

N° 103

BULLETIN DE LA BANQUE DE FRANCE

JUILLET 2002

NUMÉRO SPÉCIAL

*CROISSANCE POTENTIELLE
ET TENSIONS INFLATIONNISTES*



Sommaire

	Page
Éditorial	
Actualité	
1. La situation économique de la France	1
2. La monnaie, les placements et les financements	13
3. Les marchés de capitaux	23
Études	
Dossier : Croissance potentielle et tensions inflationnistes	
Synthèse : Croissance potentielle, positionnement de l'économie dans le cycle et tensions inflationnistes	35
Le choix d'une batterie d'indicateurs de positionnement de l'économie dans le cycle (G. Cette)	47
Analyse du positionnement dans le cycle par les indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production : quelques évaluations pour la France (O. De Bandt et J-P. Villetelle)	55
Écart de production et inflation en France (M. Baghli et H. Fraisse)	69
La croissance potentielle des grands pays industrialisés et leur positionnement dans le cycle (A-M. Rieu)	79
PIB potentiel, écart de production et politique monétaire (L. Clerc)	93
Le solde structurel des échanges extérieurs (D. Nivat et J-P. Villetelle)	105
Sommaire du <i>Bulletin officiel de la Banque de France</i>	121
Statistiques	123

Les coordonnées des unités de la Banque de France ayant contribué au présent Bulletin figurent en fin de document.

Achevé de rédiger le 19 juillet 2002

Site Internet : www.banque-france.fr

Croissance potentielle et tensions inflationnistes

La stabilité des prix favorise la croissance économique, notamment en préservant la compétitivité-coût du secteur productif, en permettant de bas taux d'intérêt de marché à moyen et long termes, et en minimisant toute une gamme de coûts économiques : coûts de « catalogue », instabilité des relations contractuelles, incertitudes générales dans les anticipations des agents économiques... L'objectif des banques centrales étant de maintenir cette stabilité, l'élaboration d'un diagnostic sur les risques inflationnistes est un enjeu déterminant pour elles. Dans ce but, une voie souvent retenue, parmi d'autres, pour évaluer les tensions inflationnistes consiste à apprécier les tensions existantes sur les marchés des biens et du travail considérés séparément ou simultanément. L'évaluation du niveau potentiel de production, de sa croissance et de son écart avec le niveau de production observé permet une caractérisation simultanée de ces tensions.

Le produit intérieur brut (PIB) potentiel peut être défini comme le niveau du PIB compatible avec l'absence de tension sur les marchés des biens et du travail. L'évaluation du PIB potentiel permet de calculer l'*écart de PIB (output gap)*, indicateur synthétique du positionnement de l'économie dans le cycle. L'écart de PIB augmente (respectivement se réduit) quand la croissance effective est supérieure (respectivement inférieure) à son rythme potentiel. L'amplitude des variations de l'écart de PIB est d'autant plus forte que l'évolution du PIB potentiel est tendancielle et se modifie peu dans le temps. La mesure de l'écart de PIB renseigne sur les tensions internes, susceptibles de provoquer une accélération de l'inflation sur le court-moyen terme.

L'évaluation du niveau potentiel du PIB et de l'écart de PIB correspond à un horizon de court-moyen terme, pendant lequel l'outil de production évolue avec inertie et le taux de chômage en dessous duquel apparaissent des tensions salariales peut varier et connaître des niveaux élevés. Aussi, peut-on également construire des indicateurs de *croissance potentielle à moyen-long terme*, horizon sur lequel l'outil de production s'ajuste à la croissance et le taux de chômage demeure stabilisé. La croissance potentielle de moyen-long terme donne une indication utile du rythme de croissance soutenable à cet horizon sans accélération durable de l'inflation.

L'objet du dossier proposé dans ce *Bulletin* est de fournir quelques éléments d'appréciation des tensions inflationnistes à partir de l'évaluation du PIB potentiel et de l'écart de PIB en France, en comparaison avec d'autres économies industrialisées. Il est aussi d'illustrer en quoi ces indicateurs permettent d'apprécier l'orientation de la politique monétaire ou les évolutions dans d'autres domaines, par exemple celui des échanges extérieurs.

Concernant la politique monétaire, il faut rappeler que, par son effet transitoire sur l'équilibre macroéconomique, elle n'influence pas le niveau du PIB potentiel, mais elle affecte le niveau observé du PIB et donc l'écart de PIB. Un écart de PIB positif (négatif) peut résulter en une accélération (décélération) de l'inflation. Aussi, l'objectif de stabilité des prix poursuivi par les banques centrales conduit-il à essayer d'éviter des écarts de PIB (positifs ou négatifs) trop importants. C'est pourquoi différentes règles de politique monétaire incorporant l'écart de PIB peuvent être utilisées pour contribuer au diagnostic sur l'orientation de la politique monétaire. La règle la plus connue est celle proposée par J. B. Taylor en 1993, qui fait dépendre le taux théorique d'intervention de la banque centrale de l'écart de PIB, outre le taux d'intérêt neutre et l'écart de l'inflation à la cible définie par la banque centrale.

L'approche en termes de PIB potentiel et d'écart de PIB peut notamment être intégrée dans les indicateurs du premier comme du second pilier de la stratégie monétaire de la Banque centrale européenne. D'une part, l'approche monétaire de l'inflation amène à considérer que les autorités monétaires doivent veiller à ce que, sur le moyen terme, la masse monétaire évolue à un rythme compatible avec une croissance non inflationniste. Cette approche est le fondement du premier pilier. D'autre part, la vocation du second pilier consiste à mobiliser une très large gamme d'indicateurs économiques et financiers supposés contenir une information sur les tensions inflationnistes présentes ou à venir. Les évaluations disponibles des écarts de PIB en font partie.

De nombreuses méthodes d'évaluation du PIB potentiel et de l'écart de PIB sont envisageables. Cette abondance témoigne des réelles difficultés à en sélectionner une qui serait incontestable. Compte tenu de la diversité des usages des indicateurs de PIB potentiel et d'écart de PIB, comme des incertitudes relatives à leur évaluation, une batterie d'indicateurs est proposée ici. Ces évaluations sont sensibles non seulement à la méthode adoptée, mais aussi aux choix des paramètres et aux hypothèses retenues dans l'application de chaque méthode. Ces hypothèses et leur contenu économique doivent donc être clairement explicités. Enfin, toute évaluation empirique du PIB potentiel et de l'écart de PIB est particulièrement fragile en fin de période d'observation pour diverses raisons, l'une d'entre elles étant que la plupart des données disponibles sont provisoires et peuvent donc faire l'objet de révisions statistiques plus ou moins importantes.

Qualitativement, les diverses évaluations proposées aboutissent néanmoins à un diagnostic commun du positionnement de l'économie française dans le cycle sur les deux dernières décennies. Une phase dite « basse » du cycle (écart de PIB négatif) s'étendrait de 1982-1983 à 1987, suivie d'une phase « haute » (écart de PIB positif) jusqu'en 1992, d'une nouvelle phase basse jusqu'en 1999 (avec des décalages de plus ou moins un an) et d'une phase haute. Sur l'année 2001, le ralentissement observé de la croissance conduit à un retour à la baisse de l'écart de PIB. Pour le dernier trimestre sous revue (quatrième trimestre 2001), la proximité des mesures d'écarts de PIB selon différentes méthodes suggère un positionnement de l'économie française proche de son niveau de production potentiel de court-moyen terme.

Des différences significatives apparaissent, en revanche, dans l'évaluation des cycles et des niveaux potentiels de croissance des différentes économies industrialisées, sous réserve des précautions d'interprétation déjà évoquées. Le cycle des États-Unis paraît ainsi légèrement en avance par rapport à celui de la zone euro (de quatre à huit trimestres environ) tandis que le cycle du Japon ressort en phase avec celui des États-Unis jusqu'au début de la décennie quatre-vingt-dix, à partir de laquelle le positionnement de ce pays dans le cycle devient plus incertain. Depuis le début des années quatre-vingt-dix, le rythme de la croissance potentielle diffère aussi selon les pays et zones considérés. Il serait plus faible au Japon (environ 1 %), ce qui illustre bien les difficultés structurelles qui caractérisent ce pays. Il serait plus élevé aux États-Unis (environ 3 %), dont la croissance a été particulièrement forte sur l'ensemble de la décennie. Il serait de $2^{1/4}$ % à $2^{1/2}$ % en moyenne dans la zone euro, la différence n'étant pas significative avec le rythme estimé pour l'économie française. Il est naturellement de l'intérêt de l'économie française et de l'économie européenne d'élever progressivement le rythme de leur croissance potentielle. C'est ce que recommandent la Banque de France et la Banque centrale européenne en suggérant de favoriser un environnement aussi favorable que possible aux activités productives et à l'investissement ainsi qu'en visant des gains de productivité du travail plus élevés, une augmentation des taux d'activité ou encore une baisse du niveau du chômage structurel grâce à la mise en œuvre de réformes.

Les outils que constituent les indicateurs de PIB potentiel et d'écart de PIB sont naturellement complémentaires d'autres indicateurs permettant l'analyse des tensions inflationnistes. Par ailleurs, leur robustesse doit être régulièrement testée et améliorée pour tenir compte, notamment, des développements touchant à la productivité des facteurs et aux nouvelles technologies. C'est pourquoi leur utilisation doit rester prudente, l'information qu'ils apportent devant être confrontée à celle provenant de tous les autres indicateurs disponibles pour juger de l'évolution économique.

1. La situation économique de la France

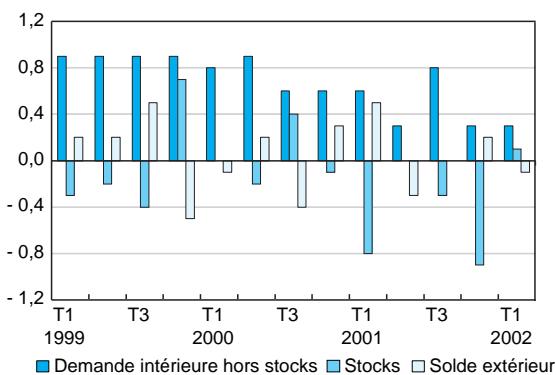
1.1. L'économie réelle

La croissance devrait progressivement accélérer

Selon les résultats détaillés des comptes nationaux publiés par l'INSEE, le produit intérieur brut (PIB) s'est accru de 0,4 % au premier trimestre 2002 (chiffre inchangé). L'acquis de croissance pour 2002 est néanmoins revu en légère hausse (de 0,1 point) à 0,3 %, comme le glissement annuel, qui atteint 0,4 % (chiffre revu de 0,1 point), après 0,2 % au quatrième trimestre 2001 (révisé de - 0,1 point).

Contributions à la croissance trimestrielle du PIB – 1999-2002

(variation t/t-1 en %)



Source : INSEE

Produit intérieur brut et composants

Données en euros constants – cvs-cjo – Base 1995

	2001					2002				
	T1	T2	T3	T4	Année	T1	T2	T3	T4	Année
PRODUIT INTÉRIEUR BRUT	0,3	- 0,1	0,4	- 0,4	1,8	0,4				0,3
Importations	- 2,1	- 1,6	- 0,9	- 3,3	0,7	2,2				- 1,2
Dépenses de consommation des ménages	1,1	0,3	0,9	0,3	2,7	0,2				0,9
Dépenses de consommation des APU	0,3	0,4	0,9	0,3	2,4	0,6				1,4
FBCF totale	- 0,4	- 0,1	0,3	0,3	2,6	0,8				1,2
<i>dont :</i>										
<i>FBCF des SQS et EI</i>	- 1,3	0,4	0,1	0,5	3,3	1,0				1,5
<i>FBCF des ménages</i>	0,2	- 1,3	0,3	- 0,1	- 0,8	- 0,1				- 0,3
Exportations	- 0,4	- 2,4	- 0,8	- 2,6	1,4	1,8				- 1,2
Stocks en milliards d'euros 1995	0,58	0,48	- 0,68	- 3,88	- 3,50	- 3,52				-
Contributions à la croissance										
Solde extérieur	0,5	- 0,3	0,0	0,2	0,3	- 0,1				0,0
Demande intérieure hors stocks	0,6	0,3	0,8	0,3	2,6	0,3				1,1
Variation de stocks (a)	- 0,8	0,0	- 0,3	- 0,9	- 1,0	0,1				- 0,8

(a) Y compris acquisitions nettes d'objets de valeur

Source : INSEE – Comptes trimestriels base 1995

Évolution récente de la zone euro et de l'environnement international

Aux **États-Unis**, la croissance du PIB au premier trimestre de 2002 a été légèrement révisée à la hausse de 1,4 % à 1,5 %, s'établissant à 6,1 % en termes annualisés au lieu de 5,6 % précédemment. La production industrielle s'est accrue en mai pour le cinquième mois consécutif (0,2 % sur un mois, après 0,3 % en avril). Les commandes totales à l'industrie ont augmenté de 0,7 % en mai, au même rythme qu'en avril (variation mensuelle). Quant aux indices ISM manufacturier et non manufacturier, ils sont demeurés à un niveau élevé au mois de juin, bien qu'en léger recul, à, respectivement, 56,2 et 57,2 points. La consommation des ménages a été stable en mai, ce qui porte l'acquis de croissance au deuxième trimestre à + 0,4 %. Toutefois, en juin, l'indice de confiance des consommateurs du Conference Board a baissé à 106,4 points, contre 110,3 en mai ; le taux de chômage (cvs) s'est accru, passant de 5,8 % le mois précédent à 5,9 %, et les créations d'emplois civils non agricoles ont été moindres que les anticipations du marché (36 000 nouveaux postes, contre 86 000 prévus), tandis qu'elles étaient révisées sensiblement à la baisse en mai et en avril. Par ailleurs, la hausse sur un an des prix de détail a ralenti au mois de mai, à 1,2 %, contre 1,6 % en avril. En revanche, hors énergie et alimentation, le glissement annuel des prix de détail est resté stable à + 2,5 % en mai. Le déficit des transactions courantes des États-Unis s'est creusé au cours du premier trimestre, atteignant 4,3 % du PIB, après 3,7 % au quatrième trimestre de 2001.

Au **Japon**, le redressement du PIB au premier trimestre (5,7 % en variation trimestrielle annualisée en première estimation, contre - 4,9 % au quatrième trimestre 2001) traduit principalement la reprise des exportations, tandis que la consommation des ménages demeurait soutenue. L'excédent commercial cumulé de janvier à mai 2002 s'est établi à 32 milliards d'euros, ce qui représente une hausse de 52,3 % par rapport à la période correspondante de 2001. La production industrielle s'est accrue, en mai, pour le quatrième mois consécutif : 3,9 % (0,2 % en avril). Les commandes de biens d'équipement au secteur privé (hors construction navale et énergie) ont également augmenté en mai, pour le deuxième mois consécutif (0,2 %, après 8,4 % en avril). L'indice du climat des affaires de l'enquête Tankan s'est légèrement redressé au deuxième trimestre de 2002. Cependant, dans le secteur tertiaire, l'activité a de nouveau reculé (- 1,5 % en avril). En outre, la consommation des ménages a diminué sur un an à fin mai (- 1,6 %), tandis que la baisse de la rémunération nominale des salariés s'accélérat en glissement annuel (- 2,4 % en mai, après - 1,7 % en avril) et que le taux de chômage progressait, à 5,4 % en mai, contre 5,2 % les deux mois précédents. La baisse des prix de détail a légèrement reculé, atteignant 0,9 % sur un an en mai (- 1,1 % en avril).

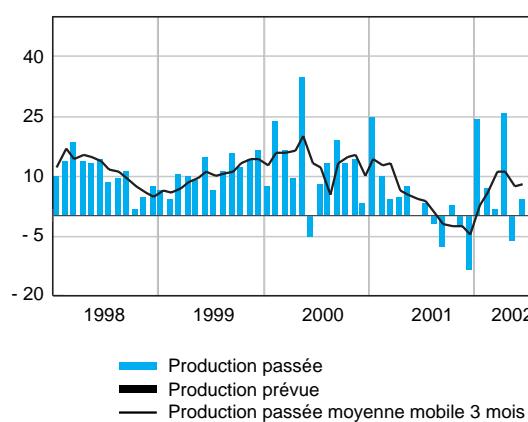
Au **Royaume-Uni**, le PIB a très légèrement augmenté au premier trimestre de 2002 comme au trimestre précédent (0,1 % en deuxième estimation). La production industrielle a progressé de 0,9 % en mai (après 1,4 en avril, estimation révisée à la hausse), son glissement annuel s'établissant à - 1,9 % sur un an en mai. Toutefois, l'indice PMI (purchasing managers' index) manufacturier s'est inscrit en recul en juin à 50,5, contre 52,7 en mai. L'indice des prix à la consommation hors intérêts hypothécaires (RPIX) a progressé de 1,8 % sur un an, au plus bas depuis novembre 2001. Le déficit de la balance des paiements courants au premier trimestre de 2002 s'est établi à 5 616 milliards de livres, contre 4 301 milliards de livres un an plus tôt.

Dans la **zone euro**, la croissance du PIB au premier trimestre de 2002 aurait atteint 0,3 % selon l'estimation révisée effectuée par Eurostat. La baisse sur un an de la production industrielle s'est atténuée en avril (- 1,2 %, contre - 2,7 % en mars). L'indice PMI manufacturier s'est amélioré en juin pour le troisième mois consécutif (51,8, après 51,5 en mai). Le taux de chômage s'est établi à 8,3 % en mai, comme le mois précédent. Toutefois, l'indice global du sentiment économique élaboré par la Commission européenne s'est légèrement tassé en juin (99,6 points, contre 99,9 le mois précédent). La hausse de l'indice des prix à la consommation harmonisé a décéléré en juin, revenant à 1,8 % sur un an, après + 2,0 % en mai. La progression de M3 est demeurée vigoureuse, la moyenne sur trois mois des taux de croissance annuels passant à 7,5 % pour la période comprise entre mars et mai, après 7,4 % entre février et avril. Bien que cet excès de liquidités continue de refléter, en partie, un processus de ré-allocation de portefeuilles, il est un sujet de préoccupation. Sur la période allant de janvier à avril 2002, le solde de la balance des transactions courantes s'est dégradé, dégageant un déficit de 1,5 milliard d'euros, contre un excédent de 17,2 milliards au cours de la période correspondante de 2001.

En juin, selon les chefs d'entreprise interrogés par la Banque de France, la production industrielle s'est, dans l'ensemble, très légèrement raffermie. Stable dans les industries agroalimentaires et les biens intermédiaires, elle a enregistré une légère augmentation dans les biens de consommation. La production est, en revanche, apparue assez dynamique dans l'industrie automobile et s'est nettement accrue dans les biens d'équipement.

La production dans l'industrie

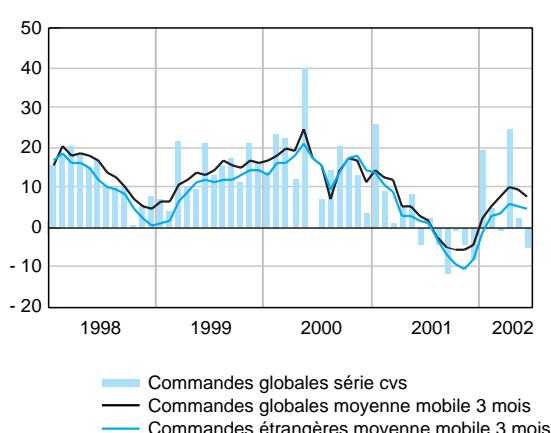
(solde des opinions, cvs)



Les commandes reçues se sont très légèrement repliées, en raison, principalement, d'une contraction de la demande intérieure adressée à l'industrie automobile et, dans une moindre mesure, aux secteurs des biens intermédiaires.

Les commandes dans l'industrie

(solde des opinions, cvs)

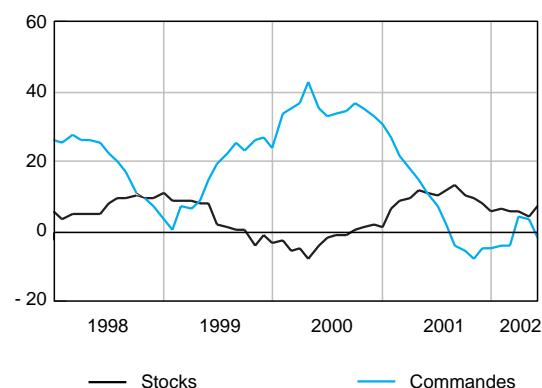


Les carnets de commandes se sont quelque peu amoindris, même s'ils demeurent globalement jugés proches de leur niveau normal.

Le niveau des stocks de produits finis a légèrement progressé par rapport au niveau estimé normal.

Stocks et carnets de commandes dans l'industrie

(solde des opinions, cvs)



Les perspectives de production pour les prochains mois sont assez bien orientées dans tous les secteurs. Dans les biens d'équipement, néanmoins, le rythme de croissance de la production pourrait quelque peu décélérer.

L'activité apparaît moins dynamique dans le secteur du bâtiment et des travaux publics

Dans la construction, l'enquête de la Banque de France portant sur le deuxième trimestre montre que l'activité a enregistré une reprise saisonnière d'ampleur limitée et s'est inscrite en léger retrait à un an d'intervalle ; elle demeure jugée globalement soutenue (données brutes).

