaires

Cette modélisation, dont les équations sont présentées dans l'encadré 4a pour la zone euro et 4b pour la France, donne des résultats satisfaisants : on peut le constater à la lecture des simulations dynamiques (cf. graphiques 1A et 1B). Au total, pour la zone euro, l'écart-type de l'erreur commise sur l'indice des prix à la consommation harmonisé, l'IPCH, en variations trimestrielles s'élève à 0,08 point (0,18 point en glissement annuel) et il est de 0,16 point pour le salaire mensuel de base (0,40 point en glissement annuel). Pour la France, il est de 0,20 point pour l'indice des prix à la consommation, l'IPC (0,43 point en glissement annuel) et il est de 0,18 point pour le salaire mensuel de base (0,45 point en glissement annuel)⁽⁴⁾.

Des prix sectoriels chacun sensible à des aspects spécifiques

Au-delà d'effets saisonniers très forts, les prix des produits alimentaires dépendent des salaires

Les effets saisonniers jouent surtout à la hausse sur les prix aux premier et deuxième trimestres. Afin de tenir compte du passage à la base 90 de l'indice des prix français, une rupture de saisonnalité a

(3) Les données relatives aux évolutions des rémunérations dans la zone euro publiées par Eurostat ne commencent qu'au deuxième trimestre 1995 et les statistiques de taux de chômage commencent en 1993. Ces séries ont donc été prolongées sur le passé à partir des données des pays de la zone euro pour lesquels elles étaient disponibles, ces pays représentant plus de 85% de l'emploi salarié de la zone euro (manquent les Pays-Bas, l'Irlande, la Finlande et le Luxembourg).

(4) La volatilité des séries françaises est plus grande, partant celle des erreurs moyennes, car il a été choisi de modéliser les prix en fin de trimestres pour la France, plutôt qu'en moyenne trimestrielle comme pour la zone euro.

ENCADRÉ 1 : INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION (IPC) FRANÇAIS ET INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION HARMONISÉ (IPCH) : LES DIFFÉRENCES

La principale différence entre l'IPC et l'IPCH réside dans le traitement des prix de la santé : pour ce poste, ce sont des prix bruts qui sont retenus dans l'IPC alors que les montants enregistrés dans l'IPCH sont nets des remboursements de la sécurité sociale. Cette différence de concept a deux conséquences. D'une part, les prix de la santé ne connaissent pas forcément les mêmes évolutions dans l'IPC que dans l'IPCH. En particulier, le déremboursement de produits ou d'actes médicaux n'aura aucun impact sur les prix de la santé mesurés dans

l'IPC alors qu'il pourra entraîner un fort renchérissement de ceux retenus dans l'IPCH. D'autre part, la santé a un poids beaucoup plus important dans l'IPC que dans l'IPCH : le poids de la santé est en 2004 de 9,9% dans l'IPC contre 4,5% dans l'IPCH. Toutes choses égales par ailleurs, une progression des prix de la santé aura donc un effet haussier plus important sur l'IPC que sur l'IPCH. A contrario, l'IPCH est plus sensible aux variations de prix des autres produits, notamment celles des produits frais et de l'énergie. ■

ENCADRÉ 2 : LA FORMALISATION DU MODÈLE

(Remarque : toutes les grandeurs sont considérées en logarithme)

Les biens consommés dans la zone euro peuvent être de deux origines : ils sont soit importés, soit produits localement. Si l'on note, pour le secteur i , P_i le prix à la consommation, Pn_i le prix des biens produits localement, Pm_i celui des biens importés et λ_i la proportion des biens importés dans la consommation, on peut écrire :

$$\Delta P_i = \lambda_i \Delta Pn_i + (1 - \lambda_i) \Delta Pm_i$$

Le prix des biens importés est une moyenne géométrique entre le prix sur les marchés étrangers, noté P^* , que l'on convertit dans la monnaie nationale à l'aide du taux de change e , et le prix des biens produits localement.

$$\Delta Pm_i = \beta \Delta Pn_i + (1 - \beta)(\Delta P^* - \Delta e)$$

Les prix des biens produits localement sont obtenus par l'application d'une marge (de taux TM) aux coûts de production. Ceux-ci sont fonction des coûts salariaux unitaires, c'est-à-dire des salaires w corrigés de la productivité π_i puisque quand celle-ci augmente, une même quantité de travail permet de produire plus, du prix du pétrole noté *brent*, du prix des consommations intermédiaires importées Pcm_i , converti en monnaie locale, et du coût du capital, noté r . Ainsi :

$$\Delta Pn_i = \Delta TM_i + \gamma_i (\Delta w - \Delta \pi_i) + \delta_i (\Delta brent - \Delta e) + \varepsilon_i (\Delta Pcm_i - \Delta e) + \eta_i \Delta r$$

Le taux de marge est fonction du pouvoir de marché des entreprises. Plus la demande sera forte par rapport à l'offre et plus ce pouvoir de marché sera important. Comme indicateur, on peut donc recourir au taux d'utilisation des capacités de production, noté Tuc . On peut également utiliser le taux de chômage U : plus il sera élevé et moins la demande sera forte et donc plus le taux de marge sera faible.

$$\Delta TM_i = \mu_i \Delta Tuc - \nu_i \Delta U - \theta_i \Delta r$$

Les salaires dépendent des anticipations de prix à la consommation et de productivité : les salariés cherchent à maintenir la part de la valeur ajoutée qui leur revient, sous forme de salaires, face à la rémunération des autres facteurs de production. Ils sont également négativement influencés par le taux de chômage : plus le chômage est élevé, moins le pouvoir de négociation des salariés est élevé et donc moins les hausses de salaire seront importantes. On a alors l'équation de salaire :

$$\Delta w = \Delta P^a + \Delta \pi^a - \rho U$$

Le prix à la consommation est, par définition, la moyenne géométrique des prix à la consommation dans chaque secteur :

$$\Delta P = \sum_i \alpha_i \Delta P_i \quad (1)$$

Au total, le système régissant l'évolution des prix est donc de la forme :

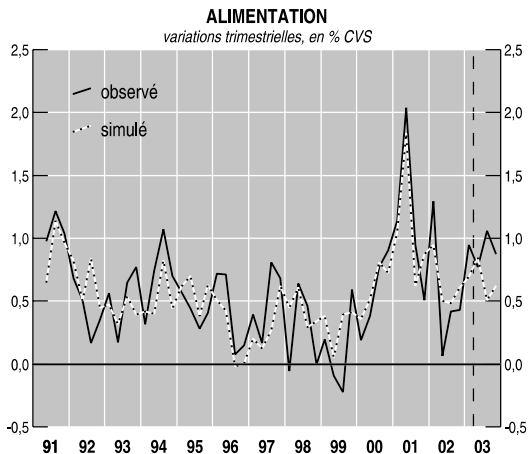
$$\begin{cases} \Delta P = \sum_i \alpha_i \Delta P_i \\ \Delta w = \Delta P - \rho U + C \\ \Delta P_i = a_i \Delta w + b_i \Delta brent + c_i \Delta Pcm_i + d_i P^* + f_i \Delta e + g_i \Delta r + h_i \pi_i + j_i \Delta Tuc + k_i U + l_i \Delta U + m_i \Delta \pi_i + C_i' \end{cases}$$

Il peut de plus être nécessaire d'introduire des retards pour chacune des variables considérées, pour tenir compte des délais de propagation. ■

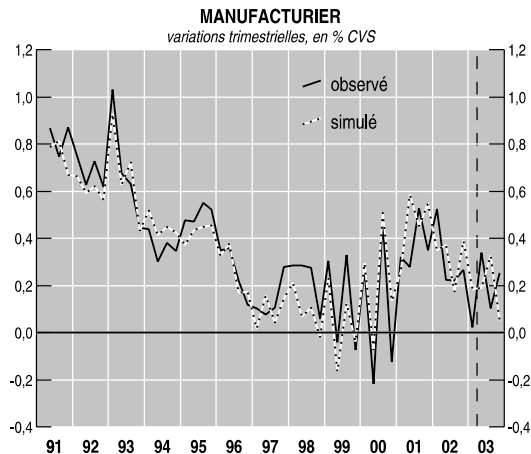
(1) La forme de cette expression est en fait plus complexe : les poids peuvent varier au cours du temps et il faut garantir le chaînage de l'indice en niveau.

