

BULLETIN | DE LA BANQUE DE FRANCE

SEPTEMBRE 2005

DOSSIER | **LA PERSISTANCE
DE L'INFLATION**

141



À PARAÎTRE

Septembre 2005

Rapport annuel de la Zone franc

2004 | RAPPORT ANNUEL
DE LA ZONE FRANC



SOMMAIRE

| Vue d'ensemble

| L'évolution de la situation économique et financière internationale

| L'évolution économique et financière dans les pays africains de la Zone franc

| La politique et les agrégats monétaires dans les zones d'émission africaines

| Les monographies économiques

Bénin
Burkina Faso
Côte d'Ivoire
Guinée-Bissau
Mali
Niger
Sénégal
Togo
Cameroon
Centrafrique
Congo
Gabon
Guinée Équatoriale
Tchad
Comores

Le rapport annuel de la Zone franc est remis chaque année aux chefs d'État, ministres des Finances et gouverneurs des seize pays africains et comorien membres de la Zone franc ainsi qu'aux autorités françaises et européennes. Il est élaboré à partir des données statistiques des banques centrales africaines (BCEAO, BEAC et BCC) et d'échanges et de rencontres avec les opérateurs publics et privés de ces pays. Il est publié en septembre de chaque année à l'occasion des réunions d'automne des ministres des Finances de la Zone franc.

Ce rapport est composé de deux parties. La première analyse l'actualité économique, monétaire et financière de chacune des sous-zones régionales (UEMOA, CEMAC, Comores). Cette année, des encarts, réalisés dans le cadre d'une étroite collaboration avec les banques centrales africaines, décrivent, en outre, la situation et les évolutions des systèmes de paiement en Zone franc. Une seconde partie, composée des monographies de chaque pays membre, présente en détail chaque économie nationale, y compris dans ses aspects structurels, ainsi que les dernières prévisions en date.

Le rapport Zone franc 2004, qui vient de paraître, est accessible gratuitement sur le site internet de la Banque de France (www.banque-france.fr) qui comporte également le communiqué de presse publié (en version française et anglaise) par la Banque. Dans la mesure des stocks disponibles, des exemplaires de la version brochée peuvent être obtenus, sur demande.

SOMMAIRE

ÉDITORIAL

La persistance de l'inflation

ACTUALITÉ

Sommaire	I
Faits saillants	2
1 La situation économique de la France	3
2 La monnaie, les placements et les financements	9
3 Les marchés de capitaux	13

ÉTUDES

Sommaire	19
Dossier	
Quelles hypothèses pour expliquer un changement du régime de l'inflation en France ?	21
La dynamique de l'inflation en France	33
Caractéristiques des ajustements de prix en France et dans la zone euro : quelques faits stylisés tirés des données individuelles de prix à la consommation	41
La formation des prix dans les industries françaises et dans la zone euro : résultats d'enquêtes spécifiques	51

STATISTIQUES

Sommaire	59
Situation économique générale	SI
Monnaie, placements et financements	SII
Marchés de capitaux et taux d'intérêt	S29
Autres statistiques	S37
Notices méthodologiques	S43
Arborescence de la rubrique statistique du site internet	S51
Adresses internet des séries chronologiques	S52

DIVERS

Abréviations	I
Documents publiés	III
Sommaire du Bulletin officiel de la Banque de France n° 81 de septembre 2005	IX
Coupon-abonnement	XI

Achevé de rédiger le 20 Septembre 2005

Site internet : www.banque-france.fr

La persistance de l'inflation

La mission prioritaire de l'Eurosystème est de garantir la stabilité des prix, définie comme une croissance annuelle de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) dans la zone euro inférieure mais proche de 2 % à moyen terme. De ce fait, il est nécessaire de disposer d'un diagnostic sur le degré de persistance de l'inflation et sur la rigidité des prix. Au niveau macroéconomique, l'inflation est persistante si, suite à un choc, elle ne retourne que lentement vers sa valeur de long terme. Une persistance élevée peut ainsi mettre en danger l'objectif de stabilité des prix dès que l'économie subit un choc inflationniste comme un renchérissement du pétrole. La rigidité des prix traduit le fait que, au niveau microéconomique, les prix s'ajustent plus ou moins fréquemment et peuvent connaître une résistance à la baisse. C'est l'un des éléments déterminants du degré de persistance de l'inflation.

Un projet de recherche a donc été consacré par l'Eurosystème à la persistance de l'inflation (*Inflation Persistence Network* – IPN). La Banque de France a largement contribué à ces travaux, notamment ceux qui ont été menés sur la France par comparaison avec la zone euro, comme l'attestent quatre articles de ce *Bulletin*.

Les principales conclusions à en retenir sont les suivantes :

- au niveau de la zone euro comme de la France, le degré de persistance de l'inflation semble rester relativement modéré, bien que sa mesure soit entachée d'incertitude ; ceci confirme que la politique monétaire est en mesure de contrôler l'inflation de moyen terme ;
- il n'y a pas de signe tangible de rigidité spécifique à la baisse des prix dans la zone euro, même si les prix changent moins souvent en zone euro et en France qu'aux États-Unis par exemple. Ceci infirme la thèse que la définition de la stabilité des prix choisie par l'Eurosystème soit particulièrement difficile à satisfaire ;
- pour autant, la rigidité des prix à la consommation, plus forte en zone euro qu'aux États-Unis, y justifie une plus grande attention, voire une plus grande vigueur de réaction des autorités monétaires à un choc inflationniste ;
- l'existence d'une asymétrie dans la réaction des prix à des chocs de coût et de demande, favorables ou défavorables, rend nécessaire une identification détaillée de ces chocs et conforte le choix des autorités monétaires d'appuyer leur diagnostic sur une large gamme d'indicateurs économiques.

En pratique, les travaux de l'IPN se sont déroulés entre 2003 et 2005 et ont notamment fait l'objet d'une conférence internationale organisée à la BCE et de séminaires à la Banque de France. Les résultats de l'IPN, qui a réuni une quarantaine d'économistes de l'Eurosystème, reposent sur deux éléments principaux : la coopération forte établie entre ces économistes, permettant la mise en oeuvre de recherches comparatives, d'une part, et l'utilisation de bases de données originales, notamment des relevés détaillés de prix à la consommation, des enquêtes spécifiques sur les comportements de fixation des prix et des séries chronologiques d'inflation désagrégées sur longue période, d'autre part. La Banque de France a participé activement à ce projet en produisant des travaux sur l'ensemble des thèmes abordés (voir la bibliographie des différents articles pour une liste exhaustive des travaux) et en analysant des bases de données de taille

particulièrement importante, par exemple treize millions d'observations de relevés de prix à la consommation.

Les quatre articles sélectionnés dans ce *Bulletin* établissent plusieurs résultats résumés ci-dessus.

Au niveau macroéconomique, à partir d'une étude des propriétés statistiques de l'inflation sur la période 1973-2003, les deux articles de L. Bilke mettent en évidence une rupture nette dans le niveau de l'inflation au milieu des années quatre-vingt en France. Celle-ci reflète notamment un changement de la politique monétaire ainsi qu'une modification des procédures d'indexation des salaires aux prix. Lorsque l'on prend en compte cette rupture, la persistance estimée est relativement modérée. Les études comparatives suggèrent que ce dernier résultat vaut également pour les États-Unis ainsi que, depuis le début des années quatre-vingt-dix, pour les autres pays de la zone euro.

Au niveau microéconomique l'article de L. Baudry et al. montre que la rigidité des prix à la consommation semble en revanche relativement importante au sens où les prix changent peu souvent : pour un mois donné, environ 15 % des prix changent dans la zone euro (sur la période 1994-2000) et environ 20 % des prix en France (1994-2000), contre environ 25 % aux États-Unis selon une étude américaine réalisée sur la période 1995-1997. Cependant, il n'y a pas de signe tangible de rigidité particulière à la baisse des prix à la consommation dans la zone euro : en moyenne, quatre changements de prix sur dix sont des baisses. En outre, tant en France que pour les autres pays, les comportements sous-jacents de fixation des prix apparaissent très hétérogènes : les prix des services sont largement révisés annuellement, indépendamment du rythme de l'inflation sectorielle, alors que le rythme de révision des prix de l'énergie et des produits alimentaires, plus rapide, est davantage lié à l'évolution de l'inflation dans leur secteur.

Enfin, l'article de C. Loupias et R. Ricart analyse une enquête menée auprès d'un échantillon de plus de 1 600 entreprises industrielles interrogées en 2003-2004 par les succursales de la Banque de France, ainsi que les résultats d'enquêtes analogues menées dans d'autres pays de la zone euro. Ceux-ci révèlent que les principales explications de la rigidité se trouvent dans les comportements stratégiques des entreprises ainsi que dans les contrats implicites ou explicites qui lient par exemple les producteurs. Elles montrent également qu'il existe une asymétrie dans la rigidité aux chocs de coûts et de demande : les entreprises réagissent plus aux hausses qu'aux baisses de coût. En revanche, elles réagissent plus rapidement et plus fortement aux baisses qu'aux hausses de la demande.

Faits saillants	2
1 La situation économique de la France	3
1 1 La croissance et les prix	3
1 2 La balance des paiements	7
2 La monnaie, les placements et les financements	9
2 1 Les grandes tendances en France et dans la zone euro	9
2 2 L'endettement intérieur total – France	9
2 3 L'endettement sur les marchés	10
2 4 Les crédits des institutions financières monétaires	10
2 5 Les taux d'intérêt sur les contrats nouveaux	10
2 6 Les flux de souscription des OPCVM	11
3 Les marchés de capitaux	13
3 1 Les marchés de change et de matières premières	13
3 2 Les marchés de taux d'intérêt	14
3 3 Les marchés boursiers	16

Encadrés

1 Zone euro et évolution récente de l'environnement international	4
2 Compétitivité de l'économie française	5
3 Premiers éléments sur les émissions obligataires sur la place de Paris en août 2005	11
4 Structure et évolution des PEA bancaires au deuxième trimestre 2005	12
5 Opérations du marché monétaire traitées sur la place de Paris : sélection d'indicateurs	17

Faits saillants

la situation économique de la France

- La production industrielle a baissé de 0,9 % en juillet et de 0,7 % sur un an.
- Le taux de chômage a diminué, en juillet, de 0,2 point, à 9,9 % de la population active.
- L'indice des prix à la consommation harmonisé a augmenté, en août, de 0,4 % sur le mois et de 2,0 % sur un an.
- Accroissement du déficit cvs des transactions courantes en juillet 2005, à – 2,3 milliards d'euros. Sur les sept premiers mois de l'année, hausse de plus de 12 milliards du déficit courant cvs par rapport à la même période de 2004.

La monnaie, les placements et les financements

- La croissance annuelle de l'agrégat $M3$ en zone euro s'est renforcée à 7,9 % en juillet, du fait de l'accélération de l'ensemble de ses composantes, à l'exception de la monnaie fiduciaire, qu'il s'agisse des dépôts à vue (10,2 %), des autres dépôts monétaires constitutifs de $M2 - M1$ (5,3 %) ou des instruments négociables inclus dans $M3 - M2$ (5,9 %).
- Au sein des contreparties de $M3$, la progression annuelle des créances sur le secteur privé s'est renforcée, à 8,4 %, du fait de l'accélération des crédits (8,2 %).
- En France, la croissance annuelle des crédits au secteur privé s'est également renforcée à 9,0 % en juillet, du fait notamment de l'accélération des crédits aux sociétés non financières (6,1 %). Celle des crédits aux ménages reste quasiment inchangée (10 %). En leur sein, les crédits à l'habitat voient leur rythme de progression s'accentuer encore légèrement (12,5 %, après 12,4 % en juin).

Les marchés de capitaux

- En août, les cours du pétrole se sont appréciés de plus de 8 %, la référence du *West Texas Intermediate* dépassant brièvement, le 30 août, 70 dollars le baril. Cette forte appréciation des cours du pétrole, suscitée par des inquiétudes quant à l'offre disponible, a incité les participants de marché à réviser à la baisse leurs anticipations de croissance, notamment aux États-Unis.
- Les anticipations du marché quant au rythme de resserrement des politiques monétaires ont été en conséquence revues à la baisse, en dépit de la hausse – largement anticipée – de 25 points de base du taux des *Fed Funds* à 3,50 % décidée, le 9 août, par le *Federal Open Market Committee*.
- Dans le sillage des taux monétaires, les rendements obligataires se sont détendus significativement.
- Le dollar s'est légèrement replié contre les principales devises, dans un contexte de réduction du différentiel – favorable au dollar – des taux à court terme anticipés.
- Les marchés boursiers américains et de la zone euro ont enregistré un léger recul, principalement sous l'effet de la forte hausse des cours du pétrole. Les indices européens restaient néanmoins, fin août, sur leur plus haut niveau depuis trois ans.

II | La situation économique de la France

II | I La croissance et les prix

Le fléchissement d'activité dans l'industrie observé en juillet pèsera sur la croissance du troisième trimestre

En juillet, la production du secteur manufacturier s'est repliée de 1,2 % sur un mois. La contraction touche l'ensemble des secteurs. Cette évolution prolonge un mois de juin déjà atone, en hausse de seulement 0,1 %, contre 0,3 % initialement estimé par l'INSEE. L'acquis de croissance pour le troisième trimestre est négatif dans le secteur manufacturier à - 1,2 %, contre une baisse de 0,1 % au deuxième trimestre. Pour l'ensemble de l'industrie (hors bâtiment), le repli est moins marqué (respectivement - 0,7 %, après - 0,5 %).

L'indicateur du climat des affaires calculé à partir des résultats de l'enquête de conjoncture de la Banque de France enregistre une baisse sur juillet à 96 (101 en juin), après l'amélioration progressive de l'activité observée dans l'enquête sur la période avril-mai.

Selon l'indicateur synthétique mensuel d'activité de la Banque de France (ISMA), la croissance attendue du PIB pour le troisième trimestre se situerait à 0,3 %. L'acquis de croissance à la fin du troisième trimestre serait de 1,4 %.

Dans la zone euro, l'indice des directeurs d'achat dans le secteur manufacturier marque une pause en août à 50,4, après 50,8 en juillet. L'indicateur recule en Allemagne et en Italie, mais progresse en Espagne et en France.

Malgré le climat conjoncturel un peu moins porteur qu'au cours des mois précédents, la Commission européenne a maintenu, pour le troisième trimestre, sa fourchette de prévision de croissance du PIB de la zone euro à 0,2 % - 0,6 %.

Dans les services, selon l'enquête de la Banque de France, la croissance de l'activité s'est poursuivie en juillet mais à un rythme plus modéré qu'au mois précédent. Les perspectives apparaissent toujours favorables.

Dans la zone euro, l'indice des directeurs d'achat dans les services plafonne, en août, à 53,3, après 53,5 en juillet.

L'investissement résidentiel est toujours très dynamique

La construction de logements s'est poursuivie à un rythme très rapide. Sur la période de mai à juillet, la hausse des autorisations de constructions est de 14,2 % par rapport à la période correspondante de 2004, après 10,4 % sur 3 mois en juin. Sur la même période, les mises en chantier sont en hausse de 16,4 %, après 14,6 % en juin. Le secteur du logement collectif enregistre la plus forte accélération, tant pour les autorisations que pour les mises en chantier.

Le chômage baisse

Après avoir reculé de 0,1 point en juin, le taux de chômage au sens du BIT a enregistré, en juillet, une nouvelle amélioration de 0,2 point, à 9,9 % de la population active. Cette baisse s'inscrit dans un contexte de stabilité de l'emploi dans le secteur concurrentiel au deuxième trimestre.

Dans la zone euro, le taux de chômage s'est replié, en juillet, de 0,1 point, à 8,6 % de la population active.

Poursuite de la hausse du prix des matières premières

L'indice Banque de France du coût des matières premières importées a augmenté, en euros, de 3,3 % en août, après 3,9 % en juillet. Sur un an, la hausse atteint 29,3 %. C'est essentiellement le renchérissement du coût de l'énergie qui explique cette évolution mensuelle. Hors pétrole, l'indice en euros est en recul de 2 % sur un mois, après une hausse modérée de 0,5 % en juillet.

L'indice brut harmonisé des prix à la consommation affiche, en août, une progression de 0,4 % sur le mois et de 2,0 % sur un an. L'indice sous-jacent cvs a augmenté de 0,3 % sur un mois et de 0,7 % sur un an.

L'indice brut national des prix à la consommation a progressé de 0,4 % en août, soit une hausse de 1,8 % sur un an, notamment du fait de l'habillement et des chaussures (+ 4,4 % sur un mois), ainsi que des produits pétroliers (+ 2,1 %).

ENCADRÉ I**Zone euro et évolution récente de l'environnement international****États-Unis**

- Légère révision à la baisse de la croissance du **PIB** américain au deuxième trimestre : 3,3 % en variation trimestrielle annualisée contre 3,4 % avant révision, après 3,8 % au premier trimestre et, en glissement annuel, 3,6 % comme en première estimation et comme au premier trimestre
- En août, baisse de l'**indice ISM manufacturier** (53,6, après 56,6 en juillet) et hausse de l'**ISM non manufacturier** (65,0, après 60,5 en juillet)
- Créations nettes d'emploi en août (**Payroll**) : 169 000 personnes, après 242 000 en juillet. Légère baisse du **taux de chômage** à 4,9 % en août (5,0 % en juillet)
- Révision à la hausse des **coûts salariaux unitaires** au deuxième trimestre : 2,5 % en variation trimestrielle annualisée contre 1,3 % avant révision, après 2,2 % au premier trimestre. Révision à la baisse de la **productivité horaire du travail** au deuxième trimestre : + 1,8 % en variation trimestrielle annualisée, contre 2,2 % avant révision, après 3,2 % au premier trimestre
- Accélération de la croissance du **déflateur des dépenses de consommation** en juillet : 2,5 % en glissement annuel, après 2,2 % en juin
- Ralentissement de la croissance des **dépenses de consommation des ménages** en volume en juillet : 0,7 % en variation mensuelle, après 1,0 % en juin, 4,2 % en glissement annuel, après 4,4 % en juin

Japon

- Révision à la hausse de la croissance du **PIB** au deuxième trimestre : 0,8 % en variation trimestrielle, contre 0,3 % avant révision et après 1,4 % au premier trimestre. En glissement annuel : 2,2 % (contre 1,5 % avant révision), après 1,0 % au premier trimestre
- **Production industrielle** en juillet : - 1,2 % en variation mensuelle, après + 1,6 % en juin, et - 2,3 % en glissement annuel, après + 0,2 % en juin
- Baisse des **dépenses de consommation des ménages** en juillet : - 4,2 % en variation mensuelle, après - 1,2 % en juin (- 3,7 % en glissement annuel, après - 0,1 % en juin)
- **Ventes au détail** en juillet : - 2,2 % sur un mois (0,0 % en juin) et + 0,6 % sur un an (+ 3,0 % en juin)
- Baisse de l'**indice de prix à la consommation** en juillet : - 0,3 % en glissement annuel, après - 0,5 % en juin
- **Excédent courant** en juillet : 1 650 milliards de yens (12,2 milliards d'euros), après 1 087 milliards de yens (8,2 milliards d'euros) en juin

Royaume-Uni

- **Production industrielle** de juillet : - 0,3 % sur un mois, après - 0,2 % en juin et - 1,6 % sur un an, après - 2,0 % en juin
- Baisse de l'**indice PMI des services** en août (55,2, contre 56,3 en juillet) ; par contre, légère hausse de l'**indice PMI manufacturier** (50,1, contre 49,5 en juillet).
- Solde de la **balance commerciale** de juillet : - 5,076 milliards de livres, contre - 4,167 milliards en juin

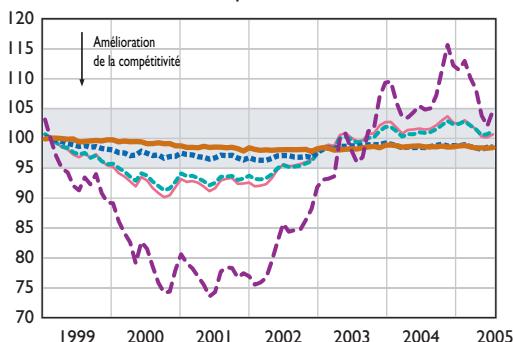
Zone euro

- Croissance du **PIB** au deuxième trimestre, à 0,3 % en variation trimestrielle, inchangée après révision, après 0,4 % au premier trimestre (0,5 % en première estimation). En glissement annuel au deuxième trimestre : 1,1 % (1,2 % en première estimation), après 1,3 % au premier trimestre (+ 1,4 % initialement)
- Les prévisions de croissance du **PIB** de la Commission européenne s'étagent entre 0,2 % et 0,6 %, en variation trimestrielle, pour le troisième trimestre, et entre 0,4 % et 0,8 % pour le quatrième trimestre
- Légères baisses en août de l'**indice PMI des services** (53,3, après 53,5 en juillet) et de l'**indice PMI manufacturier** (50,4, après 50,8 en juillet)
- **Taux de chômage** de juillet (cvs) : 8,6 %, après 8,7 % en juin
- Décélération de l'**IPC** en août (estimation rapide) : 2,1 % en glissement annuel, contre 2,2 % en juillet
- **Balance courante** au deuxième trimestre (première estimation) : - 15,1 milliards d'euros, contre + 0,8 milliard d'euros au premier trimestre

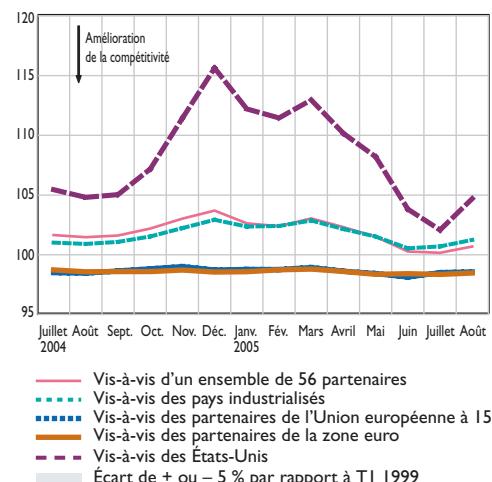
ENCADRÉ 2

Compétitivité de l'économie française**Mesurée par les prix à la consommation**Indices base 100 = 1^{er} trimestre 1999

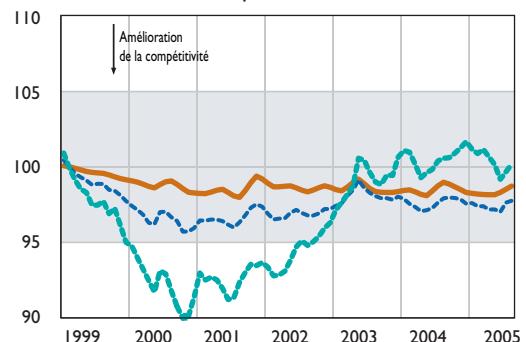
... depuis 1999



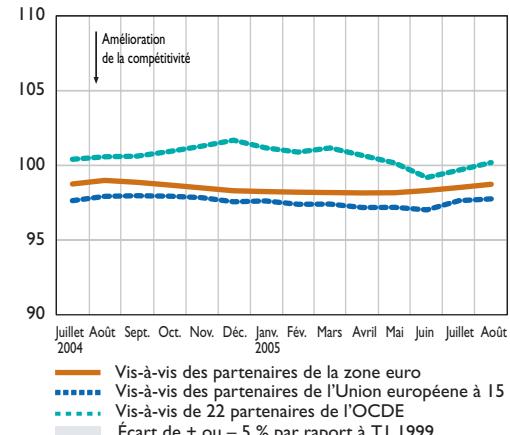
... sur un an

**Mesurée par les coûts salariaux unitaires de l'ensemble de l'économie**Indices base 100 = 1^{er} trimestre 1999

... depuis 1999



... sur un an



NB : La composition des groupes de pays cités est décrite dans la notice méthodologique de la partie « Statistiques » du présent Bulletin.