Selon les statistiques du ministère de l'Équipement, le nombre de logements commencés au cours des trois mois de mars, avril et mai a diminué de 5,4 % en données brutes (- 4,3 % en données cvs) par rapport au trimestre correspondant de l'année précédente. Le nombre de logements autorisés au cours de ces mêmes mois s'est également inscrit en baisse (- 1,8 % en données brutes et - 1,4 % en données cvs). L'évolution des locaux non résidentiels mis en chantier traduit une dégradation (- 10,5 % par rapport aux trois mois correspondants de l'année précédente).

La consommation des ménages pourrait de nouveau progresser au second semestre

Selon l'INSEE, les dépenses de consommation des ménages en produits manufacturés ont diminué de 1,3 % en mai, après une hausse de 0,6 % en avril (chiffre révisé de -0,2 point) et leur glissement annuel a atteint 2,0 % (comme en mai 2001), après 4,1 % en avril 2002. La baisse de la consommation en mai est essentiellement due à la contraction des achats d'automobiles (-2,3 %, après +1,1 % en avril) et au repli de la consommation en textile-cuir (-7,8 %).

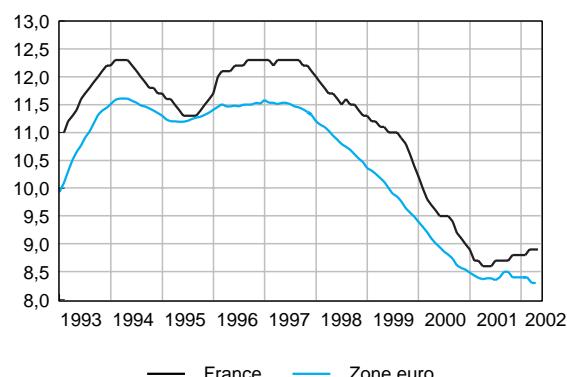
À la fin du mois de mai, l'acquis de croissance des dépenses de produits manufacturés a atteint 0,4 % pour le deuxième trimestre 2002.

Par ailleurs, selon les chiffres publiés par le ministère de l'Emploi et de la Solidarité, le taux de chômage au sens du BIT est resté stable à 8,9 % de la population active en mai, pour le troisième mois consécutif (+0,3 point sur un an). Après une augmentation de 0,5 % en avril, le nombre de chômeurs au sens du BIT est resté stable en mai, et a progressé de 4,2 % sur un an, après +4,0 % (les séries du taux de chômage ont été révisées, comme chaque année, lorsque les résultats de l'enquête annuelle sur l'emploi ont été connus).

Les entrées à l'ANPE ont été en net recul, de 9,4 % (fin de mission d'intérim : -6,4 % ; premières entrées : -10,0 % ; fin de CDD : -8,9 % ; entrées pour licenciement économique : -7,4 % ; entrées pour autre licenciement : -6,6 %). Les sorties de l'ANPE ont été en hausse de 2,0 %, en dépit d'un fléchissement des reprises d'emploi (-0,8 %) et des entrées en stage (-1,9 %).

Taux de chômage au sens du BIT

(en %)



Sources : DARES, Eurostat

Dans la zone euro, le taux de chômage est resté stable en mai, à 8,3 % de la population active.

Au premier trimestre 2002, l'emploi salarié dans les secteurs marchands non agricoles a progressé de 0,2 % (après 0,4 % le trimestre précédent), en hausse de 1,2 % sur un an (après 1,6 % au quatrième trimestre 2001). L'emploi salarié a été soutenu par l'évolution encore favorable de l'emploi dans les services marchands (+0,7 %, comme au trimestre précédent), alors qu'il est demeuré stable dans la construction (+0,1 %, après +0,3 % le trimestre précédent) et s'est contracté de 0,8 % dans l'industrie (-0,2 % au quatrième trimestre 2001).

En outre, la confiance des ménages s'est très légèrement repliée en juin pour s'établir à -13, après le rebond du mois de mai. Les perspectives d'évolution du niveau de vie en France se sont sensiblement tassées, après le regain de confiance très marqué en mai.

Le salaire mensuel de base (SMB), qui n'est pas mécaniquement affecté par la réduction de la durée du travail, a enregistré une hausse de 0,8 % sur le trimestre (après 0,4 % au trimestre précédent, et contre 0,9 % un an auparavant) et de 2,5 % sur un an. Le pouvoir d'achat du SMB a légèrement baissé à (-0,1 %) sur le trimestre, et atteint 0,6 % sur un an. Le salaire horaire de base des ouvriers (SHBO) s'est accru de 1,4 % au premier trimestre 2002 et de 3,8 % (chiffre révisé de 0,1 point) en glissement annuel. Le pouvoir d'achat du SHBO a augmenté de 0,5 point sur le trimestre et de 1,9 point sur un an.

De plus, selon les résultats de l'enquête de la Banque de France, l'activité commerciale a assez sensiblement progressé au cours du bimestre écoulé (mai-juin 2002). Les ventes se sont accrues, en volume, de 2,1 % d'un bimestre à l'autre (en données cvs-cjo).

En juin, 200 944 voitures particulières neuves ont été immatriculées en France, soit une hausse de 3,8 % par rapport au mois précédent (données cvs et cjo). En glissement annuel, ces immatriculations sont en baisse de 8,8 % en données brutes (comme à nombre comparable de jours ouvrables). Au cours du premier semestre, elles ont diminué de 3,0 % (en données cjo) par rapport à la période correspondante de 2001.

L'investissement des entreprises pourrait enregistrer une accélération

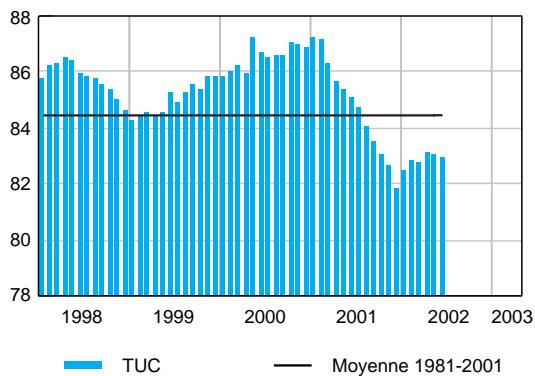
Selon les résultats détaillés des comptes nationaux publiés par l'INSEE, l'investissement des entreprises a été révisé en hausse sensible (de 0,9 point), à 1,0 %, en raison d'un investissement en équipement plus dynamique qu'en première estimation.

Selon la note de conjoncture de juin de l'INSEE, l'investissement des entreprises se stabiliserait au deuxième trimestre, puis progresserait très légèrement aux troisième et quatrième trimestres de, respectivement, 0,3 % et 0,6 %.

Par ailleurs, selon les résultats de l'enquête mensuelle de conjoncture de la Banque de France portant sur le mois de juin, le taux d'utilisation des capacités de production est resté quasiment stable par rapport au mois précédent, à 83,0 %.

Taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie

(en %, cvs)



Par ailleurs, l'enquête investissement de l'INSEE, menée en avril, montre que les investissements, en baisse au premier semestre, devraient se redresser au second.

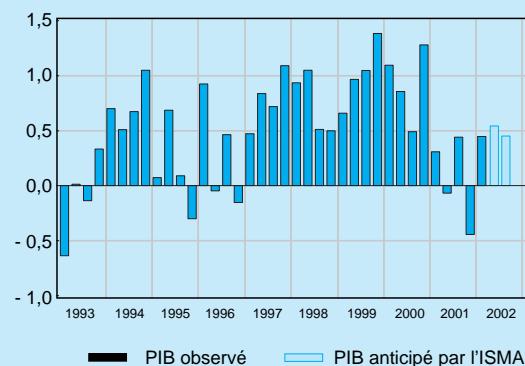
Évolution de l'indicateur synthétique mensuel d'activité (ISMA) et de l'indicateur du climat des affaires établis d'après les réponses à l'enquête de la Banque de France

Selon l'ISMA, construit à partir des résultats de l'enquête, la croissance du produit intérieur brut s'établirait à 0,5 % au deuxième trimestre comme au troisième trimestre (estimation revue de - 0,1 point).

Sous ces hypothèses, l'acquis de croissance pour 2002 à la fin du troisième trimestre atteindrait 1,0 %.

Évolution de l'ISMA et du PIB

(en variation trimestrielle)



L'indicateur du climat des affaires s'est situé en juin autour de 101.

Indicateur du climat des affaires dans l'industrie

(100 = moyenne de longue période)



Sources : INSEE, Eurostat

1.2. L'évolution des prix

En juin 2002, les prix de détail sont restés stables

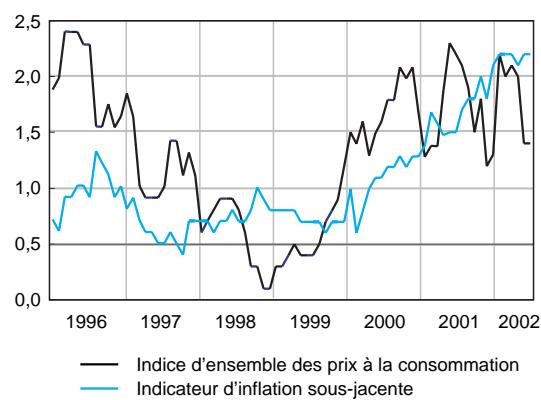
En juin, l'indice provisoire des prix à la consommation (IPCN) est resté stable en données brutes et son glissement annuel s'est établi à 1,4 %, comme le mois précédent.

En données cvs, l'IPCN a diminué de 0,1 % sur le mois et a progressé de 1,4 % sur un an.

L'IPCH (indice harmonisé au niveau européen) est également resté stable en juin et son glissement annuel s'est établi à 1,5 %, sans changement par rapport au mois précédent.

Indice des prix à la consommation et inflation sous-jacente

(données cvs, en glissement annuel en %)



Source : INSEE

La stabilité de l'indice d'ensemble est essentiellement due à la poursuite du repli de ceux des produits pétroliers et aux diminutions de ceux des produits frais et des autres produits manufacturés. Ces baisses sont toutefois compensées par le renchérissement des services.

L'indice des prix des produits alimentaires a été stable. Les prix des produits frais ont régressé de 0,9 % (+ 1,0 % en glissement annuel).

L'indice des prix des produits manufacturés a baissé de 0,1 % sur le mois (+ 0,6 % sur un an). Les prix de l'habillement-chaussures ont augmenté de 0,2 %, ceux des autres produits manufacturés se sont repliés de 0,2 %.

L'indicateur (cvs) d'inflation sous-jacente a progressé de 0,1 % en juin, enregistrant une hausse de 2,2 % sur un an.

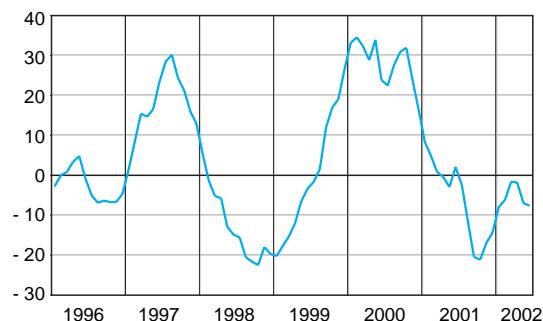
Par ailleurs, en juin, l'indice Banque de France du coût des matières premières importées par la France, y compris pétrole, exprimé en euros, a fléchi de 4,7 % (- 12,9 % sur un an, contre - 8,7 % le mois précédent).

Les cours du *Brent* se sont repliés de 4,8 % (après une baisse de 1,7 % en mai). En moyenne mensuelle, le baril a coté 24,06 dollars (- 13,1 % sur un an).

Hors pétrole, l'indice en euros a reculé de 0,9 % par rapport au mois précédent (- 7,6 % sur un an, après - 7,0 % en mai).

Indice Banque de France du coût en monnaie nationale des matières premières importées (hors énergie)

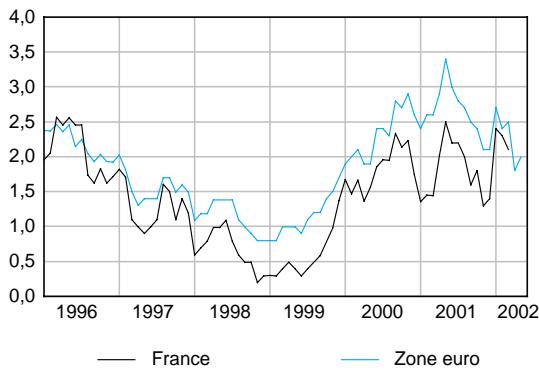
(en glissement annuel en %)



Dans la zone euro, l'augmentation annuelle de l'IPCH pour l'ensemble de la zone atteignait 1,8 % en juin, contre 2,0 % en mai.

Indice harmonisé des prix à la consommation

(en glissement annuel en %)



Sources : INSEE, Eurostat

Stabilité des prix de vente industriels hors énergie et IAA

En mai, les prix de vente de l'ensemble de l'industrie ont fléchi de 0,3 % sur le mois, en raison, essentiellement, d'un repli des prix des produits énergétiques (- 1,6 %). Sur un an, les prix se sont inscrits en baisse de 1,5 %, après - 0,7 % le mois précédent, et contre + 2,8 % en mai 2001.

Les prix de vente de l'industrie hors énergie et IAA sont restés stables, après une hausse de 0,1 % en avril. Sur un an, ils ont reculé de 0,2 %, comme en avril, contre une progression de 1,8 % en mai 2001.

Dans la zone euro, les prix à la production industrielle sont restés stables au mois de mai, après une hausse de 0,3 % en avril. Leur glissement annuel atteint - 0,9 %, après - 0,7 % le mois précédent.

1.3. La compétitivité

Évolution de la compétitivité de l'économie française exprimée en euros

L'indice de compétitivité de l'économie française vis-à-vis de l'ensemble des 42 principaux partenaires¹ s'est établi, en juin, à 89,1 (par rapport à une base de référence égale à la moyenne de l'année 1987).

Par rapport à celle des partenaires de la zone euro et de l'Union européenne, la compétitivité des produits français est restée quasiment inchangée depuis le début de l'année 2001.

À l'égard des États-Unis et de l'Asie émergente, l'indicateur de compétitivité de la France a relativement peu varié par rapport aux niveaux atteints en janvier 2001.

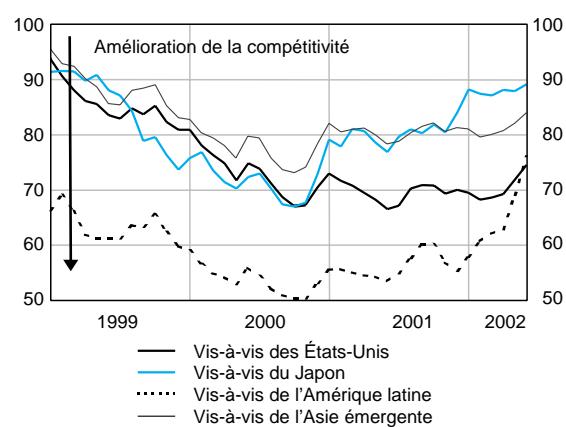
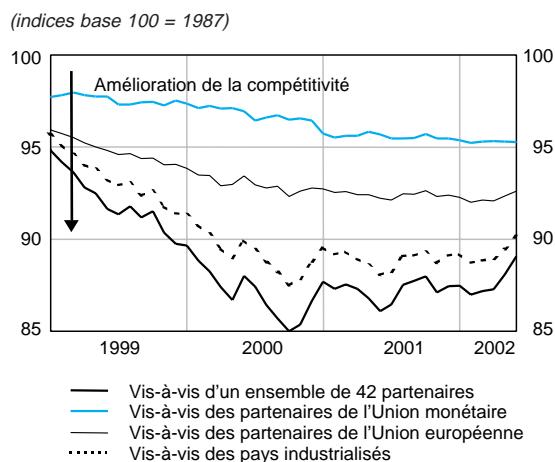
En revanche, la situation compétitive de la France vis-à-vis du Japon et des pays d'Amérique latine a tendance à se détériorer depuis novembre 2000, essentiellement sous l'effet des mouvements de change : recul du yen et effondrement de certaines monnaies d'Amérique latine. Au total, l'indicateur de compétitivité de la France vis-à-vis du Japon a pratiquement retrouvé son niveau de janvier 1999 et se situe largement au dessus à l'égard des pays d'Amérique latine.

¹ Union européenne (y compris la Grèce), États-Unis, Suisse, Japon, Canada, Corée du Sud, Turquie, Maroc, Taiwan, Hong-Kong, Pologne, Norvège, Brésil, Australie, Indonésie, Inde, Argentine, Israël, Thaïlande, Singapour, Afrique du Sud, Malaisie, Mexique, Hongrie, Chili, Philippines, Pakistan, Venezuela, Colombie, Nouvelle-Zélande (les pays indiqués en italique forment le groupe des pays industrialisés).

Pour la méthodologie utilisée, il convient de se reporter au tableau 4 de la partie « Statistiques » de ce *Bulletin*.

Compétitivité de l'économie française : du franc à l'euro

Indicateurs déflatés par les prix à la consommation

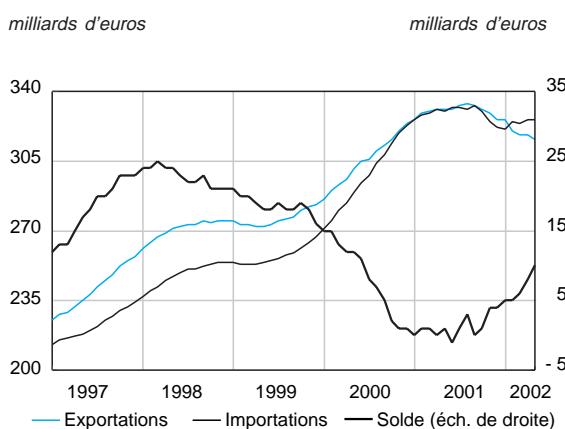


Sources : Banque de France, BCE, INSEE, OCDE, BRI, FMI, Bloomberg

1.4. Le commerce extérieur en mai 2002

En mai 2002, l'excédent commercial a atteint 2,1 milliards d'euros en données cvs, en hausse pour le troisième mois consécutif. Les exportations, qui avaient bien progressé en avril (2,9 %), se sont maintenues à haut niveau (- 0,7 %), au contraire des importations, en baisse de 3,9 % et qui se situent à leur plus bas niveau mensuel depuis plus de deux ans. Sur les cinq premiers mois de 2002, le solde cvs est excédentaire de 5,5 milliards d'euros, alors qu'il était déficitaire de 0,8 milliard sur les cinq premiers mois de 2001.

Commerce extérieur Douze mois glissants (cvs)



Source : Douanes

Les exportations de biens d'équipement professionnel ont reculé de 4 % en mai, mais elles avaient crû de près de 15 % le mois précédent. En outre, le recul est essentiellement imputable à de moindres livraisons d'Airbus (16 appareils vendus pour 1,1 milliard d'euros, contre 22 appareils vendus pour 1,5 milliard en avril). Un phénomène semblable est observé pour l'industrie automobile, dont les exportations se sont repliées de 7,2 % en mai, en ligne avec la baisse de la part de marché des constructeurs français en Europe occidentale, après avoir augmenté de 5,5 % en avril. Par ailleurs, les exportations agroalimentaires et de biens de consommation ont diminué de, respectivement, 5,6 % et 4,6 %, tandis que les ventes de biens intermédiaires se sont stabilisées.

S'agissant des importations, on note un recul généralisé des achats dans l'ensemble des secteurs. Celui-ci est particulièrement marqué pour les biens d'équipement (- 8,9 %), important pour les produits agricoles et alimentaires (- 5,4 %), les biens de consommation (- 4,1 %) et les produits de l'industrie automobile (- 4 %). Il est plus modeste dans le secteur des biens intermédiaires (- 1,5 %).

Sur le plan géographique, on observe que le solde des échanges avec l'Union européenne s'est maintenu à un niveau élevé (1,1 milliard d'euros), dans un contexte de repli des échanges. Les exportations se sont stabilisées vers l'Espagne et le Royaume-Uni, alors qu'elles ont fortement reculé vers l'Italie et, dans une moindre mesure, vers les Pays-Bas et l'UEBL. À l'importation, les échanges se sont contractés avec l'Allemagne, le Royaume-Uni et l'UEBL notamment. Les échanges avec les États-Unis et avec l'ensemble du continent américain ont fortement régressé par rapport à avril, avec des exportations et des importations en baisse de, respectivement, 16,2 % et 14,6 %. Vers l'Afrique et les pays du Proche et du Moyen-Orient, les exportations se sont accrues, en liaison avec des livraisons dans le cadre de grands contrats, tandis que les importations ont augmenté sous l'effet d'une hausse des achats de produits énergétiques. Avec les PECO enfin, les exportations sont restées dynamiques, tandis que la tendance à la croissance des importations s'est infléchie.

1.5. La balance des paiements

1.5.1. Les résultats en mai 2002

Le solde cvs du compte de transactions courantes, stable à un niveau compris entre 1,2 milliard et 1,5 milliard d'euros lors des trois derniers mois, a atteint 2,6 milliards en mai 2002.

Les échanges de biens présentent un solde cvs de 0,1 milliard d'euros, après 1,8 milliard en avril.

Le solde cvs des *services*, stable autour de 1,7 milliard d'euros sur les derniers mois, s'est établi à 2,2 milliards en mai, suite à une progression des recettes deux fois plus rapide que celle des dépenses (11,5 %, contre 5,6 %). Plusieurs postes, dont les *redevances et droits de licence*, les *services divers aux entreprises*, le *négoce international*, ont enregistré des recettes inhabituellement élevées. Pour leur part, les *voyages* ont dégagé un solde cvs de 1,3 milliard d'euros, également en hausse par rapport

aux mois antérieurs. Les recettes, déprimées depuis le commencement du quatrième trimestre 2001, ont bondi de 8,8 %, tandis que les dépenses ne sont pas parvenues à se hisser au-dessus de leur niveau du début d'année, malgré un rebond ponctuel en mai (6 %).