1

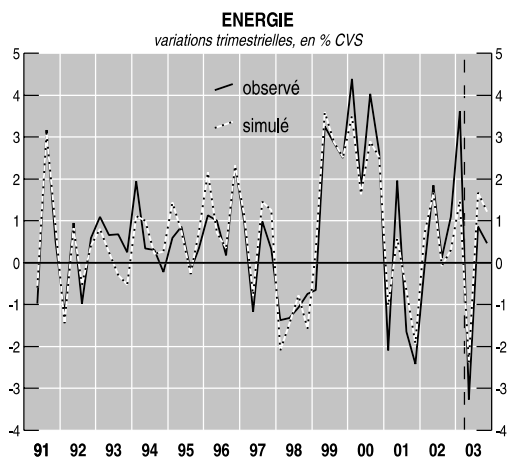
A - ZONE EURO : VARIATIONS OBSERVÉES ET EN SIMULATION DYNAMIQUE, EN DONNÉES CORRIGÉES DES VARIATIONS SAISONNIÈRES



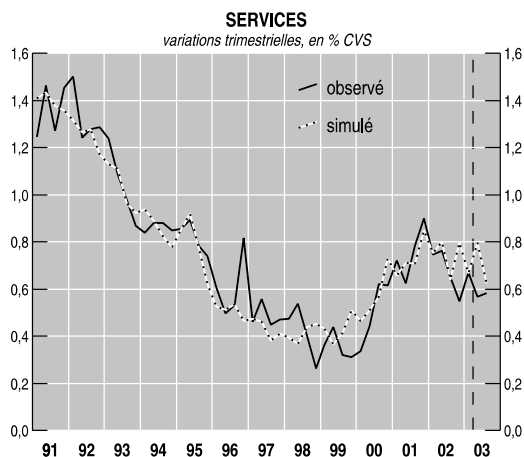
pointillé : fin de la période d'estimation



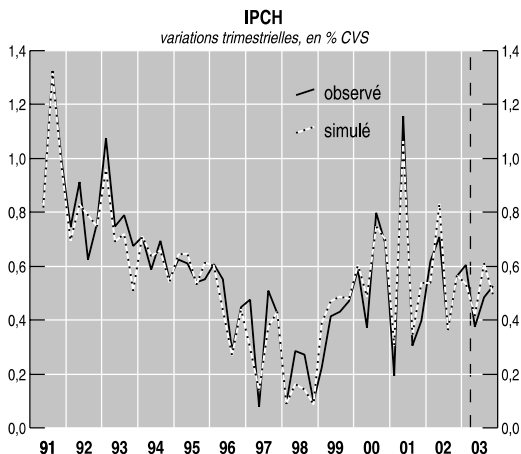
pointillé : fin de la période d'estimation



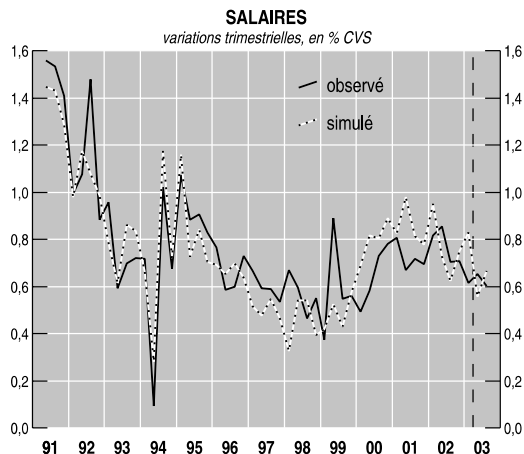
pointillé : fin de la période d'estimation



pointillé : fin de la période d'estimation



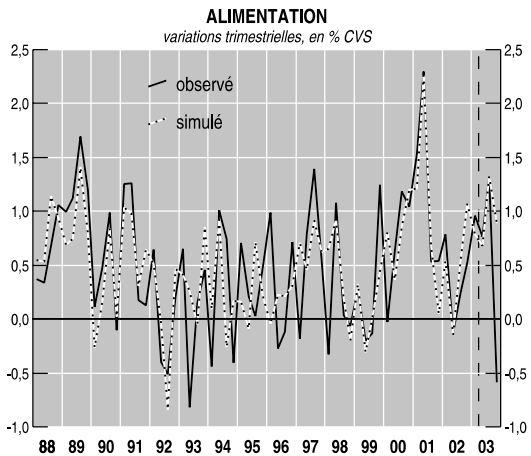
pointillé : fin de la période d'estimation



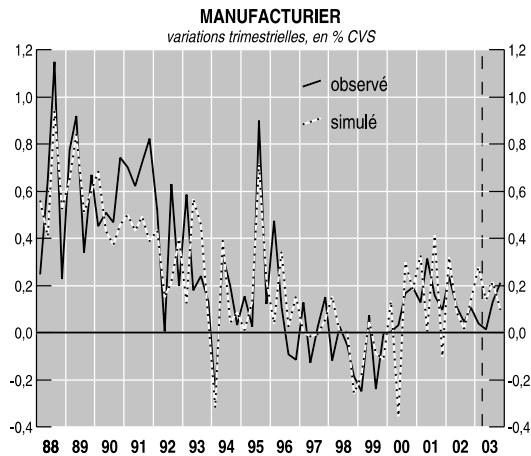
pointillé : fin de la période d'estimation

1

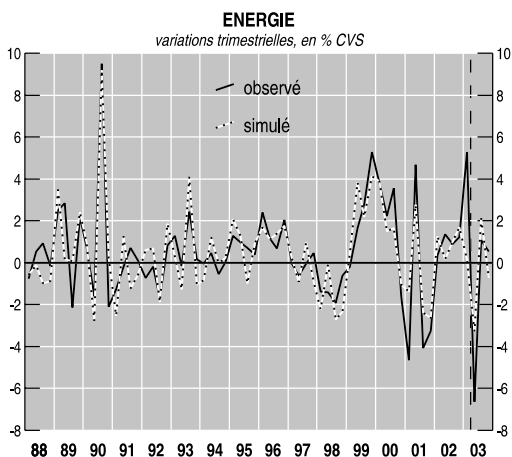
B - FRANCE : VARIATIONS OBSERVÉES ET EN SIMULATION DYNAMIQUE, EN DONNÉES CORRIGÉES DES VARIATIONS SAISONNIÈRES



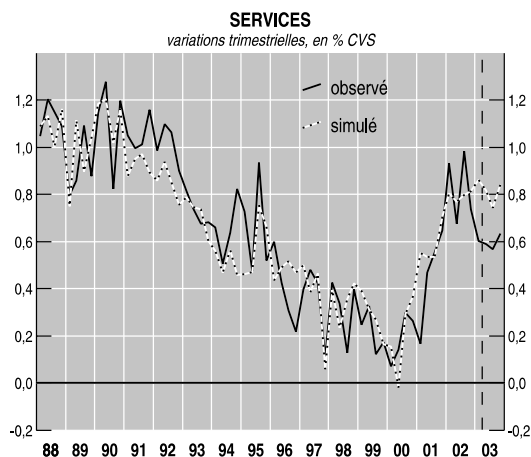
pointillé : fin de la période d'estimation