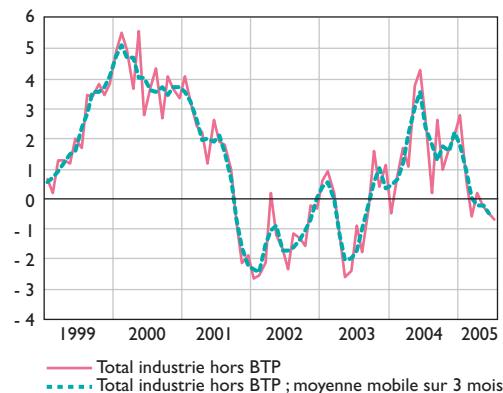
ACTUALITÉ

La situation économique de la France

Croissance et prix : indicateurs conjoncturels

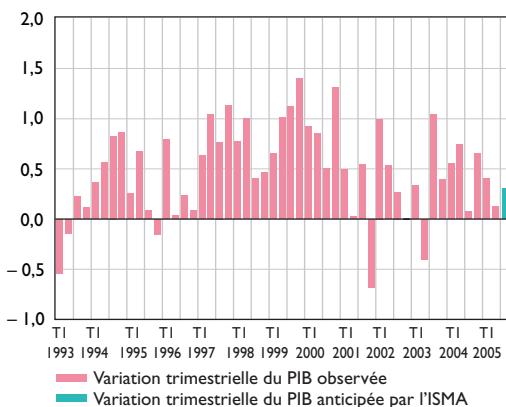
Production industrielle

(en glissement annuel, en %)



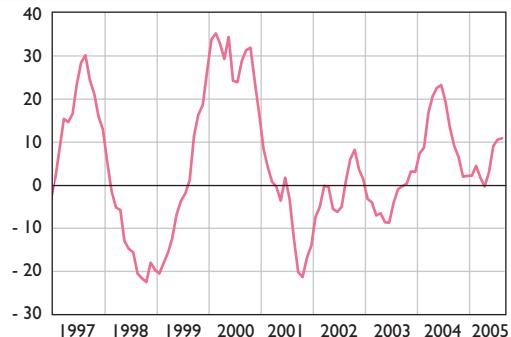
ISMA et PIB

(en %)



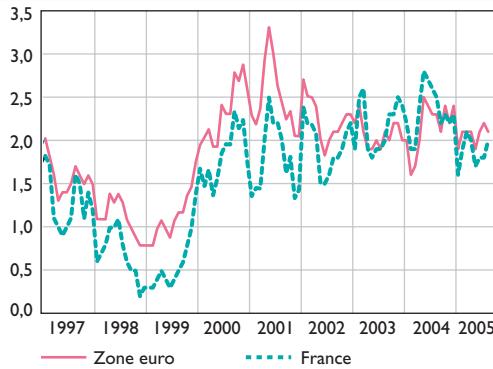
Coût des matières premières importées hors énergie et en euros

(en glissement annuel, en %)



Indice harmonisé des prix à la consommation

(cvs, en glissement annuel, en %)



Source : Indice Banque de France

Sources : INSEE, Eurostat

Le PIB et ses composantes

(en euros constants – cvs-cjo – base 2000)

(variations trimestrielles, en %)

	2004					2005		
	TI	T2	T3	T4	Moyenne annuelle	TI	T2	Acquis
Produit intérieur brut	0,6	0,7	0,1	0,7	2,1	0,4	0,1	1,2
Importations	0,3	3,4	2,2	1,1	6,1	0,7	1,3	4,5
Dépenses de consommation des ménages	0,8	0,6	-0,2	1,2	2,3	0,8	-0,3	1,6
Dépenses de consommation des APU	0,7	0,8	0,1	0,6	2,7	0,2	0,3	1,1
FBCF totale	-0,5	1,0	-0,2	1,2	2,1	1,5	-0,4	2,3
donc SQS et EI	-0,5	1,2	-0,5	1,7	2,4	1,9	-1,2	2,3
Ménages	0,4	1,6	0,5	0,8	3,1	0,7	0,7	2,5
Exportations	0,0	1,0	0,2	0,8	2,0	-0,2	1,0	1,5
Contributions à la croissance								
Solde extérieur	-0,1	-0,7	-0,6	-0,1	-1,1	-0,3	-0,1	-0,9
Demande intérieure hors stocks	0,5	0,7	-0,1	1,0	2,3	0,8	-0,2	1,6
Variation des stocks	0,1	0,7	0,7	-0,3	0,8	-0,1	0,4	0,5

Source : INSEE – Comptes trimestriels base 2000

I | 2 La balance des paiements

Les résultats en juillet 2005

En juillet 2005, le déficit cvs des *transactions courantes* s'accroît fortement, pour s'établir à - 2,3 milliards d'euros. Sur les sept premiers mois de l'année, il est de - 14,3 milliards, au lieu de - 1,8 milliard sur la période correspondante de 2004. Cette détérioration résulte d'une dégradation de 14 milliards d'euros du solde des biens. Par ailleurs, l'accroissement de 1,2 milliard d'euros des transferts courants nets à l'étranger est compensé par une progression de 2,4 milliards de l'excédent des revenus, qui s'élève à 5,3 milliards depuis le début de l'année.

Le *compte financier* présente un solde créiteur de 4,3 milliards d'euros en juillet 2005.

Les *investissements directs* affichent un solde net de - 0,4 milliard d'euros. Les investissements directs français à l'étranger (- 3,3 milliards d'euros) sont constitués essentiellement de prêts intra-groupes (2,5 milliards d'*« autres opérations »*), tandis que les opérations en capital social sont en fort recul par rapport à juin, à 0,4 milliard, sous l'effet d'opérations de désinvestissement. De leur côté, les investissements directs étrangers en France s'élèvent à 2,9 milliards d'euros.

Les *investissements de portefeuille* des résidents en titres étrangers, qui avaient fléchi en juin sous l'effet de ventes nettes d'instruments du marché monétaire, remontent, en juillet, à 22,1 milliards d'euros, niveau plus habituel traduisant la poursuite de la diversification des portefeuilles résidents. À noter, le montant élevé des achats d'actions étrangères (11,5 milliards d'euros) dans un contexte de rapide hausse des cours sur les principaux marchés boursiers mondiaux. Les opérations des non-résidents sur titres français se soldent par des achats nets de 14 milliards d'euros, en baisse de plus de 20 milliards par rapport au mois précédent. Si les acquisitions d'actions se sont maintenues à un haut niveau et si les achats d'instruments du marché monétaire ont légèrement augmenté par rapport à juin, les résidents n'ont acquis que 0,4 milliard d'obligations et titres assimilés, en partie du fait d'importants remboursements de titres arrivés à échéance par les administrations publiques.

Les « autres investissements » (dépôts-crédits) font apparaître des entrées nettes de 11,1 milliards d'euros, les engagements nets des institutions financières monétaires s'accroissant de 4,5 milliards d'euros et ceux des « autres secteurs » de 8,1 milliards.

La balance des paiements simplifiée

(en milliards d'euros)

	12 mois à déc. 2003 (a)	12 mois à déc. 2004 (b)	12 mois à juillet 2005 (c)	7 mois à juillet 2004 (b)	7 mois à juillet 2005 (c)	Mai 2005 (c)	Juin 2005 (c)	Juillet 2005 (c)
Compte de transactions courantes (d)	7,0	- 6,8	- 21,0	- 1,8	- 14,3	- 2,6	- 0,7	- 2,3
Biens	2,9	- 6,3	- 20,9	0,6	- 13,4	- 1,9	- 1,1	- 2,5
Services hors voyages	2,4	0,5	0,9	- 0,3	0,1	- 0,1	0,2	- 0,0
Voyages	11,6	9,8	9,1	5,6	5,5	0,8	0,7	0,6
Revenus	7,1	6,9	8,9	2,9	5,3	0,4	0,8	1,0
Transferts courants	- 16,9	- 17,6	- 19,0	- 10,6	- 11,8	- 1,8	- 1,4	- 1,5
Compte de capital	- 7,7	1,7	1,5	0,8	0,6	0,1	0,3	0,1
Compte financier	9,7	1,6	28,0	- 17,0	9,5	2,2	4,6	4,3
Investissements directs	- 9,4	- 18,9	- 17,6	- 11,9	- 10,5	- 3,3	3,3	- 0,4
- <i>Français à l'étranger</i>	- 47,1	- 38,5	- 39,0	- 28,8	- 29,3	- 4,0	- 2,6	- 3,3
- <i>Étrangers en France</i>	37,7	19,6	21,5	16,9	18,8	0,6	5,8	2,9
Investissements de portefeuille	5,8	- 45,1	5,8	- 63,2	- 12,3	- 13,6	29,3	- 8,0
- Avoirs	- 170,6	- 140,9	- 124,4	- 126,7	- 110,2	- 21,2	- 6,3	- 22,1
- Engagements	176,4	95,8	130,2	63,5	97,9	7,6	35,6	14,0
Produits financiers dérivés	- 6,1	5,1	8,1	2,7	5,7	2,2	2,3	0,2
Autres investissements	21,6	64,0	28,4	58,4	22,9	15,6	- 31,6	11,1
<i>dont IFM</i>	31,1	40,7	7,0	35,6	1,9	13,9	- 29,5	4,5
Avoirs de réserve	- 2,2	- 3,5	3,2	- 3,0	3,7	1,4	1,4	1,5

(a) Chiffres définitifs

(b) Chiffres semi-définitifs

(c) Chiffres provisoires

(d) Données brutes pour les années et le cumul sur 12 mois ; données cvs-cjo pour les résultats mensuels et les cumuls sur 7 mois.

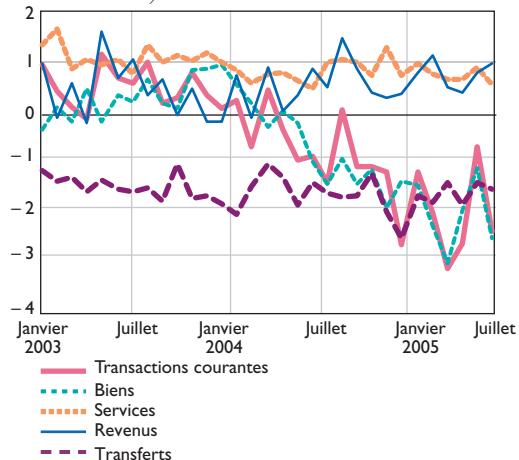
ACTUALITÉ

La situation économique de la France

Transactions courantes

Soldes (cvs)

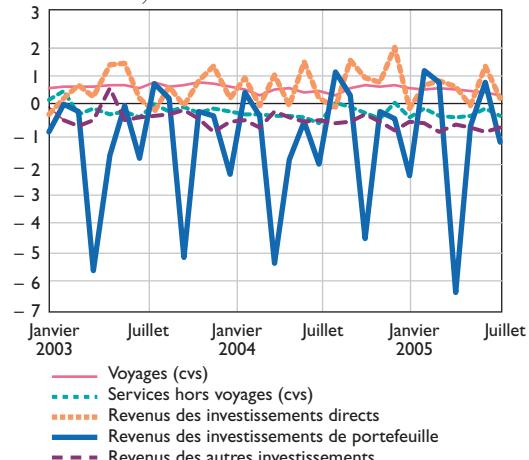
(en milliards d'euros)



Transactions courantes

Soldes

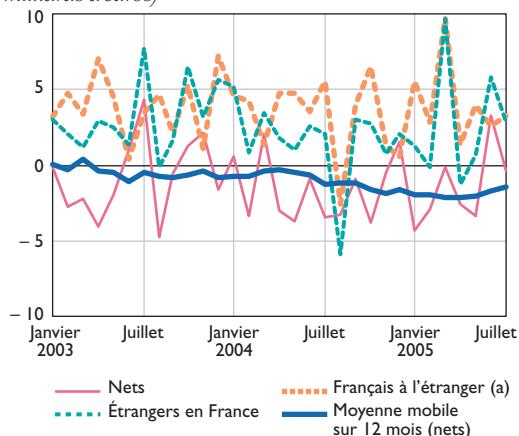
(en milliards d'euros)



Investissements directs

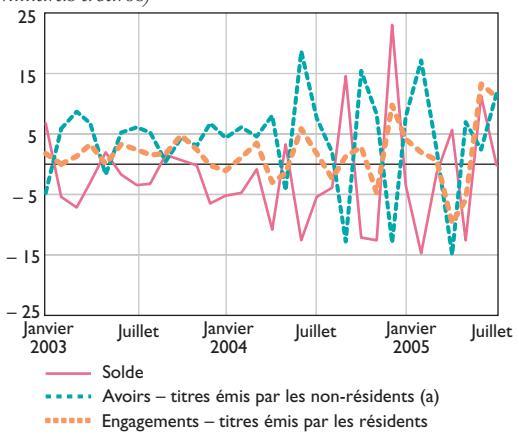
Soldes

(en milliards d'euros)



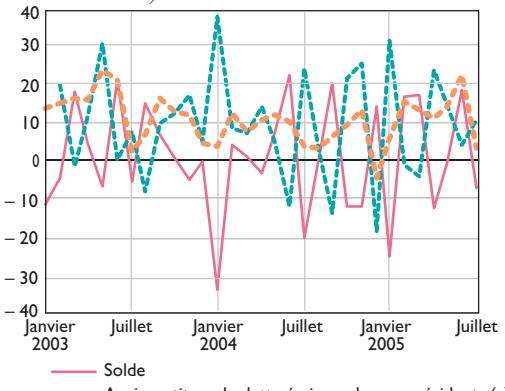
Investissements de portefeuille – Actions

(en milliards d'euros)



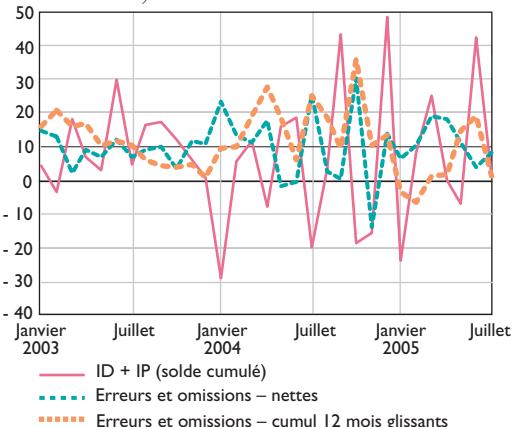
Investissements de portefeuille – Titres de dette

(en milliards d'euros)



Investissements directs et investissements de portefeuille (solde cumulé) et erreurs et omissions

(en milliards d'euros)



(a) Pour les avoirs, le signe de balance est inversé : un signe positif correspond à des achats nets.

2 | La monnaie, les placements et les financements

2 | I Les grandes tendances en France et dans la zone euro

Dans la zone euro, le taux de croissance annuel de l'agréagat M3 s'est établi à 7,9 % en juillet, après 7,6 % en juin. Sa moyenne mobile sur trois mois s'est élevée à 7,6 % pour la période allant de mai à juillet, au lieu de 7,2 % pour la période allant d'avril à juin.

Au sein des contreparties de M3, la croissance annuelle des créances sur le secteur privé s'est légèrement renforcée en juillet (8,4 %, après 8,1 % en juin), notamment sous l'effet de l'accélération des crédits (8,2 %, après 8,0 %).

En France, l'évolution des avoirs monétaires des résidents a présenté, en juillet, les traits suivants :

- la croissance annuelle des dépôts à vue s'est sensiblement renforcée, à 10,3 %, au lieu de 8,9 % le mois précédent ;

- la croissance annuelle des comptes sur livret s'est quelque peu ralentie, à 6,7 %, après 7,0 % en juin ;
- la croissance annuelle des dépôts à terme d'une durée initiale inférieure ou égale à deux ans s'est nettement accentuée, s'établissant à 13,5 %, contre 5,7 % en juin ;
- la progression des titres d'OPCVM monétaires s'est renforcée, atteignant 10,3 %, au lieu de 9,5 % ;
- la croissance des titres de créance de durée inférieure à 2 ans s'est également intensifiée, à 12,3 % après 12,1 %.

2 | 2 L'endettement intérieur total – France

Le taux de croissance annuel de l'endettement intérieur total a légèrement progressé en juillet en raison du renforcement de la croissance de l'endettement des administrations publiques. En revanche, la croissance annuelle de l'endettement des sociétés non financières a marqué le pas, comme celle de l'endettement des ménages, qui reste cependant très soutenue.

Tendances monétaires et financières – zone euro et France

(en euros constants – cvs-cjo – base 2000)

(encours en milliards d'euros, taux de croissance annuel et part en %)

	Encours	Taux de croissance annuel (a)		Part dans la zone euro
		Juillet 2005	Juin 2005	
Zone euro (b)				
Agrégats monétaires (en données cvs)				
Billets et pièces en circulation	494,7	17,2	16,1	
+ Dépôts à vue	2 806,0	9,8	10,2	
= M1	3 300,7	10,9	11,1	
+ Autres dépôts monétaires	2 573,1	5,1	5,3	
= M2	5 873,7	8,1	8,3	
+ Instruments négociables	996,5	5,0	5,9	
= M3	6 870,2	7,6	7,9	
Crédits au secteur privé (en données cvs)	7 963,0	8,0	8,2	
Créances sur le secteur privé (en données cvs)	9 194,6	8,1	8,4	
France				
Principaux actifs monétaires (c)				
Dépôts à vue	421,6	8,9	10,3	15,0
Comptes sur livret	388,1	7,0	6,7	25,4
Dépôts à terme ≤ 2 ans	51,9	5,7	13,5	5,0
Titres d'OPCVM monétaires	303,0	9,5	10,3	47,7
Titres de créances < 2 ans	62,3	12,1	12,3	69,3
Crédits au secteur privé (c)	1 334,7	8,4	9,0	16,8

(a) Évolutions corrigées de l'impact des reclassements et des effets de valorisation

(b) Opérations des IFM de la zone euro avec les autres résidents de la zone euro

(c) Opérations des IFM françaises avec les autres résidents français

Sources : BCE, Banque de France

Endettement intérieur total par agents – France

(taux de croissance annuel en %)

	Juillet 2004	Juin 2005	Juillet 2005
Endettement intérieur total	5,7	6,7	6,8
Sociétés non financières	1,9	6,1	6,0
Ménages	9,5	10,0	9,9
Administrations publiques	7,8	5,3	5,7

S'agissant des modes de financement, le taux de croissance des crédits obtenus auprès des non-résidents a diminué tout en restant à un niveau élevé tandis que la croissance annuelle des financements de marché s'est renforcée. La croissance des crédits obtenus auprès des institutions financières résidentes est restée inchangée.

Endettement intérieur total par sources de financement – France

(taux de croissance annuel en %)

	Juillet 2004	Juin 2005	Juillet 2005
Endettement intérieur total (a)	5,7	6,7	6,8
<i>Crédits obtenus</i>			
<i> auprès des IF résidentes</i>	<i>6,8</i>	<i>6,3</i>	<i>6,3</i>
<i> Crédits obtenus</i>			
<i> auprès des non-résidents</i>	<i>5,1</i>	<i>13,1</i>	<i>12,2</i>
<i> Financements de marché</i>	<i>4,6</i>	<i>5,7</i>	<i>6,1</i>

(a) Compte tenu de son poids devenu très faible, la rubrique « Financement monétaire du Trésor public » n'est plus identifiée et ses composantes sont intégrées aux rubriques se rapportant aux crédits.

La croissance de l'endettement des administrations publiques sur les marchés s'est quelque peu renforcée (8,0 %, après 7,3 % en juin) du fait de l'accélération de la progression de l'encours des émissions à long terme. En revanche, la croissance de l'endettement des sociétés non financières a marqué un tassement (0,8 %, après 1,1 %) sous l'effet du ralentissement des émissions nettes à long terme.

2 | 4 Les crédits des institutions financières monétaires

En France, la croissance annuelle des crédits accordés aux résidents par les institutions financières monétaires s'est accélérée pour s'établir à 7,1 %, après 6,8 % le mois précédent.

Crédits par agents et par objets

(taux de croissance annuel en %)

	Juillet 2004	Juin 2005	Juillet 2005
Crédits des IFM	7,5	6,8	7,1
aux administrations publiques	14,4	- 7,0	- 8,7
au secteur privé	6,7	8,4	9,0
dont :			
Crédits des EC aux ménages	9,6	9,9	10,0
dont : Trésorerie	5,2	4,5	4,5
Habitat	12,6	12,4	12,5
Crédits des EC aux sociétés			
non financières	2,4	5,7	6,1
dont : Trésorerie	- 4,8	5,4	7,5
Investissement	4,5	6,6	5,9

2 | 3 L'endettement sur les marchés

Endettement des sociétés non financières et des APU sur les marchés – France

(taux de croissance annuel en %)



La croissance annuelle des prêts au secteur privé s'est renforcée (9,0 %). En revanche, la contraction des crédits aux administrations publiques s'est accentuée (- 8,7 %). La croissance des crédits aux ménages s'est légèrement intensifiée (10,0 %), la progression des crédits à l'habitat conservant un rythme très soutenu alors que celle des crédits de trésorerie est demeurée inchangée. La croissance des crédits aux sociétés non financières s'est renforcée (6,1 %) en raison de l'accélération des crédits de trésorerie, la progression des crédits à l'investissement marquant en revanche un tassement.

2 | 5 Les taux d'intérêt sur les contrats nouveaux

Les taux des crédits observés sur les opérations nouvelles ont diminué, dans l'ensemble, en juillet, mais de manière plus marquée pour les crédits

aux ménages que pour les crédits aux sociétés non financières.

- La diminution assez sensible du taux moyen des crédits aux ménages (4,70 %, après 4,81 % en juin) est principalement imputable à la baisse du taux des crédits à l'habitat à taux fixe (3,69 %, après 3,74 %), alors que celui des crédits à taux variable (3,36 %, après 3,37 %) est quasi stable. En revanche, le taux moyen des découverts, il est vrai volatil, marque un net rebond (9,88 %, après 9,70 %) tandis que celui des crédits à la consommation continue d'augmenter (6,17 %, après 6,07 %).

- Le taux moyen des crédits nouveaux aux sociétés non financières est en légère baisse à 3,77 %, après 3,81 % en juin. Le sens et l'amplitude des variations de taux diffèrent toutefois selon les catégories de concours : légère hausse pour les découverts (3,87 %, après 3,82 %) et les crédits de PFIT inférieure ou égale à un an (3,07 %, après 3,04 %), mais nette baisse pour les crédits de PFIT supérieure ou égale à un an (3,92 %, après 4,03 %).

2 | 6 Les flux de souscriptions des OPCVM

Appréciés en cumul sur douze mois, les flux de souscriptions nettes des OPCVM « monétaires » et « obligations » ont augmenté, tandis que ceux des OPCVM « diversifiés » ont encore fléchi. Le flux de souscriptions nettes des OPCVM « actions » est resté inchangé.

Flux de souscriptions par catégories d'OPCVM

(flux sur 12 mois/encours, en %)

	Décembre 2003	Décembre 2004	Juin 2005	Juillet 2005
OPCVM monétaires	9,3	6,5	7,5	8,2
OPCVM obligations	- 4,6	0,1	4,1	4,6
OPCVM actions	1,4	2,7	2,9	2,9
OPCVM diversifiés	- 1,1	4,4	3,1	2,6

Source : *Européformance - Groupe Fininfo*

ENCADRÉ 3

Premiers éléments sur les émissions obligataires sur la place de Paris en août 2005

Obligations émises à Paris								
(en milliards d'euros)								
	Émissions nettes				Émissions brutes			Encours
	Année 2004	Août 2004 à juillet 2005	Sept. 2004 à août 2005	Août 2005	Août 2004 à juillet 2005	Sept. 2004 à août 2005	Août 2005	
Sociétés non financières	- 17,7	- 8,1	- 8,0	- 0,4	5,5	5,4	0,2	103,4
État	39,0	44,0	43,8	- 0,1	76,4	76,4	0,0	584,6
Autres administrations publiques	7,9	13,9	13,9	0,0	16,5	16,5	0,0	53,3
Institutions financières monétaires	- 1,4	- 6,4	- 5,8	- 0,1	16,1	15,7	0,0	153,1
Institutions financières non monétaires	- 1,2	- 0,4	- 0,4	0,0	1,4	1,4	0,0	24,3
Total	26,6	43,0	43,5	- 0,6	115,9	115,4	0,2	918,7

Les émissions obligataires des résidents sur la place de Paris dont le règlement est intervenu au cours du mois d'août 2005, ont totalisé 200 millions d'euros, contre 11,1 milliards le mois précédent. Compte tenu des remboursements intervenus au cours de ce mois (800 millions d'euros contre 6,5 milliards en juillet), les émissions nettes se sont élevées à 600 millions d'euros. À fin août, l'État a réalisé 93 % de son programme indicatif d'émissions pour l'année 2005 (61 milliards d'euros prévus dont 11 milliards sur les lignes indexées).