Le solde des *revenus d'investissements* s'est redressé par rapport à avril, en données brutes comme en données cvs. Des versements exceptionnels de dividendes par des filiales étrangères à leur maison-mère française sont notamment à l'origine de l'amélioration du solde.

Le déficit des *transferts courants*, toujours exprimé en données brutes, s'est légèrement accru par comparaison avec le mois d'avril, à 1,9 milliard d'euros.

Les sorties de capitaux enregistrées au *compte financier* se sont élevées à 9,6 milliards en mai.

Par rapport au mois d'avril, les *investissements directs* français à l'étranger ont fortement progressé, à 4,2 milliards d'euros, contre 38 millions. Cette hausse provient presque exclusivement des prêts intra-groupe et flux de trésorerie, alors que les opérations en capital social ont tout juste dépassé 1 milliard d'euros. De leur côté, les investissements directs étrangers en France ont baissé de 0,7 milliard d'euros en mai, à 2,4 milliards, les opérations en capital social s'établissant à moins de 0,5 milliard, en recul pour le troisième mois consécutif.

Pour la première fois depuis le début de l'année, les *investissements de portefeuille* ont dégagé un solde positif en mai. Les résidents ont réduit leurs achats nets de titres étrangers, à 5 milliards d'euros, contre 6,3 milliards en avril, en dépit d'une reprise des achats d'actions. Sur les titres français, en revanche, les non-résidents ont fortement accru leurs achats nets, à 13,7 milliards d'euros, soit le niveau le plus élevé depuis décembre 2001. Ils ont, en particulier, acquis des obligations à hauteur de 11,6 milliards d'euros, dont 8,2 milliards de titres privés suite à d'importantes émissions en euros dans un contexte favorable à la fois à la monnaie européenne et aux marchés obligataires.

Les *autres investissements* (dépôts-crédits) ont donné lieu à des sorties nettes de 15,9 milliards d'euros, dont 6,1 milliards au titre des IFM.

Sur les cinq premiers mois 2002, l'excédent du *compte de transactions courantes* a dépassé 10,2 milliards d'euros, en hausse de 3,8 milliards par rapport à la période correspondante de 2001.

Entre les premiers mois de 2001 et les premiers mois de 2002, le solde des biens s'est caractérisé par un rétablissement spectaculaire, passant d'un déficit de 1,8 milliard d'euros à un excédent de 4,4 milliards. Les exportations, en forte accélération depuis le début de cette année, sont désormais presque revenues au même niveau que pour les cinq premiers mois de l'année dernière, effaçant le creux conjoncturel du second semestre 2001. Ce n'est pas le cas des importations, qui restent inférieures de 6,2 % à leur niveau des cinq premiers mois de 2001.

Si les services hors voyages présentent un solde en léger progrès par rapport aux cinq premiers mois de 2001, dans un contexte de repli simultané des flux en recettes (−1,7 %) et en dépenses (−2,6 %), le solde des voyages continue à décliner, comme au cours du second semestre 2001, sous l'effet de recettes en baisse de 3,1 %.

En dépit du résultat favorable enregistré en mai, le solde cumulé des revenus sur les cinq premiers mois de l'année (1,7 milliard d'euros) se situe très en deçà du solde cumulé de la période correspondante de 2001 (4,9 milliards). La détérioration des résultats financiers des entreprises en 2001 et la baisse des taux d'intérêt se sont conjuguées pour conduire à un repli de 5,3 % des revenus d'investissements de portefeuille en provenance de l'étranger, la baisse des taux à court terme ayant également conduit à un recul de plus de 30 % des revenus sur réserves de change et autres investissements.

Au sein du *compte financier*, les sorties nettes d'investissements directs se sont établies à 8,9 milliards d'euros, en retrait par rapport aux cinq premiers mois de 2001. La baisse des investissements français à l'étranger a approché 50 %, tandis que celle des investissements directs étrangers en France n'a pas dépassé 20 %.

Les *investissements de portefeuille* ont dégagé un solde débiteur de 22,5 milliards d'euros, contre 5,7 milliards sur les cinq premiers mois de 2001. D'une période à l'autre, les achats de titres étrangers par les résidents ont été stables, à 58,8 milliards d'euros, alors que les achats nets de titres français par les non-résidents se sont contractés de 30 %. Les flux nets sur titres de dette ont été stables, à 41 milliards d'euros, avec toutefois un essor des achats de titres du marché monétaire au détriment des obligations, tandis que les opérations sur actions françaises se sont soldées par des cessions nettes de 4,7 milliards d'euros, contre des achats nets de 13,9 milliards sur les cinq premiers mois de 2001.

Les *autres investissements* ont enregistré des entrées nettes de capitaux de 15 milliards d'euros et les *avoirs de réserve* ont diminué de 4,3 milliards sur les cinq premiers mois, ces mouvements poursuivant ceux de l'année précédente.

Balance des paiements de la France : présentation simplifiée

(données brutes en millions d'euros)

	Année 2000 (a)	Année 2001 (a)	Février 2002 (b)	Mars 2002 (c)	Avril 2002 (b)	Mai 2002 (b)	5 mois 2001 (a)	5 mois 2002 (b)
Compte de transactions courantes	17 702	23 741	1 621	2 247	- 263	2 003	6 411	10 210
Biens	- 3 581	3 784	648	1 093	1 987	692	- 1 837	4 395
Services	21 492	19 926	662	1 960	1 716	2 249	7 740	7 491
Total « Biens et services »	17 911	23 710	1 310	3 053	3 703	2 941	5 903	11 886
– <i>Recettes</i>	410 274	414 193	32 895	35 731	36 044	34 485	174 281	171 069
– <i>Dépenses</i>	392 363	390 483	31 585	32 678	32 341	31 544	168 378	159 183
Revenus	14 988	16 587	1 859	918	- 2 217	944	4 918	1 742
Transferts courants	- 15 197	- 16 556	- 1 548	- 1 724	- 1 749	- 1 882	- 4 410	- 3 418
Compte de capital	1 478	- 330	51	18	6	0	467	59
Compte financier	- 31 098	- 27 495	2 707	7 013	3 533	- 9 561	- 5 253	- 13 378
Investissements directs	- 143 895	- 33 740	312	- 7 925	3 023	- 1 822	- 24 497	- 8 937
– <i>Français à l'étranger</i>	- 190 491	- 92 546	- 4 071	- 9 872	- 38	- 4 180	- 42 760	- 23 498
– <i>Étrangers en France</i>	46 596	58 806	4 383	1 947	3 061	2 358	18 263	14 561
Investissements de portefeuille	40 019	20 989	- 3 625	- 6 948	- 4 385	8 711	- 5 664	- 22 513
– <i>Avoirs</i>	- 104 985	- 93 017	- 8 462	- 15 575	- 6 258	- 5 012	- 58 140	- 58 813
– <i>Engagements</i>	145 004	114 006	4 837	8 627	1 873	13 723	52 476	36 300
Autres investissements	65 064	- 23 291	4 213	24 036	1 229	- 15 859	21 652	14 992
– <i>Avoirs</i>	- 417	- 61 494	21 372	- 21 970	- 14 174	- 23 901	- 44 676	- 25 575
– <i>Engagements</i>	65 481	38 203	- 17 159	46 006	15 403	8 042	66 328	40 567
Produits financiers dérivés	5 050	2 784	715	- 2 108	441	325	1 879	- 1 248
Avoirs de réserve	2 664	5 763	1 092	- 42	3 225	- 916	1 377	4 328
Erreurs et omissions nettes	11 918	4 084	- 4 379	- 9 278	- 3 276	7 558	- 1 625	3 109

(a) Chiffres définitifs

(b) Chiffres provisoires

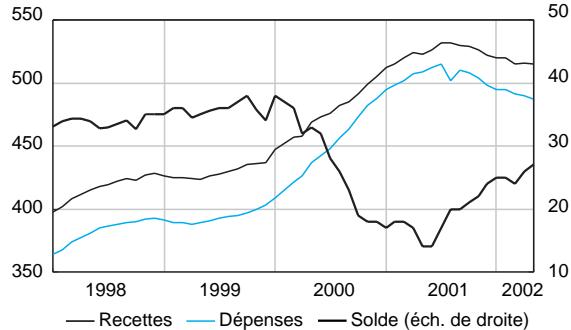
(c) Chiffres semi-définitifs

1.5.3. L'évolution des principales rubriques de la balance des paiements

Transactions courantes

Douze mois glissants

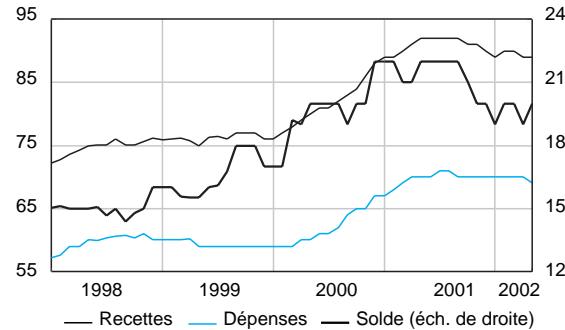
milliards d'euros



Services

Douze mois glissants (cvs)

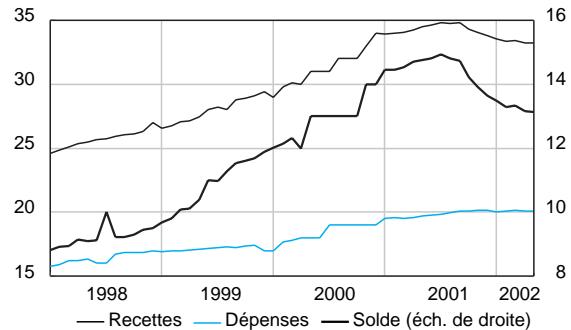
milliards d'euros



Voyages

Douze mois glissants (cvs)

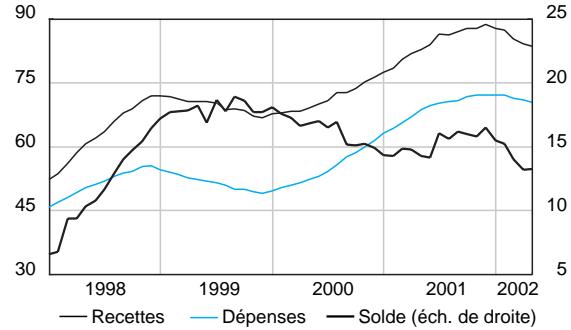
milliards d'euros



Revenus des investissements

Douze mois glissants (cvs)

milliards d'euros

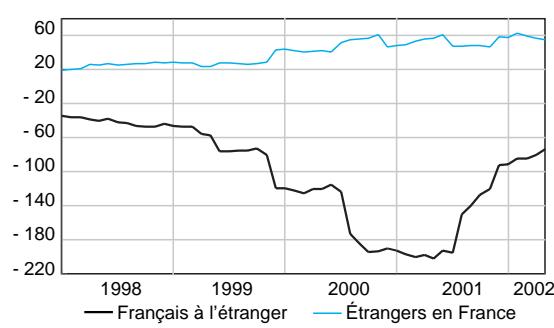


Investissements directs

(en signe de balance)

Soldes cumulés sur douze mois

milliards d'euros

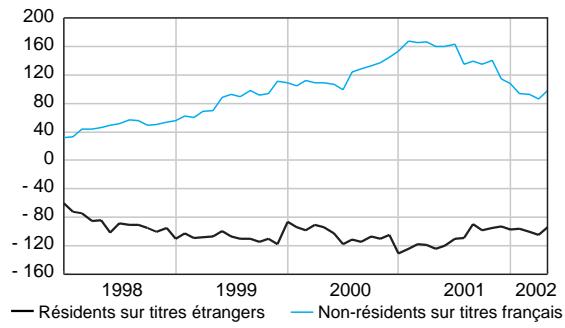


Investissements de portefeuille

(en signe de balance)

Soldes cumulés sur douze mois

milliards d'euros



2. La monnaie, les placements et les financements

2.1. La contribution française aux évolutions monétaires de la zone euro

Dans la zone euro¹, la croissance de l'agrégat M3 s'est établie à 7,8 % en mai, après 7,4 % en avril. La moyenne mobile sur trois mois des taux de croissance annuels de M3 est ressortie, pour la période allant de mars à mai 2002, à 7,5 %, contre 7,4 % pour la période de février à avril 2002.

La reconstitution progressive des encaisses de billets et pièces en circulation a ramené leur contraction annuelle à - 18,0 % en mai, après - 21,8 % en avril. La progression des dépôts à vue s'est ralentie (11,8 %,

¹ Pour la zone euro, ces taux de croissance se rapportent, sauf indication contraire, aux agrégats corrigés des effets saisonniers et calendaires.

après 12,4 %), et la croissance annuelle de l'ensemble des moyens de paiement s'est légèrement renforcée : 7,0 %, après 6,8 % en avril.

La croissance des autres dépôts à court terme, inclus dans M2 - M1, s'est accélérée en mai, à 6,7 %, après 6,0 % en avril. La progression des dépôts avec préavis de moins de 3 mois s'est légèrement renforcée (9,4 %, après 9,2 % en données non cvs) et les dépôts à terme d'une durée inférieure ou égale à 2 ans ont progressé à un rythme plus soutenu (3,8 %, après 2,4 %). La progression de l'agrégat M2 s'est accélérée, à 6,8 %, après 6,4 % en avril. La croissance de M3 - M2 est passée à 13,8 %, après 13,5 %. L'évolution de l'encours de titres de créance d'une durée inférieure ou égale à 2 ans et les instruments du marché monétaire est redevenue positive (5,2 % en mai, après - 6,5 % en avril) alors que la progression des pensions et des titres d'OPCVM monétaires s'est modérée (respectivement 0,2 %, après 2,6 % et 26,6 %, après 29,1 %).

Tendances monétaires et financières – zone euro et France

	Encours en milliards d'euros	Taux de croissance annuel en % (a)		Part dans la zone euro en %
		Avril 2002	Mars 2002	
ZONE EURO (b) : agrégats monétaires en données cvs				
Billets et pièces en circulation	273,2	- 21,8	- 18,0	
+ Dépôts à vue	1 948,5	12,4	11,8	
= M1	2 221,7	6,8	7,0	
+ autres dépôts monétaires	2 491,4	6,0	6,7	
= M2	4 713,1	6,4	6,8	
+ Instruments négociables	799,9	13,5	13,8	
= M3	5513	7,4	7,8	
Crédits au secteur privé	6 662,6	5,5	5,8	
Créances sur le secteur privé (données brutes)	7 569,9	5,1	5,3	
FRANCE				
Principaux actifs monétaires (c)				
Dépôts à vue	354,0	10,8	10,4	18,2
Comptes sur livrets	304,3	8,3	8,6	21,8
Dépôts à terme ≤ 2 ans	64,3	10,3	3,0	5,8
Titres d'OPCVM monétaires et instruments du marché monétaire	312,6	9,9	11,5	58,4
Crédits au secteur privé (c)	1 140,6	5,7	5,1	17,1
Endettement intérieur total (d)				
donc : Administrations publiques	877,8	4,8	5,5	
Sociétés non financières	1 105,3	8,7	8,1	
Ménages	536,3	6,1	6,7	

(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

(d) L'endettement intérieur total regroupe les différentes formes d'endettement des résidents non financiers.

Sources : BCE, Banque de France

Au plan des contreparties de M3 (en données brutes), la croissance annuelle des *concours accordés par les IFM au secteur privé* s'est accélérée en mai (à + 5,3 %, après + 5,1 % en avril), sous l'effet d'un renforcement de la progression des crédits. La contribution, appréciée en flux annuel, des *créances nettes sur l'extérieur* à la croissance de M3 a augmenté. La progression annuelle des *concours octroyés aux administrations publiques* s'est atténuée en mai et l'impact restrictif du développement des *ressources non monétaires des IFM* sur la croissance de M3 s'est accentué.

Contributions à la croissance annuelle de M3

	(en points)	
	Avril 2002	Mai 2002
Total	7,4	7,8
Créances nettes sur l'extérieur	2,1	3,0
Concours au secteur privé	7,1	7,4
Concours aux administrations publiques	0,9	0,7
Ressources non monétaires	- 3,5	- 3,9
Divers	0,9	0,6

Source : BCE

En France, les avoirs monétaires des résidents ont connu les principales évolutions suivantes :

- la progression des *dépôts à vue* s'est atténuée : à 10,4 %, après 10,8 % en avril ;
- la croissance des *livrets* s'est un peu accentuée : 8,6 %, après 8,3 % ;
- la croissance des *dépôts à terme d'une durée inférieure ou égale à deux ans* s'est fortement ralenti : 3,0 % en mai, après 10,3 % en avril ;
- la progression des titres d'*OPCVM monétaires et instruments du marché monétaire détenus par les résidents* s'est accélérée en mai : 11,5 %, après 9,9 % en avril.

La croissance annuelle des *crédits au secteur privé français* s'est ralenti, à 5,1 %, après 5,7 % en avril.

2.2. Le financement de l'économie française

L'endettement intérieur total

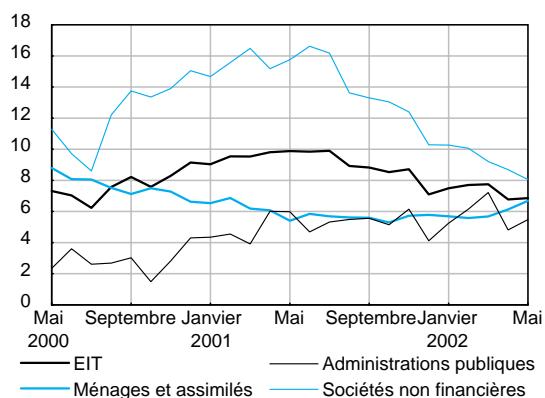
Le taux de croissance annuel de l'endettement intérieur total des agents non financiers a légèrement augmenté en mai 2002, sous l'effet de l'accroissement de l'endettement des administrations publiques et des ménages. En revanche, la croissance de l'endettement des sociétés non financières s'est ralenti.

Endettement intérieur total par agents

	(taux de croissance annuel en %)		
	Avril 2001	Mars 2002	Avril 2002
Endettement intérieur total	9,9	6,8	6,9
Sociétés non financières	15,8	8,7	8,1
Ménages	5,4	6,1	6,7
Administrations publiques	6,0	4,8	5,5

Endettement intérieur total

(taux de croissance annuel en %)



Source : Banque de France

Endettement intérieur total par sources de financement

	(taux de croissance annuel en %)		
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Endettement intérieur total	9,9	6,8	6,9
Crédits obtenus auprès des IF résidentes	6,1	4,1	3,9
dont : auprès des IFM résidentes	8,7	5,6	4,9
Crédits obtenus auprès des non-résidents	22,0	18,8	18,8
Financements de marché	12,5	7,8	8,3
Financements monétaires du Trésor public	10,9	1,9	- 0,6

La croissance des crédits obtenus auprès des institutions financières résidentes s'est modérée en mai, celle des crédits obtenus auprès des non-résidents a conservé son rythme précédent et celle des financements de marché s'est renforcée. Les financements monétaires du Trésor public ont, en revanche, fléchi.

Les émissions d'actions et de titres de fonds propres

Le montant des émissions d'actions réglées en numéraire au mois de mai 2002 s'est élevé à 7,0 milliards d'euros, après 10,4 milliards en avril et 8,8 milliards en mars. Les émissions de titres cotés à la bourse de Paris ont représenté 5,7 % de l'ensemble des opérations (24 % le mois précédent).

Le cumul des émissions des douze derniers mois est en hausse de 18 % par rapport au total émis en 2001. Les émissions des sociétés non financières ont représenté 98,9 % des capitaux collectés.

Émissions d'actions et de certificats d'investissement réglées en numéraire

	(en milliards d'euros)			
	Année 2000	Année 2001	12 mois glissants	Mai 2002
Sociétés non financières	65,6	80,0	95,4	6,9
Autres agents (a)	1,9	1,7	1,1	0,1
Total émis (b)	67,5	81,7	96,5	7,0
dont : Titres cotés				
<i>Cote officielle et Second marché</i>	15,2	7,5	7,7	0,4
<i>Appel public à l'épargne (c)</i>	11,4	3,3	4,2	0,2

- (a) *Établissements de crédit et compagnies d'assurance*
 (b) *Y compris la part donnant lieu à un placement international, ainsi que les augmentations de capital simultanées entre une société mère et sa filiale*
 (c) *Titres émis dans le public ayant fait l'objet d'un visa de la COB*

Sources : Euronext, Banque de France

2.3. L'endettement sous forme de titres

L'endettement sur les marchés

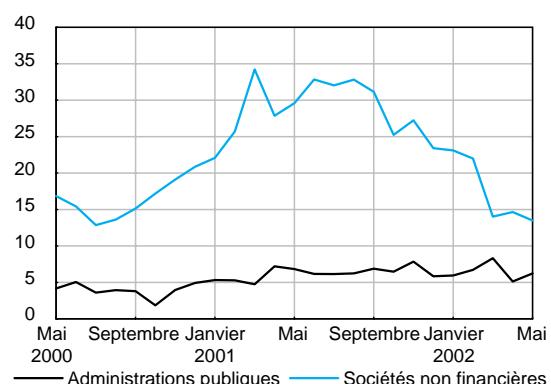
Le renforcement de la croissance de l'endettement total sur les marchés, intervenu malgré le ralentissement des émissions des sociétés non financières, est dû à l'accroissement des émissions à court terme des administrations publiques.