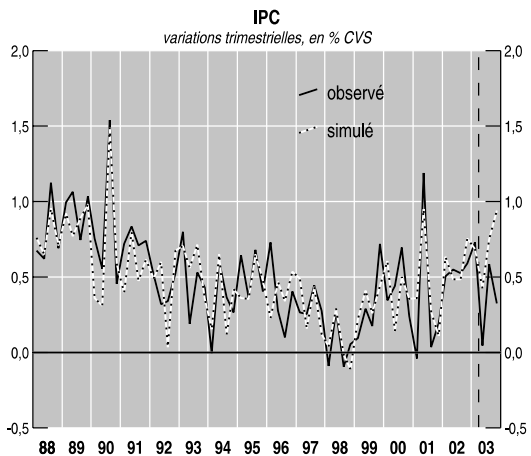
pointillé : fin de la période d'estimation



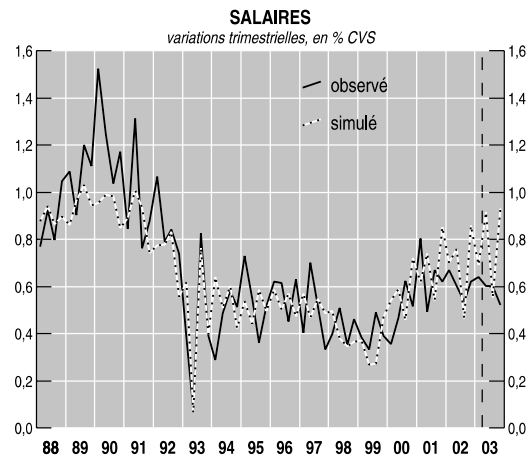
pointillé : fin de la période d'estimation



pointillé : fin de la période d'estimation



pointillé : fin de la période d'estimation



pointillé : fin de la période d'estimation

été introduite à partir de 1991. En effet, le passage à la base 90 a entraîné une modification de la méthode de calcul des prix des produits frais, ce qui a accru leur volatilité.

Les prix alimentaires sont essentiellement liés aux salaires et aux taux de change. Les prix des matières premières alimentaires n'ont qu'une faible influence dans le cas de la France et ils n'ont pas été retenus dans le cadre de la modélisation des prix de la zone euro.

Les prix à la consommation de l'énergie présentent naturellement une forte sensibilité au prix du pétrole

Le secteur de l'énergie est celui dont les prix sont les plus sensibles au prix du pétrole. Ainsi, hors effets de bouclage, une hausse de 10% du prix du pétrole se traduit, dès le trimestre courant, par une hausse d'un peu plus de 1% des prix à la consommation de ce secteur pour la zone euro et pour la France et par une hausse d'un peu plus de 1,5% à horizon de un an. De plus, les produits pétroliers étant cotés en dollar, les variations du taux de change ont une influence marquée sur l'évolution des prix des produits énergétiques.

En revanche, il ne ressort pas d'effet demande sur les prix énergétiques.

Économétriquement pour la France, les évolutions de salaires semblent avoir un impact négligeable sur les prix de l'énergie, ce qui n'est pas le cas dans la zone euro.

La spécificité française se retrouve d'ailleurs aussi dans la saisonnalité des prix de l'énergie. Ils sont en effet rehaussés au troisième trimestre alors que, pour la zone euro, c'est au premier trimestre que ces prix augmentent de manière saisonnière.

Les prix des services dépendent principalement des salaires

Les équations obtenues, pour la France et pour la zone euro, suggèrent que les prix des services suivent les évolutions des salaires mais avec des retards importants. Remarquons que les salaires utilisés ici sont nets, ce qui constitue une approximation du coût du travail. Ceci ne pose pas de problème, ces grandeurs évoluant de concert, sauf en cas de modifications des charges sociales. Par exemple, lorsque les charges baissent, on surestime l'évolution du coût du travail en utilisant les salaires nets, partant de celle des prix à la consommation. En France, ce phénomène est particulièrement marqué dans les services : la proportion des salariés payés au salaire minimum ou juste au-dessus y est plus importante que dans le reste de l'économie et les baisses de charges ont principalement concerné les bas salaires.

On observe également un effet demande significatif, traduit ici par un effet négatif du taux de chômage sur les prix des services, mais avec des délais d'action très longs, supérieurs à un an.

Les produits manufacturés sont plus exposés à la concurrence internationale et leurs prix sont tributaires d'une saisonnalité marquée et des périodes de soldes

Le taux de change, qui influence les prix des concurrents étrangers exprimés en euros, est un déterminant important du prix des produits manufacturés. En effet, ces biens étant facilement échangeables, ils sont particulièrement exposés à la concurrence internationale. Cependant, tant pour la France que pour la zone euro, seul intervient le taux de change euro-dollar. On se serait pourtant attendu à ce que le taux de change des autres concurrents intervienne également. De plus, de façon quelque peu surprenante, le taux de change n'intervient qu'à partir de la fin de l'année 1999 pour la zone euro.

Les prix des biens manufacturés sont également influencés par l'évolution des cours des matières premières importées, qui interviennent comme consommations intermédiaires du processus de production, et des salaires, dont le délai de répercussion dans les prix des produits manufacturés s'étale entre un et quatre trimestres. Les salaires ont en effet un impact direct sur les prix des biens produits, via les coûts de production et de distribution, mais aussi un impact indirect au travers des biens intermédiaires utilisés.

Pour la zone euro, la saisonnalité est renforcée depuis 2001 par la mise en place de soldes en Espagne et en Italie à partir de janvier 2001. Du fait de la brièveté de la période postérieure à cette modification, il n'était pas envisageable d'introduire de nouveaux paramètres saisonniers après cette date. Des indicatrices ont donc été introduites pour les deux premiers trimestres suivant cette modification, les prix retardés de deux trimestres prenant ensuite correctement en compte la saisonnalité due aux soldes.

Les prix déterminent en grande partie les salaires

L'élément central des négociations salariales est l'évolution du pouvoir d'achat des salaires. Celle-ci est d'abord déterminée par l'évolution des salaires nominaux en regard de l'évolution anticipée des prix. Pour former leurs anticipations d'évolutions de prix, les agents économiques s'appuient en partie sur l'observation de l'inflation passée et en partie sur d'autres éléments, notamment la cible d'inflation visée par la banque centrale. D'après les estimations réalisées, il apparaît que le poids accordé dans ce mécanisme aux évolutions passées des prix est plus important pour la zone euro dans son ensemble que pour la France. Une indexation unitaire des salaires sur l'inflation passée (i.e. une hausse des prix doit se traduire in fine par une hausse identique des salaires) a ainsi pu être imposée

pour la zone euro (à horizon d'un an) avec un grand degré de certitude mais pas pour la France⁽⁵⁾.

En outre, le chômage exerce une pression à la baisse sur la variation des salaires (c'est l'effet Phillips). Autrement dit, plus le taux de chômage est élevé et moins les salaires auront tendance à progresser. Le taux de chômage intervient tant en niveau (même si ce coefficient est fragile en pratique, il a été conservé car une littérature importante explique l'existence d'un tel phénomène) qu'en variation. Une modification du taux de chômage se répercute totalement sur les salaires (hors effet de bouclage par les prix) en moins d'un an.

Pour la France, le Smic réel pourrait également expliquer une partie des variations de salaires (cf. le dossier « Prévoir l'évolution des salaires en France » de la note de conjoncture de mars 2002). Il n'a cependant pas été retenu comme variable explicative en raison de son caractère en partie endogène. Chaque année, son augmentation doit en effet être au moins égale à la moitié de la hausse du pouvoir d'achat du salaire horaire de base ouvrier. Lorsqu'elle est supérieure à ce minimum, on parle de « coup de pouce ». Pour pallier les problèmes

d'endogénéité du Smic, une solution est de ne considérer que la composante discrétionnaire du salaire minimum. Cependant cette variable ne ressort pas significative.