ENCADRÉ 4**Structure et évolution des PEA bancaires au deuxième trimestre 2005**

Les données présentées dans l'enquête permettent, d'une part, d'apprécier le comportement des titulaires de PEA au cours du deuxième trimestre 2005 et, d'autre part, d'établir des comparaisons entre les comptes PEA et l'ensemble des portefeuilles de titres. Les résultats globaux précèdent une information plus détaillée par grandes catégories d'établissements.

Sur la base des résultats de la dernière enquête trimestrielle menée par la Banque de France auprès des établissements bancaires, la valeur des titres déposés sur des comptes PEA (plan d'épargne en actions) s'établissait, à fin juin 2005, à 95,4 milliards d'euros, en augmentation de 2,5 % par rapport au trimestre précédent. Cette progression reflète essentiellement celle des cours boursiers. L'encours à fin juin 2005 demeure toutefois inférieur, de près de 8 %, à son plus haut niveau atteint fin septembre 2000.

Au cours du deuxième trimestre, les détenteurs de PEA ont procédé, globalement, à des ventes nettes de titres (toutes valeurs confondues) pour, environ, 2,2 milliards d'euros, soit 2,4 % de l'encours à fin mars 2005. Les désinvestissements se sont montés à environ 1,1 milliard d'euros pour les actions françaises et européennes et 1,1 milliard d'euros pour les titres d'OPCVM. Les liquidités en dépôt sur les comptes espèces associés aux PEA ont augmenté de 0,8 milliard pour atteindre 5,6 milliards d'euros à fin juin.

Le nombre des PEA s'élevait, à fin juin 2005, à 7,261 millions, en diminution de 44 000 comptes par rapport au trimestre précédent. Sur un an, la baisse est de plus de 150 000 comptes.

La répartition de la composition des portefeuilles PEA entre titres d'OPCVM (61,9 %) et actions (38,1 %) n'a quasiment pas varié depuis fin décembre 2003.

NB : La version intégrale de la note, écrite par Isabelle GEST de la direction des Études et Statistiques monétaires, est diffusée sur le site de la Banque de France (www.banque-france.fr) dans la rubrique Comptes financiers (Titres) de l'onglet Statistiques et enquêtes.

3 | Les marchés de capitaux

En août, la forte appréciation des cours du pétrole, suscitée par des inquiétudes quant à l'offre disponible, a incité les participants de marché à réviser à la baisse leurs anticipations de croissance, notamment aux États-Unis, et à revoir, en conséquence, leurs anticipations quant au rythme de resserrement des politiques monétaires.

Dans ce contexte, les rendements obligataires se sont détendus significativement.

Le dollar s'est légèrement replié contre les principales devises.

Les marchés boursiers américains et de la zone euro ont enregistré un léger recul.

3 | I Les marchés de change et de matières premières

Forte appréciation des cours du pétrole

Les cours du pétrole se sont appréciés de plus de 8 % au cours du mois d'août, la référence du *West Texas Intermediate* (en données quotidiennes) avoisinant les 70 dollars le baril, le 30 août. Cette évolution sur des niveaux sans précédent s'inscrit dans un contexte de demande mondiale toujours soutenue, associé à de fortes tensions en matière d'offre ; celles-ci ont été alimentées par des préoccupations relatives au niveau relativement faible des stocks de

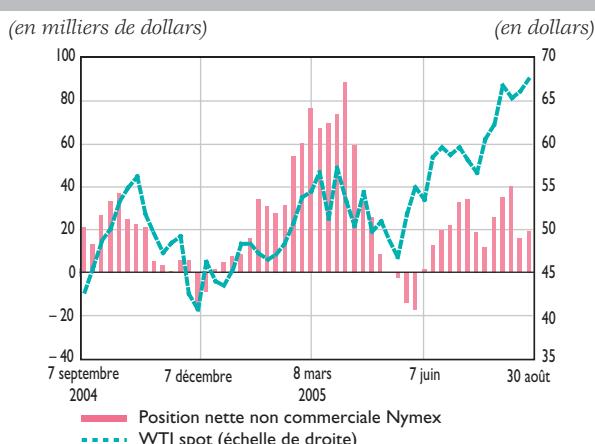
produits pétroliers distillés, par la persistance des tensions géopolitiques et par les arrêts de production dans les raffineries, en particulier dans le sillage de l'ouragan Katrina. La progression des cours a été également favorisée par la réapparition de positions spéculatives longues sur les contrats à terme cotés sur le Nymex, les investisseurs semblant anticiper de nouvelles progressions des cours dans le futur. Les incidences récessives de cours pétroliers élevés et leurs effets potentiellement inflationnistes ont retenu toute l'attention des participants de marché en août.

Recul modéré du dollar

Le dollar s'est déprécié face aux principales devises dans un contexte de diminution des différentiels des taux à court terme anticipés. La publication d'un chiffre d'achats nets de titres américains par les non-résidents en juin, en forte hausse par rapport aux mois précédents, n'a que modérément atténué ce mouvement.

L'euro s'est ainsi apprécié de 1,4 % contre le dollar pour clore le mois à 1,2350 dollar environ. Cette évolution a néanmoins été réalisée sans retournement du sentiment du marché, plutôt favorable au dollar. Ainsi, le *risk reversal* (différence entre le prix d'une option d'achat et d'une option de vente de même prix d'exercice) continuait, fin août, de privilégier une stratégie de protection contre une baisse de l'euro quel que soit l'horizon (de 1 mois à 1 an). De même, la volatilité implicite tirée des options de change sur l'euro est restée très stable à environ 8,80 % pour un horizon d'un mois.

Cours du pétrole et positions spéculatives (données hebdomadaires)



Cours de change de l'euro contre dollar et du dollar contre yen

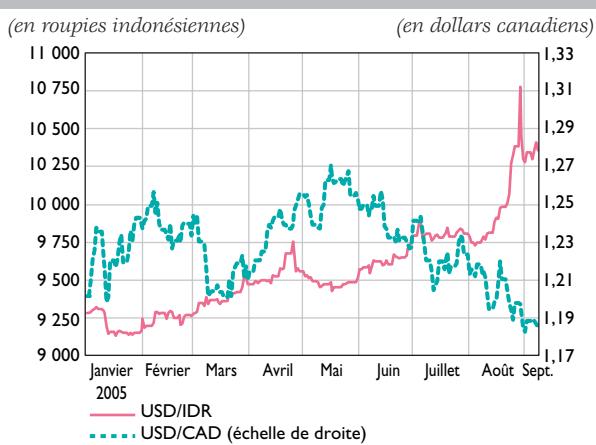


Le dollar s'est déprécié, en août, de 1,5 %, contre le yen, l'USD/JPY passant de 112,20 à 110,60. La monnaie japonaise, restée néanmoins quasiment inchangée contre l'euro sur le mois, aux alentours de 136,60, a été soutenue par des achats importants d'actions japonaises par les investisseurs étrangers (pour un total de 12,7 milliards d'euros, soit le montant le plus important depuis février 2004). L'amélioration des perspectives de croissance de l'Archipel, la déclaration du gouverneur de la Banque du Japon en date du 3 août, selon laquelle la fin de la baisse des prix à la consommation pourrait intervenir dès la fin de l'année 2005, ont constitué des facteurs de soutien de la devise nippone.

Au cours de la période sous revue, la livre sterling s'est également appréciée de façon marquée contre le dollar (de l'ordre de 2,6 %, le GBP/USD passant de 1,7560 à 1,80) et dans une moindre mesure contre l'euro (l'EUR/GBP se repliant de 0,6 % de 0,6880 à 0,6840). Le rapport sur l'inflation de la Banque d'Angleterre, publié en août, soulignant que la croissance devrait se redresser à moyen terme, conjugué à l'accélération de l'inflation britannique à un niveau le plus élevé depuis 8 ans, en juillet, à 2,3 %, a constitué un facteur de soutien de la livre sterling.

La baisse du dollar américain enregistrée face au dollar canadien a été d'ampleur équivalente, l'USD/CAD perdant 2 %, de 1,22 à 1,19 environ. La devise du Canada a bénéficié de la très bonne tenue des cours de matières premières, mais a aussi été favorisée par les excédents jumeaux que le pays affiche et les anticipations de relèvement de taux de la Banque du Canada.

Cours de change du dollar contre la roupie indonésienne et contre le dollar canadien



A contrario, la roupie indonésienne (IDR) s'est dépréciée fortement contre le dollar américain (progression de 20 % de l'USD/IDR de 9 750 à 10 800 environ), forçant la banque centrale à relever son taux directeur de 75 points de base, à 9,5 %. À l'origine de ce mouvement, on trouve l'inquiétude des investisseurs à l'égard du déficit budgétaire structurel de l'Indonésie. Celui-ci est fortement obéré, dans un contexte de hausse des prix du pétrole, par la politique du gouvernement de subvention des prix de l'essence.

Stabilité du yuan contre dollar

Le yuan est resté quasiment inchangé contre le dollar, au cours du mois d'août, pour se situer à 8,0998 le 31 août. Le discours des autorités monétaires chinoises écartant toute éventualité de réévaluation à court terme, a entraîné une révision à la baisse des attentes d'appréciation du yuan contre dollar. Le cours à horizon 1 an du dollar contre yuan est ainsi remonté de 7,7555 à 7,8438 fin août, ce qui correspond à une appréciation du yuan attendue à cet horizon de 3 % environ.

3 | 2 Les marchés de taux d'intérêt

Les rendements obligataires se sont inscrits en retrait aux États-Unis et en Europe, en raison des inquiétudes sur les perspectives de croissance provoquées, notamment, par la forte hausse du prix du pétrole.

Baisse des rendements américains

Les rendements obligataires américains ont reculé en août, les taux à deux ans baissant de 22 points de base à 3,87 %, contre une diminution de 31 points de base du taux à 10 ans, à 4,06 %. Cette détente des rendements obligataires est intervenue en dépit de la hausse — largement anticipée — de 25 points de base du taux des *Fed Funds* à 3,50 % décidée, le 9 août, par le *Federal Open Market Committee*.

Si les inquiétudes quant à la vigueur de la croissance ont en premier lieu été suscitées par la hausse des prix du pétrole, elles ont été confortées par la publication d'indicateurs de confiance et de statistiques économiques en demi-teinte. Cette situation a conduit les participants de marché à s'interroger sur le calendrier du resserrement de la politique monétaire américaine. Alors que, début

août, les contrats à terme faisaient état d'un taux au jour le jour à 4 % avant la fin de l'année 2005, fin août les attentes en termes de resserrement monétaire étaient maintenues mais reportées dans le temps, le niveau de 4 % ne devant être atteint qu'à la fin du premier trimestre 2006.

Le resserrement monétaire décidé au cours de la période explique partiellement la sous-performance de la partie courte de la courbe obligataire par rapport aux maturités éloignées. L'amélioration du déficit public américain, réduisant d'autant l'offre obligataire du Trésor américain, ainsi que l'absence de craintes réelles d'une transmission dans les prix de détail de la hausse du prix du pétrole ont, *a contrario*, pu contribuer à la baisse des rendements à long terme. La courbe obligataire américaine — entre les taux à 2 et 10 ans — a donc continué à s'aplatir sur la période.

Baisse des rendements européens

À l'instar des rendements obligataires américains, mais dans une moindre ampleur, les taux d'intérêt en zone euro se sont inscrits en retrait. Le rendement de l'obligation d'État français à 2 ans a diminué de 8 points de base à 2,20 %, tandis que le rendement à 10 ans, reculant de 20 points de base, atteignait son plus bas niveau historique à 3,10 %.

Les investisseurs ont concentré leur attention sur les statistiques pouvant confirmer les risques de

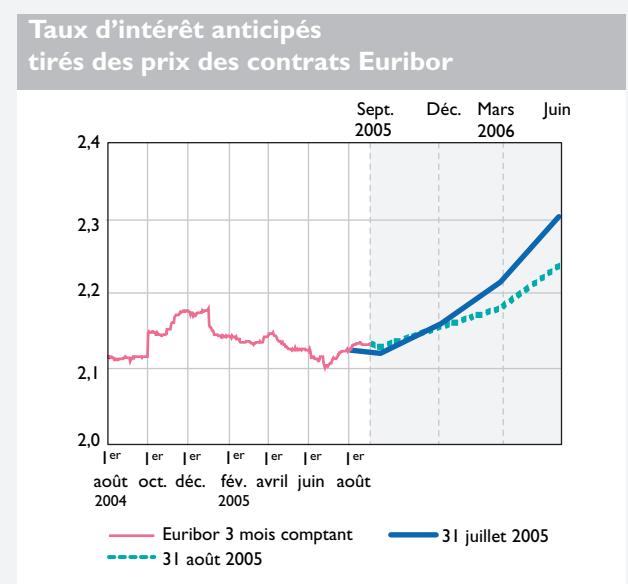
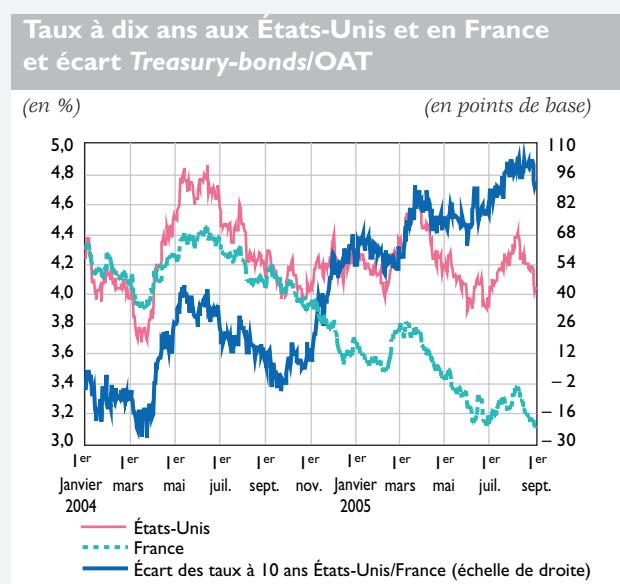
détérioration des perspectives de croissance (telles que la publication du PIB français au deuxième trimestre à +1,3 % en variation annuelle, après +1,9 % le trimestre précédent), plutôt que sur les risques inflationnistes liés à la hausse du prix du pétrole.

Ils ont, en conséquence, révisé leurs anticipations de resserrement monétaire par la BCE.

Les rendements obligataires britanniques se sont également inscrits en baisse, de 13 points de base à 4,13 % pour le taux à 2 ans et de 20 points de base à 4,20 % pour celui à 10 ans. La baisse — largement anticipée — de son taux directeur par le Comité de politique monétaire de la Banque d'Angleterre, de 4,75 % à 4,50 %, n'a pas permis au marché obligataire britannique de faire mieux que ses pairs européen et *a fortiori* américain. En effet, la communication de la Banque d'Angleterre a souligné les risques d'un regain de l'inflation en 2006 ; ce qui a conduit à exclure toute nouvelle baisse des taux, au moins à court terme.

Stabilité des taux japonais

Les taux japonais à 10 ans et à 2 ans sont restés stables sur la période, échappant à la baisse constatée en Europe et aux États-Unis. L'amélioration des perspectives économiques et les propos de la Banque du Japon — notamment les perspectives de retour à des variations positives des prix à un proche horizon — ont alimenté des anticipations d'inflexion de la politique monétaire dans un sens restrictif.



Primes de signature de crédit dans la zone euro

(en points de base)

Émetteur	31 août 2005	1er août 2005	Variation / 1er août	31 déc. 2004	Variation / 31 déc. 2004
Obligations Industrielles AA	21	20	+ 1	23	- 2
Industrielles BBB	82	78	+ 4	76	+ 6
Financières AA	27	27	0	30	- 3
Corporate BBB	74	71	+ 3	79	- 5
Oblig. Telecom	53	50	+ 3	52	+ 1
Oblig. Agences	10	9	+ 1	11	- 1

Source : Merrill Lynch

Risque de crédit

Les conditions de crédit aux entreprises sont restées très favorables, les primes de signature vis-à-vis du risque souverain restant relativement stables en août. L'évolution des cours du pétrole n'a pas non plus entraîné de regain de l'aversion au risque vis-à-vis des pays émergents. Les difficultés rencontrées par l'Indonésie sont restées très isolées, comme en témoigne la stabilité du *spread* entre les taux d'État américain et l'index *Embi* — *Emerging Bond Index* — sur des niveaux historiquement faibles à 300 points de base environ.

3 | 3 Les marchés boursiers

Les principaux marchés boursiers se sont légèrement repliés en août, la forte hausse des prix du pétrole ayant pesé sur les marchés américains et européens. Seules les entreprises du secteur pétrolier ont vu en Europe leurs cours s'apprécier sensiblement sur le mois (+ 3,7 % pour le sous-indice pétrole et gaz de l'EuroStoxx).

On peut noter que le marché boursier japonais a enregistré une hausse isolée, en progressant de presque 4 % en août, l'indice Nikkei 225 atteignant le seuil de 1 250, son niveau de juillet 2001. Outre l'appétit des investisseurs étrangers, l'amélioration de la situation financière des grandes banques a pu alimenter ce mouvement haussier.

Indices boursiers

(variation en %)

Émetteur	Niveau au 31 août 2005	Variation / 1er août 2005	Variation / 31 déc. 2004
CAC 40	4 399,36	- 1,3	+ 15,1
DAX	4 829,69	- 1,2	+ 13,5
DJ EuroStoxx 50	3 263,78	- 1,7	+ 10,6
FTSE	5 296,9	+ 0,1	+ 10,0
Nasdaq	2 152,09	- 2,0	- 1,2
Dow Jones	10 481,6	- 1,3	- 2,9
Nikkei	12 413,6	+ 3,9	+ 8,0

ENCADRÉ 5

Opérations du marché monétaire traitées sur la place de Paris
Sélection d'indicateurs

Activité sur le marché de la pension livrée

(volume en milliards d'euros, part en %)

	Août 2005		Moyenne année 2005	
	Volume	Part	Volume	Part
OAT	402,4	66,1	443,7	65,9
Pensions à taux fixe	142,6	23,4	179,6	26,7
Pensions à taux variable	259,8	42,6	264,0	39,2
BTAN	149,2	24,5	164,5	24,4
Pensions à taux fixe	43,6	7,2	51,1	7,6
Pensions à taux variable	105,6	17,3	113,4	16,8
BTF	57,6	9,5	65,4	9,7
Pension à taux fixe	10,2	1,7	15,0	2,2
Pensions à taux variable	47,4	7,8	50,4	7,5
Total	609,2	100	673,6	100
Pensions à taux fixe	196,3	32,2	245,7	36,5
Pensions à taux variable	412,9	67,8	427,9	63,5

Taux de rendement à l'émission des BT

(en %)

Échéances	30 juillet au 5 août	6 au 12 août	13 au 19 août	20 au 26 août
1 jour	2,13	—	2,13	2,13
10 jours	—	2,16	—	2,13
30 jours	2,16	2,17	2,17	2,17
90 jours	2,20	2,19	2,19	2,19
180 jours	2,35	2,27	2,21	2,18

Taux de rendement à l'émission des CDN

(en %)

Échéances	30 juillet au 5 août	6 au 12 août	13 au 19 août	20 au 26 août
1 jour	2,11	2,02	2,11	2,11
10 jours	2,10	2,05	2,06	2,05
30 jours	2,09	2,11	2,11	2,11
90 jours	2,16	2,17	2,16	2,16
180 jours	2,18	2,19	2,18	2,20

Taux des BTF et des BTAN

(taux en %, variation en points de base)

Échéances	31 août	1 ^{er} août	Variation
1 mois	2,01	2,03	— 2
3 mois	2,01	2,01	0
6 mois	2,05	2,06	— 1
12 mois	2,09	2,12	— 3
2 ans	2,19	2,13	+ 6
5 ans	2,58	2,76	— 14

Spreads billets de trésorerie – swaps

Moyenne mensuelle sur quatre populations : émetteurs notés A-1+/FI+, A-1/P-1/F1, A-2/P-2/F2, non notés, véhicules (a)

(en points de base)

Échéances	A-1+/FI+ A-1/P-1/F1	A-2/P-2/F2	Non notés	Véhicules (a)
1 mois				
Juin 2005	1	5	13	5
Juillet 2005	1	5	6	5
Août 2005	1	4	8	5
3 mois				
Juin 2005	4	8	14	7
Juillet 2005	4	7	11	7
Août 2005	3	7	10	7

(a) Conduits chargés du refinancement, par billets de trésorerie, de structures de titrisation

Le mois d'août se caractérise par une relative stabilité des prix à l'émission tous types d'émetteurs et de maturités confondus.

Émission de TCN

(en milliards d'euros)

	Émissions en août 2005		Encours à fin août 2005
	Brutes	Nettes	
Titres de créances négociables	501,1	— 1,5	365,0
Certificats de dépôt négociables	447,5	— 0,3	241,2
BMTN	0,5	— 0,3	51,9
Billets de trésorerie	53,1	— 0,9	71,9

Quelles hypothèses pour expliquer un changement du régime de l'inflation en France ?

21

Laurent BILKE

*Direction des Études économiques et de la Recherche
Centre de Recherche*

La dynamique de l'inflation en France

33

Laurent BILKE

*Direction des Études économiques et de la Recherche
Centre de Recherche*

Caractéristiques des ajustements de prix en France et dans la zone euro : quelques faits stylisés

tirés des données individuelles de prix à la consommation

41

Laurent BAUDRY, Hervé LE BIHAN, Patrick SEVESTRE, Sylvie TARRIEU

*Direction des Études économiques et de la Recherche
Centre de Recherche*

La formation des prix dans les industries françaises et dans la zone euro : résultats d'enquêtes spécifiques

51

Claire LOUPIAS

*Direction des Études économiques et de la Recherche
Centre de Recherche*

Roland RICART

*Direction de la Conjoncture
Service des Synthèses conjoncturelles*

Quelles hypothèses pour expliquer un changement de régime de l'inflation en France ?

Laurent BILKE

Direction des Études économiques et de la Recherche

Centre de Recherche

L'analyse de l'inflation sur une longue période — telle que celle menée dans le cadre de l'"Inflation Persistence Network" ¹ — nécessite un examen attentif des principaux changements d'ordre institutionnel susceptibles d'avoir structurellement influencé la formation des prix. Cette étude a pour objet de repérer ces changements pour la France et de mettre ainsi en évidence quelques unes des dates possibles de rupture de long terme. En particulier, il est vraisemblable qu'un changement de stratégie de politique monétaire et la politique de désindexation des salaires aux prix soient responsables d'une rupture affectant la moyenne de l'inflation au milieu des années quatre-vingt. Cette hypothèse est explicitement testée statistiquement dans l'article de ce Bulletin intitulé « La dynamique de l'inflation en France ». Par ailleurs, la diminution de la sensibilité du niveau général des prix aux chocs pétroliers a, probablement, aussi contribué à réduire la volatilité de l'inflation. Enfin, les modifications de la fiscalité indirecte ont pu apporter une contribution ponctuelle à la modération de l'inflation.

Mots clés : politique monétaire, politiques économiques, changements institutionnels, inflation.

Codes JEL : E31, E52, E62.

NB : L'auteur remercie Laurent Baudry et Sylvie Tarieu pour leur assistance, ainsi qu'Hervé Le Bihan pour ses commentaires. Les opinions exprimées dans la présente étude sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France.

¹ L'"Inflation Persistence Network" est un projet de recherche de l'Eurosystème qui vise à améliorer la compréhension de l'inflation grâce à l'exploitation d'un ensemble de bases de données originales.

Plusieurs questions fondamentales pour la politique monétaire sont liées à la persistance¹ de l'inflation, telles que le délai attendu pour qu'une décision de politique monétaire produise son effet maximal sur les prix à la consommation ou la durée pendant laquelle un choc pétrolier peut peser sur l'inflation. Cependant, la mesure de la persistance de l'inflation nécessite d'être capable de détecter les changements de régime d'inflation et ce, pour au moins deux raisons. La première est d'ordre statistique, car l'omission d'une telle rupture conduirait à surestimer la persistance de l'inflation (cf. Levin et Piger, 2004). La seconde raison est que certaines ruptures de long terme peuvent affecter la persistance même de l'inflation. Ainsi, un changement de stratégie de politique monétaire, qui renforcerait la crédibilité de la banque centrale et permettrait aux agents économiques d'anticiper davantage au lieu de se fonder sur le passé, devrait réduire la persistance de l'inflation.