Endettement sur les marchés

	(taux de croissance annuel en %)		
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Endettement sur les marchés	12,5	7,8	8,3
<i>Administrations publiques</i>	6,8	5,1	6,2
≤ 1 an	26,5	15,9	32,6
> 1 an	5,5	4,2	4,1
<i>Sociétés non financières</i>	29,6	14,7	13,5
≤ 1 an	27,6	- 1,5	- 13,6
> 1 an	30,2	19,1	21,6

Endettement des sociétés non financières et des administrations publiques sur les marchés

(taux de croissance annuel en %)



Premiers éléments sur les émissions de titres de dette sur la place de Paris en juin 2002**Obligations et titres de créances négociables**

	(en milliards d'euros)						
	Année 2000	Année 2001	12 mois glissants	Juin 2002	12 mois glissants	Juin 2002	Encours à fin juin 2002
Obligations émises à Paris	44,3	12,5	26,3	6,8	93,4	9,3	825,0
État	23,4	23,1	35,5	6,1	55,7	6,2	469,0
Administrations publiques (hors État)	- 0,5	3,3	0,3	0,6	3,8	0,6	26,5
Établissements de crédit et assimilés	- 1,2	- 12,2	- 9,9	-	18,7	1,5	193,0
Assurances	0,4	0,1	0,1	-	0,1	-	2,2
Sociétés non financières	22,2	- 1,8	0,3	0,1	15,1	1,0	134,3
Titres de créances négociables	30,2	39,5	9,5	1,1	4 266,9	306,2	526,4
BTF et BTAN	9,0	14,9	10,3	10,7	182,5	22,3	222,3
Certificats de dépôt négociables	- 3,7	25,3	12,3	- 1,7	3 159,7	195,9	176,0
BMTN	2,5	- 4,7	- 0,7	0,8	14,2	1,9	54,8
Billets de trésorerie	22,4	4,0	- 12,4	- 8,7	910,5	86,1	73,3

Le montant des émissions obligataires brutes des résidents sur la place de Paris dont le règlement est intervenu au cours du mois de juin s'est établi à 9,3 milliards d'euros, en baisse de 0,6 milliard d'euros par rapport au mois précédent. En raison de remboursements de 2,5 milliards d'euros effectués essentiellement par les établissements de crédit, les émissions nettes sur la place de Paris se sont élevées à 6,8 milliards d'euros en juin.

Les émissions obligataires de l'État ont atteint, en juin, 6,3 milliards d'euros (dont 47 millions auprès des personnes physiques). La dette obligataire de l'État a représenté, à la fin du mois de juin, 56,8 % des encours de titres obligataires émis par les résidents sur la place de Paris. Au cours du premier semestre 2002, les émissions obligataires de l'État ont représenté 76,2 % du programme d'émission de l'année 2002 (42,5 milliards d'euros). Un cinquième de ces émissions est indexé sur l'inflation.

Les émissions obligataires des établissements de crédit ont atteint 1,5 milliard d'euros en juin, soit une hausse de 200 millions par rapport au mois précédent. Le cumul sur un an des émissions nettes des entreprises de ce secteur demeure néanmoins négatif (- 9,9 milliards d'euros).

Les émissions obligataires des sociétés non financières se sont élevées à 1 milliard d'euros, en baisse de 2,2 milliards par rapport au mois précédent. Après avoir fortement sollicité le marché domestique en 2000 (22,2 milliards d'euros d'émissions nettes) et procédé à des remboursements nets en 2001 (à hauteur de 1,8 milliard) en 2001, le secteur des sociétés non financières a retrouvé une position d'émetteur net sur l'ensemble des douze derniers mois pour un total de 0,3 milliard.

Parmi les émissions brutes de titres de créances négociables (306,2 milliards d'euros), les certificats de dépôt ont continué de représenter une part prépondérante (64 %) au cours du mois de juin. Compte tenu des tombées, les émissions nettes se sont élevées à 1,1 milliard d'euros en juin et ont totalisé 9,5 milliards sur les douze derniers mois.

2.4. La distribution des crédits

Les taux débiteurs

Le coût des crédits aux particuliers comme aux entreprises dans la zone euro a poursuivi sa légère progression entamée en mars 2002.

Taux débiteurs

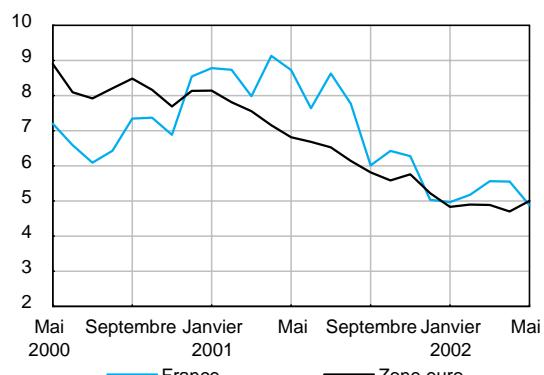
	(moyennes mensuelles en %)		
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Crédits à la consommation			
Zone euro	10,22	9,76	9,80
France	10,01	9,36	9,36
Crédits à l'habitat à taux fixe			
Zone euro	6,17	5,81	5,82
France	6,99	6,05	6,05
Crédits aux entreprises ≤ 1 an			
Zone euro	7,03	6,14	6,16
France	5,90	4,54	4,54
Crédits aux entreprises > 1 an			
Zone euro	6,34	5,86	5,89
France	5,88	5,12	5,12

Les crédits des institutions financières monétaires

En France, le rythme de croissance des crédits accordés aux résidents par les IFM a fléchi en mai et a retrouvé celui de la zone euro.

Crédits des institutions financières monétaires

(taux de croissance annuel en %)



Sources : Banque de France, BCE

Crédits par réseaux distributeurs

	(taux de croissance annuel en %)		
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Crédits des IFM	8,7	5,6	4,9
Banques	10,5	5,2	4,3
CDC et CNE	0,8	1,7	0,0
Établissements spécialisés	4,3	10,1	10,9

Cette diminution est observée pour la CDC et la CNE ainsi que pour les banques, alors que les établissements spécialisés ont vu le rythme de croissance de leurs encours s'accélérer légèrement.

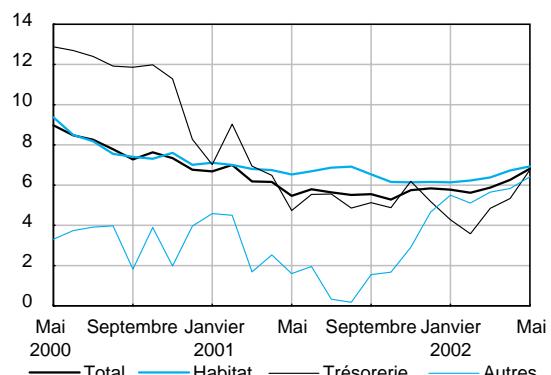
Crédits par agents et par objets

	(taux de croissance annuel en %)		
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Crédits des IFM	8,7	5,6	4,9
aux administrations publiques	0,7	3,8	2,8
au secteur privé	9,6	5,7	5,1
dont :			
Crédits des EC aux ménages	5,8	6,3	6,8
dont : Trésorerie	5,5	5,3	6,8
Habitat	6,7	6,7	6,9
Crédits des EC aux sociétés non financières	9,4	1,8	1,2
dont : Trésorerie	13,1	- 9,1	- 10,5
Investissement	6,8	9,2	8,4

Le taux de croissance des crédits consentis aux administrations publiques comme au secteur privé a fléchi. La progression des crédits de trésorerie consentis aux ménages s'est assez nettement renforcée, alors que la contraction de ceux consentis aux sociétés non financières s'est accentuée.

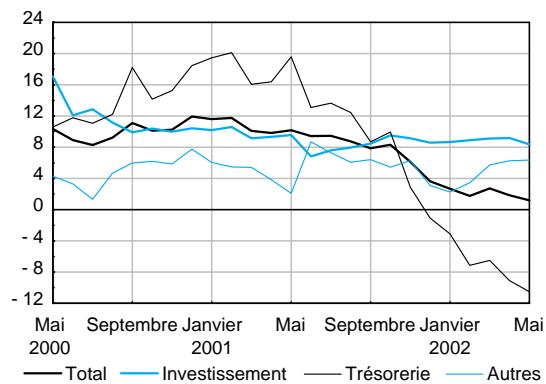
Crédits des institutions financières monétaires aux ménages

(taux de croissance annuel en %)



Crédits des institutions financières monétaires aux sociétés non financières

(taux de croissance annuel en %)



2.5. Les placements intermédiaires

Les taux créditeurs

Les taux des placements ont été stables ou légèrement orientés à la hausse.

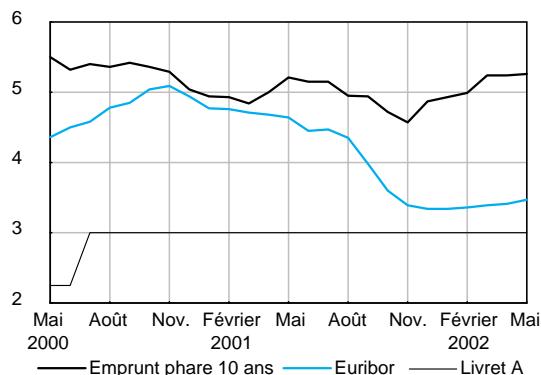
Taux de référence

(moyennes mensuelles en %)

	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Euribor 3 mois	4,64	3,41	3,47
Emprunt phare 10 ans	5,21	5,24	5,26
Livret A	3,00	3,00	3,00

Taux de marché et taux réglementés

(en %)



Sources : Banque de France, BCE

Taux créditeurs

(moyennes mensuelles en %)

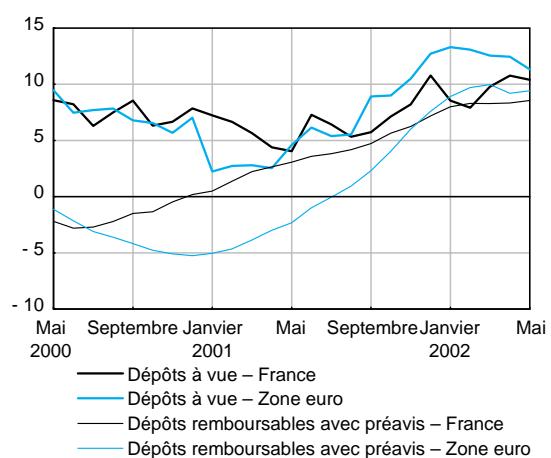
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Dépôts à vue			
Zone euro	1,01	0,74	0,75
Dépôts remboursables avec préavis ≤ 3 mois			
Zone euro	2,48	2,14	2,15
France	3,08	3,07	3,07
Dépôts à terme ≤ 2 ans			
Zone euro	3,74	2,90	2,92
France	4,64	3,41	3,47
Dépôts à terme > 2 ans			
Zone euro	4,27	4,13	4,15
France	4,57	4,61	4,62

Dans la zone euro comme en France, les taux créditeurs sont restés à peu près stables pour tous les types de dépôts en mai 2002.

Les placements auprès des institutions financières monétaires

Dépôts à vue et dépôts remboursables avec préavis

(taux de croissance annuel en %)

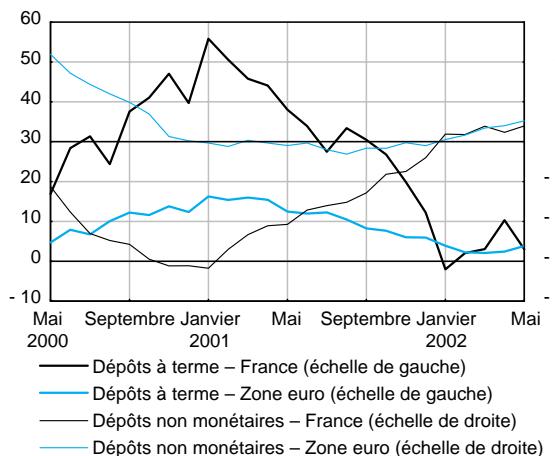


Sources : Banque de France, BCE

Les rythmes de croissance des différents dépôts apparaissent relativement similaire sur la période la plus récente en France et dans la zone euro.

Dépôts à terme et dépôts non monétaires

(taux de croissance annuel en %)

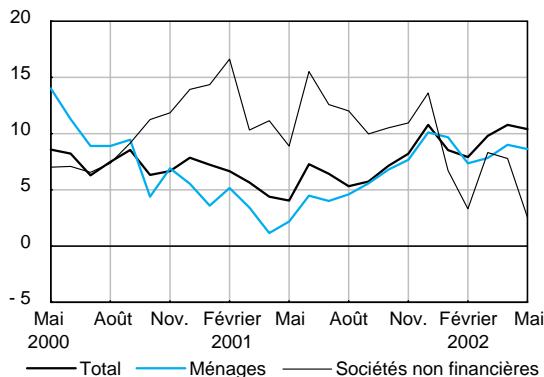
**Dépôts à vue (France)**

	(taux de croissance annuel en %)		
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Dépôts à vue	4,0	10,8	10,4
Ménages	2,2	9,0	8,6
Sociétés non financières	8,9	7,8	2,6
Autres	- 18,1	20,9	49,7

Le taux de croissance des dépôts à vue a fléchi, beaucoup plus nettement pour les sociétés financières que pour les ménages. En revanche, l'augmentation des dépôts des autres agents s'est fortement renforcée.

Dépôts à vue par agents (France)

(taux de croissance annuel en %)

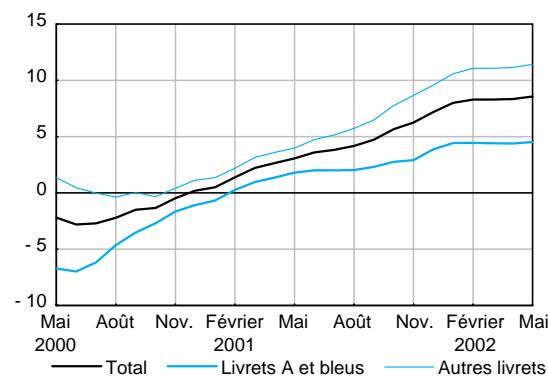
**Comptes sur livrets (France)**

	(taux de croissance annuelle en %)		
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Comptes sur livrets	3,1	8,3	8,6
Livrets A et bleus	1,8	4,4	4,5
Livrets soumis à l'impôt	1,0	21,4	22,0
Livrets d'épargne populaire	5,5	5,5	5,5
Autres (Codevi, CEL, livrets jeunes)	5,1	7,7	8,0

Les taux de croissance des différents comptes sur livrets ont légèrement augmenté.

Comptes sur livrets (France)

(taux de croissance annuel en %)

**Placements rémunérés au taux du marché monétaire (France)**

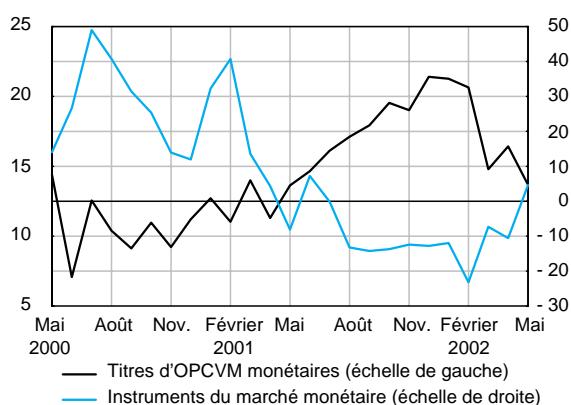
	(taux de croissance annuel en %)		
	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Placements rémunérés au taux du marché monétaire	11,8	8,5	8,5
- Dépôts à terme ≤ 2 ans	38,0	10,3	3,0
- Titres d'OPCVM monétaires	13,6	16,4	13,7
- Certificats de dépôt	- 8,1	- 10,6	4,6
- Pensions	2,0	- 5,9	- 5,8
Zone euro	11,5	7,0	8,0

La croissance des dépôts à terme d'une durée inférieure ou égale à 2 ans s'est sensiblement ralenti. La contraction des certificats de dépôts s'est interrompue.

En France, le taux de croissance annuel des titres d'OPCVM monétaires, qui avait enregistré un léger sursaut en avril, a de nouveau fléchi en mai.

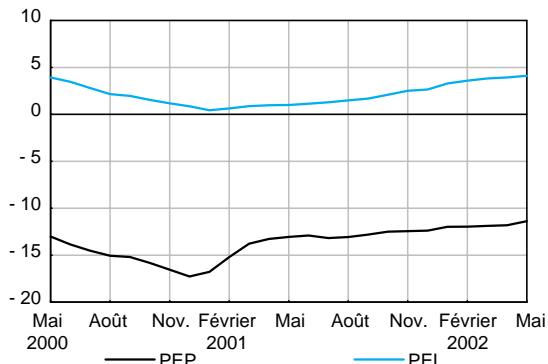
Principaux placements en titres monétaires (France)

(taux de croissance annuel en %)



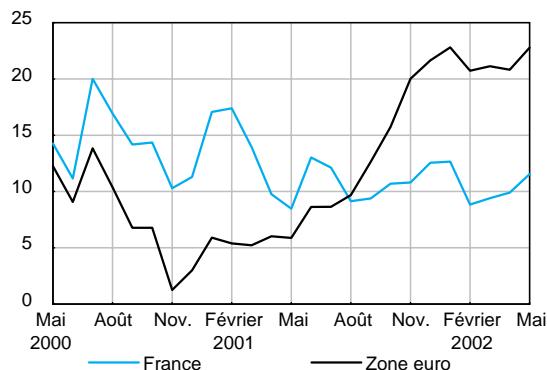
Principaux dépôts non monétaires (France)

(taux de croissance annuel en %)



Titres d'OPCVM monétaires et instruments du marché monétaire (net)

(taux de croissance annuel en %)



Sources : Banque de France, BCE

Dépôts non monétaires (France)

(taux de croissance annuel en %)

	Mai 2001	Avril 2002	Mai 2002
Dépôts non monétaires	- 4,1	0,5	0,8
PEP bancaires	- 13,1	- 11,8	- 11,4
PEL	1,0	3,9	4,1

Les encours de dépôts non monétaires ont retrouvé une évolution positive depuis début 2002 sous l'effet du renforcement progressif de la croissance des PEL et du ralentissement de la baisse des encours des PEP.

Les placements en OPCVM non monétaires

Répartition de l'actif net des OPCVM non monétaires par catégories

	Décembre 2000	Décembre 2001	Mai 2002
OPCVM obligations	23,50	25,62	25,22
OPCVM actions	33,63	31,10	29,67
OPCVM diversifiés	36,60	36,15	37,49
OPCVM garantis	6,27	7,13	7,62
Total	100,00	100,00	100,00

Par rapport à décembre 2001, la part des OPCVM « obligations » et « actions » s'est réduite au profit de celle des OPCVM « diversifiés » et « garantis ».

Flux de souscriptions par catégories d'OPCVM

	Décembre 2000	Décembre 2001	Mai 2002
OPCVM obligations	- 3,9	- 3,9	- 7,0
OPCVM actions	23,4	6,4	3,7
OPCVM diversifiés	43	1,2	- 2,6

Les retraits sur les titres d'OPCVM « obligations » et « diversifiés » se sont sensiblement accrûs tandis que les souscriptions de titres d'OPCVM « actions » ont nettement diminué.

Rendement des titres par catégories d'OPCVM

	<i>(en %)</i>		
	Décembre 2000	Décembre 2001	Mai 2002
OPCVM obligations	4,3	4,9	4,0
OPCVM actions	- 4,5	- 19,2	- 20,4
OPCVM diversifiés	- 0,2	- 6,6	- 8,5

Source : COB

Le rendement des titres d'OPCVM « obligations » a continué de baisser, celui des titres d'OPCVM « actions » et « diversifiés » est devenu encore plus nettement négatif.

3. Les marchés de capitaux

3.1. Les marchés financiers internationaux en juin 2002

Le mois de juin 2002 a été principalement caractérisé par une poursuite de la dépréciation du dollar face aux principales devises, une remontée de l'aversion au risque entraînant un mouvement en faveur des titres obligataires peu risqués et un recul des anticipations de hausse de taux. Les devises d'Amérique latine ont subi des pressions baissières.

Poursuite du recul du dollar face aux principales devises

Au cours du mois de juin, le dollar a continué de se déprécier de manière significative face aux principales devises, atteignant ainsi son plus bas niveau depuis septembre 2000 en termes de taux de change effectif nominal vis-à-vis des pays industrialisés, dans un contexte de fragilité accrue des marchés boursiers américains.

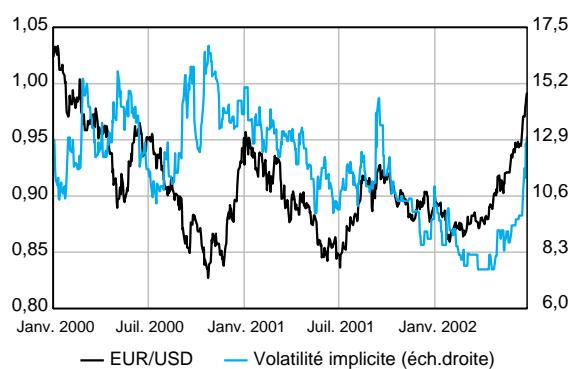
La dépréciation de la devise américaine a également été entretenue par les interrogations du marché sur le maintien de la politique du « dollar fort ». De plus, le creusement du déficit commercial, qui a atteint un niveau record au premier trimestre, a accru les inquiétudes concernant son financement, ce qui a constitué un facteur baissier supplémentaire.