On constate par ailleurs que, du début de l'année 2000 au début de l'année 2002, ce qui correspond à la période de modération salariale en France suite à la mise en œuvre des 35 heures, l'évolution des salaires, en France et en zone euro, a été moins dynamique que ce qu'indiquent les simulations. Cependant, la modération salariale en France n'est pas seule responsable de l'écart au niveau de la zone euro : elle en explique moins du quart. Cette modélisation semble donc indiquer qu'il y a eu une progression des salaires moins importante qu'elle n'aurait dû l'être dans toute la zone euro, et pas seulement en France. Ce phénomène pourrait s'expliquer par une surprise sur l'inflation, i.e. une inflation plus importante que celle anticipée par les agents et sur laquelle avaient été basées les augmentations salariales. En effet, l'inflation a interrompu en 1999 sa tendance à la baisse amorcée au début de la décennie 1990 (elle était passée de 4% pour la zone euro et 3,5% pour la France à moins de 1%) pour remonter à

plus de 2% dès 2000, essentiellement sous l'effet du renchérissement du prix du pétrole et de la dépréciation de l'euro (cf. *infra*).

Les chocs externes ont des impacts comparables sur les prix de la zone euro et de la France

Les effets inflationnistes d'une hausse du prix du pétrole sont principalement concentrés sur le secteur de l'énergie

Une hausse du prix du pétrole de 10% a un effet instantané significatif sur le prix à la consommation des produits énergétiques, tant en France que dans la zone euro (cf. *tableau 1*). Les conséquences sur les prix des autres secteurs ne se font sentir qu'avec retard et découlent principalement de la dynamique salariale : la hausse du prix des produits énergétiques provoque une hausse de l'indice des prix global d'où découle une progression des salaires qui, elle-même, conduit à une hausse des prix dans tous les secteurs. Au total, on observe, à l'horizon d'un an, une hausse des prix à la consommation de 0,10 point pour la zone euro et de 0,14 point pour la France. La réaction des prix de l'énergie semble plus marquée en France que dans la zone euro en raison de délais de propagation peut-être un peu plus courts en France. Au bout de 5 trimestres, les résultats sont quasiment identiques.

(5) A long terme, on doit théoriquement observer une indexation unitaire des salaires sur les prix. Cependant, nous avons favorisé ici la modélisation des évolutions de court terme, dans une optique de conjoncture, par rapport aux comportements de long terme. Nous avons donc été amenés à relâcher cette contrainte dans le cas de la France.

Tableau 1 : Effets sur l'inflation d'une hausse de 10% du prix du pétrole

(en %)

	Alimentaire	Manufacturier	Énergie	Services	Prix total	Salaires
Zone euro						
1er trimestre	0,00	0,00	1,06	0,00	0,10	0,01
2e trimestre	0,00	0,00	1,06	0,00	0,10	0,01
3e trimestre	0,01	0,00	1,06	0,00	0,10	0,02
4e trimestre	0,02	0,00	1,06	0,00	0,10	0,06
France						
1er trimestre	0,00	0,00	1,17	0,00	0,09	0,00
2e trimestre	0,00	0,05	1,11	0,00	0,10	0,01
3e trimestre	0,01	0,04	1,48	0,00	0,13	0,03
4e trimestre	0,02	0,04	1,65	0,00	0,14	0,06

Tableau 2a : Effets sur l'inflation d'une hausse de 10% de l'euro contre le dollar

	(en %)					
	Alimentaire	Manufacturier	Énergie	Services	Prix total	Salaires
Zone euro						
1er trimestre	0,00	0,00	-1,18	0,00	-0,11	-0,02
2e trimestre	-0,01	-0,09	-1,18	0,00	-0,15	-0,02
3e trimestre	-0,18	-0,14	-1,18	0,00	-0,19	-0,03
4e trimestre	-0,20	-0,26	-1,18	-0,01	-0,23	-0,09
France						
1er trimestre	0,00	-0,11	-1,30	0,00	-0,13	0,00
2e trimestre	0,00	-0,07	-0,96	0,00	-0,10	-0,02
3e trimestre	-0,01	-0,09	-1,05	0,00	-0,11	-0,04
4e trimestre	-0,32	-0,26	-1,89	0,00	-0,28	-0,07

Tableau 3 : Effets d'une hausse de 10% du chômage

	(en %)					
	Alimentaire	Manufacturier	Énergie	Services	Prix total	Salaires
Zone euro						
1er trimestre	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2e trimestre	-0,11	0,00	0,00	0,00	-0,03	-0,38
3e trimestre	-0,11	0,00	0,00	-0,03	-0,04	-0,39
4e trimestre	-0,16	-0,02	-0,07	-0,06	-0,07	-0,53
France						
1er trimestre	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,03
2e trimestre	-0,02	-0,01	0,00	0,00	-0,01	-0,06
3e trimestre	-0,04	-0,01	0,00	0,00	-0,01	-0,11
4e trimestre	-0,07	-0,03	0,00	0,00	-0,02	-0,15

Le taux de change a des effets importants sur les prix à la consommation

Une appréciation de l'euro tend naturellement à faire baisser l'inflation : c'est l'effet traditionnel de désinflation importée. Cet effet serait légèrement plus marqué en France, quoique plus lent, que dans la zone euro dans son ensemble, principalement en raison d'une plus forte réaction des prix de l'énergie (cf. tableau 2a).

Néanmoins, deux raisons peuvent conduire à penser que de l'effet du taux de change sur les prix est sous-estimé :

- Les effets sur les volumes ne sont pas pris en compte. Ainsi, une appréciation du taux de change a également des effets sur les prix par l'intermédiaire de variations induites de l'activité et du chômage (cf. paragraphe « limites ») ce qui n'est pas modélisé ici.

- Pour la zone euro, la prise en compte des taux de change n'est que partielle : seule la parité vis-à-vis du dollar intervient

Une hausse du taux de chômage a un effet désinflationniste avec des délais au delà de l'horizon conjoncturel

Une hausse du taux de chômage a des effets notables sur les salaires et pour les prix des produits alimentaires. De façon naturelle, on observe une baisse plus marquée des salaires que des prix à la consommation : une hausse du chômage, en réduisant le pouvoir de négociation des salariés, induit bien une baisse des salaires réels (cf. tableau 3).

Les délais de propagation de ce choc sont très importants : au bout d'un an, l'effet sur l'inflation de la zone est de moins de 0,1 point et de la moitié pour la France.

On constate que les salaires de la zone euro sont beaucoup plus sensibles à ce choc externe de chômage que les salaires de la France. Cet écart tient en partie à une différence de profil de la réponse au choc, celle-ci étant plus rapide en zone euro : au-delà de deux ans (hors tableau), il apparaît que l'effet sur les salaires français se rapproche de celui sur les salaires de la zone euro.