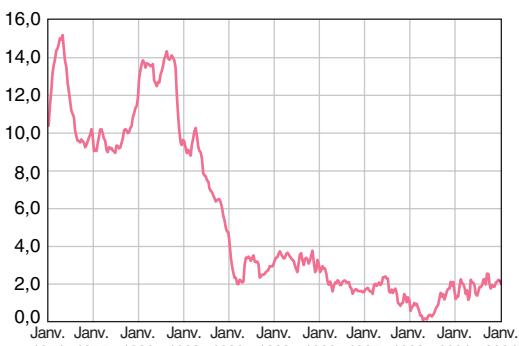
Dans cette perspective, une littérature empirique a vu le jour afin de tester l'hypothèse de la variation de la persistance de l'inflation résultant d'un changement de stratégie de politique monétaire. Avant de se livrer à un examen statistique de la question (cf. « La dynamique de l'inflation en France » dans ce *Bulletin*), cette étude suggère un certain nombre de dates de rupture possibles affectant le niveau des prix, l'inflation moyenne, la persistance de l'inflation ou la variance de l'inflation. L'objectif est de proposer des orientations ou des hypothèses enrichissant l'étude de l'inflation à long terme en France.

Un examen de l'inflation sur une très longue période (cf. graphique ci-dessous) indique qu'une date possible

Inflation

Glissement sur douze mois de la variation de l'indice des prix à la consommation rétropolé

(en %)

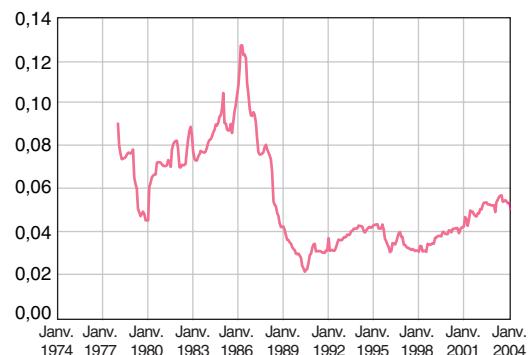


Source : INSEE

I L'inflation est considérée comme persistante si elle ne retourne que lentement à son niveau de long terme après un choc extérieur.

Variance de l'inflation

Variance de la variation mensuelle en glissement sur 5 ans (en %)



de rupture de l'inflation moyenne pourrait se situer dans la première moitié des années quatre-vingt, tandis qu'il n'existe pas, par la suite, de signe évident d'une telle rupture. La même observation peut être faite pour la variance de l'inflation. Le graphique ci-dessus retrace la variance sur une période glissante de cinq ans du taux de croissance mensuel de l'indice des prix à la consommation : la variance semble avoir été beaucoup plus importante dans les années soixante-dix que dans les années quatre-vingt-dix, mais l'augmentation soudaine intervenue dans la seconde moitié des années quatre-vingt pourrait justement refléter une rupture de la moyenne au milieu de cette décennie.

L'un des aspects appelant une vigilance particulière est qu'au cours des années quatre-vingt, plusieurs changements structurels se sont produits simultanément, sur le plan de la politique monétaire comme sur le plan réglementaire. Ce dernier a d'ailleurs pu renforcer le premier. Cette étude s'intéresse également aux modifications de la fiscalité indirecte qui, si elles ne sont pas censées avoir un effet durable sur l'inflation, ont une incidence à court terme sur celle-ci ainsi qu'un effet durable sur le niveau des prix.

La suite de l'étude est organisée de la façon suivante. La section 1 expose brièvement le cadre général de l'analyse. Elle rappelle les différences entre plusieurs types de changement de régime d'inflation (sur la moyenne, la variance ou la persistance) et les chocs qui ont pu les provoquer. La section 2 présente les caractéristiques de deux changements majeurs susceptibles d'être à l'origine de rupture(s) fondamentale(s) dans la moyenne, la variance et la persistance de l'inflation : la politique monétaire

et la politique de désindexation des salaires. La section 3 met l'accent sur une rupture potentielle liée à l'incidence des chocs pétroliers. La section 4 propose une description de chocs qui devraient avoir une incidence uniquement sur le niveau des prix : les modifications de la fiscalité indirecte.

I | Cadre général

L'encadré ci-dessous propose le cadre conceptuel simplifié permettant de représenter les différents types de ruptures structurelles affectant la dynamique de l'inflation.

Les phénomènes que l'on cherche à expliquer sont principalement les changements de moyenne, de variance et de persistance de l'inflation. À cet égard, cette étude se limite aux chocs de long terme.

Quelle que soit sa spécification précise, la politique monétaire est généralement considérée comme le principal facteur explicatif de changements structurels affectant l'inflation. Elle peut provoquer une diminution de l'inflation moyenne quand elle réagit durablement de façon plus « agressive » à une hausse de l'inflation ou quand la cible d'inflation est ajustée à la baisse. La politique monétaire peut également être un facteur explicatif clé de la variance

ENCADRÉ

Représentation des changements structurels

Afin de décrire les différents types de changements structurels, il est d'usage de représenter l'inflation comme un processus autorégressif stationnaire : $\pi_t = \rho \pi_{t-1} + m + \varepsilon_t$, ε_t étant un bruit blanc $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Dans cette formulation, une modification de m représente un changement de la moyenne de l'inflation. σ_ε^2 est la variance des chocs exogènes (ou variance conditionnelle), tandis que ρ est un résumé succinct de la persistance de l'inflation. Un changement de la variance de l'inflation σ_π^2 (ou variance inconditionnelle) peut être causé par une modification de ρ ou par une modification de la variance exogène (σ_ε^2). Les changements de tendance du niveau des prix peuvent également être également d'un intérêt particulier, dans la mesure où certains changements institutionnels majeurs (liés par exemple à la fiscalité indirecte) ont une incidence importante et durable sur les niveaux de prix en dépit d'un effet très transitoire sur l'inflation.

de l'inflation, car de nombreux cadres théoriques modélisent la politique monétaire optimale comme minimisant notamment la volatilité de l'inflation. Enfin, la politique monétaire peut directement affecter la persistance de l'inflation en améliorant sa crédibilité dans la lutte contre l'inflation, rendant ainsi celle-ci plus sensible aux anticipations et moins dépendante du passé (cf. Taylor, 1998).

On considère plus rarement que d'autres facteurs puissent provoquer directement des effets comparables. Cependant, le rôle des pouvoirs publics au début des années quatre-vingt sera examiné dans cette perspective. En effet, à cette époque en France, les pouvoirs publics ont une influence sur le processus d'ajustement des salaires susceptible d'entraîner une diminution de la persistance de l'inflation comparable à un accroissement de la crédibilité.

Les facteurs explicatifs d'un changement de la variance exogène sont certainement plus faciles à détecter. Une baisse durable de la variance exogène de l'inflation pourrait être imputable à une moindre volatilité du change ou des cours du pétrole, ou bien à une moindre sensibilité de l'économie à ces facteurs. Ces évolutions peuvent être provoquées par des facteurs purement exogènes (mouvements des prix du pétrole) ou par des changements de politique économique (politique fiscale dans le cas des prix du pétrole ou politique monétaire dans le cas des taux de change).

Enfin, de nombreux autres facteurs de politique économique peuvent avoir eu un effet durable sur le niveau des prix à la consommation. De ce point de vue, l'attention se portera tout particulièrement sur les modifications de la fiscalité indirecte.

2 | Deux changements majeurs : politique monétaire et formation des salaires

Si la politique monétaire est généralement considérée comme la principale source d'un changement de régime de l'inflation, dans un contexte de rigidités de marché, une politique qui modifierait directement le processus d'ajustement des salaires aux prix pourrait avoir des effets très proches.

2 | I Changement de régime de la politique monétaire

Le mode opératoire sera examiné en premier lieu, avant d'aborder les changements les plus visibles de la stratégie de politique monétaire. Des descriptions plus détaillées sont fournies dans les travaux de Bruneel (1992) et Patat (1993).

Modifications du cadre général

La Banque de France a été nationalisée en 1936. Elle est devenue autonome en 1973 avant de devenir officiellement indépendante en 1994. Les prêts au Trésor ont été supprimés en 1993.

Le cadre de la politique monétaire sur la période considérée est avant tout caractérisé par des modifications du régime de change. En dépit du serpent monétaire européen, le système de change dominant au cours des années soixante-dix a été le régime de change flottant. Les périodes de flottement pur du franc français ont été plus longues que le temps passé au sein du serpent monétaire (cf. tableau ci-dessous). En 1979, la mise en œuvre du Système monétaire européen (SME) a été à l'origine d'un régime de change moins flexible. Cependant, les marges de fluctuation des devises participant au SME sont demeurées instables entre octobre 1981 et mars 1983, période marquée par trois importantes dévaluations : le 5 octobre 1981, le 14 juin 1982 et le 21 mars 1983.

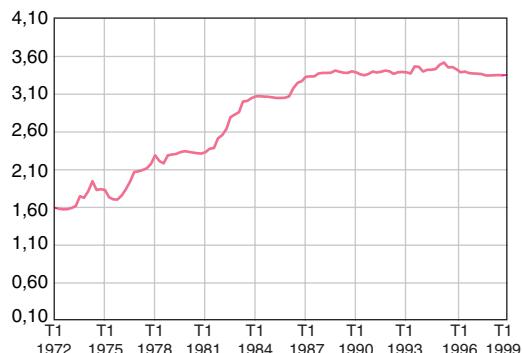
Entre mars 1983 et 1987, le franc français a progressivement cessé de se déprécier en particulier au regard du deutsche mark (graphique ci-après), avant de devenir stable à partir de 1987. Cela reflète la volonté des autorités monétaires de considérer la cible de taux de change comme un moyen de réaliser l'objectif final (modérer l'inflation pour obtenir une

Régimes de taux de change

Avril 1972 - Décembre 1973	Serpent monétaire
Janvier 1974 - Juillet 1975	Flottant
Juillet 1975 - Mars 1976	Serpent monétaire
Mars 1976 - Mars 1979	Flottant
Mars 1979 - Mars 1983	SME avec plusieurs dévaluations
Mars 1983 - Décembre 1998	SME sans dévaluation importante
Depuis Janvier 1999	Euro

Taux de change

(FRF/DEM)



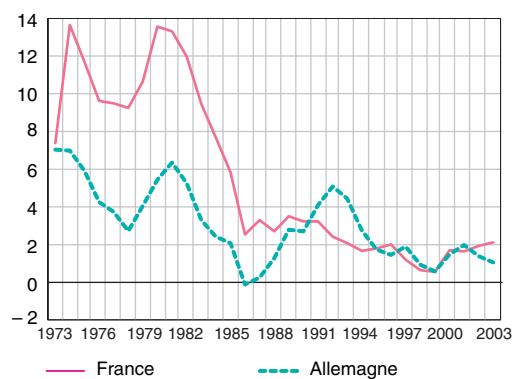
NB : Une hausse indique une dépréciation du FRF.

croissance soutenable à long terme). Cette stratégie est celle de la désinflation compétitive, comme l'a notamment formulée Trichet (1992). Le « franc fort » a d'abord été une nécessité pour réduire l'inflation importée durant la première moitié des années quatre-vingt, dans une économie beaucoup plus ouverte qu'au cours de la décennie précédente. Cette désinflation en provenance de l'extérieur a été considérée comme un moyen de renforcer la compétitivité-prix, car elle a réduit l'écart positif d'inflation entre la France et ses plus importants partenaires commerciaux, notamment l'Allemagne (cf. graphique ci-dessous ; voir aussi Blanchard et Muet, 1993, pour une analyse exhaustive de cette politique).

Outre son effet possible sur le taux d'inflation, cette politique a probablement eu un autre résultat, celui de faire baisser la volatilité exogène de l'inflation par le canal du taux de change. Le tableau ci-après présente

Inflation en France et en Allemagne

(moyenne annuelle, en %)



Source : OCDE

Variance du taux de change effectif

	1972-1982	1983-1998	1999-2003
Nominal	53	25	8
Déflaté de l'IPC	17	6	7

Source : BRI ; calculs de l'auteur

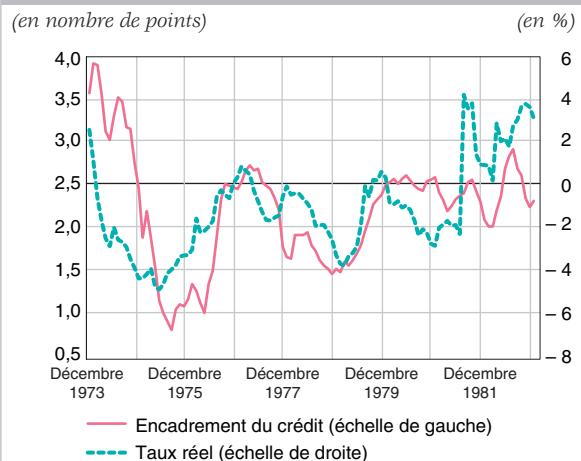
la variance du taux de change effectif français, en termes nominaux et réels, sur différentes périodes. Comme prévu, la variance du taux de change effectif a considérablement diminué depuis 1983.

Principaux changements d'orientation

Certains changements d'orientation de la politique monétaire peuvent produire des effets plus importants qu'une modification de son cadre. Le moyen classique d'identifier les changements d'orientation les plus manifestes consiste à estimer une règle monétaire empirique sur une longue période en vue d'observer les variations de ses paramètres ou à analyser les résidus. Mais cette approche ne peut pas être utilisée sur une très longue période pour la France, les taux d'intérêt directeurs n'ayant pas constitué des instruments représentatifs de la politique monétaire sur l'ensemble de la période considérée. L'encadrement du crédit a été activement utilisé au moins jusqu'en 1984, avant d'être officiellement abandonné en 1987². L'indicateur de morsure de l'encadrement du crédit proposé par Enfrun et Pécha (1983) révèle que, de la mi-1979 à la mi-1981, l'encadrement du crédit et les taux directeurs ont évolué de façon opposée (graphique ci-contre). Comme l'explique par exemple Drumetz (2003), cela témoignait de la volonté de réduire le crédit interne sans hausse concomitante des taux d'intérêt. Par conséquent, il est impossible de considérer que les deux instruments évoluent en parallèle, comme ce fut le cas en ce qui concerne les fonds fédéraux et les instruments quantitatifs aux États-Unis. Pour les mêmes raisons, une approche fondée sur un indice des conditions monétaires ne permettrait pas non plus de caractériser la politique monétaire française avant le milieu des années quatre-vingt, les taux de marché n'ayant pas véritablement été le résultat du libre jeu des mécanismes du marché avant la suppression de l'encadrement du crédit et la libéralisation des marchés de capitaux.

Taux directeurs et encadrement du crédit

Taux des interventions sur le marché monétaire déflaté de l'inflation et indicateur d'encadrement du crédit



Source : Enfrun (B.) et Pécha (J.) (1983)

Par conséquent, il convient d'adopter une approche plus « descriptive ». Notre appréciation s'appuie essentiellement sur les travaux de Bruneel (1992) et Patat (1993) qui ont procédé à une analyse approfondie de la croissance des agrégats monétaires.

Entre le second semestre de 1974 et le début de 1976, la politique monétaire a été nettement accommodante. Cela s'est essentiellement manifesté par un assouplissement de l'encadrement du crédit et, en 1975, par une forte augmentation des avances au Trésor qui, avec la contrepartie extérieure, explique l'accentuation de la croissance des agrégats monétaires. Au second semestre 1976, cette orientation a été inversée par un renforcement de l'encadrement du crédit.

Entre le milieu des années soixante-dix et le milieu des années quatre-vingt, la politique monétaire française a franchi deux étapes décisives sur la voie d'une stratégie moderne axée sur la lutte contre l'inflation. La première a été l'instauration d'un objectif officiel annuel de croissance de l'agrégat monétaire M2, en 1977. Certes, il existait auparavant un objectif de croissance monétaire implicite et non officiel, mais à compter de 1977, une contrainte opérationnelle a été instaurée et a joué un rôle essentiel dans la conduite de la politique monétaire. Cette discipline a encore été renforcée en 1979

² S'agissant des autres instruments quantitatifs, les réserves obligatoires ont été considérées comme un instrument actif de la politique monétaire jusque vers le milieu des années quatre-vingt, et la libéralisation des mouvements de capitaux a été introduite progressivement à compter de 1984, une étape notable ayant été franchie en 1986, pour s'achever le 1^{er} janvier 1990 (cf. Drumetz, 2003, pour de plus amples détails)

avec l'entrée dans le SME. La seconde étape a été franchie en juillet 1981, quand la Banque de France a décidé de passer à des taux d'intérêt réels positifs. Le taux de base bancaire nominal a donc été porté de 10,75 % à 17,5 %, sans que la mesure soit compensée par un assouplissement de l'encadrement du crédit. Les conséquences sur la croissance monétaire ne se sont pas faites immédiatement sentir. Elles auraient dû être importantes, d'autant que, de 1981 à mars 1983, la contrepartie extérieure de l'agréat monétaire a apporté une très forte contribution négative ; or, la dynamique monétaire est demeurée vigoureuse jusqu'en 1983. En effet, la contrepartie extérieure a été contrebalancée par la progression rapide du crédit interne aux ménages et aux agents non financiers.

Après mars 1983, les politiques monétaire et budgétaire ont été constamment affectées par l'objectif de « désinflation compétitive », comme exposé précédemment. À la fin des années quatre-vingt, le contrôle des mouvements de capitaux a été progressivement supprimé³. Dans les années quatre-vingt-dix, la politique monétaire est demeurée remarquablement stable dans ses objectifs opérationnels, la réalisation de l'Union économique et monétaire (UEM) s'inscrivant dans le prolongement de la politique du « franc fort ». Par conséquent, il semble difficile de justifier une rupture de tendance de la politique monétaire aussi importante au cours de cette décennie.

2 | 2 Modifications dans la formation des salaires

Après un épisode temporaire et peu concluant de gel général des prix en 1976, les prix industriels ont été complètement libérés en 1978 et ceux des services en 1980 (cf. par exemple Fauvin et Gilles, 1996). Toutefois, en 1982, le gouvernement français a décidé de casser, de façon très directe, les anticipations d'inflation. Le point de départ en a été le gel officiel des salaires et des prix qui visait à limiter les effets sur les prix internes de la dévaluation du franc en juin 1982 (Fonteneau et Muet, 1983). Du 11 juin au 31 octobre 1982, les prix des produits ont été gelés à tous les stades de la production, à l'exception de certains produits alimentaires et pétroliers. Du côté

des salaires, du 1^{er} juin au 31 octobre 1982, le gel a été instauré sauf en ce qui concerne la hausse légale du salaire minimum et les augmentations individuelles. De plus, en 1982 et 1983, les dividendes distribués par les entreprises ont été plafonnés.

Le caractère simultané du gel des prix et des salaires et du premier ralentissement prononcé de l'inflation en France est frappant (cf. 1^{er} graphique), dans un contexte de forte dépréciation du franc qui aurait dû entraîner une accélération de l'inflation. Au cours des cinq mois de la période de gel, la hausse mensuelle des prix s'est établie à 0,5 % en moyenne, contre 1,0 % au cours des mois précédents. En conséquence, entre mai et novembre 1982, le glissement annuel de l'IPC est revenu de 13,8 % à 9,4 %.

Le gouvernement a tenté de prolonger cette tendance, de manière plus incitative. Au cours des années soixante-dix, la corrélation entre salaires nominaux et inflation était particulièrement étroite en France. Les salaires nominaux étaient largement ancrés sur le passé, entraînant des rigidités considérables des salaires réels. Cette corrélation forte entre salaires nominaux et inflation avait également pour effet de rendre un resserrement de la politique monétaire très coûteux. À compter de 1983, le gouvernement a exercé des pressions sur les conventions collectives, en vue de déconnecter les salaires des prix et de modifier les anticipations d'inflation. Les hausses des salaires nominaux pour l'année suivante ont été établies *ex ante* pour l'année (8 % en 1983, 5 % en 1984 et 4,5 % en 1985, cf. Fonteneau et Muet, 1985), alors qu'elles étaient auparavant révisées tous les trimestres en fonction de l'inflation constatée. En outre, les conventions collectives au niveau de l'entreprise devaient porter sur l'ensemble de la masse salariale et non sur un taux de salaire de référence. Par conséquent, la hausse des salaires nominaux s'est ralentie, revenant de 10,6 % en 1983 à 6,6 % en 1984 (Fonteneau et Muet, 1985).

Les résultats effectifs de cette politique ont fait l'objet d'un débat en France à la fin des années quatre-vingt, en particulier la question de savoir si la relation à long terme entre salaires nominaux et inflation s'en était trouvée modifiée. Blanchard et Sevestre (1989) ont avancé une opinion intermédiaire et convaincante, selon laquelle une rupture s'est produite en juillet 1982 dans la manière dont les salaires

³ Cf. Drumetz (2003) pour de plus amples détails. Bruneel (1992) souligne que l'ouverture complète du marché des capitaux le 1^{er} janvier 1990 n'a pas provoqué de choc sur le franc ni sur les taux d'intérêt, ce qui est certainement un signe d'amélioration de la crédibilité.

nominaux ont été ajustés aux prix : la corrélation entre inflation et salaires nominaux n'a pas disparu, mais le rôle des anticipations d'inflation a gagné en importance. Leurs conclusions ont été établies à partir d'un panel de séries de données relatives aux conventions collectives dans le secteur privé.

Par conséquent, on peut mettre en évidence une évolution possible de la formation des anticipations, non directement liée à une modification de la politique monétaire, mais susceptible de donner des résultats comparables.

3 | L'incidence des chocs pétroliers

L'essence et les carburants liquides entrent en moyenne pour 4,9 % dans l'IPC depuis 1972. Selon Bouscharain et Ménard (2000), l'inflation globale en France, mais aussi en Allemagne et en Italie, est devenue moins sensible aux évolutions des cours du pétrole.

3 | 1 Variance exogène des chocs pétroliers

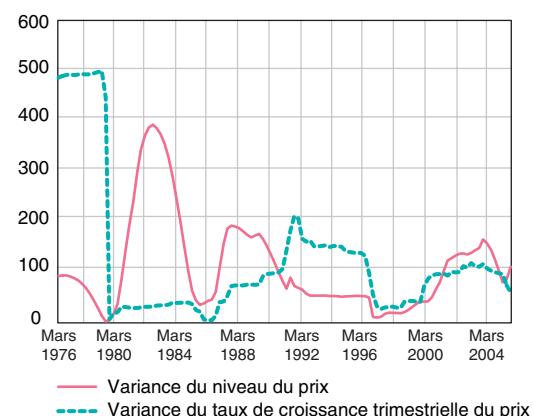
Rien n'indique très clairement une évolution de la variance des chocs pétroliers mondiaux. Les chocs pétroliers sont pratiquement aussi fréquents qu'il y a trente ans. Le graphique ci-après retrace la variance sur cinq ans des prix du pétrole. Le choc récent depuis 2000 n'est probablement pas d'une ampleur aussi importante que ceux des années soixante-dix, mais il n'en constitue pas moins une rupture avec le calme relatif des années quatre-vingt-dix.

3 | 2 La baisse du poids du pétrole dans l'ensemble de l'économie

L'économie française a considérablement diversifié ses sources d'énergie depuis les années soixante-dix. La part des produits pétroliers dans la consommation d'énergie de l'ensemble de l'économie a été quasiment divisée par deux depuis cette période (revenant de 67,5 % en 1973, à 35,5 % en 2000)⁴. L'électricité a représenté 40,6 % de l'énergie consommée en 2000, contre 4,3 % en 1973 et le gaz naturel 13,9 % au lieu de 7,4 %. De volatilité intrinsèque différente (compte tenu du nucléaire), les sources d'énergie n'en sont

Variance du prix du pétrole

Prix du pétrole brut en dollar importé par les pays de l'OCDE : Variance sur 5 ans



pas moins assez largement substituables. Dès lors, le niveau général des prix de l'énergie est probablement moins directement et moins fortement lié au cours du Brent.

En plus de la diversification des sources énergétiques, le poids de l'énergie globale dans le panier de l'IPC (électricité, gaz, gaz liquéfiés, combustibles, carburants et lubrifiants) a évolué tendanciellement à la baisse depuis le milieu des années quatre-vingt (reculant d'environ trois points de pourcentage entre 1983 et 2003, cf. graphique paragraphe 3|4 ci-après). Par conséquent, les cours du pétrole devraient jouer désormais un rôle indirect moins important dans la formation des prix.