Dans ce contexte, le cours de l'euro contre dollar a atteint un plus haut niveau depuis vingt-huit mois à 0,9990 le 28 juin, une hausse importante de la volatilité implicite des options étant parallèlement observée sur l'ensemble des échéances.

Face au yen, le mouvement de dépréciation du dollar a également été significatif (−4,5 %) en dépit de mises en garde répétées de différents officiels nippons et des interventions menées à quatre reprises par la Banque du Japon (les 3, 24, 26 et 28 juin).

Taux de change et volatilité implicite de l'euro/dollar depuis début 2000

(données quotidiennes)



Remontée de l'aversion au risque

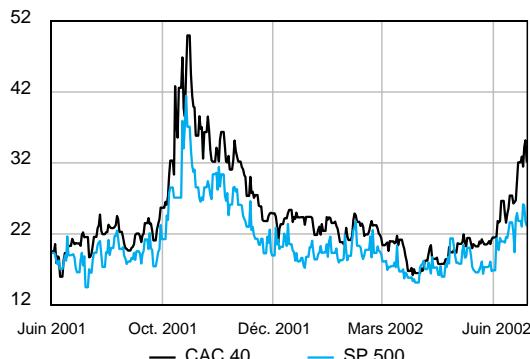
Le mois de juin a été caractérisé par un sévère recul des principaux indices boursiers, atteignant leurs plus bas niveaux depuis septembre 2001, en liaison avec les révélations de pratiques frauduleuses destinées à gonfler les profits.

Ce contexte d'incertitude a entraîné une remontée générale de l'aversion au risque des investisseurs, illustrée notamment par une hausse de la volatilité implicite des contrats d'indices boursiers (de 21,35 % à 23,16 % sur le SP 500 et de 21 % à 32 % sur le CAC 40), par la montée de la volatilité des taux de change et l'accroissement des écarts de taux d'intérêt entre les titres souverains et les titres émis par les entreprises sur le marché du crédit. Autre indice de nervosité générale des investisseurs sur les marchés des capitaux, la corrélation entre les mouvements de la bourse et les taux d'intérêt a sensiblement progressé au cours de la période sous revue.

S'agissant des écarts de taux sur le marché du crédit, le secteur des télécommunications a subi la dégradation la plus notable.

Volatilités implicites des indices CAC 40 et SP 500

(données quotidiennes)



De ce fait, la fragilité des marchés actions a contribué à une détente marquée des taux d'intérêt à court terme aux États-Unis et dans la zone euro, dans le sillage de ré-allocations de portefeuille en faveur de titres obligataires peu risqués.

Report dans le temps des anticipations de resserrement monétaire

Le mois de juin a été marqué par l'éloignement des anticipations de resserrement monétaire tant en Europe qu'aux États-Unis.

Le Système fédéral de réserve a réitéré, dans le communiqué du Comité fédéral de l'*open market* (FOMC) du 26 juin, son analyse d'une balance des risques neutre, soulignant par ailleurs que l'économie ne montrait pas de signes suffisants de reprise motivant une hausse des taux d'intérêt.

Dans un contexte de remontée de la sensibilité des investisseurs aux risques, les anticipations de taux ont été, à nouveau, révisées à la baisse. Ainsi, en fin de période, les niveaux des taux implicites des contrats *Fed Funds* ne reflètent pleinement l'anticipation d'une hausse de 25 points de base qu'en décembre 2002.

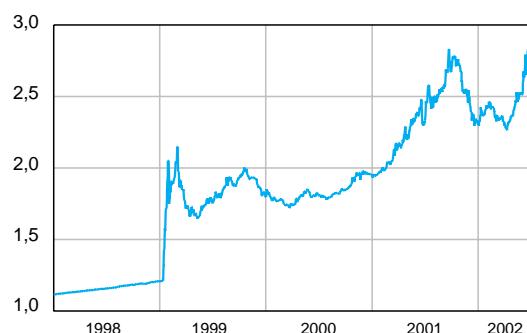
Les devises d'Amérique latine subissent des pressions baissières

La remontée de l'aversion au risque a particulièrement été défavorable aux devises d'Amérique latine, notamment à celle du Brésil. Le real brésilien (BRL) a ainsi atteint un nouveau plus bas niveau historique face au dollar le 24 juin à 2,86, dans un contexte d'accroissement des incertitudes politiques, économiques et financières dans le pays (agitation grandissante à l'approche de la prochaine élection présidentielle en octobre, dégradation de la dette et problème d'obtention de nouvelles lignes de crédit du Fonds monétaire international). Le peso mexicain a également vu son cours se déprécier de 3,42 % par rapport au dollar (autour de 9,96).

Parallèlement, des tensions ont été enregistrées sur les *spreads* de crédit des pays émergents. Les indices EMBI se sont inscrits en nette hausse, passant de 976 points de base à 1 527 points pour le Brésil, de 6 123 points de base à 6 793 points pour l'Argentine, de 265 points de base à 321 points pour le Mexique et de 455 points de base à 511 points pour la Russie.

Taux de change du USD/BRL depuis 1998

(données quotidiennes)



3.2. Les marchés de la zone euro

Dans la zone euro, le mois de juin a également été marqué par :

- une forte révision à la baisse des anticipations de resserrement de la politique monétaire ;
- une progression importante des marchés de taux accompagnée d'une légère pentification de la courbe des rendements ;
- un recul marqué de l'ensemble des indices boursiers dans un contexte de montée de l'aversion au risque.

Révision à la baisse des anticipations de resserrement de la politique monétaire au sein de la zone euro

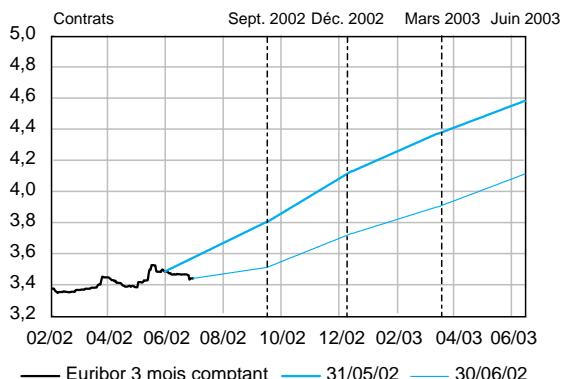
Sur le compartiment des prêts interbancaires en blanc, les taux au jour le jour ont fluctué dans une fourchette comprise entre 3,31 % et 3,33 % durant la plus grande partie du mois. Néanmoins, sous l'effet de facteurs autonomes volatils, des tensions sont apparues en fin de période de constitution des réserves, l'Eonia s'étant établi à 3,58 % le vendredi 21 juin. Le début de période suivante a été marqué par le traditionnel phénomène d'illiquidité de fin de semestre et les tensions afférentes sur l'Eonia. Ce dernier s'est maintenu au-dessus de 3,35 % au cours de la dernière semaine du mois, atteignant même 3,49 % le dernier jour de juin.

Dans le sillage des marchés monétaires américains, les taux implicites des contrats Euribor (représentatifs des taux d'intérêt à 3 mois anticipés) se sont détendus de manière très sensible. Ainsi, le taux implicite du contrat Euribor échéance septembre 2002 a diminué de 27 points de base pour s'établir à 3,53 % fin juin, tandis que le taux implicite du contrat échéant en décembre 2002 s'est détendu de quelque 39 points de base (3,78 % fin juin, contre 4,17 % fin mai).

Le recul sévère des marchés boursiers dans un contexte de volatilité croissante des bourses et de remontée de l'aversion au risque des investisseurs explique en partie la baisse des taux courts anticipés. La publication de statistiques économiques mitigées en Europe (notamment les ventes de détail, la production industrielle et le taux de chômage en Allemagne) a également contribué au mouvement de baisse des taux du marché monétaire.

Dans ce contexte, les intervenants de marché ont revu à la baisse leurs anticipations de resserrement de la politique monétaire. À la fin du mois de juin, les taux implicites des contrats Euribor suggèrent qu'un seul resserrement monétaire de 25 points de base par la Banque centrale européenne (BCE) est anticipé d'ici la fin de l'année 2002 (alors que, fin mai, trois hausses des taux de 25 points de base chacune étaient attendues avant la fin de l'année). La diminution de la volatilité implicite tirée des options sur contrat Euribor de 16,7 % à 11,9 % au cours de la période confirme le renforcement du consensus autour de ce scénario central de politique monétaire.

Taux implicites des contrats Euribor



Légère accentuation de la pente de la courbe des taux d'intérêt à long terme

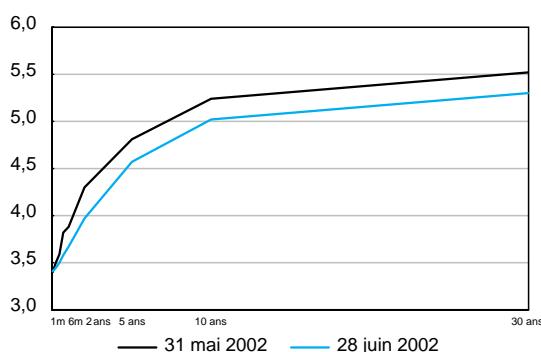
Dans le sillage des taux du marché monétaire, le taux d'échéance 2 ans s'est inscrit en baisse de 35 points de base pour s'établir aux environs de 3,98 % à la fin du mois de juin. La courbe des rendements obligataires s'est légèrement accrue, l'écart de taux entre les maturités 2 ans et 10 ans passant de 93 points de base à 105 points sur la période. Ce mouvement reflète l'éloignement relatif des perspectives de hausse des taux directeurs au sein de la zone euro.

Le point mort d'inflation tiré du différentiel de taux entre le taux de l'OAT indexée sur l'inflation d'échéance juillet 2009 et les OAT de même échéance a diminué de 20 points de base au cours du mois de juin pour s'établir à 1,64 %. Le point mort d'inflation de la zone euro mesuré par l'écart de taux entre l'OAT€i Juillet 2012 et l'OAT Avril 2012 s'est également inscrit en baisse, revenant de 2,15 % fin mai à 1,97 % fin juin. Ces deux indicateurs suggèrent que l'amélioration des indices de prix à la

consommation en juin, accompagnée de la hausse de l'euro, s'est traduite par une révision à la baisse des anticipations d'inflation future et ce, en dépit de la révision à la hausse (2,5 %) par la BCE des prévisions d'inflation pour 2002. On peut noter que la baisse des points morts d'inflation est d'abord imputable à la diminution des rendements nominaux, les taux réels étant restés relativement stables, autour de 3,08 % sur l'OAT€i et de 3,25 % sur l'OATi. La stabilité des taux réels laisse à penser que les scénarios de croissance à moyen et long termes pour la zone euro n'ont pas été affectés par les perturbations observées récemment sur les marchés de capitaux.

Par ailleurs, les volatilités implicites des options sur contrats de taux d'intérêt à long terme ont connu une augmentation sur la période, à l'instar des évolutions observées sur les marchés d'actions. La volatilité implicite des options sur le contrat à terme *Bund*, d'échéance septembre 2002 s'est ainsi établie à 4,69 % fin juin (contre 4,36 % le 31 mai) après avoir atteint un pic, sur la période, de 5,03 % le 26 juin.

Courbe des taux en France



Dans le sillage de la baisse des marchés d'actions et de la montée de l'aversion au risque, les primes de signature sur les titres obligataires privés se sont élargies pour l'ensemble des signatures.

La progression des primes de risques a été particulièrement marquée sur les signatures les moins bien notées et sur celles du secteur des valeurs technologiques, des médias et des télécommunications (TMT). Ainsi, le *spread* sur les entreprises industrielles notées BBB sur les maturités 5 ans a augmenté de 42 points de base et celui sur les télécommunications européennes (même maturité) de 52 points de base pour se situer, fin juin, à 224 points de base, après avoir atteint un plus haut niveau au cours de la période à 235 points. Au sein du secteur TMT, les différences de notation se sont, en outre, traduites par de fortes discriminations en termes de niveau de *spread*.

Sur les billets de trésorerie, la discrimination entre les émetteurs en termes de rendement à l'émission s'est également accentuée au cours du mois, les encours ayant, par ailleurs, globalement diminué. Les meilleures signatures ayant réduit leurs émissions, les *spreads* se sont resserrés, du fait d'une demande pour leurs titres à court terme toujours forte. Les émetteurs les moins bien notés ont vu, au contraire, leurs primes de risque s'accroître, décourageant les émissions de nouveaux papiers sur la période.

Primes de signature

Émetteur	28/06/02	31/05/02	(en points de base)	
			Variation	Plus haut 2002
Industrielles AAA	54	38	16	54
Industrielles AA	59	51	8	59
Financières AA	50	45	5	50
Industrielles BBB	218	176	42	228
Télécommunications	224	172	52	235

Sources : Indices Morgan Stanley et JP Morgan d'échéances 5 à 7 ans

Indices boursiers en juin

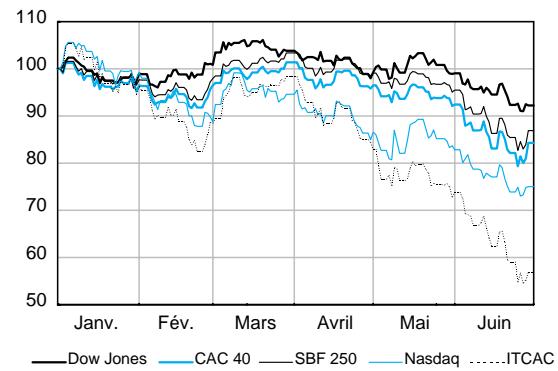
	(en %)	
	Variation : 30 juin 2002 / 31 mai 2002	Variation : 30 juin 2002 / 28 décembre 2001
Indices larges		
CAC 40	- 8,8	- 34,2
DAX	- 9,0	- 31,9
EuroStoxx 50	- 8,5	- 34,3
FTSE	- 8,4	- 25,2
Dow Jones	- 6,9	- 14,3
Nikkei	- 9,7	- 22,9
Indices technologiques		
ITCAC	- 22,9	- 43,1
Nasdaq	- 9,4	- 40,8

Au cours du mois de juin, les principaux indices boursiers ont atteint leurs plus bas niveaux de l'année, revenant même sur des niveaux comparables à ceux enregistrés après les événements du 11 septembre. Ce recul marqué s'explique par un contexte international dégradé :

- vague d'avertissements négatifs sur les profits de la part de sociétés américaines dans le domaine des semi-conducteurs, des équipementiers en télécommunication, des constructeurs informatiques et des entreprises pharmaceutiques, ainsi que la révision à la baisse des prévisions de bénéfices pour le deuxième trimestre des entreprises du SP 500 (+ 6 %, contre + 7,4 % début juin et + 8,8 % au mois d'avril, selon Thomson Financial First Call) ;
- persistance de doutes sur la fiabilité des états comptables présentés par les sociétés cotées ;

– tensions géopolitiques ou nouvelles menaces d'attentats aux États-Unis ou contre des intérêts américains ;

– publication de statistiques conjoncturelles décevantes aux États-Unis (baisse des ventes de détail et de la confiance des ménages, notamment).

Principaux indices boursiers en base 100 au 1^{er} janvier 2002

En Europe, les valeurs TMT ont particulièrement reculé, en liaison avec la montée d'inquiétudes quant à la capacité des entreprises de ces secteurs à dégager durablement des profits, eu égard à la faiblesse de la demande et au poids de leur endettement et de leurs contraintes financières de court terme. Dans ce contexte, les sous-indices TMT de l'EuroStoxx sont revenus à leurs plus bas niveaux de 1998.

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

Activité sur le marché de la pension livrée

	Juin 2002		Moyenne année 2002	
	Volume (en milliards d'euros)	Part (en %)	Volume (en milliards d'euros)	Part (en %)
OAT	484,3	52,29	438,26	56,35
Pensions à taux fixe	86,3	9,32	94,77	12,37
Pensions à taux variable	398	42,97	343,48	43,99
BTAN	360,9	38,97	265,11	33,60
Pensions à taux fixe	59,5	6,42	52,61	6,76
Pensions à taux variable	301,4	32,54	212,50	26,84
BTF	81	8,75	78,28	10,04
Pensions à taux fixe	14,40	1,55	15,96	2,10
Pensions à taux variable	66,6	7,19	62,32	7,94
TOTAL	926,2	100,00	781,64	100,00
Pensions à taux fixe	160,20	17,30	163,34	21,23
Pensions à taux variable	766	82,70	618,30	78,77

Taux des BTF et des BTAN

Échéance	28 juin 2002	31 mai 2002	Variation (en points de base)
1 mois	3,34	3,30	4
3 mois	3,35	3,39	- 4
6 mois	3,42	3,51	- 9
12 mois	3,56	3,82	- 26
2 ans	3,97	4,30	- 33
5 ans	4,57	4,85	- 28

Émission de titres de créances négociables

Titres de créances négociables	(en milliards d'euros)		
	Émissions en juin 2002		Encours à fin juin 2002
	brutes	nettes	
Titres de créances négociables	283,9	- 9,6	304,1
Certificats de dépôt négociables	195,9	- 1,7	176,0
BMTN	1,9	0,8	54,8
Billets de trésorerie	86,1	- 8,7	73,3

Taux de rendement à l'émission des BT

	(en %)				
	25 au 31 mai	1 au 7 juin	8 au 14 juin	15 au 21 juin	22 au 28 juin
Billets à 1 jour	3,48	3,44	3,44	3,43	3,46
Billets à 10 jours	3,74	3,86	3,52	3,66	3,56
Billets à 30 jours	3,53	3,52	3,51	3,54	3,55
Billets à 90 jours	3,60	3,61	3,61	3,64	3,62
Billets à 180 jours	3,91	3,75	3,77	3,79	3,70

Taux de rendement à l'émission des CDN

	(en %)				
	25 au 31 mai	1 au 7 juin	8 au 14 juin	15 au 21 juin	22 au 28 juin
Certificats à 1 jour	3,41	3,44	3,39	3,34	3,42
Certificats à 10 jours	3,33	3,86	3,30	3,35	3,27
Certificats à 30 jours	3,42	3,52	3,41	3,41	3,43
Certificats à 90 jours	3,56	3,61	3,54	3,55	3,53
Certificats à 180 jours	3,67	3,75	3,72	3,70	3,54

Spreads billets de trésorerie —

Swaps au cours des trois derniers mois

Moyenne mensuelle

Sur quatre populations : émetteurs notés A1/P1/F1, A2/P2/F2, non notés, véhicules (a)

	A1/P1 /F1	A2/P2 /F2	(en points de base)	
			Véhicules (a)	Non notés
1 mois	Avril 2002		3	12
	Mai 2002		3	9
	Juin 2002		2	14
3 mois	Avril 2002		7	22
	Mai 2002		6	15
	Juin 2002		7	15
			10	29

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

Au cours du mois de juin, on observe un agrandissement sensible des spreads à 1 mois sur les catégories d'émetteurs notés A2/P2/F2 et non notés. Sur la durée de 3 mois, les spreads relevés entre les différentes populations d'émetteurs sont restés relativement stables.

3.3. L'activité de la place de Paris au cours du deuxième trimestre

3.3.1. L'activité sur le marché monétaire

Au cours du deuxième trimestre, les volumes des *prêts interbancaires en blanc* échangés sur le compartiment du jour le jour, tels que déclarés par les participants au panel Eonia, ont affiché un repli de 10 % pour l'ensemble de la zone euro par rapport au trimestre précédent et une baisse de 18 % par rapport au deuxième trimestre 2001. En moyenne, sur les trois derniers mois, 31,3 milliards d'euros ont été échangés quotidiennement, contre 34,5 milliards le trimestre précédent. Dans cet ensemble, la part des banques françaises reste relativement stable, aux alentours de 30 %.

Pour expliquer cette diminution des volumes, les intervenants de marché mettent en avant un mouvement tendanciel de rationalisation des flux interbancaires — les établissements cherchant d'abord des liquidités à l'intérieur de leurs réseaux avant de se tourner vers le marché — ainsi que le développement des opérations de *swaps* de change, qui permettent de prêter des euros *via* le marché des *swaps* en dollars sans passer par des opérations de dépôt domestique.

Les volumes traités sur le *marché de la pension livrée* sur titres d'État français se sont accrus au long du deuxième trimestre 2002, pour atteindre un pic de 926 milliards d'euros en juin. Sur l'ensemble du trimestre, le volume mensuel moyen s'est établi à 855 milliards d'euros, en hausse de 21 % par rapport au trimestre précédent et de 59 % par rapport au deuxième trimestre 2001.

Cette hausse a été alimentée par une importante activité sur le marché du *repo* spécifique (principalement sur le BTAN Juillet 2004 autour de la date d'adjudication), une présence plus active du Trésor français, ainsi que par un regain d'intérêt de la part de fonds non résidents. D'après les intervenants de marché, les turbulences ayant néanmoins affecté le marché de la dette obligataire privée n'ont pas généré, de la part des investisseurs, de flux massifs vers les activités de prêts collatéralisés.

Sur le marché des *swaps de taux d'intérêt court terme* (*swaps* Eonia), les intervenants mentionnent une activité inégale sur le trimestre. En début de période, les révisions à la baisse des anticipations de politique monétaire ont entraîné un ajustement des positions liées à des stratégies d'aplatissement de la courbe monétaire. Par la suite, l'activité s'est réduite sur le mois de juin.