Une hausse du taux d'utilisation des capacités de production a un effet inflationniste important et relativement rapide en zone euro

Dès le trimestre du choc, une hausse de 10 points du Tuc accroît l'inflation de la zone euro de près d'un demi-point (cf. tableau 4). Il apparaît que cet effet passe presque exclusivement par une hausse du prix des produits énergétiques. Ensuite, le mécanisme de propagation passant par les salaires s'enclenche et l'effet de la hausse du Tuc sur les prix des produits alimentaires, qui est important mais

Tableau 4 : Effets d'une hausse de 10 points du TUC

	(en %)					
	Alimentaire	Manufacturier	Énergie	Services	Prix total	Salaires
Zone euro						
1er trimestre	0,02	0,00	4,30	0,00	0,41	0,06
2e trimestre	0,02	0,00	4,27	0,00	0,40	0,06
3e trimestre	1,58	0,00	4,27	0,01	0,75	0,13
4e trimestre	1,64	0,58	4,31	0,02	0,96	0,33

Tableau 5 : Effets d'une hausse de 1 point de TVA

	(en %)					
	Alimentaire	Manufacturier	Énergie	Services	Prix total	Salaires
France						
1er trimestre	0,30	0,40	0,00	0,83	0,52	0,00
2e trimestre	0,23	0,27	0,31	0,83	0,49	0,08
3e trimestre	0,31	0,33	0,23	1,00	0,59	0,16
4e trimestre	0,35	0,33	0,25	1,00	0,60	0,30

Tableau 2b : Effets d'une hausse de 10% de l'euro par rapport au dollar, corrections MZE

	(en %)					
	Alimentaire	Manufacturier	Énergie	Services	Prix total	Salaires
Zone euro						
1er trimestre	0,00	0,00	-1,21	0,00	-0,12	-0,02
2e trimestre	-0,01	-0,09	-1,26	0,00	-0,15	-0,02
3e trimestre	-0,20	-0,14	-1,32	0,00	-0,20	-0,04
4e trimestre	-0,24	-0,26	-1,34	-0,01	-0,26	-0,11

retardé de deux trimestres, entre également en jeu. Il en résulte une hausse des prix à la consommation de près de 1% au bout d'un an.

Pour la France, le Tuc n'est pas apparu être une variable pertinente pour l'explication des prix.

En France, une hausse de la TVA est répercutée rapidement dans le secteur manufacturier et les services, mais en partie seulement à court terme.

Une hausse de la TVA entraîne un ajustement immédiat des prix dans le secteur manufacturier, l'alimentaire et les services et un ajustement plus tardif dans l'énergie (cf. tableau 5). Ces estimations sont à prendre avec prudence, notamment pour l'alimentaire. La sensibilité des prix au taux de TVA est, en effet, difficile à estimer car ce taux a peu varié sur la période considérée. Selon ces estimations, la répercussion serait totale, à l'ho-

rizon d'un an, dans les services et encore seulement partielle dans les autres secteurs.

Des limites inhérentes à la démarche retenue

Le défaut principal de la démarche retenue est qu'elle prend en compte comme endogènes⁽⁶⁾ seulement des variables nominales (prix et salaires) et pas les grandeurs réelles. Cela peut avoir des effets sur la qualité des variantes analytiques présentées auparavant. Notamment, dans la modélisation retenue ici, une variation de taux de change ou de prix du pétrole, quelle que soit son ampleur, n'aura aucun effet sur le taux de chômage ou sur le taux d'utilisation des capacités.

Le fait que les grandeurs réelles soient traitées comme totalement exogènes peut conduire à sous-estimer les effets en variante, par exemple dans le cas du taux de change. En effet, une appréciation

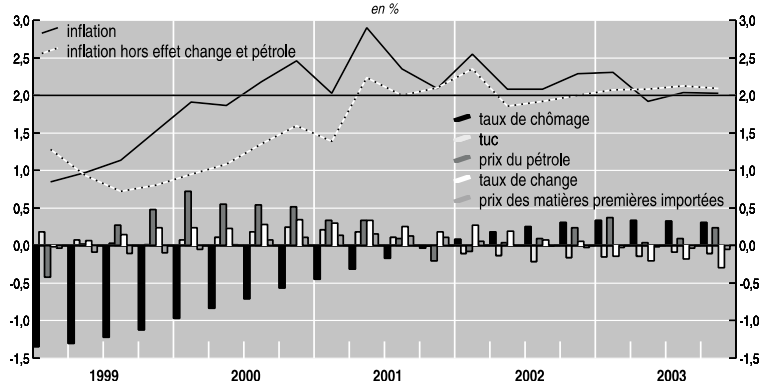
de l'euro (que ce soit par rapport au dollar ou en termes effectifs) conduit à une perte de compétitivité. Il en découle une baisse de l'activité, ce qui se traduit par une hausse du chômage et une baisse du taux d'utilisation des capacités de productions. Celles-ci provoquent à leur tour une baisse de l'inflation.

Cependant, dans l'objectif de faire des prévisions de court terme, l'inconvénient est mineur. Ainsi, dans une variante d'appréciation de 10% du taux de change de l'euro en incorporant des modifications de Tuc et de taux de chômage que cela implique dans le cadre du modèle MZE pour la zone euro (cf. tableau 2b), les résultats ne sont modifiés que d'un léger renforcement de l'effet sur les prix et les salaires.

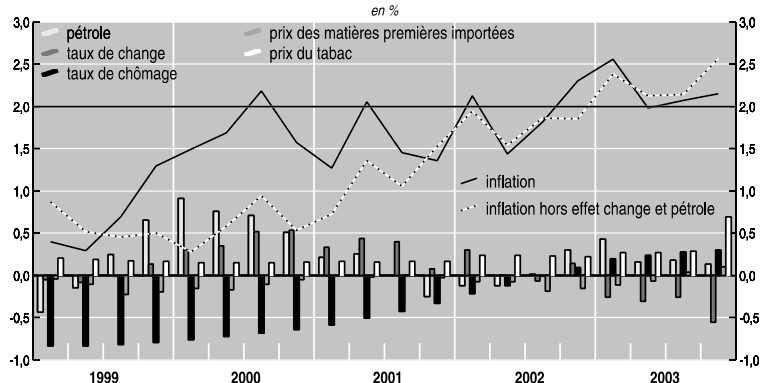
⁽⁶⁾ Variable dont l'évolution est modélisée, par opposition à une variable exogène dont l'évolution est considérée comme donnée.

2

ZONE EURO : CONTRIBUTIONS DU PRIX DU PETROLE ET DU TAUX DE CHANGE A L'INFLATION



FRANCE : CONTRIBUTIONS DU PRIX DU PETROLE ET DU TAUX DE CHANGE A L'INFLATION



Une relecture du passé récent

Bien que les modèles présentés ici ne soient pas structurels mais orientés vers une description des dynamiques des prix en vue de faire des prévisions de court terme, ils donnent des éléments sur les raisons des évolutions passées de l'inflation.

La poussée d'inflation en zone euro et en France en 1999 et 2000 serait en grande partie due aux effets combinés des évolutions du prix du pétrole et du taux de change

Dès 1999, les évolutions du taux de change (mouvement de dépréciation de l'euro générant de l'inflation importée) et du prix du pétrole ont fortement contribué à l'augmentation de l'inflation dans la zone euro et en France (cf. graphi-

ques 2). En effet, le baril de pétrole est passé de moins de 13\$ en 1998 à plus de 28\$ en 2000 et s'est ensuite maintenu à plus de 24\$ en moyenne annuelle. Parallèlement, l'euro s'est déprécié de 24% par rapport au dollar entre la fin de l'année 1998 et la fin de l'année 2001 et il ne s'est redressé qu'à partir du second semestre 2002. Ces évolutions expliquent ainsi intégralement la hausse de l'inflation entre le premier trimestre 1999, où elle n'était que de 0,8% en zone euro et de 0,4% en France, et le premier trimestre 2000, où elle a atteint 1,9% en zone euro et 1,5% en France. Ensuite, leurs contributions à l'inflation sont restées importantes jusqu'à la mi-2001. Au total, s'il n'y avait pas eu les effets conjugués de l'évolution du taux de change et du prix du pétrole, l'inflation de la zone euro ne se serait installée au-dessus des 2% qu'à la mi-2001 au lieu du milieu

de 2000 et l'inflation française n'aurait franchi ce seuil que début 2003.

En revanche, suite au mouvement d'appréciation de l'euro observé depuis le milieu de l'année 2002, le taux de change contribue à la baisse de l'inflation en 2003. Cela aurait conduit l'inflation, de la France comme de la zone euro, sous les barres des 2% s'il n'y avait eu un rebond du prix du pétrole en 2002 et au début de l'année 2003, le baril de Brent passant de moins de 22\$ au dernier trimestre 2001 à plus de 29\$ au premier trimestre 2003.