3 | 3 Taxes indirectes sur le pétrole

Comme dans la plupart des pays européens, la fiscalité pèse lourdement sur le prix final de l'énergie. Elle représente deux tiers du prix du diesel et trois quarts de celui du sans plomb 95. Au niveau des consommateurs, il existe deux taxes principales sur les produits pétroliers : la taxe intérieure sur les produits pétroliers (TIPP) et la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) au taux normal. La TIPP est un droit d'accise (c'est-à-dire un montant par quantité vendue), tandis que la TVA représente un pourcentage du prix de vente. S'agissant des produits pétroliers, la TVA s'applique à la fois sur le prix hors taxe et sur la TIPP.

⁴ En volume. Source : Observatoire de l'énergie

La part de la TIPP dans le prix de l'essence est en constante augmentation depuis 1993. Il en résulte une moindre sensibilité du prix final de l'essence à la variation des cours du pétrole brut. Le tableau ci-dessous illustre l'incidence d'une variation du niveau de la TIPP sur l'élasticité du prix final. Au niveau de 1992, une hausse de 20 % du prix initial entraînait une progression mécanique de 8,4 % du prix final à la consommation tandis que, au niveau de 1999, la majoration n'était que de 6,7 % (on suppose que les vendeurs ne modifient pas leur comportement en termes de marge et que le taux de TVA est stable).

3 | 4 Incidence globale des cours du pétrole

En tenant compte de la tendance à la baisse de la pondération de l'essence, la contribution finale d'une hausse de 20 % des cours du pétrole brut à la variation de l'IPC total par le seul biais du prix de l'essence est la suivante : 0,34 point de pourcentage dans le premier cas (TIPP de 1992) et 0,25 point de pourcentage dans le second (TIPP de 1999).

Conséquences sur le prix final d'une hausse de 20 % du prix de l'essence avant taxe

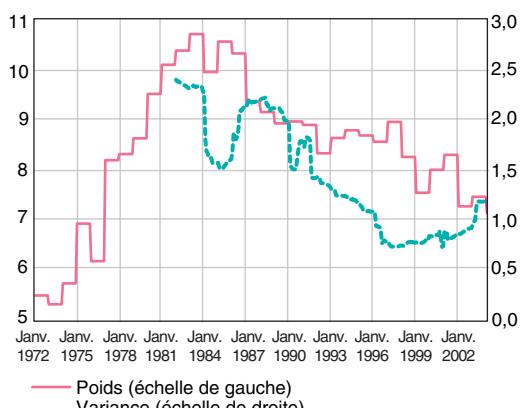
(euro par hectolitre, différence en %)

	Prix avant taxe	TIPP	TVA	Prix après taxe indirecte
Taux de TIPP de 1992				
Niveau du prix avant le choc	19,1	26,5	8,5	54,1
Niveau du prix après le choc	22,9	26,5	9,2	58,6
Différence entre les deux	20,0	0,0	8,4	8,4
Taux de TIPP de 1999				
Niveau du prix avant le choc	19,1	37,8	10,6	67,4
Niveau du prix après le choc	22,9	37,8	11,3	72,0
Différence entre les deux	20,0	0,0	6,7	6,7

Source : calculs de l'auteur

Énergie dans l'IPC

(poids dans l'indice en %, variance sur une fenêtre glissante de 10 ans au 1/10 000)



En outre, si l'on suppose que l'élasticité de l'ensemble des prix de l'énergie à l'évolution des cours du pétrole n'a pas changé, la moindre part de l'énergie dans l'indice des prix signifie qu'une augmentation de 20 % du cours du *Brent* entraîne une contribution de 1,5 point de pourcentage à la croissance de l'IPC total, contre 2,1 points de pourcentage au début des années quatre-vingt.

Le graphique ci-dessus retrace la variance des prix de l'énergie au sein de l'IPC sur une période glissante de dix ans. Si on la combine à l'incidence de la moindre pondération des prix de l'énergie dans l'IPC, on met probablement en lumière un facteur explicatif d'une baisse éventuelle de la variance exogène de l'inflation.

4 | L'incidence de la fiscalité indirecte

Les changements de fiscalité indirecte n'ont en principe d'effet durable que sur le niveau des prix, et non sur le taux d'inflation. Mais il est utile de s'interroger sur l'effet sur l'inflation que pourrait avoir une répétition de chocs de fiscalité qui iraient dans la même direction. C'est la raison pour laquelle nous proposons de caractériser l'évolution de la TVA et des taxes sur le tabac.

4 | I Baisse du taux moyen de la taxe sur la valeur ajoutée

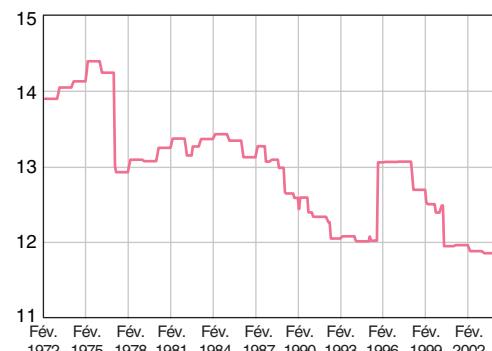
La France est, avec la Belgique, l'un des deux pays de la zone euro dans lesquels les recettes issues de la TVA rapportées à la valeur ajoutée diminuent depuis 1980 : elle est revenue de 8,6 % en 1980 à 7,9 % en 1999 (source Eurostat).

Afin d'agréger les informations disponibles, on propose un taux moyen de TVA. Il s'agit de la somme pondérée du taux théorique de chacune des cent soixante et une composantes de l'IPC⁵. Par construction, ce taux moyen est probablement biaisé à la hausse⁶, mais sa variation ne devrait pas systématiquement présenter de biais. Le graphique ci-contre retrace ce taux de TVA établi à l'aide d'une moyenne géométrique, et le tableau ci-après présente la variation du taux normal de TVA et son incidence estimée sur le taux de TVA moyen. Nous obtenons un résultat proche de celui de Biau et Sobczak (2001).

On peut distinguer trois grandes étapes. Une tendance à la baisse du milieu des années

Taux de TVA moyen de l'IPC

(en %)



Source : calculs de l'auteur

quatre-vingt jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix. Les variations ont consisté en une diminution progressive du « taux majoré » jusqu'à sa disparition en 1992 et en plusieurs extensions du champ couvert par le taux réduit, ainsi qu'en la création d'un « taux super réduit ». Puis, on observe une hausse du taux normal en 1995. Cette progression de deux points équivaut à une augmentation

Principales modifications des taux de TVA

(taux en %, incidence sur le taux moyen en points de pourcentage)

Date	Modifications	Taux		Incidence sur le taux moyen
		Avant	Après	
Janvier 1977	Taux normal	20,0	17,6	- 1,2
Juillet 1982	Taux normal	17,6	18,6	
	Produits alimentaires et publications	7,0	5,5	+ 0,1
Septembre 1987	Voitures neuves	33,3	28,0	
	Boissons non alcoolisées	7,0	5,5	- 0,2
Août 1988	Abonnements EDF-GDF	18,6	7,0	- 0,1
Janvier 1989	Taux majoré	33,3	28,0	
	Taux réduit	7,0	5,5	- 0,3
Septembre 1989	Taux majoré	28,0	25,0	- 0,1
Janvier 1990	Médicaments et publications	5,5	2,1	- 0,2
Septembre 1990	Taux majoré	25,0 (a)	22,0	- 0,2
Avril 1992	Suppression du taux majoré	22,0	18,6	- 0,2
Janvier 1995	Abonnements EDF-GDF	5,5	18,6	+ 0,1
Août 1995	Taux normal	18,6	20,6	
	Fleurs et plantes	18,6	5,5	+ 1,0
Janvier 1999	Abonnements EDF-GDF	20,6	5,5	- 0,2
Septembre 1999	Rénovation des logements	20,6	5,5	- 0,1
Avril 2000	Taux normal	20,6	19,6	- 0,5

(a) À l'exception des produits du tabac. Depuis le début des années quatre-vingt-dix, l'imposition de ces produits a présenté un profil d'évolution spécifique.

⁵ Cette méthode a été privilégiée par rapport à un taux apparent extrait des recettes fiscales car ce dernier n'aurait pas été un indicateur approprié dans la mesure où il présente des bruits trop importants à court terme.

⁶ Le taux appliqué est le taux théorique maximal car il dépend d'une répercussion intégrale des chocs fiscaux. En outre, il existe un certain nombre d'exceptions juridiques. Par exemple, il existe des taux réduits spécifiques en Corse, ou dans d'autres régions, et il serait impossible de les dénombrer.

d'un point de pourcentage du taux moyen. Enfin, on constate une inversion de ce mouvement, avec l'élargissement du champ couvert par le taux réduit en 1999 et une baisse d'un point du taux normal en 2000, ce qui s'est traduit, au total, par une diminution de 0,6 point de pourcentage du taux moyen annulant la hausse observée en 1995.

Quels sont les effets attendus sur les prix et sur la persistance de l'inflation de ces variations du taux de TVA ? Ils peuvent être assimilés à des chocs ponctuels sur le niveau des prix : il n'y a pas de raison qu'une variation du taux de TVA entraîne une modification durable de l'inflation. Cependant, au fil des baisses observées, cette tendance a-t-elle entraîné une orientation à la baisse du taux d'inflation sur l'échantillon étudié ? Compte tenu de leur importance, les modifications successives du taux de TVA expliquent probablement une partie, probablement faible, du ralentissement de l'IPC constaté en France après le milieu des années quatre-vingt.

S'il y a eu une rupture dans le régime d'inflation, la politique monétaire en est probablement responsable dans une large mesure. Cependant, la modification de la relation entre les salaires et les prix a également pu contribuer au changement intervenu dans le processus de formation des anticipations. Dans l'ensemble, il se peut aussi que l'inflation soit moins sensible aux chocs purement exogènes, et donc moins instable qu'elle ne l'était dans les années soixante-dix et au début des années quatre-vingt. C'est ce qui résulte au moins en partie de la plus grande stabilité du taux de change, elle-même liée à la politique monétaire, et de la moindre sensibilité du niveau général des prix aux variations des cours du pétrole.

4 | 2 Taxes sur les produits du tabac

Les produits du tabac ont représenté, en moyenne, 1,7 % de l'IPC entre 1972 et 2003. Le régime fiscal des produits du tabac est très complexe car il recouvre à la fois des taxes sur les prix de vente et des droits d'accise, en fonction du type de produit vendu, par exemple du nombre de cigarettes contenues dans un paquet. Par conséquent, le calcul d'un taux moyen comme pour la TVA n'est pas réalisable. Cependant, le fait marquant est que, depuis 1993, les taxes sur les produits du tabac ont augmenté de façon continue, entraînant une hausse très importante du prix final, qui a presque été multiplié par quatre.

Le tableau ci-après résume les principaux événements évoqués dans la présente étude, ainsi que leur incidence attendue sur le niveau des prix ou sur l'inflation. Ces effets n'ont pas été hiérarchisés, l'intention étant d'examiner une large gamme de chocs.

Récapitulatif des chocs sur l'inflation ou les prix

Date	Chocs	Effet éventuel
Janvier 1977	Baisse du taux de TVA	Baisse du niveau des prix
1977	Modification des moyens de la politique monétaire (objectif fondé sur un agrégat monétaire)	
1979	SME	
Juillet 1981	Évolution majeure de l'orientation de politique monétaire (relèvement des taux d'intérêt de 675 points de base)	Diminution de la persistance et de la moyenne
Juin-Octobre 1982	Gel des prix et des salaires	Diminution de la persistance et de la moyenne
Mars 1983-1987	Changement d'objectif opérationnel pour la politique monétaire (maintien dans le SME)	Diminution de la volatilité, de la persistance et de la moyenne
Après 1983	Diminution de la pondération de l'énergie	Diminution de la volatilité
1984	Modifications des instruments de politique monétaire (passage à l'instrument des taux d'intérêt)	
Août 1995	Hausse de la TVA	Hausse du niveau des prix
Années 1990	Diminution de la pondération de l'énergie	Diminution de la volatilité
Années 1990	Hausse de la part de la TIPP	Diminution de la volatilité
Années 1990	Ralentissement des prix administrés	Baisse du niveau des prix
Années 1990	Concurrence dans le secteur public	Recul de l'inflation moyenne
Années 1990	Hausse des prix des produits du tabac	Hausse de l'inflation moyenne
1999	UEM	
Avril 2000	Baisse de la TVA	Baisse du niveau des prix

Bibliographie

Baudry (L.) et Tarrieu (S.) (2003)

« La création, sur longue période, d'une base d'indice de prix à la consommation nationaux », *Mimeo*, Banque de France

Biau (L.) et Sobczak (L.) (2001)

« Prévoir l'inflation en France », INSEE, *Note de conjoncture*, juin 2001

Blanchard (O. J.) et Muet (P. A.) (1993)

“Competitiveness through disinflation: An assessment of the French macroeconomic strategy”, *Economic Policy*, n°16

Blanchard (P.) et Sevestre (P.) (1989)

« L'indexation des salaires : quelle rupture en 1982 ? », *Économie et Prévision*, n°87, 1989-1

Bouscharain (L.) et Ménard (L.), 2000

« L'inflation européenne est-elle moins sensible aux variations du prix du pétrole ? », INSEE, *Note de Conjoncture*, juin 2000

Bruneel (D.) (1992)

« La Monnaie », *La Revue Banque Editeur*, Paris

Drumetz (F.) (2003)

“France's experience of exchange controls and liberalisation” in “China's capital account liberalisation: An international perspective”, *BIS paper*, n°15

Enfrun (B.) et Pécha (J.) (1983)

« La nouvelle méthode d'élaboration de l'indicateur de morsure de l'encadrement du crédit », *Bulletin trimestriel de la Banque de France*, n°47, juin

Fauvin (F.) et Gilles (C.) (1996)

« Du blocage des prix vers la déréglementation », *INSEE première*, n°483

Fonteneau (A.) et Muet (P.-A.) (1983)

« La politique économique depuis mai 1981 : un premier bilan », *Revue de l'OFCE*, n°4

Fonteneau (A.) et Muet (P.-A.) (1985)

« La gauche face à la crise », *Presse de la Fondation Nationale des Sciences Politiques*

Levin (A.) et Piger (J.) (2004)

“Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?”, Banque centrale européenne, *Document de travail*, n°334

Patat (J.-P.) (1993)

« Monnaie, institutions financières et politique monétaire », *Economica*

Taylor (J.) (1998)

“Monetary policy guidelines for unemployment and inflation stability”, in J. Taylor et R. Solow (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier

Trichet (J.-C.) (1992)

« Dix ans de désinflation compétitive en France », *Notes Bleues de Bercy*

La dynamique de l'inflation en France

Laurent BILKE

Direction des Études Économiques et de la Recherche

Centre de Recherche

L'objet de cette étude est de tester statistiquement les hypothèses avancées dans l'article de ce Bulletin intitulé « Quelles hypothèses pour expliquer un changement de régime de l'inflation en France ? », en particulier la possibilité qu'un changement de régime de l'inflation ait été causé par une modification de la politique monétaire. La possibilité et les dates éventuelles des changements de moyenne de l'inflation sont évaluées statistiquement, de même que la persistance de l'inflation qui est définie comme la propension de l'inflation à ne revenir que lentement à son niveau moyen suite à un choc extérieur. Cette étude représente donc le volet macroéconomique de l'« Inflation Persistence Network »¹. Une des innovations qu'elle propose consiste à exploiter des données de prix à la consommation très désagrégées (plus de cent quarante postes) et sur une période très longue (1973-2003).

Trois conclusions principales peuvent être avancées :

- une rupture de la moyenne de l'inflation est bien observée au milieu des années quatre-vingt, elle semble résulter principalement d'une combinaison de facteurs internes (changement du régime de politique monétaire, désindexation des salaires et gel des prix et des salaires) ;*
- une fois tenu compte de cette rupture, la persistance de l'inflation apparaît modérée ;*
- il est difficile de conclure à un changement de la persistance elle-même.*

La dynamique de l'inflation en France est donc plus aisément caractérisée par un changement de moyenne que par un changement de persistance.

Mots clés : persistance de l'inflation, politique monétaire, test de rupture multiple, inflation sectorielle.

Code JEL : E31.

NB : L'auteur remercie Laurent Baudry et Sylvie Tarieu pour leur assistance, ainsi qu'Hervé Le Bihan pour ses commentaires. Les opinions exprimées dans la présente étude sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France. Cette étude est tirée de la Note d'Étude et de Recherche n°122 et du document de travail de la BCE n°463 (Bilke, 2005).

¹ L'« Inflation Persistence Network » est un projet de recherche de l'Eurosystème qui vise à améliorer la compréhension de l'inflation grâce à l'exploitation d'un ensemble de bases de données originales.

L'inflation est considérée comme persistante si elle ne converge que lentement vers son niveau d'équilibre (ou vers sa tendance) après un choc (cf. notamment Andrews et Chen, 1994 ; Willis, 2003 ; et Robalo Marques, 2004). Dans ce cadre, la dynamique de l'inflation peut être caractérisée au moyen d'une approche en deux étapes, la première consistant à définir l'inflation tendancielle, la seconde à mesurer la persistance par rapport à cette tendance.

L'objectif de cette étude est de tester, au moyen d'outils statistiques robustes, l'hypothèse d'une inflexion de la tendance de l'inflation (ou plus précisément, de sa moyenne de long terme) et d'évaluer la persistance de l'inflation. Une attention particulière est accordée aux facteurs susceptibles d'avoir entraîné des changements structurels de la dynamique de l'inflation évoqués dans l'étude précédente.

L'analyse mobilise une base de données originale : une rétropolation de l'indice mensuel des prix à la consommation (IPC) et de ses sous-composantes de l'année de base 1990 sur l'IPC de l'année de base 1980. L'échantillon agrégé de l'IPC rétropolé porte sur la période janvier 1973 à janvier 2004. La période d'échantillonnage de cent quarante et une composantes court de février 1972 à janvier 2004 et celle de vingt autres postes de février 1987 à février 2001. Concernant les outils statistiques utilisés, la procédure de tests de la présence de ruptures multiples est une adaptation de la procédure d'Altissimo et Corradi (2003) et la persistance est évaluée comme la somme non biaisée des coefficients autorégressifs. On trouvera de plus amples détails et une discussion des données et des outils statistiques dans le document de travail dont est tirée cette étude (Bilke, 2005).

La section 1 détaille les résultats de l'application de la procédure de test de ruptures multiples aux cent quarante et une séries désagrégées et aux agrégats sectoriels. La section 2 présente des mesures de la persistance de l'inflation, notamment en tenant compte des changements structurels.

I | L'inflation moyenne

Cette section présente et commente les ruptures structurelles dans l'inflation en France et analyse l'incidence de plusieurs chocs limités, comme le passage à l'euro fiduciaire.

I | I Détection des ruptures

Une seule rupture est détectée dans l'IPC global, en mai 1985. Parmi les cent quarante et un postes, le test détecte une unique rupture dans plus de 80 % des cas. Les cas d'absence de rupture et celui où deux ruptures se présentent sont identiques (8 %) alors que trois postes seulement enregistrent trois ruptures.

Le tableau ci-dessous présente cette distribution du nombre estimé de ruptures au niveau des divers postes, ventilés par secteurs. Très peu de différences sectorielles apparaissent. Le secteur des services est celui qui présente le plus grand nombre de ruptures, plus de 20 % des postes enregistrant deux ruptures ou davantage. En revanche, près du tiers des postes liés à l'énergie n'affiche aucune rupture (cette catégorie ne peut toutefois pas être pleinement comparée aux autres, compte tenu du faible nombre de postes qu'elle comporte) et une seule rupture est détectée pour près de 90 % des produits industriels. Dans le secteur des produits alimentaires, une seule rupture est identifiée pour 80 % des postes environ, alors que la survenance de deux ruptures ou plus est rare. Les mêmes observations peuvent être effectuées au niveau sectoriel agrégé (cf. deuxième tableau) : une rupture unique est détectée, sauf dans le cas de l'agrégat des services, pour lequel deux ruptures sont identifiées.

Les dates de rupture au niveau sectoriel apparaissent remarquablement concentrées autour de la date de la seule rupture ayant affecté l'IPC global : 89 % des postes font apparaître une rupture dans les trois années antérieures et postérieures à mai 1985 (cf. graphique) et, là encore, on ne constate pas de différence significative entre secteurs. Si l'on tient compte du poids de chaque article dans le panier des

Fréquence des ruptures au niveau désagrégé

	Nombre de ruptures		
	0	1	≥ 2
IPC agrégat	0,00	1,00	0,00
141 composantes	0,08	0,82	0,10
Dont :			
Alimentaire non transformé	0,17	0,83	0,00
Alimentaire transformé	0,19	0,78	0,04
Biens industriels hors énergie	0,02	0,89	0,09
Énergie	0,29	0,71	0,00
Services	0,03	0,76	0,21

Dates des ruptures au niveau sectoriel

	1 ^{ère} date	2 ^{nde} date
IPC	Mai 1985	-
Alimentaire non transformé	Juillet 1984	-
Alimentaire transformé	Mai 1984	-
Biens industriels hors énergie	Juillet 1985	-
Énergie	Avril 1985	-
Services	Septembre 1983	Février 1993

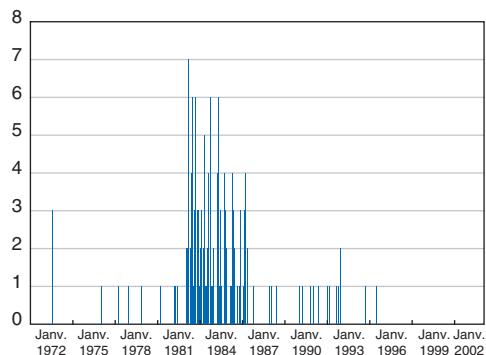
biens et services, la coïncidence des dates de rupture apparaît toujours aussi forte (cf. deuxième graphique). Ainsi, 30 % de l'indice des prix est sujet à rupture en 1983, 18 % en 1984, 17 % en 1985, 11 % en 1986 et 6 % en 1987.

D'un point de vue statistique, deux dates de rupture peuvent être considérées comme identiques si elles sont distantes de moins de trois ans et quatre mois (Bilke, 2005).

L'inflation moyenne fléchit de 11 %, avant la rupture de mai 1985, à 2 % après. Tous les secteurs sont affectés de façon comparable, à l'exception notable des services pour lesquels la hausse des prix demeure plus vigoureuse que la moyenne après la rupture observée au milieu des années quatre-vingt (à près de 5 %), et s'établit à moins de 2 % après une deuxième rupture au début des années quatre-vingt-dix. Toutefois, le début des années quatre-vingt-dix n'a pas été une période marquée par des changements structurels généralisés, les ruptures constatées se limitant au secteur des services.

Dates des ruptures

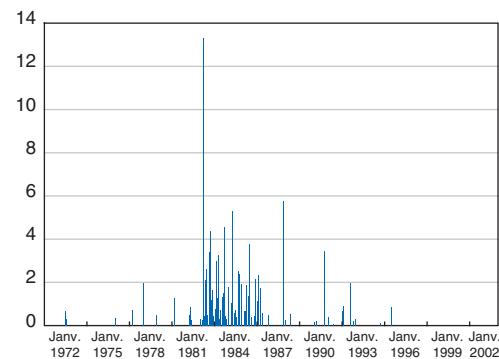
(en nombre de ruptures)



Note : Le graphique reporte le nombre de ruptures à chaque date parmi les 141 composantes du panier.

Dates des ruptures pondérées

(en %)



Note : Le graphique reporte le pourcentage de l'ensemble du panier pour lequel une rupture est observée aux différentes dates, en tenant compte du poids que représente chaque bien et service au sein du panier.

I | 2 Éléments d'interprétation

Une seule période de changement généralisé du profil de l'inflation semble donc s'être produite, au milieu des années quatre-vingt. Comme il est difficile de calculer une règle de politique monétaire pour tester un changement structurel dans la conduite de la politique monétaire en France (pour les raisons invoquées dans une autre étude de ce dossier « Quelles hypothèses pour expliquer un changement de régime de l'inflation en France ? »), l'utilisation de séries chronologiques désagrégées peut donner des indications utiles sur les raisons d'une rupture structurelle de l'inflation. En particulier, les rôles respectifs joués par certains facteurs externes seront examinés, tels que les cours du pétrole, le degré d'ouverture de l'économie ou les taux de change (au moins partiellement externes) et de certains facteurs internes, liés à la politique monétaire ou à la désindexation des salaires.