Sur le marché des *swaps de taux d'intérêt long terme*, le Trésor français, après avoir été actif en mars, n'a réalisé aucune opération en avril et en mai. À la fin du mois de mai, le total des encours de son programme de *swaps* atteignait 55,7 milliards d'euros.

Concernant le *marché des BTF*, le deuxième trimestre s'est caractérisé par la poursuite de l'accroissement de l'offre de titres de court terme par le Trésor. L'Agence France Trésor a ainsi émis, ce trimestre, un montant de 46,4 milliards d'euros de titres face à des tombées totalisant 36,7 milliards, soit une offre nette de 9,7 milliards. Depuis le début de l'année, l'offre nette a atteint 20,6 milliards d'euros, à comparer à 4,7 milliards à la fin du premier semestre de 2001.

Si les taux de couverture des émissions (montant demandé / montant adjugé) restent compris entre 2,5 et 4, la valeur relative des BTF face à des instruments de maturité comparable s'est légèrement dépréciée. L'écart entre le taux du BTF 3 mois et le taux de *swap* de même échéance s'est réduit de 2 points de base et s'établit sur des niveaux de *swap* – 3 points de base.

3.3.2. Les marchés actions

L'activité sur les marchés actions a été particulièrement soutenue au cours du deuxième trimestre 2002, en liaison avec les mouvements de réallocations de portefeuille liés à la dégradation des bourses. Euronext Paris a ainsi enregistré, en moyenne quotidienne, 5,31 milliards d'euros d'échanges sur actions françaises et étrangères, soit une hausse de 9,1 % par rapport au trimestre précédent.

Au cours du trimestre, le dynamisme des transactions au comptant s'est accompagné d'un recul des transactions sur les marchés dérivés boursiers. Le volume total des produits dérivés sur actions (contrats à terme sur indices et options sur indices et actions) s'est élevé à 97 millions de contrats, en retrait de 8,2 % par rapport au mois précédent.

3.3.3. Le marché des titres de créances négociables

Les entreprises financières

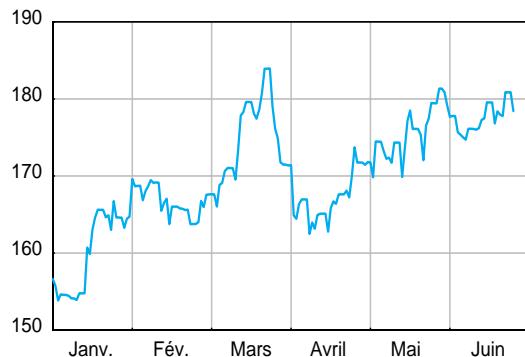
Les émissions de certificats de dépôt négociables

Après s'être replié de plus de 15 milliards d'euros au cours du passage de la fin du premier trimestre de l'année, l'encours des certificats de dépôt a regagné 10 milliards depuis le début du mois d'avril. Il s'est établi à 176 milliards d'euros à fin juin.

Parmi les principaux émetteurs, la Société générale, dont l'encours a gagné plus de 5 milliards d'euros depuis fin mars, ressort comme l'établissement le plus actif au cours de la période. Dans une moindre mesure, l'encours de la Banque fédérative du crédit mutuel gagne 1,7 milliard d'euros, alors que ceux de BNP-Paribas, premier émetteur du marché avec 16 % de l'encours global, et de Rabobank Nederland Utrecht progressent chacun de 1,4 milliard d'euros.

Certificats de dépôt négociables

(encours en milliards d'euros)



Parmi les amendements de programmes les plus significatifs, on note les augmentations du plafond d'émission du Crédit du Nord, qui passe de 4 milliards à 5 milliards d'euros et de celui de la Banque Espiritu Santo et de la Vénétie, porté à 1 milliard d'euros suite à la fusion de l'établissement avec Via Banque.

NB : Les données statistiques relatives au marché des titres de créances négociables sont diffusées par la Banque de France sur plusieurs supports :

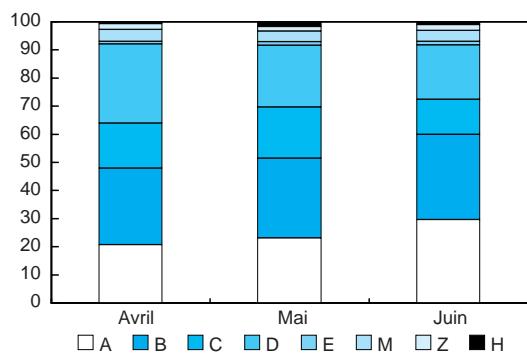
- son site Internet (<http://www.banque-france.fr>)
- *Cahier des titres de créances négociables*
- Situation hebdomadaire du marché des titres de créances négociables.

Aucun nouvel établissement ne s'est présenté sur le marché, qui devrait cependant voir prochainement arriver de nouveaux émetteurs non résidents.

En termes de répartition des émissions selon la nature des investisseurs, les banques et les OPCVM ont représenté 52 % du montant global des souscriptions trimestrielles, contre 40 % pour la période précédente, alors que les sociétés industrielles et commerciales ont vu leur part revenir à 24 % du total des émissions, contre 34 % pour le premier trimestre, cette évolution résultant principalement de la contraction du volume d'émission d'une banque de groupe dont les titres sont souscrits en interne. Les autres principaux investisseurs ont été les entreprises d'assurance, caisses de retraite et mutuelles, avec 16 % du total.

Ventilation des émissions de CDN par catégories de souscripteurs

(en %)



A : Établissements de crédit et assimilés

B : OPCVM

C : Entreprises d'assurance, caisses de retraites et mutuelles

D : Sociétés industrielles et commerciales et entreprises individuelles

E : Administrations publiques et privées

M : Ménages et associations

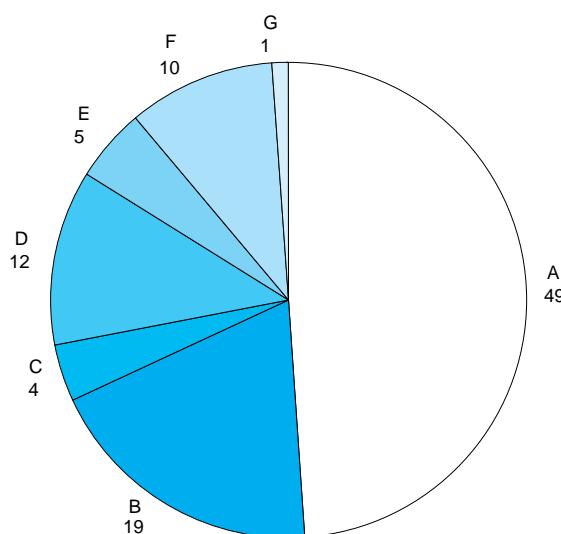
Z : Non-résidents (zone euro)

H : Non-résidents (hors zone euro)

L'examen de la ventilation des émissions par tranches de durées révèle que l'activité s'est concentrée à hauteur de 85 % du montant total sur les termes inférieurs à 40 jours, dont 49 % pour la part des titres à moins de trois jours, contre 57 % pour le premier trimestre.

Ventilation des émissions de certificats de dépôt au deuxième trimestre 2002 par tranches de durées

(en %)



A : de 1 jour à 3 jours
 B : de 4 jours à 9 jours
 C : de 10 jours à 19 jours
 D : de 20 jours à 40 jours
 E : de 41 jours à 3 mois
 F : plus de 3 mois à 6 mois
 G : plus de 6 mois à 1 an

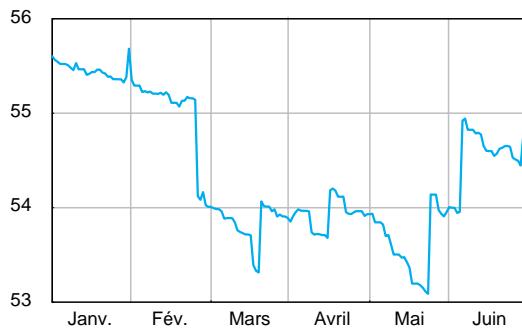
Les émissions de bons à moyen terme négociables

Le marché des BMTN a été caractérisé par une légère reprise d'activité. Le volume d'émission trimestriel s'est établi à 4,6 milliards d'euros, contre 3,2 milliards au cours de la période précédente. Cette tendance s'est traduite par une progression de l'encours, lequel est passé de 53,3 milliards d'euros, à fin mars, à 54,8 milliards à la fin du mois de juin.

Parmi les principaux émetteurs, la Société générale a été d'assez loin l'établissement le plus actif du marché au cours de la période, son encours progressant de près de 2 milliards d'euros pour atteindre 9,89 milliards au 28 juin.

Bons à moyen terme négociables

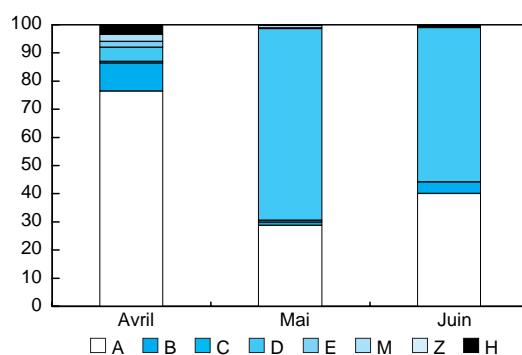
(encours en milliards d'euros)



En matière de souscriptions, la clientèle d'entreprises a été particulièrement sollicitée au cours de la période. Elle contribue pour 46 % du montant global des émissions, soit un pourcentage équivalent à celui des contreparties bancaires, généralement prédominantes (elles ont représenté 70 % du total au cours du premier trimestre).

Ventilation des émissions de BMTN par catégories de souscripteurs

(en %)

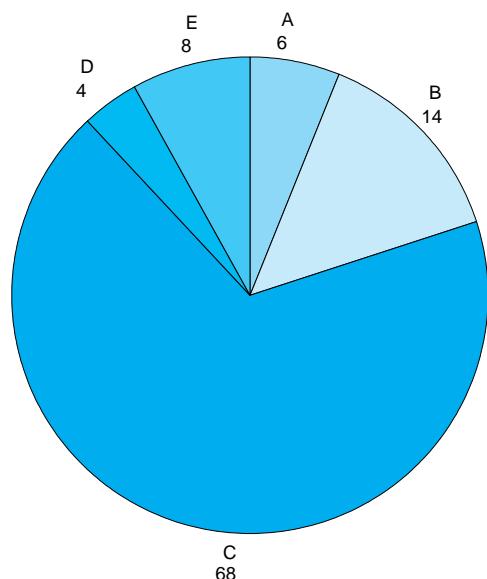


A : Établissements de crédit et assimilés
 B : OPVCM
 C : Entreprises d'assurance, caisses de retraites et mutuelles
 D : Sociétés industrielles et commerciales et entreprises individuelles
 E : Administrations publiques et privées
 M : Ménages et associations
 Z : Non-résidents (zone euro)
 H : Non-résidents (hors zone euro)

La répartition des émissions selon leur durée initiale fait ressortir, à l'instar du trimestre précédent, une nette prédominance des opérations d'une durée d'origine comprise entre 3 et 5 ans.

Ventilation des émissions de BMTN au deuxième trimestre 2002 par tranches de durées

(en %)



A : de 1 an 1 jour à 2 ans
 B : plus de 2 ans à 3 ans
 C : plus de 3 ans à 5 ans
 D : plus de 5 ans à 7 ans
 E : plus de 7 ans

Les entreprises non financières

Les émissions de billets de trésorerie

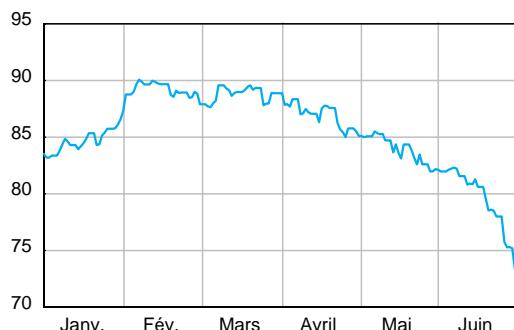
Le marché des billets de trésorerie a été caractérisé par un net recul de l'activité au cours du trimestre, l'encours se repliant à 73,3 milliards d'euros à fin juin, après avoir atteint près de 90 milliards à fin mars. Cette évolution présente des similitudes avec le phénomène observé sur le marché de l'USCP au cours de l'année 2001, pendant laquelle l'encours émis par les *corporates* s'est contracté d'environ 50 %. Ceci est, en partie, lié à une vague de dégradations de signatures au cours de la période, notamment dans le secteur des médias et des télécommunications, ainsi qu'à une relative défiance des investisseurs concernant le papier de moyenne qualité.

Sur le compartiment des véhicules de titrisation, qui représente le quart de l'encours des billets de trésorerie à fin juin, ont été lancés deux nouveaux programmes d'émission : celui d'Elixir Funding Limited — sponsorisé par Natexis Banques populaires et noté, respectivement, P-1 et F1 par les agences Moody's et Fitch — dont le plafond d'émission initial a été fixé à 750 millions d'euros, et celui de Direct Funding SA, mis en place par CDC Ixis Capital Markets dans le cadre d'un programme multi-marchés de 5 milliards noté P-1 par Moody's et A-1+ par Standard & Poor's.

Enfin, parmi les amendements de programmes les plus significatifs, on relève celui de la SNECMA, porté de 1 milliard à 2 milliards d'euros, et celui de Volkswagen Coordination Center, qui passe de 3,2 milliards à 4 milliards.

Billets de trésorerie

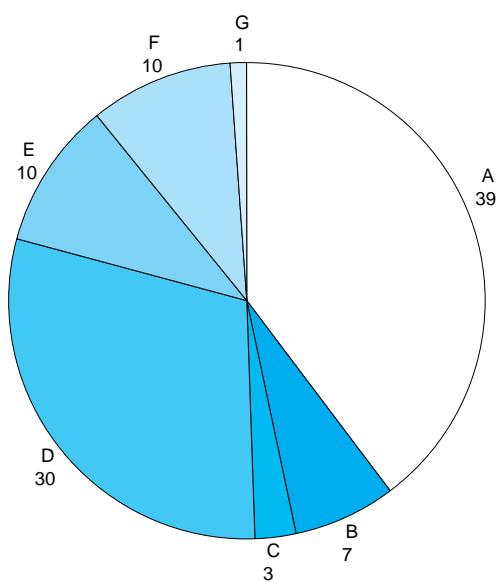
(encours en milliards d'euros)



La ventilation des émissions par durées initiales réalisées au cours du trimestre continue de faire apparaître une prédominance des opérations réalisées à moins de 3 jours ; elles représentent près de 40 % de la production trimestrielle, contre 30 % pour la part des émissions conclues avec une durée à l'origine comprise entre 20 et 40 jours. Le marché à plus de 6 mois a été, comme de coutume, quasi inexistant.

Ventilation des émissions de bons du Trésor au deuxième trimestre 2002 par tranches de durées

(en %)

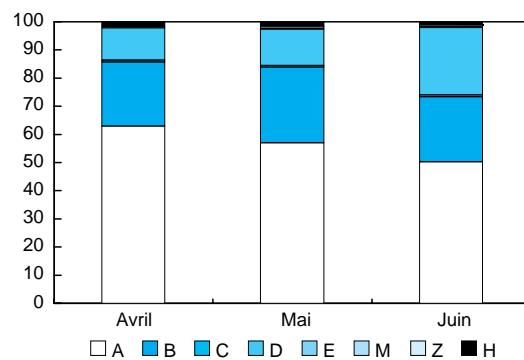


A : de 1 jour à 3 jours
 B : de 4 jours à 9 jours
 C : de 10 jours à 19 jours
 D : de 20 jours à 40 jours
 E : de 41 jours à 3 mois
 F : plus de 3 mois à 6 mois
 G : plus de 6 mois à 1 an

En termes de souscriptions, les achats de titres se sont à nouveau principalement concentrés sur les banques et les OPCVM, qui ont représenté 81 % du montant total d'émission, les entreprises, autre principal investisseur, participant elles-mêmes à hauteur de 16 % du financement global.

Ventilation des émissions de bons du Trésor par catégories de souscripteurs

(en %)

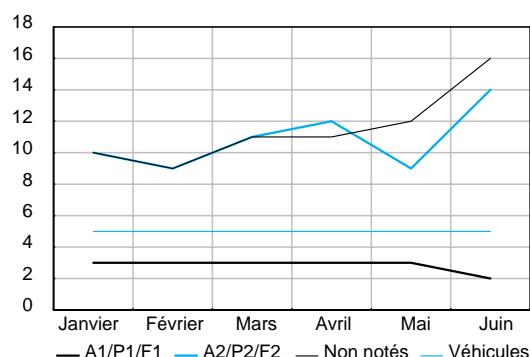


A : Établissements de crédit et assimilés
 B : OPCVM
 C : Entreprises d'assurance, caisses de retraites et mutuelles
 D : Sociétés industrielles et commerciales et entreprises individuelles
 E : Administrations publiques et privées
 M : Ménages et associations
 Z : Non-résidents (zone euro)
 H : Non-résidents (hors zone euro)

En matière de rémunération, les conditions obtenues sur le segment des émissions à un mois par les véhicules de titrisation et les émetteurs notés A-1/P-1 sont restées très stables au cours de la période sous revue, et se sont même très légèrement assouplies en fin de trimestre pour ces derniers, leurs signatures étant particulièrement recherchées par les gestions collectives. *A contrario*, les émetteurs non notés et ceux ressortant au niveau A-2/P-2 ont vu leurs conditions se dégrader sensiblement au cours du mois de juin, ce phénomène de défiance constituant un écho des récentes vagues de dégradation.

Spreads billets de trésorerie – swaps

Maturité 1 mois



Croissance potentielle, positionnement de l'économie dans le cycle et tensions inflationnistes

Sur longue période, on observe une forte tendance à la réduction de l'amplitude des variations de l'inflation — mesurée par la croissance de l'indice des prix à la consommation. Ces variations ont été particulièrement fortes au cours des années suivant chacune des deux guerres mondiales et sur la période d'entre-deux-guerres (cf. graphique 1). Depuis 1960, l'inflation connaît des variations plus réduites entre les maxima (en moyenne annuelle) d'environ 13,5 % de 1974, 1980 et 1981 et le minimum d'environ 0,5 % de 1999. Sur les dix dernières années (1992-2001), elle a varié entre un minimum d'environ 0,5 % en 1999 et un maximum de 2,4 % en 1992. Au sein des pays qui composent l'actuelle zone euro, apparaît le même phénomène avec, de plus, une convergence progressive de l'inflation dans les pays à inflation relativement élevée, comme par exemple l'Italie, vers celle des pays à inflation relativement faible, comme l'Allemagne et la France (cf. graphique 2). Ainsi, depuis la constitution de la zone euro en janvier 1999, les écarts du glissement annuel de l'indice harmonisé des prix à la consommation entre les trois plus grands pays de la zone ne dépassent pas 1,3 point alors que, sur la dernière décennie, ils ont connu un maximum d'environ 5 points en 1995.

La période récente se caractérise donc, en comparaison avec les évolutions connues sur le dernier siècle, par une plus grande stabilité des prix, tant en France que dans la zone euro. Par la réduction de nombreux coûts qu'elle entraîne (coûts de « catalogue », « taxe inflationniste », incertitudes des anticipations...), cette stabilité est favorable à la croissance économique. Le rôle des autorités monétaires est de maintenir cette stabilité des prix¹. L'élaboration d'un diagnostic sur les risques inflationnistes est donc un enjeu crucial pour elles. Une voie possible de cette analyse est d'évaluer les tensions existantes sur les marchés des biens et du travail ou, d'une façon plus synthétique, les tensions existantes simultanément sur ces deux marchés. L'évaluation du niveau potentiel de production, de la croissance de ce niveau potentiel et de l'écart entre le niveau observé et ce niveau potentiel de la production permet une telle caractérisation des tensions.

Cette réflexion résulte de l'activité d'un groupe de travail piloté par G. Cette, et comprenant, outre les auteurs des articles qui suivent, S. Avouyi-Dovi, H. Le Bihan, L. Bilke, C. Bouthevillain, P. Dedryver, X. Denis, B. Fougier, D. Irac, I. Kuhlen, P. Rousseaux et A. Sylvain. Elle n'engage que les auteurs et ne reflète pas nécessairement la position de la Banque de France.

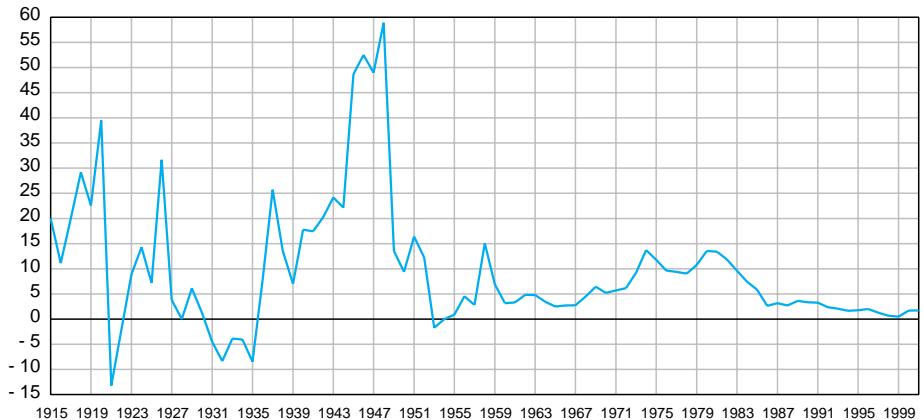
¹ L'article 105 du Traité de Maastricht définit ainsi le maintien de la stabilité des prix comme l'objectif principal du Système européen de banques centrales (SEBC) et de la Banque centrale européenne (BCE).