Entre 2000 et 2002, en France et en zone euro, la baisse du chômage observée entre 1997 et 2001 a eu une forte contribution, environ un point, à la hausse de l'inflation. On retrouve ici l'effet très retardé du cycle économique sur les évolutions de prix.

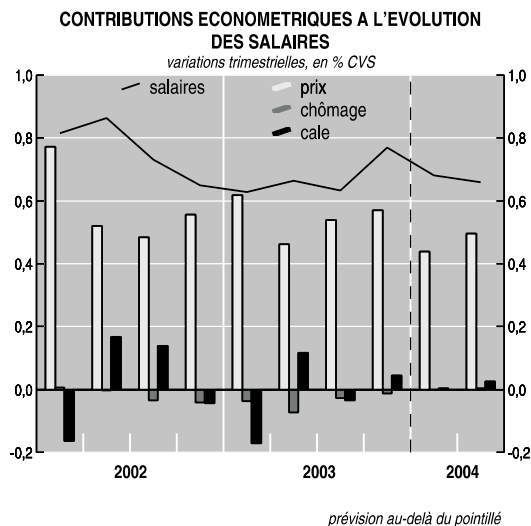
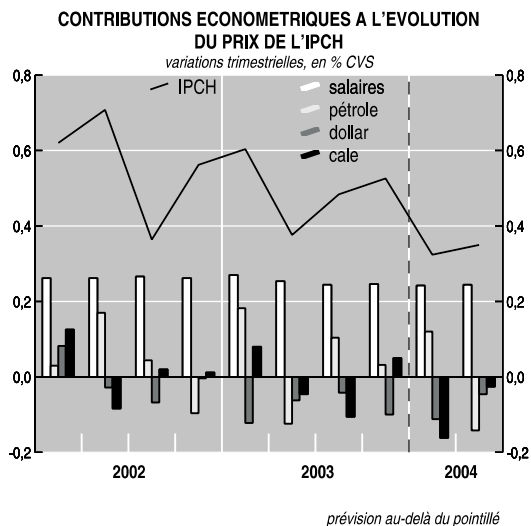
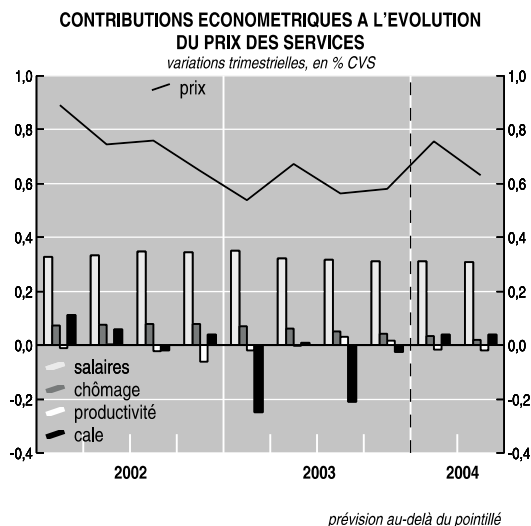
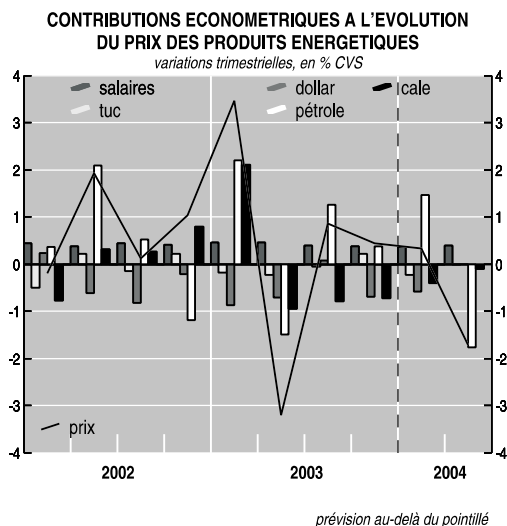
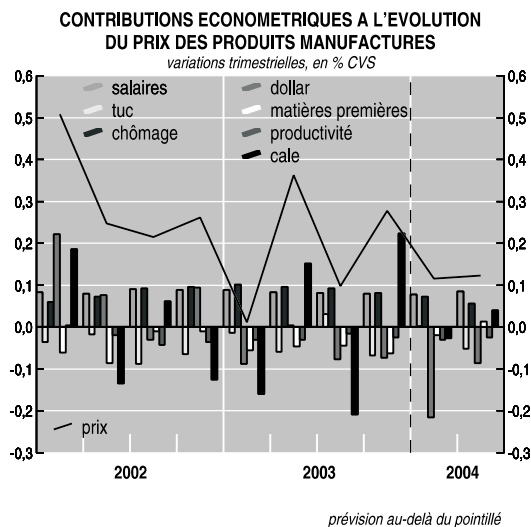
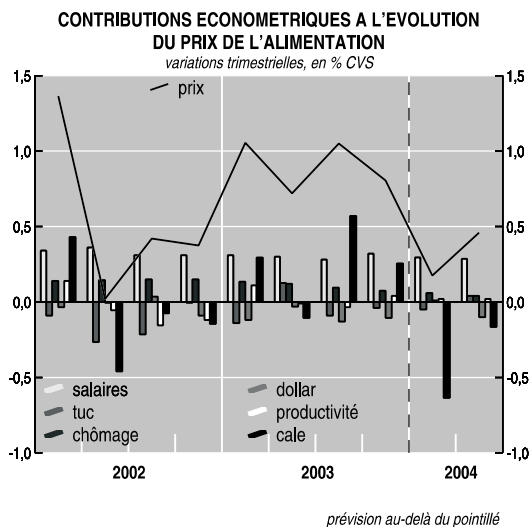
En 2003, l'inflation a aussi résisté en raison des augmentations du prix du tabac en France.

Un enrichissement de la lecture de la prévision d'inflation faite dans la note

Le modèle présenté ci-dessus permet de faire une relecture de la prévision présentée dans la fiche « Prix à la consommation au sein de la zone euro » en termes macroéconomiques, en déterminant les contributions des différentes variables économiques à l'inflation par secteur (cf. graphiques 3).

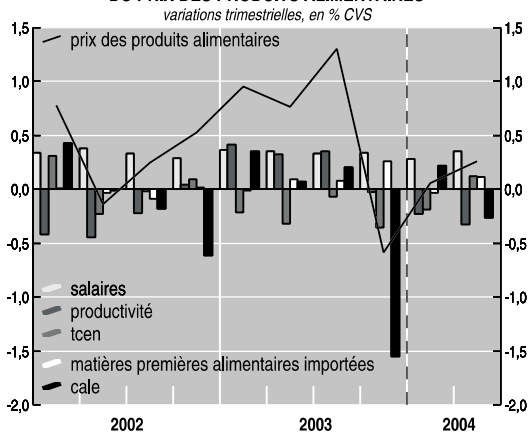
En France et en zone euro, l'important mouvement passé d'appréciation de l'euro continuerait de pousser les prix à la baisse au premier semestre de 2004. Ce phénomène serait particulièrement marqué au premier trimestre pour les prix à la consommation des produits énergétiques. Parallèlement, le repli du prix du baril de pétrole au deuxième trimestre aurait une forte contribution négative à l'évolution du prix de l'énergie au deuxième trimestre après une forte contribution positive au premier trimestre. ■