On considère parfois qu'un changement du régime global de change a été le moteur de la mutation structurelle observée aux États-Unis dans les années quatre-vingt. Toutefois, en France, un choc structurel de taux de change pourrait être lié en partie à une modification de la politique monétaire, dont le volet externe a été la politique du « franc fort ». Si l'on considère le cas d'une modification du régime de change d'origine purement externe, les prix des biens faisant l'objet d'échanges internationaux devraient être affectés en premier, avant toute répercussion sur les secteurs abrités. Les données relatives aux

dates de rupture au niveau des agrégats sectoriels et des différents postes recensées dans les années quatre-vingt ne confortent pas cette hypothèse. Sur cette période, les services, qui font moins l'objet d'échanges internationaux que les biens, ont enregistré une rupture avant les quatre autres secteurs, en septembre 1983. Au niveau des différents postes, de nombreux services ne faisant pas l'objet d'échanges ont présenté une rupture dans les années quatre-vingt, tels que les services médicaux, dentaires et paramédicaux (avril ou juin 1983), culturels (1983), d'entretien des logements (avril 1984), de distribution de l'eau (mai 1982), d'éducation (novembre 1983), de restauration (avril 1983) ou de coiffure (octobre 1983). Dans l'ensemble, aucune différence systématique n'a pu être relevée entre les postes faisant l'objet d'échanges internationaux et les autres.

Dans la version de cette étude publiée sous la forme de document de travail, il est montré de façon similaire que ni les évolutions des cours du pétrole ni le renforcement de l'exposition à la concurrence internationale ne peuvent avoir constitué les moteurs des changements structurels observés au milieu des années quatre-vingt (Bilke, 2005). Dès lors, il est très probable qu'une combinaison de facteurs internes décrits dans la précédente étude (changement du régime de politique monétaire, suppression de l'indexation des salaires, gel des prix et des salaires) constitue la principale explication du ralentissement structurel de l'inflation.

I | 3 Chocs transitoires

L'analyse des dates de rupture au niveau désagrégé peut également se révéler utile pour évaluer l'incidence de certains chocs spécifiques sur l'inflation.

Le passage à l'euro fiduciaire

À une date si proche de la fin de période sous revue, la puissance du test de ruptures, c'est-à-dire sa capacité à ne pas conclure à tort à l'absence de rupture², devrait être faible, en particulier pour des processus à persistance élevée. Toutefois, il convient de noter que, dans les cent quarante et une séries de prix par postes

et les six séries d'agrégats, aucune rupture n'a été détectée au cours des deux années qui ont précédé et suivi le passage à l'euro fiduciaire (janvier 2002). Par conséquent, compte tenu du nombre élevé de séries chronologiques considérées, on peut considérer que le passage à l'euro fiduciaire n'a pas exercé d'incidence structurelle sur l'inflation³.

Les modifications des taux de TVA

La rupture du milieu des années quatre-vingt ne coïncide pas avec une baisse du taux de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA), comme celle intervenue à la fin des années quatre-vingt/début des années quatre-vingt-dix (cf. l'étude précédente). S'agissant du relèvement du taux de TVA en août 1995, une seule rupture de la moyenne a été observée, en octobre 1995 : elle a porté sur les autres services d'entretien des logements. Par ailleurs, aucun changement n'est intervenu aux alentours de la baisse du taux normal de la TVA en avril 2000. La même observation peut être formulée concernant la modification de ce taux en 1977 : on n'a pratiquement observé aucune rupture aux alentours de cette période. Par conséquent, les deux dernières modifications générales du taux de TVA n'ont pas exercé d'effet permanent sur l'inflation.

S'agissant des modifications des taux de TVA appliqués à des postes particuliers, le tableau est un peu plus nuancé. Ainsi, la réduction, en juillet 1982, du taux de TVA appliqué aux produits alimentaires et aux publications n'a pas entraîné de rupture pour la première catégorie, mais elle pourrait en avoir provoqué une pour la seconde (une rupture a été détectée pour la presse en avril 1982). Toutefois, aux alentours de septembre 1987, date à laquelle les taux appliqués aux véhicules automobiles neufs et aux boissons non alcoolisées ont été abaissés, aucune rupture n'a été enregistrée concernant ces postes. De même, aucune rupture ne s'est produite après la baisse des taux de TVA appliqués aux médicaments et aux publications.

Dans l'ensemble, les modifications générales des taux de TVA ne semblent pas avoir d'incidence sur l'inflation moyenne, alors que, dans certaines circonstances, des changements de taux spécifiques ont pu exercer des effets.

² Les propriétés du test en échantillon fini ont fait l'objet d'une étude détaillée dans la version document de travail (Bilke, 2005).

³ Attal-Toubert et al. (2002) montrent par ailleurs que le passage à l'euro fiduciaire a eu un effet de court terme modéré sur l'inflation.

2| Mesures de la persistance de l'inflation

Le cas extrême de la persistance est celui de la racine unitaire : un changement du niveau de l'inflation consécutif à un choc extérieur n'est alors jamais complètement effacé. La persistance a alors une valeur proche de 1. À l'inverse, une mesure très inférieure à 1 correspond à une faible persistance. En pratique, la persistance est généralement mesurée comme l'autocorrélation d'ordre 1 (comme dans la représentation simplifiée proposée dans l'article « Quelles hypothèses pour expliquer un changement de régime de l'inflation en France ? ») ou comme la somme non biaisée des coefficients d'un processus auto-régressif (Andrews et Chen, 1994) qui est la mesure que nous avons choisie ici.

En vue d'évaluer l'incidence de l'introduction de changements structurels, on estime d'abord la persistance de l'inflation en utilisant délibérément l'hypothèse incorrecte d'une moyenne stable. Le tableau ci-dessous présente ces estimations, dites « naïves ». La persistance de l'inflation semble forte et l'hypothèse d'une racine unitaire peut difficilement être rejetée pour l'IPC global, les produits industriels et les services.

Les changements structurels sont ensuite ajoutés à l'évaluation de la persistance. Comme prévu par Perron (1990) et également observé par Levin et Piger (2004) pour plusieurs autres pays, la persistance de l'inflation diminue de façon spectaculaire dans tous les cas (cf. tableau ci-contre). Les baisses les plus spectaculaires portent sur les deux prix des agrégats de produits alimentaires. L'estimation sans biais médiane de la persistance de l'IPC global revient de 0,98 à 0,76, après prise en compte du changement structurel.

Estimation « naïve » de la persistance (sans tenir compte du changement structurel)

	ρ	IC 90%
IPC	0,98	[0,92 ; 1,01]
Alimentaire non transformé	0,54	[0,40 ; 0,68]
Alimentaire transformé	0,80	[0,73 ; 0,90]
Biens industriels hors énergie	0,97	[0,89 ; 1,01]
Énergie	0,37	[0,29 ; 0,45]
Services	1,00	[0,95 ; 1,03]

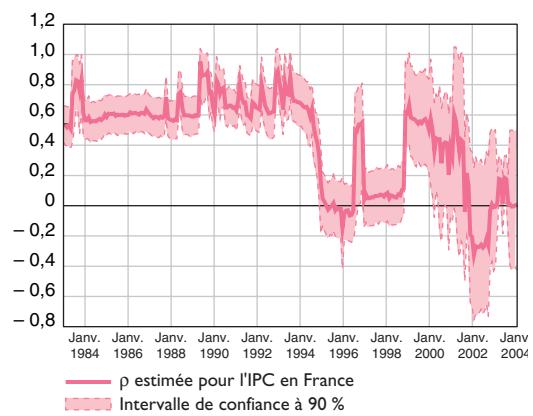
Persistance (en tenant compte du ou des changements structurels)

	ρ	IC 90%
IPC	0,76	[0,64 ; 0,88]
Alimentaire non transformé	0,15	[0,07 ; 0,23]
Alimentaire transformé	0,34	[0,26 ; 0,41]
Biens industriels hors énergie	0,72	[0,58 ; 0,84]
Énergie	0,28	[0,19 ; 0,36]
Services	0,44	[0,23 ; 0,60]

Note pour les deux tableaux : la première colonne (ρ) reporte la persistance et la seconde un intervalle de confiance à 90% autour de α .

Taylor (1998) suggère qu'une modification structurelle de la politique monétaire peut provoquer un changement de la persistance de l'inflation. Nous avons examiné la possibilité d'un changement du paramètre de persistance en calculant des régressions sur des fenêtres glissantes de 10 ans. D'un point de vue méthodologique, nous nous conformons à Pivetta et Reis (2003) et O'Reilly et Whelan (2004). Leurs travaux concluent à la stabilité du paramètre de persistance, respectivement aux États-Unis et dans la zone euro. Le graphique ci-dessous représente le paramètre de persistance estimé de l'IPC français, avec son intervalle de confiance de 90 %. Ce dernier fournit des indications importantes, les intervalles s'étant élargis au cours des dernières années. La persistance de l'inflation globale pourrait avoir diminué au début et au milieu des années quatre-vingt-dix, mais nous ne pouvons pas en conclure que cette information demeure valide, que ce soit à la fin des années quatre-vingt-dix ou au début de la décennie suivante.

Persistance glissante Fenêtres de régression de 10 ans



Selon Granger (1980) et la littérature relative à la « mémoire longue », un agrégat devrait présenter une autocorrélation supérieure à l'autocorrélation moyenne des séries qui le composent. Nos mesures confirment cet effet théorique prévu d'agrégation sur la persistance. Dans les tableaux de la page précédente, des six agrégats considérés, la persistance de l'IPC est soit la valeur la plus élevée, soit l'une des plus élevées.

L'étude des propriétés statistiques des données désagrégées d'inflation confirme ce que l'intuition suggérait : le principal changement structurel a eu lieu au milieu des années quatre-vingt, notamment au moment où la France adoptait un régime de politique monétaire plus rigoureusement orienté vers la maîtrise de l'inflation. Une fois ce changement structurel pris en compte, l'hypothèse d'une racine unitaire de l'inflation peut être définitivement écartée.

Bibliographie

Altissimo (F.) et Corradi (V.) (2003)

"Strong rules for detecting the number of breaks in a time series", *Journal of Econometrics* 117, p. 207-244

Andrews (D.W.K.) et Chen (H.-Y.) (1994)

"Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(2), p. 187-204

Attal-Toubert (K.), de Belleville (L.-M.) et Pluyaud (B.) (2002)

« L'impact à court terme sur les prix du passage à l'euro fiduciaire », *Bulletin de la Banque de France*, n° 105

Bilke (L.) (2005)

"Break in the mean and persistence of inflation: a sectoral analysis of French CPI", Banque de France, *Notes d'Étude et de Recherche*, n° 122, et, Banque centrale européenne, *Working Paper Series*, n° 463

Granger (C.W.J.) (1980)

"Long memory relationships and the aggregation of dynamic models", *Journal of Econometrics*, 14-2, p. 227-238

Levin (A.) et Piger (J.) (2004)

"Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?", Banque centrale européenne, *Working Paper Series*, n° 334

O'Reilly (G.) et Whelan (K.) (2004)

"Has euro-area inflation persistence changed over time?", Banque centrale européenne, *Working Paper Series*, n° 335

Pivetta (F.) et Reis (R.) (2003)

"The persistence of inflation in the United States", Mimeo, Harvard University

Perron (P.) (1990)

"Testing for a unit root in a time series with a changing mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 8, p. 153-162

Robalo Marques (C.) (2004)

"Inflation persistence: facts or artefacts?", Banque centrale européenne, *Working Paper Series*, n° 371

Taylor (J.) (1998)

"Monetary policy guidelines for unemployment and inflation stability", in J. Taylor and R. Solow (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier

Willis (J.L.) (2003)

"Implications of structural changes in the US economy for pricing behavior and inflation dynamics", *Economic Review*, 1^{er} trimestre 2003, *Federal Reserve Bank of Kansas City*

Caractéristiques des ajustements de prix en France et dans la zone euro : quelques faits stylisés tirés des données individuelles de prix à la consommation

Laurent BAUDRY, Hervé LE BIHAN,

Patrick SEVESTRE, Sylvie TARRIEU

Direction des Études économiques et de la Recherche

Centre de recherche

Cet article décrit les modalités d'ajustement des prix de détail en France et dans la zone euro en s'appuyant sur des travaux réalisés au sein de l'"Inflation Persistence Network"¹.

L'étude des données individuelles de prix à la consommation permet de mettre en évidence six faits stylisés.

- Pour la plupart des produits, les modifications de prix par les détaillants sont relativement peu fréquentes : en moyenne, 21 % des prix sont révisés chaque mois en France et 15 % dans la zone euro, contre 25 % environ aux États-Unis. En ce sens, les prix apparaissent relativement rigides dans la zone euro.
- La fréquence de ces modifications varie fortement entre produits et entre secteurs : les cas polaires sont les produits pétroliers, dont les prix varient presque continûment, et les services dont les prix sont typiquement modifiés une fois par an ; elle varie également entre les types de points de vente : les hyper et supermarchés modifient plus souvent leurs prix que les petits commerces.
- Il existe également une certaine hétérogénéité entre pays : les modifications de prix sont ainsi sensiblement plus fréquentes en France qu'en Italie.
- Les baisses de prix se produisent presque aussi souvent que les hausses : en moyenne, quatre changements de prix sur dix sont des baisses, en France comme dans la zone euro. En ce sens, il n'y pas de signe de rigidité particulière à la baisse des prix.
- Les amples hausses ou des baisses individuelles de prix sont en moyenne importantes, lorsqu'on les compare aux rythmes d'inflation agrégée ou sectorielle.
- Les variations de prix apparaissent faiblement synchronisées entre les agents économiques.

Au total, l'inflation modérée observée en France et dans la zone euro au cours de la dernière décennie se décompose en termes de changements de prix individuels de la façon suivante : des hausses et des baisses relativement rares mais d'ampleur significative, les hausses étant légèrement plus fréquentes que les baisses. Par ailleurs, les travaux résumés dans cet article mettent en évidence divers facteurs qui influencent les ajustements de prix : la nature des produits, le type de point de vente, le taux d'inflation agrégée ou sectorielle, les modifications de la fiscalité indirecte, le passage à l'euro, la saisonnalité, notamment.

Mots clés : fréquence de changement de prix,
prix à la consommation, rigidité des prix.

Codes JEL : E31

NB : Les opinions exprimées dans la présente étude sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France. Cet article résume deux études (Baudry et al., 2005, et Dhyne et al., 2005) réalisées dans le cadre d'un réseau de recherche de l'Eurosystème. Les auteurs remercient l'INSEE pour l'accès aux données utilisées dans la première étude.

¹ L'"Inflation Persistence Network" est un projet de recherche de l'Eurosystème qui vise à améliorer la compréhension de l'inflation grâce à l'exploitation d'un ensemble de bases de données inédites.

Les prix des biens et des services ne s'ajustent pas immédiatement en réaction aux évolutions de l'offre et de la demande : l'existence d'un certain degré de rigidité des prix est un fait avéré sur lequel s'appuie la modélisation macroéconomique contemporaine. De fait, de nombreux modèles théoriques ont montré l'influence du degré de rigidité des prix sur les ajustements macroéconomiques qui se produisent à la suite d'un choc, par exemple de politique monétaire.

Une première étape dans la recherche d'une évaluation satisfaisante de cette rigidité consiste à repérer les produits dont les prix changent fréquemment et ceux dont les prix sont, à l'inverse, rarement modifiés. La deuxième étape consiste à mettre en relation ces éventuels changements de prix avec les évolutions observées de l'environnement censées les affecter. Un prix est alors qualifié de rigide dès lors qu'il ne réagit pas, ou peu, aux évolutions de l'offre et/ou de la demande sur son marché.

Dans le cadre des travaux du réseau d'experts de l'Eurosystème sur la persistance de l'inflation (*Eurosystem Inflation Persistence Network*) des études concernant la plupart des pays de la zone euro ont ainsi visé à identifier et à évaluer les caractéristiques fondamentales des ajustements de prix au niveau microéconomique. Les données utilisées dans ces études sont, en particulier, constituées des relevés de prix effectués pour le calcul de l'indice des prix à la consommation. Ces données présentent l'avantage de couvrir l'essentiel des dépenses de consommation des ménages en termes de biens et services mais aussi en termes de types de vente.

Cet article résume les principaux résultats de ces analyses. Il s'appuie sur l'étude réalisée pour la France par Baudry et al. (2005) et sur la synthèse de Dhyne et al. (2005) relative à la zone euro². Dans une première section, nous présentons quelques faits saillants caractérisant l'ajustement des prix en France et dans la zone euro. La mise en évidence de certains déterminants des variations de prix fait l'objet de la seconde section.

² Les deux articles ayant servi de base à cette synthèse sont les suivants :

- « *La rigidité des prix en France. Quelques enseignements des relevés de prix à la consommation* », de L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre et S. Tarieu, à paraître dans *Economie et Statistique*, 2005.
- « *Price setting in the euro area: Some stylized facts from individual consumer price data* », d'E. Dhyne (Banque Nationale de Belgique), L. J. Álvarez (Banque d'Espagne), H. Le Bihan (Banque de France), G. Veronesi (Banque d'Italie), D. Dias (Banque du Portugal), J. Hoffmann (Banque Fédérale d'Allemagne), N. Jonker (Banque des Pays-Bas), P. Lünnemann (Banque Centrale du Luxembourg), F. Rumler (Banque Nationale d'Autriche), J. Vilmunen (Banque de Finlande), Banque centrale européenne, Working paper series n°524 septembre 2005.

³ Les données utilisées ont été préalablement anonymisées par l'INSEE pour interdire l'identification des marques et du point de vente des produits et services concernés. Voir Baudry et al. (2005) pour une présentation détaillée de cette base de données.

⁴ En raison de la confidentialité des données, les résultats sont obtenus par l'agrégation d'indicateurs nationaux estimés de façon décentralisée par chacune des banques centrales concernées.

⁵ Les cinq « sous-indices » auxquels cet article fait référence sont les produits alimentaires transformés et non transformés, l'énergie, les produits industriels non énergétiques et les services.

I | Caractéristiques des ajustements de prix en France et dans la zone euro

Trois données essentielles permettent de caractériser l'évolution des prix dans une économie : la fréquence des changements de prix, le sens (hausse ou baisse) de ces changements et leur amplitude. Nous proposons ici un ensemble de faits stylisés permettant de caractériser les changements des prix de détail, tant en France que dans la zone euro. Il est à noter que l'on dispose ici de deux ensembles de résultats relatifs à la France. D'une part, ceux présentés dans Baudry et al. (2005) qui reposent sur une analyse statistique de treize millions de relevés de prix effectués par l'INSEE entre 1994 et 2003³. D'autre part, ceux tirés de l'étude internationale de Dhyne et al. (2005) qui concernent cinquante produits retenus dans le cadre de cette étude comparative, et considérés comme représentant approximativement la totalité du panier de l'IPC (*Indice des prix à la consommation*). Comme le montre le tableau ci-après, les résultats pour la France tirés de ces deux études diffèrent très peu et nous ne présenterons donc que ceux tirés de l'étude comparative internationale, qui sont directement comparables à ceux des autres pays de la zone euro considérés, à savoir : l'Autriche, la Belgique, la Finlande, l'Allemagne, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et l'Espagne⁴. Les dix pays concernés représentent environ 97 % du PIB de la zone euro. Les chiffres présentés pour la zone euro dans son ensemble sont des moyennes pondérées utilisant les pondérations des différents pays dans l'IPC Harmonisé et des pondérations sectorielles (redressées afin que chaque sous-indice ait un poids identique à celui dans l'IPC national)⁵. La méthode suivie et la manière dont les indicateurs présentés (fréquence des variations de prix, durée moyenne des épisodes de prix, degré de synchronisation des variations de prix,...) ont été calculés sont détaillées dans Dhyne et al. (2005).

Fréquence des changements de prix :
en % moyen d'articles dont les prix sont modifiés au cours d'un mois donné

	Produits alimentaires non transformés	Produits alimentaires transformés	Énergie (produits pétroliers)	Produits industriels hors énergie	Services	Total des pondérations des pays (a)	Total des pondérations de la zone euro (b)
Allemagne	25,2	8,9	91,4	5,4	4,3	13,5	15,0
Autriche	37,5	15,5	72,3	8,4	7,1	15,4	17,1
Belgique	31,5	19,1	81,6	5,9	3,0	17,6	15,6
Espagne (c)	50,9	17,7	n.d.	6,1	4,6	13,3	11,5
Finlande	52,7	12,8	89,3	18,1	11,6	20,3	-
Italie	19,3	9,4	61,6	5,8	4,6	10,0	12,0
Luxembourg	54,6	10,5	73,9	14,5	4,8	23,0	19,2
Pays-Bas	30,8	17,3	72,6	14,2	7,9	16,2	19,0
Portugal	55,3	24,5	15,9	14,3	13,6	21,1	18,7
France (50 produits)	24,7	20,3	76,9	18,0	7,4	20,9	20,4
France (échantillon complet)	21,0	18,5	70,7	16,1	8,3	-	-
Zone euro	28,3	13,7	78,0	9,2	5,6	15,1	15,8
États-Unis	47,7	27,1	74,1	22,4	15,0	24,8	-

NB : Les chiffres présentés dans ce tableau sont calculés sur la base d'un échantillon composé de 50 produits, sauf pour la Finlande pour laquelle les chiffres présentés proviennent de l'IPC total. La période couverte est Janvier 1996-Décembre 2000 sauf pour l'Allemagne, la Finlande et le Luxembourg, où la période analysée se prolonge au-delà de la mise en place de l'euro (cf. Dhyne et al., 2005). Les résultats spécifiques pour la France (échantillon complet, cf. Baudry et al., 2005) couvrent la période Juillet 1994-Février 2003.

(a) Le total est calculé à partir des pondérations spécifiques à chaque pays pour chacune des rubriques.

(b) Le total est calculé en utilisant les pondérations communes de la zone euro pour chaque sous-indice. Aucun chiffre n'est fourni pour la Finlande car l'échantillon de produits utilisé dans ce pays n'est pas comparable.

(c) Aucun produit énergétique n'est inclus dans la base de données espagnole, ce qui introduit un biais à la baisse dans la fréquence agrégée.

Sources : Dhyne et al. (2005) ; Baudry et al. (2005)

Outre la comparaison entre France et zone euro, il est procédé à une comparaison des caractéristiques des changements de prix avec celles dégagées par Bils et Klenow (2004) et Klenow et Kryvtsov (2005) pour les États-Unis.

Les faits stylisés mis en évidence par ces études sont les suivants.

I | I Des changements de prix peu fréquents au niveau individuel

La fréquence moyenne des variations de prix est de 20,9 % par mois en France et de 15,1 % dans la zone euro. Ainsi, en France, chaque mois, un prix sur cinq est changé en moyenne contre un sur six et demi dans la zone euro. Cette estimation semble robuste : le chiffre est peu affecté si on utilise un panier de biens plus vaste, lorsque les données sont disponibles, ou si l'on exclut les valeurs extrêmes.

Les modifications de prix apparaissent moins fréquentes dans la zone euro qu'aux États-Unis, où leur fréquence moyenne est estimée à 26,1 %, sur

la période 1995-1997, par Bils et Klenow (2004) et à 29,3 %, sur la période 1998-2003, par Klenow et Kryvtsov (2005). La France occupe ainsi une position intermédiaire : les prix y changent moins souvent qu'aux États-Unis mais plus souvent que dans le reste de la zone euro. Ces écarts ne résultent pas de différences dans le mode de calcul ou dans la nature de l'échantillon utilisé puisque afin d'assurer la comparabilité entre les estimations relatives à la zone euro et aux États-Unis, Dhyne et al. (2005) ont calculé pour ce pays un chiffre fondé sur les mêmes cinquante produits⁶ : la fréquence de changement de prix qu'ils obtiennent ainsi (24,8 %) est très proche de celle calculée par Bils et Klenow.

Des écarts analogues sont également constatés lorsque l'on considère les durées moyennes pendant lesquelles un prix est inchangé. Dans la zone euro, la durée moyenne de fixité d'un prix est estimée à 13 mois⁷. Elle est de 8,4 mois en France alors que, sur la même base des cinquante produits, elle est de 6,7 mois pour les États-Unis.

La plus grande fréquence des variations de prix aux États-Unis peut s'expliquer, en partie, par les taux

⁶ Nous utilisons alors les fréquences par produit fournies par Bils et Klenow.