Graphique 1

Inflation en France sur longue période

Taux de croissance annuel moyen de l'indice des prix à la consommation

(en %)

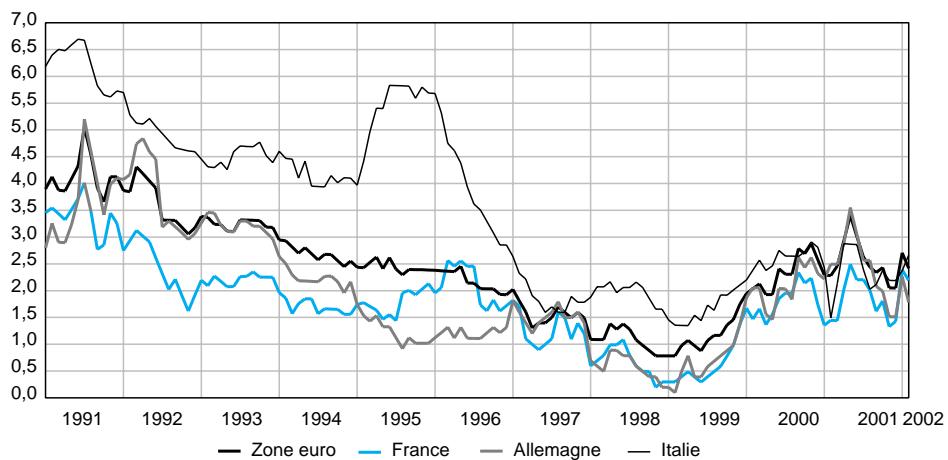


Source : INSEE (calculé à partir de la série de pouvoir d'achat du franc)

Graphique 2

Inflation dans les grands pays de la zone euro sur la dernière décennie
Glissement annuel de l'indice des prix à la consommation harmonisé

(en %)



Source : Eurostat

Le PIB potentiel est souvent défini comme le niveau du PIB compatible avec une absence de tension sur les marchés des biens et du travail, ce qui conditionne la stabilité de l'inflation. Les évaluations du PIB potentiel permettent le calcul de l'écart de PIB, indicateur synthétique et simple du positionnement de l'économie dans le cycle. Cette référence est utile à l'analyse des tensions inflationnistes : les indicateurs d'écart de PIB renseignent sur les tensions internes déjà existantes, qui peuvent provoquer une accélération de l'inflation sur le court-moyen terme. Par ailleurs, les indicateurs de croissance potentielle de moyen-long terme constituent aussi une information utile : ils fournissent une indication du rythme de croissance soutenable à cet horizon sans accélération de l'inflation et permettent, en conséquence, aux autorités monétaires de déterminer une valeur de référence pour la progression des agrégats monétaires.

L'objet de ce dossier est de fournir quelques éléments d'appréciation des tensions *via* l'évaluation du niveau potentiel de production et de l'écart à ce niveau. Après une rapide présentation des facteurs d'inflation et de divers indicateurs retenus pour évaluer la production potentielle et l'écart de production, on indique les principaux éléments de diagnostic auxquels conduisent ces indicateurs concernant le positionnement dans le cycle économique de l'économie française, mais aussi des économies d'autres pays ou zones industrialisés, pour fournir ensuite des éléments de confirmation empirique de l'influence de ce positionnement sur l'inflation observée. On montre enfin comment les évaluations du PIB potentiel et de l'écart de PIB permettent d'apprécier l'orientation de la politique monétaire mais aussi, avec l'exemple des échanges extérieurs, d'affiner également le diagnostic économique dans d'autres domaines que celui des tensions inflationnistes.

1. Analyse des tensions inflationnistes

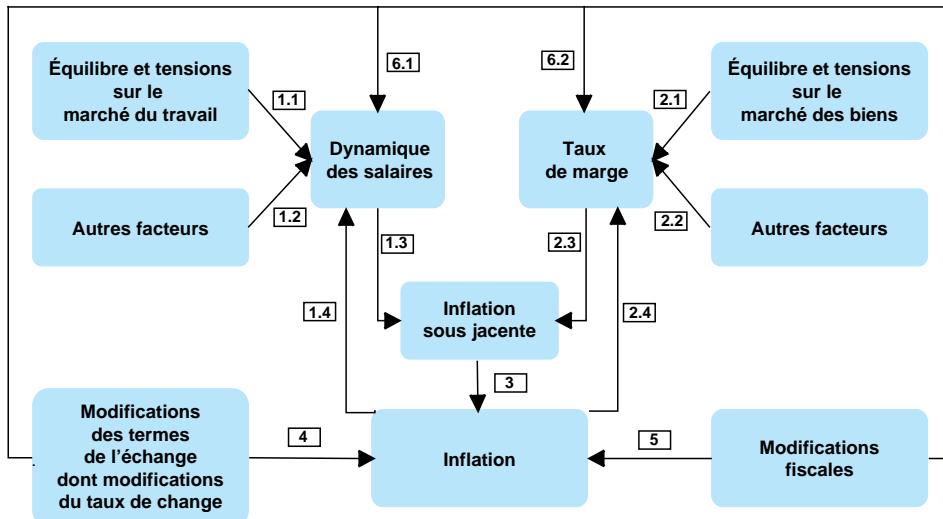
Les sources d'inflation sont nombreuses. L'évaluation du niveau potentiel de production et de l'écart entre ce niveau potentiel et celui observé qui est influencé par la politique monétaire permet de caractériser les tensions inflationnistes.

1.1. Les sources de l'inflation sont nombreuses

Le graphique 3 ci-après propose une représentation très simplifiée des différentes sources possibles de tensions inflationnistes. Sans en commenter ici toutes les relations, soulignons seulement que les deux sources d'inflation sous-jacente sont la dynamique des salaires (relation 1.3) et du taux de marge des entreprises (relation 2.3). L'inflation, en termes de prix effectifs de consommation, a elle-même comme source l'inflation sous-jacente² (relation 3) et les effets directs (c'est-à-dire hors la part absorbée à court terme par un report sur les salaires ou sur les marges) des modifications des termes de l'échange (relation 4) et des modifications fiscales (relation 5). L'inflation influence elle-même la dynamique des salaires (relation 1.4) par les mécanismes d'indexation et donc, simultanément, le taux de marge (relation 2.4).

² Il n'existe pas de définition unique et consensuelle de l'inflation sous-jacente. Cette dernière est entendue ici comme l'inflation hors effet(s) direct(s) des modifications des termes de l'échange et des modifications fiscales.

Graphique 3
Les sources des tensions inflationnistes
(représentation très simplifiée)



Pour un stock de capital productif et une population active donnés, le PIB potentiel correspond à un niveau d'équilibre offre - demande, sur les marchés des biens et du travail, permettant de stabiliser l'inflation. Sur ces deux marchés, l'équilibre offre-demande est usuellement appréhendé par des indicateurs synthétiques : respectivement, le taux d'utilisation des capacités de production et le taux de marge pour le marché des biens, et le taux de chômage pour le marché du travail. Le PIB potentiel correspond ainsi à l'équilibre sur les marchés des biens (le taux de marge d'équilibre) et du travail (le taux de chômage n'accélérant pas l'inflation, ou NAIRU³). Des chocs de nature diverse peuvent affecter ces niveaux d'équilibre sur les marchés des biens et du travail. De tels chocs peuvent être spécifiques au marché des biens (relation 2.2 ; il peut s'agir, par exemple, de choc affectant le coût du capital), au marché du travail (relation 1.2 ; il peut s'agir, par exemple, d'une variation exogène du temps de travail) ou communs aux deux marchés s'il s'agit de modifications des termes de l'échange (relation 4 ; par exemple une variation de change ou du prix de l'énergie) ou fiscales (relation 5 ; par exemple un changement d'assiette fiscale). L'analyse du PIB potentiel apparaît ainsi étroitement liée aux conditions d'équilibre sur les marchés des biens et du travail.

³ Pour *Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*

1.2. L'évaluation du PIB potentiel au moyen d'une batterie d'indicateurs⁴

De nombreuses méthodes d'évaluation du PIB potentiel et ou de l'écart de PIB sont envisageables. Or, les résultats des évaluations peuvent différer selon la méthode mobilisée. Cette abondance des méthodes témoigne des réelles difficultés à n'en retenir qu'une qui apparaîtrait fiable et incontestable. Compte tenu de la diversité des usages des indicateurs de PIB potentiel et d'écart de PIB, des difficultés et incertitudes de leur évaluation, une batterie d'indicateurs a ici été construite plutôt qu'un seul. Ce choix permet d'apprécier la robustesse du diagnostic concernant le positionnement dans le cycle : le diagnostic est plus robuste quand les divers indicateurs sont proches en niveau et varient dans le même sens, l'analyse pouvant être approfondie dans le cas contraire. Par ailleurs, il faut souligner que les évaluations sont sensibles non seulement à la méthode adoptée mais aussi aux choix des paramètres et aux hypothèses retenues dans la mise en œuvre de chaque méthode. Ainsi, ce n'est pas seulement la mise en œuvre de telle ou telle méthode qui aboutit à une évaluation spécifique du PIB potentiel et de l'écart de PIB, mais aussi (voire surtout) les hypothèses retenues dans cette mise en œuvre. Ces hypothèses et leur contenu économique doivent donc être clairement explicités. Enfin, toute évaluation empirique du PIB potentiel et de l'écart de PIB est particulièrement fragile sur la période la plus récente pour diverses raisons, l'une d'entre elles étant que la plupart des données disponibles sont encore provisoires et peuvent donc connaître des révisions comptables plus ou moins importantes.

Le choix d'une batterie d'indicateurs s'est ici appuyé sur quatre critères : la pertinence économique, leur utilisation par d'autres institutions (afin de permettre les comparaisons), un coût non prohibitif de construction initiale et surtout de réestimation et d'actualisation régulière des indicateurs et enfin une réplicabilité par d'autres économistes, gage d'une possibilité de contestation scientifique et donc de crédibilité. Compte tenu de ces quatre critères, un ensemble d'indicateurs a été retenu relevant d'approches statistiques (univariées ou multivariées) et structurelles⁵.

Les deux premières méthodes d'évaluation du PIB potentiel correspondent à des approches statistiques et univariées. La première est un lissage (par la méthode du filtre Hodrick-Prescott), et la seconde correspond à l'ajustement d'une tendance, éventuellement coudée. Les deux méthodes suivantes sont elles aussi statistiques mais multivariées (plus précisément, il s'agit du résultat d'estimation de modèles VAR structurel ou de modèles à composante inobservable). Enfin, la dernière méthode est structurelle et repose, pour la représentation du secteur marchand, sur une fonction de production explicite, le secteur non-marchand y étant exogène. L'évaluation *via* cette dernière approche d'un niveau potentiel de court-moyen terme du PIB nécessite aussi le calcul préalable d'un taux de chômage d'équilibre, ou NAIRU.

⁴ On résume ici très brièvement le contenu de l'article suivant de G. Cette dans ce même *Bulletin*.

⁵ La méthode est dite structurelle quand une relation structurelle explicite (par exemple *via* une fonction de production) les liens entre le niveau de l'offre (ici le PIB) et le niveau des facteurs de production mobilisés pour réaliser cette offre. Elle est dite statistique lorsqu'une telle relation n'est pas explicitement imposée a priori. La méthode est dite univariée ou multivariée selon que, respectivement, seule la série d'*output* ou également d'autres variables sont mobilisées pour évaluer le PIB potentiel.

Tous les indicateurs qui précèdent concernent le court-moyen terme et sont pertinents pour caractériser les tensions inflationnistes existantes à un moment donné. La croissance du PIB potentiel peut varier d'année en année, ces variations pouvant avoir des origines plus ou moins explicitées selon que la méthode d'évaluation est strictement statistique ou plutôt structurelle. Ainsi, dans l'approche structurelle avec fonction de production, la croissance du PIB potentiel peut varier du fait de modifications, sur un horizon de court-moyen terme, par exemple du NAIRU ou du rythme du progrès technique. Plus la variabilité de la croissance du PIB potentiel est réduite, et plus l'amplitude des variations de l'écart de PIB (écart entre le PIB observé dont la croissance est très variable et le PIB potentiel) sera forte. Ainsi, l'évaluation du PIB potentiel par le « simple » ajustement d'une tendance sur le PIB observé suppose une absence de variabilité de la croissance potentielle, et aboutit à l'évaluation d'un écart de PIB dont les variations ont l'ampleur la plus importante.

Sur le moyen-long terme, les grandeurs pouvant être à l'origine de variations de court-moyen terme de la croissance du PIB potentiel sont usuellement supposées stabilisées à un niveau structurel. À cet horizon du moyen-long terme, pertinent pour caractériser les perspectives de croissance soutenable, la croissance du PIB potentiel est donc supposée constante. Une évaluation de la croissance potentielle adaptée au moyen-long terme a été construite à partir de la représentation de la combinaison productive à l'aide d'une fonction de production, en supposant que l'emploi potentiel évolue comme la population en âge de travailler et que le coefficient de capital est stable en valeur.

Dans la batterie d'indicateurs ainsi proposée pour les évaluations de court-moyen terme, le critère de pertinence économique amène à privilégier la méthode structurelle avec fonction de production, compte tenu de la caractérisation plus explicite qu'elle permet de la formation de l'offre productive effective et potentielle. Les trois autres critères amènent, quant à eux, à privilégier plutôt les approches par lissage ou par l'ajustement d'une tendance.

2. Quelques résultats d'évaluation de la croissance potentielle et du positionnement dans le cycle

Les indicateurs ainsi construits permettent des évaluations de la croissance potentielle et du positionnement dans le cycle économique de la France et d'autres zones ou pays industrialisés.

2.1. Croissance potentielle et positionnement dans le cycle de l'économie française⁶ ...

Qualitativement, les diverses évaluations aboutissent à un diagnostic du positionnement de l'économie française dans le cycle cohérent sur l'ensemble de

⁶ On résume ici quelques résultats des évaluations détaillées dans l'article de O. De Bandt et J-P. Villetelle dans ce même dossier.

la période (cf. graphique 4). Une phase basse du cycle (écart de PIB négatif) s'étendrait de 1982-1983 à 1987, suivie d'une phase haute (écart de PIB positif) jusqu'en 1992, d'une nouvelle phase basse jusqu'en 1999 (avec des décalages de plus ou moins un an) et d'une phase haute. Durant la phase basse 1992 à 1999, on remarque un rebond en 1994 interrompu en 1995, plus ou moins accentué selon l'indicateur. Enfin, sur l'année 2001, le ralentissement de la croissance se caractérise par un retour à la baisse de l'écart de PIB. En revanche, quantitativement, les évaluations de l'écart de PIB auxquels ces différents indicateurs aboutissent sont assez diversifiées, selon la flexibilité supposée de la croissance potentielle.

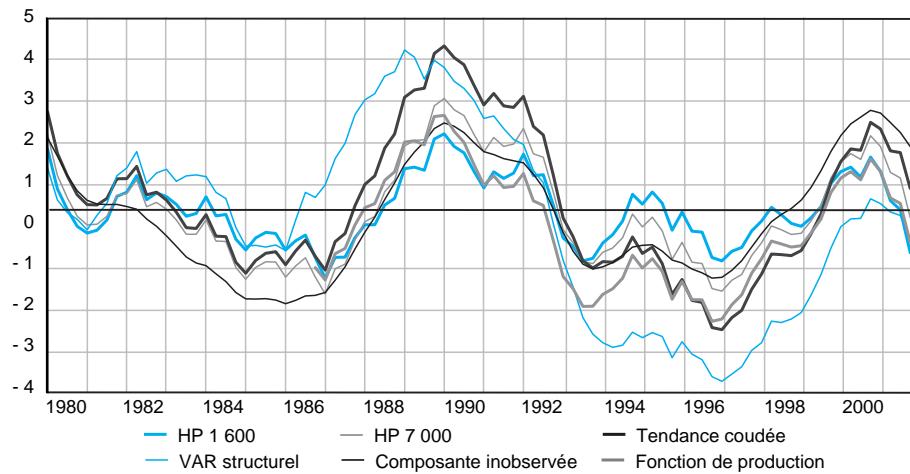
Sur la décennie 1991-2000, le taux moyen de croissance potentielle (de court-moyen terme) auquel ces évaluations aboutissent se situe dans un intervalle assez resserré : de 1,8 % à 2,2 %. Sur la seule année 2001, l'intervalle est sensiblement plus large : de 1,9 % à 3,0 %, ce qui illustre les incertitudes de l'évaluation. Sur les seuls indicateurs correspondant à un lissage (filtre d'Hodrick-Prescott ou tendance coudée) ou à l'approche structurelle qui sont privilégiés pour l'analyse, pour les raisons déjà évoquées, l'intervalle des évaluations de la croissance potentielle est plus resserré : 1,9 % à 2,1 % sur la décennie 1991-2000 et 2,1 % à 3,0 % en 2001.

Sur le dernier trimestre de l'année 2001, l'intervalle des écarts de PIB auxquels aboutissent les indicateurs privilégiés correspondant à un lissage ou à l'approche structurelle est assez resserré (– 1/4 % à – 1 ^{1/4} %), ce qui conforte le diagnostic d'un positionnement de l'économie française proche de son niveau de production potentiel de court-moyen terme.

Enfin, la croissance potentielle de moyen-long terme connaît un ralentissement continu depuis le début des années 1990. Ce ralentissement s'explique à la fois par la baisse tendancielle de la durée du travail et par la contraction de la dérive de prix relatif investissement-valeur ajoutée. Pour autant, sur l'horizon d'utilisation d'un tel indicateur (une décennie), des phénomènes progressifs sont en mesure de contrecarrer cette baisse : la montée des taux d'activité, la baisse du chômage structurel et un retour à une baisse plus rapide du prix relatif investissement – valeur ajoutée liée par exemple à des effets de « nouvelle économie ».

Graphique 4
Évaluations de l'écart de PIB de l'économie française

(en %)



Lecture : HP : Filtrage par la méthode d'Hodrick-Prescott, avec $I = 1\,600$ ou $7\,000$; Tendance coudée : aucune rupture de tendance n'intervient sur la période ici représentée ; VAR structurel : modèle VAR à quatre variables : PIB, inflation, taux d'intérêt réel à trois mois, solde des finances publiques ; composante inobservée : l'inflation est expliquée par ses niveaux antérieurs, les évolutions du SMIC réel, et l'écart de PIB, ce dernier s'expliquant par ses propres valeurs passées et le taux d'intérêt réel à trois mois ; fonction de production : modélisation de la combinaison productive par une fonction de Cobb-Douglas calibrée, avec prise en compte explicite des effets du progrès technique incorporé via l'âge moyen des équipements.

Source : Résultats des évaluations détaillées dans l'article de O. De Bandt et J-P. Villetelle dans ce même Bulletin.

2.2. ...et de quelques autres zones et pays industrialisés⁷

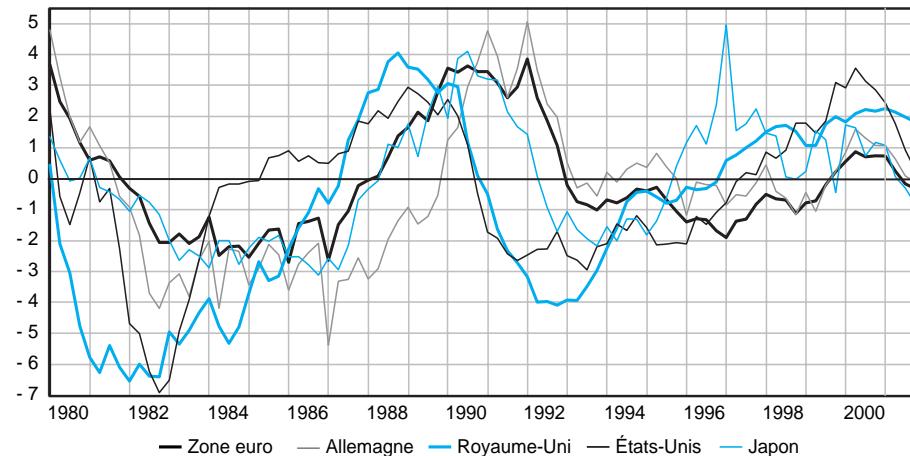
Des différences apparaissent dans le positionnement dans le cycle des différentes zones et économies industrialisées ici représentées (cf. graphique 5). Ainsi, au sein de la zone euro, le cycle de l'économie allemande apparaît souvent un peu retardé (de deux à six trimestres) par rapport à celui de la zone euro, ce dernier étant très proche de celui de l'économie française précédemment commenté. Le retard du cycle de l'économie allemande s'observe principalement sur la sous-période 1987-1993 caractérisée par la réunification. À l'opposé, le cycle du Royaume-Uni et des États-Unis paraît légèrement avancé, de deux à six trimestres pour le premier et de quatre à huit trimestres pour le second. Le cycle du Japon apparaît en phase avec celui des États-Unis jusqu'à la décennie 1990, à partir de laquelle le positionnement de ce pays dans le cycle devient plus incertain.

⁷ On résume ici quelques résultats des évaluations détaillées dans l'article de A-M. Rieu dans ce même *Bulletin*. Pour alléger cette synthèse, seuls les résultats obtenus par la méthode de la tendance coudée sont fournis dans le graphique 5 et commentés dans le texte. Les autres méthodes aboutissent à des résultats qualitativement proches.