A - ZONE EURO : PRÉVISION DES INFLATIONS ET CONTRIBUTIONS



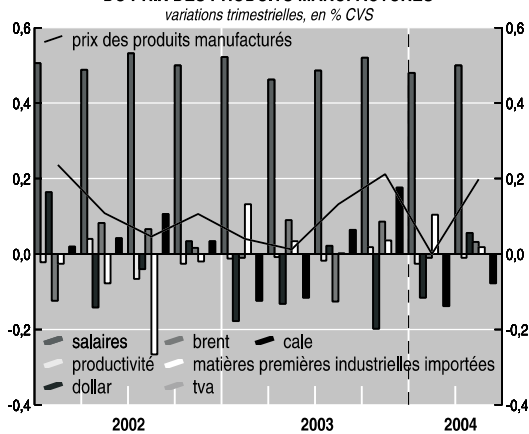
B - FRANCE : PRÉVISION DES INFLATIONS ET CONTRIBUTIONS

CONTRIBUTIONS ECONOMETRIQUES A L'EVOLUTION DU PRIX DES PRODUITS ALIMENTAIRES



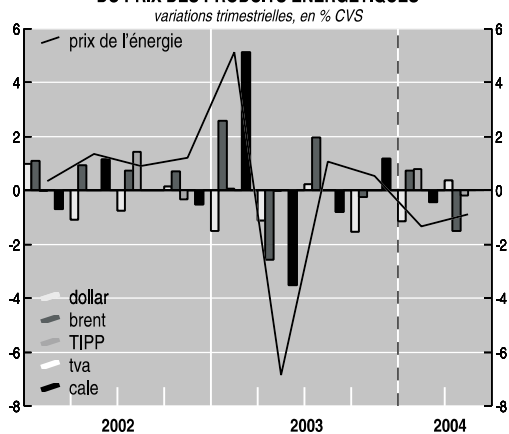
prévision au-delà du pointillé

CONTRIBUTIONS ECONOMETRIQUES A L'EVOLUTION DU PRIX DES PRODUITS MANUFACTURÉS



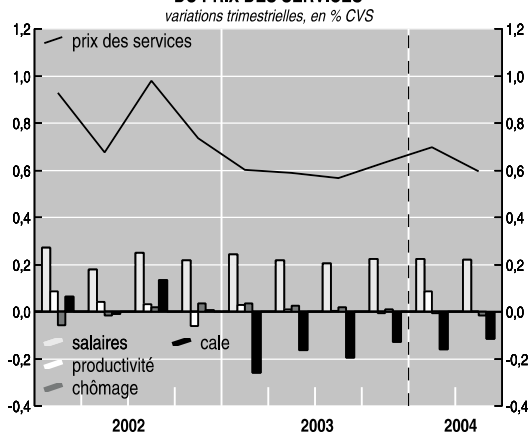
prévision au-delà du pointillé

CONTRIBUTIONS ECONOMETRIQUES A L'EVOLUTION DU PRIX DES PRODUITS ENERGETIQUES



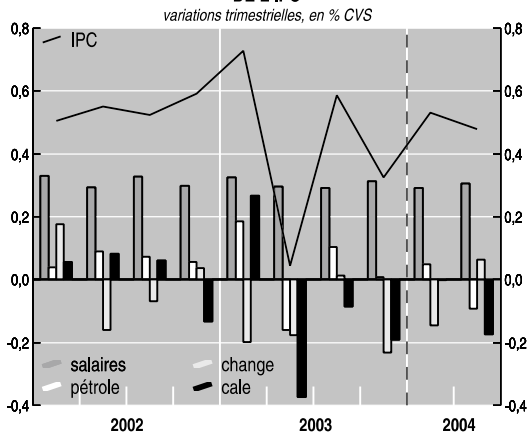
prévision au-delà du pointillé

CONTRIBUTIONS ECONOMETRIQUES A L'EVOLUTION DU PRIX DES SERVICES



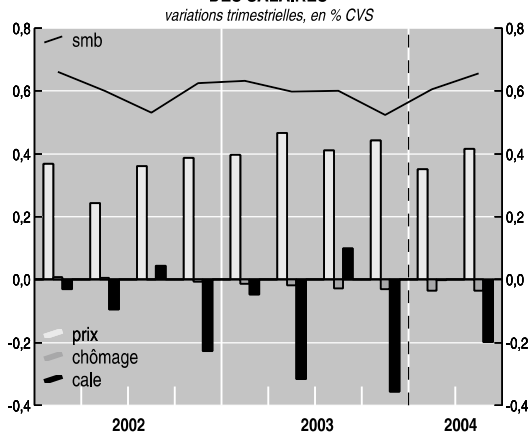
prévision au-delà du pointillé

CONTRIBUTIONS ECONOMETRIQUES A L'EVOLUTION DE L'IPC



prévision au-delà du pointillé

CONTRIBUTIONS ECONOMETRIQUES A L'EVOLUTION DES SALAIRES



prévision au-delà du pointillé

ENCADRÉ 3 : RÉGRESSION ENTRE SÉRIES DE SAISONNALITÉ DIFFÉRENTES

Certaines séries considérées présentent un caractère saisonnier, a priori différent pour chaque série, et d'autres pas. Pour tenir compte de ce fait, des indicatrices trimestrielles ont été introduites dans toutes les équations.

En effet, pour une série Y_t , en faisant l'hypothèse que le caractère saisonnier est constant au cours du temps, son équivalent désaisonnalisé est :

$$\begin{cases} \tilde{Y}_t = \left(\sum_{i=1}^4 \alpha_i \cdot trim_i \right) Y_t \\ \sum_{i=1}^4 \alpha_i = 4 \end{cases}$$

où $trim_i$ prend la valeur 1 pour le trimestre i et 0 sinon. Si la série ne présente pas de saisonnalité, tous les coefficients seront égaux à 1.

En notant en minuscule le logarithme des grandeurs, si l'on postule l'existence d'une relation du type :

$$\Delta \tilde{y}_t = \lambda \Delta \tilde{x}_t + C$$

celle-ci se réécrit en utilisant les séries brutes ⁽¹⁾ :

$$\Delta y_t + \sum_{i=1}^4 \ln(\alpha_i) \cdot trim_i(t) - \sum_{i=1}^4 \ln(\alpha_i) \cdot trim_{i+1}(t) = \lambda \Delta x_t + \lambda \sum_{i=1}^4 \ln(\beta_i) \cdot trim_i(t) - \lambda \sum_{i=1}^4 \ln(\beta_i) \cdot trim_{i+1}(t) + C$$

Soit, en regroupant les termes selon les indicatrices trimestrielles :

$$\Delta y_t = \lambda \Delta x_t + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \cdot trim_i(t) + C$$

or $\sum_{i=1}^4 trim_i(t) = 1$

$$\Delta y_t = \lambda \Delta x_t + \sum_{i=1}^3 (\gamma_i - \gamma_4) \cdot trim_i(t) + C + \gamma_4 = \lambda \Delta x_t + \sum_{i=1}^3 \gamma'_i \cdot trim_i(t) + C'$$

Il est donc nécessaire, du fait que l'on travaille sur les données brutes, d'introduire dans les équations les indicatrices de trois trimestres. ■

(1) NB : seule une des variables $trim_i$ est non nulle à chaque trimestre, si bien que à chaque date :

$$\ln\left(\sum_{i=1}^4 \alpha_i trim_i\right) = \ln(\alpha_j trim_j) = \ln(\alpha_j) trim_j = \sum \ln(\alpha_i) trim_i$$

ENCADRÉ 4 : STRATÉGIE D'ESTIMATION ET RÉSULTATS

La méthode générale retenue pour estimer le système d'équations est le maximum de vraisemblance, méthode dite FIML (Full Information Maximum Likelihood). Cependant, cette méthode a deux principaux inconvénients :

- l'algorithme d'optimisation peut conduire à un maximum local, l'initialisation des coefficients revêt donc une certaine importance ;
- toutes les équations étant estimées simultanément, une mauvaise spécification de l'une des équations conduit à une mauvaise estimation des coefficients de toutes les équations, et non des seuls coefficients de l'équation mal spécifiée. Afin d'initialiser de façon pertinente les coefficients et de contrôler la spécification de chaque équation, il a été procédé à l'estimation équation par équation par les moindres carrés ordinaires, en autorisant jusqu'à six retards pour les exogènes et pour l'endogène considérée puis en supprimant les retards ayant un T de Student inférieur à 1. Dans un second temps, la modélisation a été affinée en recourant à l'estimation FIML, en initialisant les coefficients par ceux obtenus par les moindres carrés sur chaque équation.