⁷ Le calcul des durées se fonde sur une approche indirecte, à savoir l'inversion de la fréquence de la modification de prix au niveau du produit pour la zone euro suivie d'une agrégation.

mensuels d'inflation légèrement plus élevés et plus volatils observés outre-Atlantique sur la période 1996-2001 (l'inflation mensuelle moyenne est de 0,21 % aux États-Unis, de 0,10 % en France et de 0,12 % dans la zone euro ; l'écart-type de l'inflation mensuelle est, respectivement, de 0,20, 0,23 et 0,16). Toutefois, la différence observée est trop marquée pour provenir uniquement des écarts en termes de moyenne et de variabilité de l'inflation agrégée. Si la différence de profil de consommation entre les deux zones ne nous paraît pas non plus pouvoir être considérée comme une source importante de différence, celle entre les structures du commerce de détail pourrait par contre en être une.

I | 2 Une forte hétérogénéité entre les produits comme entre les types de points de vente dans la fréquence des changements de prix

La fréquence des changements de prix varie sensiblement entre les produits. Comparée aux États-Unis, la zone euro semble se caractériser par une plus forte hétérogénéité des comportements en matière de fixation des prix.

Le tableau de la page précédente illustre cette hétérogénéité. Il indique également que la hiérarchie dans la fréquence des variations de prix entre les cinq principales composantes de l'IPC est similaire pour tous les pays de la zone euro. Les prix de l'énergie (ici, essence et fioul domestique) et les prix des produits alimentaires non transformés changent très souvent (76,9 % en France et 78 % pour la zone euro pour l'énergie, et, respectivement, 24,7 % et 28,3 % pour les produits alimentaires). Ceci s'explique, vraisemblablement, par l'importance des fluctuations des conditions de l'offre dans ces secteurs. Ces deux catégories de produits sont suivies par les prix des produits alimentaires transformés (20,3 % en France et 13,7 % dans la zone euro) et ceux des produits industriels hors énergie (18 % en France et 9,2 % dans la zone euro). Les prix des services changent moins souvent ; leur fréquence moyenne de variation est de l'ordre de 7,4 % en France et de 5,6 % dans la zone euro. En utilisant les données de Bils et Klenow (2004), on obtient un classement identique pour ces composantes de l'IPC aux États-Unis.

En outre, la fréquence des changements de prix diffère significativement selon la nature du point de vente considéré. Ainsi, en France, un prix sur quatre est modifié tous les mois en moyenne dans les hypermarchés, alors que ce ratio n'est que d'un sur cinq dans les grandes surfaces spécialisées, d'un sur sept dans le petit commerce et d'un sur douze dans les services. L'analyse économétrique présentée plus bas montre que ces différences subsistent lorsque l'on tient compte de la nature des produits vendus dans ces différents types de point de vente.

I | 3 Une hétérogénéité entre pays, toutefois moindre qu'entre secteurs

Il existe d'importantes différences entre les pays. Sur la période 1996-2001, en moyenne, la fréquence s'est établie entre 10 % (Italie) et 23 % (Luxembourg). Cette hétérogénéité entre pays a probablement une origine à la fois structurelle (profils de consommation, structure du secteur de la distribution) et méthodologique (par exemple, le traitement des soldes ou les ajustements en termes de qualité) ; elle reflète également des différences dans la part relative des prix réglementés selon les pays. Par exemple, si l'on utilise la structure de la consommation de la zone euro pour effectuer une agrégation globale, comme dans la dernière colonne du tableau de la page précédente, les différences entre pays s'atténuent légèrement : les estimations de la fréquence moyenne des variations de prix vont alors de 12 % en Italie à 20,4 % en France⁸.

Dans le cas des produits industriels hors énergie, les différences dans la prise en compte et dans le traitement (par les instituts nationaux de statistiques), des baisses de prix durant les périodes de soldes sont probablement un facteur important dans l'hétérogénéité de la fréquence des ajustements de prix. Toutefois, à partir de calculs réalisés en utilisant les bases de données française et autrichienne, nous estimons que ce facteur explique, au plus, trois points de pourcentage de la fréquence globale des variations de prix. Les résultats concernant les services sont plus homogènes entre pays européens, excepté la Finlande et le Portugal.

Au total, l'hétérogénéité entre les produits, voire entre les types de point de vente, semble plus importante que l'hétérogénéité entre les pays.

⁸ L'augmentation de la fréquence des variations de prix en Italie résulte du fait que l'énergie, dont les prix présentent une fréquence de variation élevée, a un poids relativement faible dans la consommation italienne par rapport à la moyenne de la zone euro.

Fréquence et ampleur des augmentations et réductions de prix : résultats pour la France et pour la zone euro

(en %)

		Produits alimentaires non transformés	Produits alimentaires transformés	Énergie	Produits manufacturés hors énergie	Services	Total (a)
Fréquence des modifications de prix	France (c)	24,7	20,2	79,6	18,0	7,4	20,9
	Zone euro	28,3	13,7	78,0	9,2	5,6	15,1
Fréquence des augmentations de prix	France (c)	12,8	10,6	44,7	5,3	5,2	10,5
	Zone euro	14,8	7,1	42,0	4,2	4,2	8,3
Part des augmentations de prix (b)	France (c)	53	55	58	45	82	57
	Zone euro	54	54	54	57	80	58
Ampleur des augmentations de prix	France (c)	15,3	6,2	2,6	11,3	5,7	8,2
	Zone euro	14,7	6,9	3,4	9,4	7,3	8,2
Ampleur des réductions de prix	France (c)	17,7	6,6	2,1	15,2	9,3	11,0
	Zone euro	16,3	8,1	2,4	11,4	9,7	10,0

(a) Les chiffres correspondant au total sont calculés à l'aide des pondérations des sous-indices de l'IPC de chaque pays pour la période comprise entre 1996 et 2001.

(b) Part dans le total des hausses et des baisses. La somme de la fréquence des hausses et des baisses diffère de la fréquence des changements car ces derniers incluent également les remplacements de produits pour lesquels le signe de la variation de prix n'est pas identifié.

(c) Les chiffres sur la France renvoient aux 50 produits considérés dans Dhyne et al.

Source : Dhyne et al. (2005) pour la zone euro ; calculs des auteurs pour la France

I | 4 Absence de rigidité générale à la baisse des prix

Dans aucun pays de la zone euro, on ne relève de signe de rigidité généralisée à la baisse des prix. Le graphique ci-dessous illustre ce fait sous la forme d'un nuage de points représentant la fréquence des diminutions de prix et celle des augmentations de prix pour chaque catégorie de produits dans chaque pays.

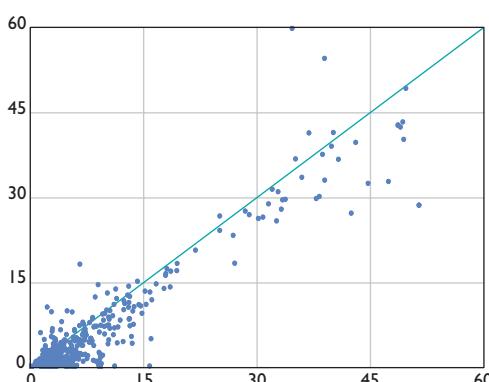
Les baisses de prix sont, en moyenne, moins fréquentes que les hausses : elles concernent quatre variations de prix sur dix, en France comme dans la zone euro. Ce résultat est proche de celui établi par Klenow et Kryvtsov (2005) sur données américaines (45 % des modifications de prix sont des réductions). Ce fait stylisé ne résulte pas uniquement des promotions temporaires ou des soldes (voir à ce sujet Baudry et al., 2005, ainsi que Klenow et Kryvtsov, 2005, pour les États-Unis).

Fréquences et ampleurs moyennes des augmentations (en abscisses) et des réductions (en ordonnées) de prix pour la zone euro

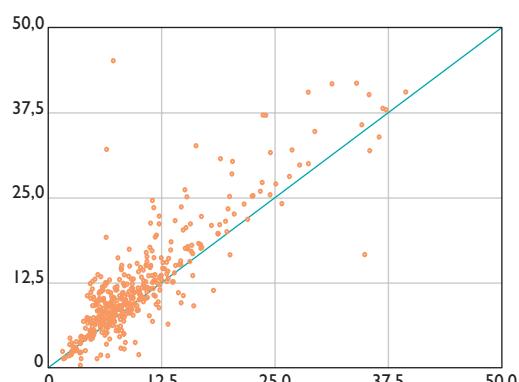
(en %)

(en %)

Fréquence



Amplitude



Note : Regroupement de données relatives à 50 catégories de produits dans 9 pays (à l'exclusion de la Finlande). La période couverte est janvier 1996-Décembre 2000 sauf pour l'Allemagne, la Finlande et le Luxembourg, où la période analysée se prolonge au-delà de la mise en place de l'euro (cf. Dhyne et al., 2005)

Source : Dhyne et al. (2005)

S'agissant de la dimension sectorielle, les différents pays présentent des caractéristiques communes : les produits alimentaires (non transformés et transformés) et l'énergie se caractérisent par une symétrie presque parfaite dans la fréquence respective des hausses ou des baisses de prix ; la différence est plus prononcée dans les services où seulement deux variations de prix sur dix correspondent à une baisse. Ce résultat est lié, en partie, au poids plus important des coûts salariaux dans les coûts de production de ce secteur et à une volatilité moindre des salaires par rapport aux prix des autres consommations intermédiaires.

I | 5 Des variations individuelles de prix de grande amplitude, et du même ordre de grandeur à la hausse ou à la baisse

Si les augmentations de prix interviennent, en moyenne, plus fréquemment que les diminutions, ce qui est assez naturel dans un environnement économique caractérisé par une inflation modérée, on ne retrouve pas une telle asymétrie dans l'amplitude des modifications de prix : les réductions de prix sont, en moyenne, plus importantes que les augmentations (11,0 % contre 8,2 % en France et 10 % contre 8,2 % pour la zone euro)⁹. Pour les États-Unis, Klenow et Kryvstov (2005) obtiennent, respectivement, 13 % et 8 % en moyenne.

Au niveau sectoriel, on observe des modifications de prix non seulement très fréquentes mais également de grande ampleur dans le secteur des produits alimentaires non transformés. En outre, les hausses et les baisses de prix tendent à se compenser, dans la mesure où leurs fréquences et leurs ampleurs ont des tailles pratiquement identiques. Cela est à relier au fait que les prix dans ce secteur résultent largement de facteurs affectant l'offre à court terme, liés en particulier au caractère saisonnier de nombreux produits alimentaires non transformés.

Les prix de l'énergie varient très souvent mais avec une ampleur limitée dans la plupart des pays. Cela reflète la variabilité prononcée des coûts marginaux (cours du pétrole). Cependant, cette variabilité est atténuée par la forte incidence de la fiscalité

indirecte, en partie forfaitaire sur ces produits, qui modère l'amplitude des variations de prix.

I | 6 Une faible synchronisation des variations de prix

La mesure proposée par Fisher et Konieczny (2000) permet d'évaluer le degré de synchronisation des modifications de prix au niveau des produits dans chaque pays¹⁰. Le degré de synchronisation des modifications de prix est, en général, plutôt faible, excepté pour les prix de l'énergie : le ratio de synchronisation médian des cinquante produits qui composent l'échantillon varie entre 0,13 en Allemagne et 0,48 au Luxembourg. Il vaut 0,19 en France. Le fait qu'il soit plus élevé au Luxembourg résulte probablement de la différence de taille des marchés sur lesquels se fonde le calcul de l'indice et du nombre relativement faible de points de vente auprès desquels les prix sont collectés dans ce pays.

2| Facteurs expliquant la fréquence des modifications de prix

La recherche des facteurs explicatifs des variations de prix ou, à tout le moins, la mise en évidence de l'influence de telle ou telle variable sur la probabilité d'un changement de prix est bien sûr conditionnée par la nature des données mobilisées. Ainsi, alors que Baudry et al. (2005) ont pu recourir aux données individuelles de prix, Dhyne et al. (2005) n'ont pu utiliser que des données agrégées par pays et secteurs.

Baudry et al. (2005) ont estimé un modèle Logit dans lequel la probabilité d'occurrence d'un changement de prix est liée à la nature du produit, à celle du point de vente (hypermarché, supérette, magasin *hard discount*, grande surface spécialisée, commerce traditionnel, etc.), à la période considérée (le mois) de l'année, ainsi qu'à des événements particuliers tels qu'une modification du taux de TVA (hausse en août 1995, baisse en avril 2000) ou le passage à l'euro. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-après.

⁹ Il convient de préciser que les hausses ou les baisses de prix sont calculées ici comme une différence de logarithme, de sorte que deux modifications de prix successives observées lors d'une réduction temporaire de prix sont égales en termes absolus et relatifs. Les taux de variation fournis dans Baudry et al. (2005) sont calculés de façon « classique » comme $(x(t)-x(t-1))/x(t-1)$, si $x(t)$ est le niveau du prix observé le mois t .

¹⁰ Cet indice est égal à 1 lorsque les modifications de prix sont parfaitement synchronisées et à 0 dans le cas où elles sont parfaitement asynchrones.

Éléments « explicatifs » de l'occurrence des changements de prix

Catégorie/variable	Impact sur la probabilité de changement de prix
Constante	0,119
Type de produit :	
Produits alimentaires	0,035
Biens durables	0,033
Habillement, textile	0,049
Énergie	0,490
Services	-0,037
Point de vente :	
Hypermarché	0,025
Magasin <i>hard discount</i>	-0,050
Supérette	-0,039
Magasin populaire	0,0003
Grand magasin	-0,018
Grande surface spécialisée	-0,004
Petit magasin traditionnel	-0,040
Marché	-0,063
Service	-0,041
Autres	-0,020
Indicatrices temporelles :	
TVA 1995	0,056
TVA 2000	0,085
Passage à l'euro (janvier 2002)	0,069
Période passage à l'euro (juillet 2001-juin 2002)	0,006
Mois :	
1	0,081
2	0,062
3	0,064
4	0,031
5	0,025
6	0,013
7	0,035
8	0,038
9	0,079
10	0,037
11	0,015
Année :	
1994	-0,022
1995	-0,006
1996	-0,005
1997	-0,001
1999	-0,0002
2000	0,012
2001	0,030
2002	0,010
2003	0,009

Note : Nombre d'observations : 12,5 millions ; catégorie de référence : Secteur = produits manufacturés (hors habillement, biens durables et énergie) ; point de vente = supermarché ; mois = décembre ; année = 1998
Source : Baudry et al. (2005)

La référence est le prix d'un bien manufacturé vendu dans un supermarché, en décembre de l'année 1998, pour lequel la probabilité estimée d'un changement de prix est de 11,9 %.

Les impacts du secteur et de la nature du point de vente sont conformes aux observations précédentes : la fréquence conditionnelle de changement de prix est nettement plus élevée dans les secteurs de l'énergie et un peu plus dans l'alimentaire et le textile. À l'inverse, cette fréquence est moins élevée dans le secteur des services : pour ces derniers, il convient de prendre en compte l'effet du point de vente puisque, le plus souvent, les services sont offerts par des prestataires spécialisés. Cet effet « point de vente » apparaît d'un ordre de grandeur comparable à celui associé à la nature du produit. Plus généralement, on observe que les prix sont plus flexibles dans les hypermarchés (la probabilité conditionnelle d'un changement de prix est de 14,4 %), alors qu'ils sont plus rigides dans les magasins de *discount* et les magasins traditionnels (les probabilités y sont, respectivement, de 6,9 et 7,9 %).

Les variables indicatrices temporelles retracent l'impact des modifications du taux de TVA et celles visant à rendre compte des effets éventuels du passage à l'euro sont très significatives. La probabilité instantanée d'un changement de prix a été sensiblement plus affectée par la baisse du taux de TVA en 2000 que par sa hausse en 1995 (cette analyse ne renseigne toutefois pas sur l'ampleur du changement de prix). On note que les indicatrices pour les années 2001 et 2002 sont positives et significatives malgré la présence d'un indicateur pour le mois du passage à l'euro (en janvier 2002) et pour les douze mois encadrant ce passage (de juillet 2001 à juin 2002). Cela peut signifier que l'impact du passage à l'euro s'est étalé sur plus de douze mois, ou cela peut indiquer une légère diminution, dans la période récente, de la rigidité des prix au niveau agrégé. Enfin, il existe une saisonnalité manifeste dans la fixation des prix : janvier et septembre sont des mois connaissant de nombreux changements de prix.

L'étude de Dhyne et al. (2005) confirme notamment l'influence de la nature du produit¹¹ et la saisonnalité des changements de prix. Elle montre également que d'autres facteurs sont potentiellement pertinents pour expliquer l'hétérogénéité observée en matière de fixation des prix, notamment les caractéristiques de l'inflation (rythme et variabilité) ou encore le poids des prix administrés et le traitement des soldes.

¹¹ L'influence des changements de fiscalité indirecte ou du passage à l'euro n'a pas pu être prise en compte du fait de la nature des données utilisées.

Ces facteurs sont mis en évidence *via* une analyse économétrique transversale, sur le panel constitué des dix pays et des cinquante produits retenus¹².

Le niveau de l'inflation a, de façon attendue, un effet positif sur la fréquence des augmentations de prix et un effet négatif sur celle des réductions de prix. Sa volatilité a également une incidence sur la fréquence des ajustements de prix. Deux interprétations de ce résultat sont possibles, qui ne s'excluent pas mutuellement : cet effet peut traduire l'incitation du détaillant à ajuster ses prix à ceux de ses concurrents qui, au niveau agrégé, se reflètent dans l'évolution de l'indice des prix du secteur. Il peut aussi résulter de la nécessité d'ajuster les prix à l'évolution des coûts de production, coûts dont les fluctuations affectent de manière significative l'inflation sectorielle.

Les résultats du tableau ci-contre montrent en outre qu'il existe également, toutes choses égales par ailleurs¹³, une certaine hétérogénéité entre pays. L'écart maximal, observé entre l'Autriche et le Luxembourg, s'élève en moyenne à quinze points de pourcentage. Les différences entre pays reflètent vraisemblablement, au moins en partie, des différences dans la structure du commerce de détail, dont nous n'avons pas pu capturer l'effet¹⁴.

Par ailleurs, une autre régression, non reprise ici, a montré que les facteurs expliquant la fréquence des changements de prix agissaient également sur l'ampleur moyenne des modifications de prix (augmentation ou réduction). On observe, en ce qui concerne l'amplitude de ces changements de prix, que les différences entre pays sont moins importantes que pour leur fréquence et qu'elles sont rarement significatives.

Outre les déterminants précédents, les études propres aux différents pays de la zone euro mettent l'accent sur un ensemble de facteurs influençant la dynamique des ajustements de prix, que la régression en coupe ne permet pas de saisir. Ces études attestent également du fait que les comportements de changement de prix dépendent de la situation économique, dans la mesure où l'inflation agrégée et l'inflation sectorielle ont une incidence sur la probabilité d'une modification de

Facteurs explicatifs de la fréquence des changements de prix pour la zone euro

Variable expliquée	Fréquence de changement de prix	Fréquence de hausse de prix	Fréquence de baisse de prix
Inflation moyenne	1,980	4,588 **	- 3,396 **
Volatilité de l'inflation	0,975 **	0,299 **	0,355 **
Soldes	0,092 **	0,024	0,055 *
Prix psychologiques	0,020	- 0,010	- 0,030
Prix administrés	- 0,179 **	- 0,062 **	- 0,059 **
Services	- 0,166 **	- 0,068 **	- 0,065 **
Produits industriels hors énergie	- 0,140 **	- 0,062 **	- 0,048 **
Produits alimentaires transformés	- 0,075 **	- 0,027 **	- 0,016 **
Produits alimentaires non transformés	0,100 **	0,064 **	0,063 **
Énergie	0,576 **	0,295 **	0,413 **
Allemagne	- 0,020	- 0,020	0,000
Autriche	- 0,065 **	- 0,028 **	- 0,030 **
Belgique	0,000	- 0,010	0,010
Espagne	0,048 **	0,023 **	0,031 **
France	0,042 **	0,000	0,000
Italie	- 0,040	- 0,024 **	- 0,020 *
Luxembourg	0,085 **	0,047 **	0,047 **
Pays-Bas	- 0,050	- 0,010	- 0,020
Portugal	0,030	0,031 **	0,010 *
Nombre d'observations	427	427	426
Log pseudo vraisemblance	- 107,4	- 80,3	- 60,7
BIC	- 551,7	- 108,7	342,7
AIC	0,588	0,461	0,369

NB : Les coefficients figurant dans le tableau sont les effets marginaux de chaque variable sur la fréquence de changement de prix calculés à la moyenne.

** indique la significativité au seuil de 5 %, * au seuil de 10 %, en utilisant les écart-types calculés par la méthode de White.

Les observations pour la Finlande sont exclues.

Les variables indicatrices des pays reflètent, en partie, des différences méthodologiques dans la collecte des données et doivent être interprétées avec prudence.

Source : Dhyne et al. (2005)

¹² Le panel compte moins de cinq cents observations car certains produits sont absents de certains pays.

¹³ C'est-à-dire lorsque l'on contrôle pour les différences en matière d'inflation et de pratiques commerciales – prix réglementés, soldes, prix psychologiques.

¹⁴ L'indicateur utilisé (part des grandes surfaces), construit de façon peu homogène entre pays faute d'information, s'est révélé non significatif.

prix. En outre, certaines entreprises semblent réagir rapidement aux chocs tels que les modifications de la fiscalité indirecte et des prix des consommations intermédiaires. Les études relatives aux économies nationales montrent également que les entreprises ont temporairement accru la fréquence de leurs modifications de prix aux alentours du passage à l'euro fiduciaire. Au total, des comportements

d'ajustement des prix liés au calendrier et des comportements réagissant à l'environnement économique coexistent, ce qui se retrouve également dans les enquêtes nationales relatives au mode de fixation des prix qui sont présentées de façon détaillée dans Loupias et Ricart (2004) et Fabiani et al. (2005) et résumées dans un article du présent *Bulletin* (Loupia et Ricart, 2005).

Cet article a mis en évidence plusieurs caractéristiques des ajustements de prix à la consommation dans la zone euro : la fréquence relativement faible des changements de prix au niveau individuel ; la forte hétérogénéité entre les produits comme entre les types de points de vente dans la fréquence de ces changements ; l'hétérogénéité entre pays, toutefois moindre qu'entre secteurs ; l'absence de rigidité générale à la baisse des prix ; la grande amplitude des variations individuelles de prix, qui sont du même ordre de grandeur à la hausse ou à la baisse ; la faible synchronisation des variations de prix. Les travaux résumés dans cet article ont également souligné divers facteurs qui influencent les ajustements de prix : la nature des produits, le type de point de vente, le taux d'inflation agrégée ou sectorielle, les modifications de la fiscalité indirecte, le passage à l'euro, la saisonnalité.

Bibliographie

Baudry (L.), Le Bihan (H.), Sevestre (P.) et Tarrieu (S.) (2005)

« La rigidité des prix en France. Quelques enseignements des relevés de prix à la consommation », *Économie et Statistique*, à paraître

Bils (M.) et Klenow (P.) (2004)

“Some evidence on the importance of sticky prices”, *Journal of Political Economy*, 112, p. 947-985

Dhyne (E.), Alvarez (L.), Le Bihan (H.), Veronese (G.), Dias (D.), Hoffman (J.), Jonker (N.), Lünneman (P.), Rumler (F.) et Vilmunen (J.) (2005)

“Price setting in the Euro area: Some stylized facts from individual consumer price data”, Banque centrale européenne, *Document de travail*, n° 524, septembre

Fabiani (S.), Druant (M.), Hernando (I.), Kwapil (C.), Landau (B.), Loupias (C.), Martins (F.), Mathä (T.), Sabbatini (R.) et Stokman (A.) (2005)

“The pricing behaviour of firms in the Euro area: New survey evidence”, Mimeo

Fisher (T.) et Konieczny (J.) (2000)

“Synchronization of price changes by multiproduct firms: Evidence from Canadian newspaper prices”, *Economics Letters*, 68, p. 271-277

Klenow (P.) et Kryvtsov (O.) (2005)

“State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent U.S. inflation?”, Banque du Canada, *Document de Recherche*, n° 2005-4

Loupias (C.) et Ricart (R.) (2004)

“Price setting in France: New evidence from survey data”, Banque centrale européenne, *Document de travail*, n° 423, Banque de France, *Note d'Étude et de Recherche*, n° 120

Loupias (C.) et Ricart (R.) (2005)

“Une synthèse des résultats d'enquêtes sur la formation des prix des entreprises en France et dans la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n° 141

La formation des prix dans les industries françaises et de la zone euro : résultats d'enquêtes spécifiques

Claire LOUPIAS

Direction des Études économiques et de la Recherche
Centre de Recherche

Roland RICART

Direction de la Conjoncture
Service des Synthèses conjoncturelles

Dans le cadre des travaux de l’“Inflation Persistence Network”¹, la Banque de France a réalisé durant l’hiver 2003-2004 une enquête ponctuelle qualitative auprès des informateurs industriels de son Enquête Mensuelle de Conjoncture. Cette enquête, menée par l’intermédiaire de son réseau de succursales, apporte des éléments détaillés sur les pratiques de formation des prix dans les entreprises de l’industrie.