Travaillant sur des données brutes, des indicatrices trimestrielles ont été introduites dans toutes les équations (cf. encadré 3).

Toutes les estimations ont été réalisées sous TROLL.

Les T de Student sont présentés sous les coefficients. JB présente le seuil d'acceptation de l'hypothèse de normalité du résidu selon le test de Jarque-Bera (une valeur faible conduira donc à rejeter cette hypothèse).

Notations

Dans les équations présentées ci-dessous, toutes les variables sont en logarithme.

Les variables trim1, trim2 et trim3 sont des indicatrices trimestrielles. trim1 prendra ainsi la valeur 1 pour le 1er trimestre de chaque année.

I_{xxqy} désigne l'indicatrice prenant la valeur 1 au trimestre y de l'année xx.

I_{xxqy-} désigne l'indicatrice qui prend la valeur 1 à partir du trimestre y de l'année xx.

Palim : prix à la consommation des produits alimentaires

Pmanuf : prix à la consommation des produits manufacturés

Pénergie : prix à la consommation des produits énergétiques

Pserv : prix à la consommation des services

Ptotal : indice des prix à la consommation (IPCH)

smb : salaire mensuel de base

u : taux de chômage

e : taux de change euro-dollar (convention : 1€ = e \$)

eff : taux de change effectif nominal de l'euro pour la France

brent : prix du brent, en dollar par baril

matpal : prix, en devises, des matières premières agricoles importées

matpin : prix, en devises, des matières premières industrielles importées

matind : prix, en euros, des matières premières industrielles importées

Tuc : taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie

tvanrj : taux de TVA dans l'énergie

tvaal : taux de TVA dans l'alimentaire

tvama : taux de TVA dans le secteur manufacturier

tvase : taux de TVA dans les services

tipp : taxe intérieure sur les produits pétroliers

π_{ind} : productivité dans l'industrie, définie comme le ratio entre valeur ajoutée en volume et emploi total

π_{serv} : productivité dans les services, définie comme le ratio entre valeur ajoutée en volume et emploi total

π_{agri} : productivité dans l'agriculture, définie comme le ratio entre valeur ajoutée en volume et emploi total

ENCADRÉ 4 : STRATÉGIE D'ESTIMATION ET RÉSULTATS (SUITE)

La zone euro

Période d'estimation : 1991q2-2003q2

Les variables explicatives sont significatives au seuil de 5%, à l'exception de la productivité dans l'équation des prix de service et du taux de chômage en niveau dans l'équation de salaire de la zone euro qui ne le sont qu'au seuil de 10% et de la productivité dans l'équation de prix des produits manufacturés qui n'est significative qu'au seuil de 15%. Ces variables ont toutefois été conservées car il existe un fondement théorique fort pour justifier leur présence.

• Prix à la consommation des produits alimentaires

$$\begin{aligned} \Delta Palim = & 0,294[\Delta smb + 0,5 \cdot \Delta smb(-2)] - 0,012 \cdot u(-5) + 0,134 \cdot [\Delta Tuc(-2) + 0,5 \cdot \Delta Tuc(-4)] - 0,018 \cdot \Delta e(-2) \\ & - 0,079 \Delta \pi_{agri}(-4) + 0,009 \cdot I_{01q2} + 0,009 \cdot trim1 + 0,003 \cdot trim2 - 0,002 \cdot trim3 + 0,029 \\ & \end{aligned}$$

3,58
3,08
3,75
2,42
2,70
3,55
7,36
2,22
1,39
3,01

$$R^2 = 82\% \quad SER = 0,32\% \quad DW = 1,94 \quad JB = 21\%$$

• Prix à la consommation des produits manufacturés

$$\begin{aligned} \Delta Pmanuf = & 0,064 \cdot \Delta Pmanuf(-1) - 0,240 \cdot I_{99q3-} \cdot \Delta Pmanuf(-1) + 0,655 \cdot \Delta Pmanuf(-2) + 0,061 \cdot \Delta smb(-2) \\ & + 0,051 \cdot \Delta tuc(-3) - 0,006 \cdot u(-5) - 0,010 \cdot I_{99q3-} \cdot [\Delta e(-1) + 2 \cdot \Delta e(-6)] - 0,016 \Delta \pi_{ind} \\ & + 0,007 \cdot [matind(-2) + matind(-3)] + 0,004 \cdot I_{93q1} - 0,007 \cdot I_{01q1} + 0,006 \cdot I_{01q2} - 0,000 \cdot trim1 \\ & - 0,000 \cdot trim2 - 0,004 \cdot trim3 + 0,014 \\ & \end{aligned}$$

1,32
3,05
9,11
2,50
3,43
4,20
4,09
1,47
3,61
4,07
7,89
5,54
0,27
0,44
6,71
4,40

$$R^2 = 97\% \quad SER = 0,12\% \quad DW = 1,87 \quad JB = 93\%$$

• Prix à la consommation des produits énergétiques

$$\begin{aligned} \Delta P\text{énergie} = & 0,194[\Delta smb(-2) + 2 \cdot \Delta smb(-4)] + 0,370 \cdot \Delta Tuc - 0,124 \cdot \Delta e + 0,110 \Delta brent + 0,042 \Delta brent(-4) \\ & + 0,010 \cdot trim1 - 0,005 \cdot trim2 + 0,003 \cdot trim3 - 0,001 \\ & \end{aligned}$$

3,32
3,78
6,18
15,53
7,54
3,46
1,89
0,88
0,47

$$R^2 = 86\% \quad SER = 0,74\% \quad DW = 2,14 \quad JB = 19\%$$

• Prix à la consommation des services

$$\begin{aligned} \Delta Pserv = & 0,083[\Delta smb(-1) + \Delta smb(-2) + 1,5 \cdot \Delta smb(-3) + \Delta smb(-4) + \Delta smb(-6)] - 0,007 \cdot u(-5) \\ & - 0,091 \pi_{serv}(-2) - 0,003 \cdot I_{96-} + 0,010 \cdot trim1 + 0,008 \cdot trim2 + 0,012 \cdot trim3 + 0,014 \\ & \end{aligned}$$

6,14
4,38
1,67
7,80
22,11
16,70
24,45
3,46

$$R^2 = 96\% \quad SER = 0,11\% \quad DW = 1,60 \quad JB = 27\%$$

• Salaire mensuel de base

$$\begin{aligned} \Delta smb = & (1 - 5 \cdot 0,145) \Delta smb(-1) + 0,145 \cdot [\Delta Ptotal + 3 \cdot \Delta Ptotal(-3) + \Delta Ptotal(-4)] - 0,003 \cdot u(-3) \\ & - 0,042 \cdot \Delta u(-1) + 0,002 \cdot trim1 + 0,005 \cdot trim2 + 0,006 \cdot trim3 + 0,004 \\ & + I_{95-} \cdot \left[\begin{array}{cccc} 0,001 \cdot trim1 & 0,011 \cdot trim2 & -0,015 \cdot trim3 & 0,001 \\ 0,68 & 9,80 & 9,68 & 0,60 \end{array} \right] \\ & \end{aligned}$$

(contra int)
12,76
1,72
4,17
1,75
5,86
5,47
1,15

$$R^2 = 97\% \quad SER = 0,17\% \quad DW = 2,01 \quad JB = 77\%$$

L'indexation unitaire des salaires sur les prix a été imposée. Cette restriction est acceptée par les données.