L’un des éléments déterminants du degré de persistance de l’inflation est en effet la rigidité des prix. Cette dernière est définie dans cet article par l’attitude qui consiste à éviter de modifier les prix, alors qu’il y aurait des raisons de le faire.

En France, les prix varient peu fréquemment (une fois par an pour la firme médiane). Les raisons principales de la rigidité des prix sont l’existence de contrats nominaux (explicites ou implicites) et les défauts de coordination. Les prix psychologiques et les coûts de changement de prix jouent un faible rôle dans l’industrie. Il existe des asymétries dans l’ajustement des prix à la hausse et à la baisse, même si elles sont d’une ampleur relativement faible. Les asymétries ne jouent pas dans le même sens suivant que les prix doivent répondre à des chocs d’offre ou de demande : les prix sont plus rigides à la baisse qu’à la hausse en cas de variation des coûts, alors qu’ils sont plus rigides à la hausse qu’à la baisse en cas de modification de la demande.

Par ailleurs, presque tous les pays de la zone euro (l’Allemagne, l’Autriche, la Belgique, l’Espagne, la France, l’Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, et le Portugal) ont aussi mené une enquête spécifique sur la formation des prix². Les résultats portant sur la zone euro sont assez homogènes avec ceux obtenus pour la France. Les écarts qui peuvent parfois exister sont, en général, dus à la différence de couverture des enquêtes, certains pays ayant interrogé les firmes industrielles et celles du secteur tertiaire.

Mots clés : rigidité des prix, comportement de formation des prix, persistance de l’inflation, données d’enquêtes

Codes JEL : E31, D40, L11.

¹ L’“Inflation Persistence Network” est un projet de recherche de l’Eurosystème qui vise à améliorer la compréhension de l’inflation grâce à l’exploitation d’un ensemble de bases de données originales.

² Les résultats détaillés pour la France sont exposés dans Loupias C. et Ricart R. (2004) : “Price setting in France: New evidence from survey data”, Note d’Études et de Recherche n° 120. Les résultats de l’ensemble des enquêtes des différents pays de la zone euro sont présentés dans un article co-écrit par Fabiani S., Druant M., Hernando I., Kwapił C., Landau B., Loupias C., Martins F., Mathä T., Sabbatini R., Stahl H. et Stockman A. (2004) et intitulé “The pricing behaviour of firms in the Euro area: New survey evidence”. Le présent article en résume les principaux résultats.

L'étude macroéconomique de la persistance de l'inflation conduit à s'interroger sur les comportements microéconomiques de formation des prix au sein des entreprises. En particulier, on peut être amené à s'interroger sur le fait que les entreprises évitent parfois de modifier leur prix, même si elles ont des raisons de le faire. Cette attitude est qualifiée de « rigidité des prix ».

L'étude de la rigidité des prix, en particulier, et de la formation des prix en général, peut être abordée de deux manières : soit par une approche statistique et économétrique sur données quantitatives (cf. Baudry et al., 2004), soit en exploitant des données d'enquêtes qualitatives. L'avantage d'effectuer des enquêtes sur la formation des prix est de pouvoir demander directement aux décideurs économiques ce qu'ils pensent des différents facteurs de changement de prix. Cette approche permet donc d'affiner l'analyse de la formation des prix.

Il a ainsi été demandé aux dirigeants des entreprises leur appréciation sur chaque facteur de rigidité des prix. La plupart des questionnaires proposaient d'évaluer les facteurs selon une échelle allant de 1 à 4 (sans importance, de faible importance, important, très important)³. Cette échelle, ainsi que la liste des facteurs ont été largement inspirées de Blinder et al. (1998). Six facteurs, qui amènent à ne pas modifier le prix alors qu'il y aurait des raisons de le faire, ont été testés en France :

- (1) les défauts de coordination, c'est-à-dire le risque que les concurrents n'ajustent pas leur prix ;
- (2) le risque de devoir ajuster le prix en sens contraire à court terme ;
- (3) la présence d'un contrat écrit, indiquant que le prix ne peut-être ajusté qu'après sa renégociation ;
- (4) la présence d'un contrat implicite, c'est-à-dire l'existence d'une relation habituelle avec un client sans contrat écrit ;
- (5) la préférence pour un prix à un seuil psychologique (par exemple, le passage de 499 euros à 500 euros) ;
- (6) les coûts liés au changement de prix (catalogues, ajustement des systèmes informatiques).

³ Le questionnaire néerlandais proposait une échelle plus détaillée, qui a été ramenée ex post à l'échelle commune.

⁴ Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, France, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal.

L'esprit général des enquêtes pour les autres pays de la zone euro était le même.

Cette étude est une synthèse de deux articles. Le premier est consacré à la France (cf. Loupias et Ricart, 2004), et le second, à l'ensemble des pays de la zone euro (cf. Fabiani et al., 2004b).

Le plan de l'étude est le suivant. La section 1 décrit les enquêtes et la section 2 la structure des marchés, la section 3 présente les fréquences d'examen et de changement de prix, la section 4 étudie les comportements de changement de prix. La section 5 est consacrée à l'opinion des décideurs sur les différents facteurs de la rigidité des prix. La section 6 porte sur les asymétries.

I | Descriptif des enquêtes

En France, l'enquête a porté principalement sur les entreprises de plus de vingt salariés de l'ensemble des sous-secteurs de l'industrie hors énergie et bâtiment. Les entreprises ont été interrogées par l'intermédiaire des succursales de la Banque de France par téléphone (avec ou sans envoi préalable des questionnaires) ou par entretien direct. Mille six cent soixante deux firmes appartenant à l'ensemble du territoire métropolitain ont répondu au questionnaire, ce qui correspond à un taux de réponse d'environ 40 %. L'enquête portait sur la formation du prix du produit principal sur le marché français. Ce dernier a pu être déterminé assez facilement en général dans la mesure où 70 % des firmes effectuent plus de 40 % de leur chiffre d'affaires sur ce produit.

Bien qu'établis séparément par chaque banque centrale nationale, les questionnaires ont été construits de façon à offrir une large comparabilité des résultats. Au total, environ onze mille entreprises ont été interrogées dans les neuf pays concernés de la zone euro⁴. Les entreprises interrogées appartiennent majoritairement au secteur industriel, même si à l'exception de l'Allemagne et de la France, les autres banques centrales ont aussi interrogé des firmes productrices de services. Deux types de services ont été considérés : commerce (de gros et de détail) et autres services (hôtels et restaurants ; transport stockage et communication ; immobilier, location et

services aux entreprises). Les enquêtes ont couvert des firmes de toutes tailles. Les taux de réponse aux enquêtes dans les différents pays s'échelonnent entre 30 et 70 %.

Les questions portaient sur l'environnement concurrentiel, la fréquence d'examen et de changement de prix, les règles d'examen des prix et les causes de rigidité des prix⁵. Les réponses à ces questions sont reprises successivement, puis sont exposés quelques éléments sur l'asymétrie des ajustements.

2| De nombreuses entreprises n'ont qu'un nombre limité de concurrents

Dans la zone euro, la majorité des firmes interrogées vendent leur produit principalement à des entreprises. Cela reflète la prédominance du secteur industriel dans l'enquête. Les résultats suivants traduisent donc principalement le comportement des prix à la production, et non celui des prix à la consommation.

- La plupart des entreprises ont des relations de long terme avec leurs clients (70 % en moyenne pour la zone euro). Ces relations peuvent prendre la forme de contrats implicites ou écrits.
- Pour plus de la moitié des firmes, la concurrence sur leur marché est importante ou très importante. Toutefois, la part des entreprises de la zone euro qui opèrent dans un environnement compétitif où la concurrence est faible ou très faible est d'environ 40 %. Ceci a des conséquences sur les comportements de fixation des prix. En France, par exemple, 8 % des firmes déclarent être en situation de monopole sur le marché français pour leur produit principal, 13 % avoir un ou deux concurrents, 24 % trois ou quatre, de sorte que 45 % des firmes ont au plus quatre concurrents. De plus, 30 % des firmes ont entre cinq et dix concurrents. La plupart des firmes ne sont donc pas en situation de concurrence pure et parfaite, mais plutôt en situation de monopole, d'oligopole ou de concurrence monopolistique.

- Au sein de la zone euro, appliquer un taux de marge aux coûts variables unitaires est la pratique la plus courante pour fixer les prix, ce qui reflète le pouvoir de marché des firmes. À l'opposé, environ 30 % des firmes de la zone euro déterminent leurs prix en fonction de ceux de leurs concurrents et ont donc peu de marge de manœuvre. En France, par exemple, 37 % des firmes forment leurs prix en appliquant une marge au coût variable unitaire. En revanche, 35 % fixent leurs prix au même niveau que leurs concurrents et peuvent donc être considérées comme des « *price-takers* ». Pour 4 % d'entre elles, les prix sont régulés. Enfin, 17 % des firmes ont répondu qu'elles suivaient d'autres règles.

- En outre, la discrimination par les prix est une pratique très courante aussi bien au sein de la zone euro en général qu'en France.

3| Une majorité d'entreprises ne change ses prix qu'une fois par an

Les enquêtes cherchaient à identifier les sources de la rigidité des prix. Elles viseraient ainsi à élucider si les firmes n'ont pas changé leurs prix plutôt en raison d'un manque d'information sur les chocs (d'offre ou de demande) auxquels elles ont été soumises ou plutôt parce qu'elles ne voulaient pas le faire. Si la première hypothèse est valide, les firmes vérifieraient peu fréquemment que leurs prix sont conforme à leurs coûts et à leur politique commerciale. En revanche, les firmes peuvent décider de ne pas modifier leurs prix tout en les examinant souvent. Dans ce cas, c'est la seconde hypothèse qui serait validée. Les réponses tranchent plutôt en faveur de la seconde hypothèse.

Plus précisément, en France, plus de la moitié des firmes modifient le prix de leur produit principal au plus une fois par an ; moins de 25 % plus de deux fois. Parmi les firmes qui étudient leur prix de façon régulière, 25 % des firmes examinent leur prix au moins mensuellement. La firme médiane examine ses prix trimestriellement et 25 % des firmes examinent leurs prix au plus une fois par an. La firme médiane examine donc ses prix quatre fois plus souvent qu'elle ne les modifie.

⁵ Les firmes de chaque pays ont été interrogées en suivant la démarche proposée par Blinder et al. (1998), Hall et al. (2000), Apel et al. (2005) et Fabiani et al. (2004a).

Les firmes ont aussi été interrogées sur la façon dont elles réagissaient lorsqu'elles observaient une hausse/baisse de la demande qui leur était adressée ou de leurs coûts lors de l'examen du prix de leur produit principal. En effet, chacun de ces chocs est susceptible d'induire une modification des prix. Il s'avère que 10 à 20 % des firmes françaises n'ont pas été confrontées à au moins un des quatre chocs considérés (hausse/baisse de la demande ou des coûts) pendant les deux dernières années. 17 % à 28 % des firmes confrontées à un de ces chocs n'ont pas eu la possibilité de modifier leur prix⁶. On constate, en outre, que la capacité globale à répondre aux chocs à terme, c'est-à-dire indépendamment des délais d'ajustement, ne dépend pas de la fréquence d'examen des prix.

La conclusion générale obtenue pour la France est vraie aussi pour la zone euro : plus de 50 % des firmes de la zone euro modifient leurs prix au plus une fois par an dans tous les pays de la zone euro. Ce résultat est cohérent, d'une part, avec celui de Dhyne et al. (2005) – obtenu à partir des relevés de prix individuels à la consommation dans la zone euro –, qui montre que la durée moyenne entre deux changements de prix est comprise entre quatre ou cinq trimestres, d'autre part, avec celui de Apel et al. (2005) pour la Suède. En revanche, il est sensiblement différent de celui tiré des enquêtes américaines (Blinder et al., 1998) et britanniques (Hall et al., 2000) qui font respectivement état de 1,4 et de deux changements de prix par an.

La médiane de la fréquence d'examen des prix est relativement hétérogène au sein des pays de la zone euro (quatre fois par an en Autriche, en France et aux Pays-Bas, trois fois par an en Allemagne, deux fois par an au Portugal et une fois par an en Belgique, Espagne et Italie).

4| Les entreprises ajustent leur prix en fonction d'un calendrier prédéfini mais réagissent aussi aux changements non anticipés de leur environnement

Les modèles macroéconomiques avec rigidité des prix, utilisés pour évaluer les politiques économiques, font très majoritairement l'hypothèse que les firmes ne peuvent pas modifier leur prix quand elles le souhaitent mais seulement à intervalles réguliers (elles sont *time-dependent*). L'immense majorité de la littérature s'oppose ainsi à une autre approche dans laquelle les firmes ont la possibilité de modifier leur prix à chaque changement économique significatif (elles sont *state-dependent*). *A priori*, les firmes *time-dependent* sont censées avoir des politiques de prix plus rigides que les firmes *state-dependent*, sauf si ces dernières sont confrontées à des coûts d'ajustement importants. Il s'avère qu'environ la moitié des firmes de la zone euro déclarent utiliser les deux types de règles alors qu'elles semblent *a priori* incompatibles. En effet, les firmes adoptent des comportements *time-dependent* lorsque leur environnement est relativement stable, mais se réservent la possibilité de modifier leur comportement en cas de modification importante (c'est-à-dire de devenir *state-dependent*).

En France, 39 % des firmes sont *time-dependent*, tandis que 6 % sont *state-dependent*, et 55 % les deux à la fois. Classer les firmes entre ces catégories a été compliqué par le fait que plus de la moitié des firmes utilisent les deux types de règles, même si elles semblent incompatibles d'un point de vue théorique. En fait, lorsque les firmes examinent leur prix à intervalles réguliers, l'intervalle entre les examens de prix dépend de la probabilité que des changements interviennent dans l'environnement des firmes. Les règles d'examen de prix *time-dependent* peuvent alors être perçues comme le résultat de l'optimisation de règles *state-dependent* dans le cadre d'un environnement prévisible.

⁶ Compte tenu de l'ordre des questions, il était implicitement supposé que ce n'était pas faute d'avoir examiné le prix. Mais ceci n'était pas demandé explicitement.

Au sein de la zone euro, environ un tiers des firmes examinent leur prix en respectant exclusivement un calendrier fixé à l'avance et seraient « *time-dependent* ». Environ la moitié des firmes ont un comportement à la fois « *time* » et « *state-dependent* », le reste des firmes ayant un comportement « *state-dependent* ». Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Blinder et al. (1998), puisque 40 % des firmes américaines sont « *time-dependent* », et ceux obtenus par Apel et al. (2005) pour la Suède où environ 25 % des firmes sont « *time-dependent* ». En revanche, Hall et al. (2000) ont obtenu des résultats contraires pour le Royaume-Uni.

5| Les entreprises invoquent principalement trois facteurs pour ne pas ajuster plus souvent leur prix

À côté des six facteurs de rigidité des prix évoqués en introduction, sept raisons de modifier les prix étaient répertoriées :

- (a) modification du coût salarial ;
- (b) changement du prix des consommations intermédiaires ;
- (c) évolution de la productivité ;
- (d) modifications de la demande ;
- (e) diminution des stocks ou l'allongement des délais de livraison ;
- (f) modification du prix d'un ou de plusieurs concurrents ;
- (g) changement du nombre de concurrents.

En France, les dirigeants d'entreprise ont été interrogés à la fois sur la pertinence des six facteurs de rigidité des prix et sur les sept raisons de modifier les prix citées ci-dessus. Les résultats sont présentés ci-dessous en regroupant les deux formulations (*i.e.* les raisons de ne pas modifier le prix ou de le modifier). Les références aux facteurs invoqués sont indiquées entre parenthèses.

Trois approches ont été privilégiées par les entreprises :

- la formation des prix liée aux coûts – le prix s'ajuste aux coûts avec retard, (a), (b), (c) ;

- les défauts de coordination – aucune entreprise ne veut être la première à modifier son prix, (1), (f) ;
- les contrats nominaux – le prix est fixé par contrat pour une durée donnée et ne peut être modifié avant le terme choisi, (3).

Elles obtiennent des notes supérieures ou égales à 2,5.

Quatre autres sources obtiennent des notes « moyennes » autour de 2 :

- les contrats implicites – engagements de fait à ne pas modifier les prix, (4) ;
- les chocs temporaires (2) ;
- les chocs de demande (d) ;
- la variation du nombre de concurrents – en tant qu'indicateur du degré de concurrence (g).

Les trois explications les plus mal notées sont :

- les prix psychologiques (5) ;
- la prise en compte simultanée des stocks et des délais de livraison (e) ;
- le fait que les changements de prix soient coûteux – coûts, dénommés *menu costs* dans la « littérature », perçus principalement comme ceux de changement de catalogues (6).

Dans la zone euro, les facteurs de rigidité des prix qui paraissent les plus pertinents aux entrepreneurs sont : les contrats (implicites et écrits), les délais nécessaires au report des variations de coûts, et les défauts de coordination (c'est-à-dire le fait qu'aucune entreprise souhaite modifier son prix la première). Ce sont les contrats implicites qui obtiennent la meilleure note avec 2,7 pour la zone euro. Ils sont perçus comme la source de rigidité la plus importante dans cinq des pays considérés. La seconde source de rigidité est celle concernant les contrats « explicites ». Elle obtient une note de 2,6 et est classée première dans quatre pays⁷. La même note est attribuée aux délais d'ajustement des coûts. Les défauts de coordination obtiennent une note de 2,4 ce qui est aussi une note assez élevée, compte tenu de l'échelle utilisée.

L'importance des contrats (implicites ou écrits) s'inscrit dans un contexte où les firmes ont principalement des relations de long terme avec leurs clients : 70 % des firmes de la zone euro rapportent avoir majoritairement des relations de long terme avec leurs clients, tandis que 30 % ont majoritairement des relations occasionnelles.

⁷ La différence d'ordre entre les contrats implicites et explicites en France et dans la zone euro ne doit pas être sur-interprétée. En effet, l'Italie et l'Allemagne n'ont pas interrogé les firmes sur l'existence de contrats implicites. Plus que la différence entre contrats implicite et explicite, c'est la notion d'engagement vis-à-vis de la clientèle qui est importante.

Les trois groupes de facteurs les plus mal notés par les dirigeants de la zone euro sont : les coûts de changement des prix (*menu costs*), les prix psychologiques et les coûts d'information. Ils apparaissent non pertinents aux entrepreneurs.

Les raisons de ne pas modifier les prix dans l'ensemble de la zone euro sont en général homogènes à celles retenues pour la France. Ces raisons sont aussi celles évoquées par les entreprises au Royaume-Uni, en Suède et aux États-Unis. Notons que les quatre facteurs considérés comme les plus importants par les dirigeants concernent la deuxième étape de la fixation des prix, c'est-à-dire le stade où l'on met en oeuvre le changement de prix et non le premier stade lié au calcul des éléments nécessaires à la fixation du prix. Les coûts d'information ont d'ailleurs été très mal notés dans les cinq pays qui les ont introduits dans leur enquête.

6| Les asymétries

Comparés aux variations de *l'Indice de prix à la production dans l'industrie* (IPPI) française en 2003 (+0,3 %), les changements de prix individuels

observés en France entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2003 sont importants : respectivement -5 % et +3 % pour la baisse et la hausse médianes. Les hausses (70 %) sont plus probables que les baisses (30 %)⁸. L'amplitude des hausses étant plus faible que celle des baisses, la légère progression de l'IPPI résulte de la plus grande fréquence des hausses.

Les asymétries dans la rigidité des prix sont différentes pour les variations de coûts et de demande : les prix sont plus rigides à la baisse qu'à la hausse en cas de variation des coûts, alors qu'ils sont plus rigides à la hausse qu'à la baisse pour les chocs de demande. En d'autres termes, les firmes réagissent par une variation de prix plus forte, ou plus rapidement, lorsqu'elles sont confrontées à des pertes plutôt qu'à des hausses de profit à court terme par unité vendue. Ces résultats sur les asymétries sont robustes mais l'amplitude des écarts (effet hausse - effet baisse) est relativement faible.

On observe les mêmes asymétries dans la zone euro : les prix sont plus rigides à la baisse qu'à la hausse en cas de variation des coûts, alors qu'ils sont plus rigides à la hausse qu'à la baisse pour les chocs de demande. De plus, les firmes évoluant dans un environnement fortement compétitif réagissent plus fortement aux chocs.

Globalement, les résultats obtenus pour la zone euro sont homogènes à ceux obtenus pour la France, les États-Unis, la Suède et le Royaume-Uni. Ces enquêtes ont apporté un éclairage nouveau sur les facteurs économiques de rigidité des prix. Elles ont en effet permis de distinguer les facteurs considérés comme pertinents par les dirigeants de ceux qui leur paraissaient inadaptés, ce qui n'est pas toujours possible à partir de données macroéconomiques.

⁸ Ces résultats ne sont pas directement comparables à ceux obtenus par Baudry et al. (2004) ou à ceux relatifs aux prix à la production des autres pays européens. En effet, il s'agit de la fréquence des hausses et des baisses entre le début et la fin de l'année et non de la fréquence des hausses et des baisses mensuelles comme pour les relevés de prix individuels.

Bibliographie

Apel (M.), Friberg (R.) et Hallsten (K.) (2005)

"Micro foundations of price adjustment: Survey evidence from Swedish firms", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 37 (2), avril

Baudry (L.), Le Bihan (H.), Patrick (S.) et Tarrieu (S.) (2004)

« Price rigidity. Evidence from the French CPI micro-data », Banque centrale européenne, *Document de travail*, n° 384 ; Banque de France, *Note d'Étude et de Recherche*, n° 113

Blinder (A.), Canetti (E.), Lebow (D.) et Rudd (J.) (1998)

"Asking about prices: A new approach to understand price stickiness", New York, Russel Sage Foundation

Calvo (G.) (1983)

"Staggered prices in a utility maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, p. 383-398.

Dhyne (E.), Alvarez (L.), Le Bihan (H.), Veronese (G.), Dias (D.), Hoffman (J.), Jonker (N.), Lünneman (P.), Rumler (N.) et Vilmunen (J.) (2005)

"Price setting in the Euro area: Some stylised facts from individual consumer price data", Banque centrale européenne, *Document de travail*, à paraître

Fabiani (S.), Gattulli (A.) et Sabbatini (R.) (2004a)

"The pricing behaviour of Italian firms: New survey evidence on price stickiness", Mimeo, octobre, (une version antérieure a été publiée dans Banque centrale européenne, *Document de travail*, n° 333, avril)

Fabiani (S.), Druant (M.), Hernando (I.), Kwapił (C.), Landau (B.), Loupias (C.), Martins (F.), Mathä (T.), Sabbatini (R.), Stahl (H.), Stokman (A.) (2004b)

"The pricing behaviour of firms in the Euro area: New survey evidence", Mimeo, décembre, accessible à l'adresse internet suivante : <http://www.ecb.int/events/conferences/html/inflationpersistence.en.html>

Hall (S.), Walsh (M.) et Yates (A.) (2000)

"Are UK companies' prices sticky?", *Oxford Economic Papers*, vol. 52(3), p. 425-446

Loupias (C.) et Ricart (R.) (2004)

"Price setting in France: New evidence from survey data", Banque centrale européenne, *Document de travail*, n° 423 ; Banque de France, *Note d'Étude et de Recherche*, n° 120

Sheshinski (E.-S.) et Weiss (Y.) (1977)

"Inflation and costs of price adjustment", *Review of Economic Studies*, vol. 44, p. 287-303

Taylor (J.-B.) (1980)

"Aggregate dynamics and staggered contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 88 (1), p. 1-23