Graphique 5

Évaluation de l'écart de PIB pour quelques zones et pays industrialisés
Méthode de la tendance coudée

(en %)



Lecture : Dans cette évaluation par ajustement économétrique d'une tendance coudée, sur la période ici représentée, aucune rupture de tendance n'apparaît pour la zone euro (dont la croissance potentielle serait de 2,2 % par an), le Royaume-Uni (2,2 %), et les États-Unis (3 %). Une rupture apparaît pour l'Allemagne en 1991 (la croissance potentielle passant de 2,2 % à 1,5 %) et au Japon en 1993 (la croissance potentielle passant de 3,8 % à 0,9 %).

Source : Résultats des évaluations détaillées dans l'article de A-M. Rieu dans ce même *Bulletin*.

Depuis le début des années 1990, le rythme de la croissance potentielle est assez différent selon les pays et zones considérés. Il serait le plus faible au Japon (0,9 %), ce qui illustre bien les difficultés structurelles qui caractérisent ce pays. Il serait plus élevé aux États-Unis (3 %)⁸, dont la croissance a été particulièrement forte sur l'ensemble de la décennie. Entre ces deux « extrêmes », elle ne serait que de 1,5 % en Allemagne, qui pâtit ici sans doute encore du contre-choc de la réunification, et de 2,2 % au Royaume-Uni ainsi qu'en moyenne dans la zone euro, la différence n'étant pas significative avec le rythme estimé par la même méthode pour l'économie française (2,1 %).

En moyenne sur l'année 2001, l'écart de PIB serait proche d'une valeur nulle dans la zone euro, en Allemagne et au Japon, ce qui signifie, comme on l'a vu précédemment pour la France, que le PIB y serait proche de son niveau potentiel de court-moyen terme. Au Royaume-Uni et aux États-Unis, l'écart de PIB serait proche de, respectivement, 2 % et 1,5 %, ce qui suggère la présence de tensions potentiellement inflationnistes.

⁸ Avec cependant, pour ce pays, des incertitudes plus fortes que pour d'autres compte tenu des écarts entre les évaluations auxquelles aboutissent les différentes méthodes.

3. Positionnement dans le cycle et inflation

L'une des finalités des évaluations d'écart de PIB étant d'appréhender les tensions inflationnistes internes à une économie, il importe d'apprécier si ces évaluations permettent effectivement d'expliquer une part des variations observées des rythmes de l'inflation.

Cette analyse a été menée sur les évaluations trimestrielles concernant la France sur la période 1985-2001, à partir d'une relation simple dans laquelle l'inflation est expliquée par ses rythmes passés et par les valeurs présentes et passées de l'écart de PIB⁹. La prise en compte de retards sur l'écart de PIB permet d'introduire des effets d'inerties dynamiques (effets de *speed limit*), supposant que l'inflation est influencée non seulement par l'écart de PIB atteint sur la période considérée, mais aussi par l'évolution présente et passée de cet écart de PIB¹⁰. Un même niveau d'écart de PIB ne correspondra donc pas aux mêmes tensions inflationnistes internes selon que l'écart de PIB a connu précédemment une forte ou une faible évolution. Les résultats obtenus paraissent importants et originaux : ils rendent nettement compte, pour tous les indicateurs, d'un effet des valeurs présentes et passées de l'écart de PIB sur l'inflation. Par ailleurs, cette influence paraît plus significative que celle d'un indicateur des tensions sur le seul marché des biens comme le taux d'utilisation des capacités de production. Ainsi, une augmentation de un point de l'écart de PIB durant quatre trimestres consécutifs élève le rythme de l'inflation de 0,1 à 0,3 point au bout de deux ans, l'effet s'annulant ensuite progressivement. De plus, une certaine asymétrie apparaît : une même augmentation de l'écart de PIB serait plus inflationniste lorsque celui-ci est positif que lorsqu'il est négatif.

4. Les usages de ces indicateurs

La prise en compte des évaluations de la croissance potentielle et de l'écart de PIB est, parmi d'autres indicateurs, pertinente pour la gestion de la politique monétaire. Au-delà, elle présente également un intérêt pour la décomposition de certaines grandeurs économiques, comme l'illustre ici l'exemple du solde des échanges extérieurs¹¹.

⁹ Voir l'article de M. Baghli et H. Fraisse dans ce même *Bulletin*

¹⁰ La détection de tels effets de *speed limit* avait par exemple déjà été tentée par D. Turner (1995) : « *Speed limit and asymmetric inflation effects from the output gap in the major seven economies* », *OECD Economic Studies*, n° 24, 1995/1.

¹¹ Cette décomposition peut aussi être réalisée pour les flux financiers bruts ou le solde des administrations publiques, comme le montre l'analyse récente de C. Bouthevillain, P. Cour-Thimann, G. van der Dool, P. Hernandez de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano et M. Tujula (2001) : « *Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach* », *September, ECB Working Paper*, N°77

4.1. Une prise en compte dans la conduite de la politique monétaire¹²

Par son effet transitoire sur l'équilibre macroéconomique, la politique monétaire n'influence pas le PIB potentiel, mais affecte le niveau observé du PIB et, en conséquence, l'écart vis-à-vis du PIB potentiel. L'objectif de stabilité des prix poursuivi par les banques centrales conduit à éviter des écarts de PIB (positifs ou négatifs) trop importants. Différentes règles de politique monétaire destinées à refléter la fonction de réaction de la banque centrale sont souvent utilisées pour porter un diagnostic concernant l'orientation de la politique monétaire. La règle la plus connue est celle proposée par J.B. Taylor (1993)¹³ qui fait dépendre le taux théorique d'intervention de la banque centrale du taux d'intérêt neutre, de l'écart de l'inflation à la cible définie par la banque centrale, et de l'écart de PIB.

Les indicateurs de PIB potentiel et d'écart de PIB sont pris en compte dans les indicateurs du second pilier de la stratégie monétaire de la BCE, mais aussi dans l'analyse du premier pilier.

En effet, d'une part, l'approche monétaire de l'inflation amène à considérer que les autorités monétaires doivent veiller à ce que, sur le moyen terme, et correction faite des éventuels changements de la vitesse de circulation de l'agréat pris comme référence, la masse monétaire évolue à un rythme compatible avec une croissance non inflationniste. Cette approche est le fondement du premier pilier de la stratégie monétaire de la BCE.

D'autre part, l'écart de PIB et la croissance potentielle ne sont pas des variables directement observables. Leur évaluation repose inévitablement sur des hypothèses conventionnelles. C'est pourquoi la vocation du second pilier de la stratégie monétaire de la BCE consiste à mobiliser une très large gamme d'indicateurs économiques et financiers supposés contenir une information sur les tensions inflationnistes présentes ou à venir. Les évaluations disponibles des écarts de PIB en font bien évidemment partie.

4.2. La distinction entre les composantes structurelle et cyclique des échanges extérieurs

Les flux bruts des échanges extérieurs d'un pays dépendent d'aspects structurels comme la compétitivité de ce pays vis-à-vis de ses partenaires commerciaux ou de la croissance potentielle de ce pays et de ses partenaires, mais aussi de la position dans le cycle de ce même pays et de ses partenaires. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation (réduction) de l'écart de PIB d'une économie se traduira mécaniquement par davantage (moins) d'importations et donc une détérioration (amélioration) de son solde extérieur. Symétriquement, et toujours toutes choses

¹² Voir dans ce même *Bulletin* l'article de L. Clerc, dont sont résumés ici quelques aspects

¹³ J. B. Taylor (1993) : « *Discretion Versus Policy Rules in Practice* », *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, n°39

égales par ailleurs, une augmentation (réduction) de l'écart de PIB des pays partenaires se traduira pour le pays considéré par une augmentation (réduction) de ses exportations et donc par une amélioration (détérioration) de son solde extérieur. La décomposition proposée¹⁴ sur la base d'hypothèses simples mais réalistes montre que sur les deux dernières décennies, les évolutions observées du solde extérieur concernant la France ont, pour leur plus grande part, été structurelles, le positionnement dans le cycle de l'économie française étant très synchrone avec celui de ses principaux partenaires économiques. Pour autant, les gains de compétitivité de l'économie française lui ont permis de bénéficier, sur les dix dernières années, à la fois d'une croissance potentielle plus importante¹⁵ que certains de ses principaux partenaires économiques (comme l'Allemagne) et d'une amélioration de son solde extérieur.

¹⁴ Voir dans ce même *Bulletin* l'article de D. Nivat et J-P. Villetelle, dont on résume ici rapidement quelques résultats.

¹⁵ L'évaluation de la croissance potentielle est ici réalisée avec un filtre d'Hodrick-Prescott.

Le choix d'une batterie d'indicateurs de positionnement de l'économie dans le cycle

Retenir une batterie d'indicateurs de PIB potentiel et d'écart de PIB plutôt qu'un seul permet d'apprécier la robustesse du diagnostic concernant le positionnement dans le cycle. Quatre critères de choix ont été retenus : la pertinence économique, l'utilisation par d'autres institutions, un coût de construction et d'actualisation non prohibitif et une possible réplicabilité.

Les méthodes choisies pour l'évaluation des indicateurs relèvent d'approches statistiques (univariées ou multivariées) ou structurelles avec fonction de production.

- *Approches statistiques univariées : filtre Hodrick-Prescott (HP), qui autorise une certaine variabilité de la tendance dans le temps, avec deux options alternatives pour le paramètre de lissage intervenant dans le calcul ; tendance coudée avec une seule rupture de tendance en 1974 validée par les divers tests statistiques réalisés.*
- *Approches statistiques multivariées : modèle VAR structurel décrivant les interactions entre le PIB, l'inflation, le taux d'intérêt réel à trois mois et le solde des finances publiques ; modèle à composante inobservable (l'écart de PIB) supposant que l'inflation s'explique par ses niveaux antérieurs, par les évolutions du SMIC réel et par la composante non directement observée qui constitue l'écart de PIB, ce dernier s'expliquant lui-même par ses propres valeurs passées et le taux d'intérêt réel à trois mois.*
- *Approche structurelle : modélisation reposant sur une fonction de production de Cobb-Douglas calibrée, avec une prise en compte explicite de l'âge moyen des équipements productifs qui permet d'appréhender les effets de progrès technique incorporé au capital. Cette approche structurelle est mobilisée pour une évaluation de court-moyen terme du niveau de PIB potentiel et de l'écart de PIB, mais aussi pour une évaluation de la croissance potentielle de moyen-long terme.*

La batterie d'indicateurs retenue satisfait aux quatre critères. Une plus grande facilité d'actualisation et de calcul en prévision amène, au sein de cet ensemble, à privilégier les indicateurs résultant des méthodes filtre HP, tendance coudée et fonction de production.

Gilbert CETTE
Direction générale des Études et des Relations internationales
Direction des Études économiques et de la Recherche

De nombreuses méthodes d'évaluation du PIB potentiel et ou de l'écart de PIB sont envisageables. Or, les résultats des évaluations peuvent différer selon la méthode mobilisée. Cette abondance des méthodes témoigne des réelles difficultés à n'en retenir qu'une qui apparaîtrait fiable et incontestable. Compte tenu de la diversité des usages des indicateurs de PIB potentiel et d'écart de PIB, des difficultés et incertitudes de leur évaluation, une batterie d'indicateurs a ici été construite plutôt qu'un seul. Ce choix présente l'inconvénient principal d'aboutir à un message plus brouillé que lorsqu'un seul indicateur est retenu, notamment lorsque l'amplitude de l'intervalle des résultats des évaluations est large. Mais, il permet d'apprécier la robustesse du diagnostic concernant le positionnement dans le cycle : le diagnostic est plus robuste quand les divers indicateurs sont proches en niveau et varient dans le même sens, l'analyse pouvant être approfondie dans le cas contraire. Le recours à une batterie d'indicateurs est d'ailleurs aussi le choix d'autres institutions (par exemple, la Banque d'Angleterre) ¹. Ceci s'explique également par le fait que, si les usages de tels indicateurs sont usuels et variés, les choix d'institutions ayant des vocations proches (les banques centrales par exemple, mais aussi les ministères des Finances ou, plus largement, les autorités budgétaires) ne témoignent pas d'une adéquation claire de certains indicateurs à des usages spécifiques ² : dans les faits, les choix retenus relèvent le plus souvent de la commodité de calcul, ou d'une articulation plus adéquate avec certaines variables clefs (par exemple, l'inflation) pour le pays concerné (cette adéquation n'étant pas nécessairement identique pour d'autres pays), ou encore d'éventuelles considérations d'opportunité si une orientation est *a priori* souhaitée.

On rappelle d'abord les fragilités de l'évaluation de ce type d'indicateurs avant d'indiquer les critère de choix et les indicateurs retenus à partir de ces critères.

1. Les évaluations du PIB potentiel et de l'écart de PIB sont inévitablement fragiles

Les évaluations sont sensibles non seulement à la méthode adoptée mais aussi aux choix des paramètres et aux hypothèses retenues dans la mise en œuvre de chaque méthode ³. L'exemple du filtre Hodrick-Prescott peut être évoqué : ce filtre peut aboutir à des évaluations sensiblement différentes de l'écart de PIB selon la valeur choisie pour le paramètre de lissage qui intervient dans son calcul. Or, il n'existe pas de consensus sur le choix de ce paramètre. Il en va de même pour toutes les

¹ Voir, par exemple : P. Fisher, L. Mahadeva et J. Withley (1997) : « Utiliser l'écart de production pour prévoir l'inflation : l'expérience de la Banque d'Angleterre », *Économie internationale*, n° 69, 1^{er} trimestre, pp. 135-152. Ce choix avait aussi été fait à la Banque de France, lors de précédents travaux sur ce thème : dès 1996, trois indicateurs étaient ainsi simultanément proposés par le SEMEP ; Cf. G. Cette (1997) : « Écart de PIB et positionnement dans le cycle économique : quelques évaluations pour l'économie française », *Bulletin de la Banque de France*, n° 38, février, pp. 91-104. Il est aussi celui de la direction de la Prévision du ministère des Finances, comme le signalent J-P. Cotis et H. Joly (1997) « Croissance tendancielle, croissance potentielle et output gap : Les analyses de la direction de la Prévision », *Économie internationale*, n° 69, 1^{er} trimestre, pp. 191-207. Cet article soulignait cependant l'intérêt d'une approche tendancielle pour l'évaluation de la composante structurelle des soldes des finances publiques, une étude plus récente de la même institution mettant plutôt l'accent sur l'approche structurelle avec fonction de production, cf. S. Doisy (2001) : « La croissance potentielle de l'économie française : une évaluation », direction de la Prévision, document de travail, novembre.

² À cet égard, voir, par exemple, le numéro spécial que *Économie internationale* a consacré au thème « Croissance potentielle et écart de production », n° 69, 1^{er} trimestre 1997.

³ Cf. G. Cette et H. Delessy (1997) : « Présentation » du numéro spécial d'*Économie internationale* évoqué dans la précédente note, pp. 3-16

autres méthodes d'évaluations envisageables. Ce constat a des implications importantes : ce n'est pas seulement la mise en œuvre de telle ou telle méthode qui aboutit à une évaluation du PIB potentiel et de l'écart de PIB, mais aussi (voire surtout) les hypothèses retenues dans cette mise en œuvre. Ces hypothèses et leur contenu économique doivent donc être clairement explicités.

Une autre difficulté mérite d'être rappelée. Toute évaluation empirique du PIB potentiel et de l'écart de PIB est particulièrement fragile sur la période la plus récente pour trois raisons principales :

- la plupart des données disponibles sont encore provisoires et peuvent donc connaître des révisions comptables plus ou moins importantes ;
- dans la plupart des évaluations, les calculs du PIB potentiel et de l'écart de PIB en fin de période nécessitent des hypothèses explicites ou implicites concernant les évolutions économiques au-delà de la période historique observée ;
- le recul manque pour déceler d'éventuelles ruptures de certains paramètres (par exemple d'évolutions « tendancielles » ou de comportement).

Or, c'est sur les valeurs les plus récentes de ces indicateurs que se porte plus particulièrement l'attention du conjoncturiste ou du décideur public. Si le diagnostic sur le positionnement de l'économie dans le cycle est, au moins qualitativement, assez consensuel et robuste sur des périodes anciennes, il l'est moins et peut connaître de fortes modifications sur la période courante où il doit, en conséquence, être proposé avec prudence.

2. Les critères de choix

Le choix des indicateurs s'est appuyé sur quatre critères.

- *La pertinence économique.* Ce critère inévitablement vague recouvre à la fois l'interprétation et les usages qui peuvent être faits des différents indicateurs. La qualité des différents filtres s'apprécie sur des critères statistiques, en fonction de leur capacité à retenir les composantes cycliques jugées pertinentes de l'activité économique. Les approches structurelles s'évaluent sur des critères plus économiques, selon la modélisation explicite qu'ils donnent de la combinaison productive, avec une représentation de l'équilibre sur les marchés des biens et du travail. Cette évaluation des différentes mesures du PIB potentiel et des écarts de PIB ne présage cependant pas de l'usage qui peut en être fait : datation des cycles, analyse conjoncturelle, correction de certaines grandeurs effectives (d'agrégats monétaires, de finances publiques ou d'échanges extérieurs par exemple) de leur composante cyclique, analyse des tensions inflationnistes etc. En effet, l'évaluation du « meilleur » indicateur pour tel ou tel usage reste largement une notion empirique. Le tableau 1 ci-après résume les méthodes les plus usuellement retenues pour ces différents usages. Pour autant, compte tenu de la caractérisation plus explicite qu'elle permet de la formation de l'offre productive effective et potentielle, ce critère de pertinence économique amène à privilégier la méthode structurelle avec fonction de production.

- *L'utilisation par d'autres institutions*, afin de permettre les comparaisons.
- *Un coût non prohibitif de construction initiale et, surtout, de réestimation et d'actualisation régulière* des indicateurs.
- *Une réplicabilité par d'autres économistes*, gage d'une possibilité de contestation scientifique et donc de crédibilité.

Tableau 1
Méthodes d'évaluation les plus usuellement retenues selon les usages

Usages	Analyse de la croissance et de l'impact de politiques structurelles	Analyse des tensions inflationnistes	Analyse de la dynamique des agrégats monétaires	Analyse de la dynamique des soldes publics ou des soldes des échanges extérieurs
Méthodes	<ul style="list-style-type: none"> – Indicateurs structurels avec fonctions de production – (Indicateurs statistiques univariés ou multivariés) 	<ul style="list-style-type: none"> – Tous indicateurs statistiques, univariés ou multivariés – Indicateurs structurels avec fonctions de production 	<ul style="list-style-type: none"> – Filtres HP centrés – Tendance coudée – (Indicateurs statistiques multivariés) 	<ul style="list-style-type: none"> – Filtres HP centrés – Tendance coudée – VAR structurels – (Indicateurs structurels avec fonction de production)

NB : on indique entre parenthèses les emplois peu fréquents.

3. Les indicateurs retenus

Compte tenu des quatre critères de choix, un ensemble d'indicateurs a été retenu relevant d'approches statistiques (univariées ou multivariées) et structurelles⁴. Les autres indicateurs qui auraient pu être retenus ne satisfont pas à l'un au moins de ces critères. Le positionnement des méthodes retenues par rapport aux quatre critères est résumé dans le tableau 2 ci-après.

⁴ La méthode est dite structurelle quand une relation structurelle explicite (par exemple *via* une fonction de production) les liens entre le niveau de l'offre (ici le PIB) et le niveau des facteurs de production mobilisés pour réaliser cette offre. Elle est dite statistique lorsqu'une telle relation n'est pas explicitement imposée *a priori*. La méthode est dite univariée ou multivariée selon que, respectivement, seule la série d'*output* ou également d'autres variables sont mobilisées pour évaluer le PIB potentiel.

Tableau 2

Positionnement des méthodes d'évaluations retenues par rapport aux quatre critères de choix

Méthodes	Pertinence économique	Utilisation par d'autres institutions	Coût ...		Réplicabilité
			... de construction	... d'actualisation initiale	
Filtre Hodrick-Prescott centré	+	+++	+++	+++	+++
Tendance déterministe	+	++	++	++	+++
Modèle VAR structurel	++	+	+	+	+
Modèle à composante inobservable	++	++	+	+	+
Approche structurelle	+++	++	++	++	++

NB : Ce tableau indique des positionnements relatifs aux méthodes retenues compte tenu des hypothèses adoptées dans la mobilisation de ces méthodes. Un +, ++ ou +++ indique un positionnement assez favorable, favorable ou très favorable par rapport au critère correspondant.

Les deux premières méthodes correspondent à des approches statistiques et univariées

- Le *filtre Hodrick-Prescott* (HP)⁵, indicateur 1, paraît s'imposer, compte tenu de sa facilité de mise en œuvre et de son universalité, malgré ses fragilités bien connues (effets de bord, principalement⁶, mais aussi présupposés théoriques implicites — croissance stochastique). Concernant le choix du coefficient de lissage (λ) intervenant dans le calcul, deux options ont été retenues, aboutissant à l'évaluation des indicateurs respectivement 1A et 1B. Dans le cadre d'un groupe de travail du SEBC sur les finances publiques et l'évaluation des soldes publics ajustés du cycle, la valeur choisie pour ce coefficient de pondération est, sur données annuelles, $\lambda = 30$ (ce qui correspondrait environ à une valeur $\lambda = 7\ 000$ sur données trimestrielles)⁷. Par ailleurs, afin de faciliter les comparaisons avec les évaluations d'autres institutions, la valeur usuelle $\lambda = 1\ 600$ a également été retenue sur données trimestrielles (elle correspondrait à une valeur $\lambda = 7$ sur données annuelles)⁸ ;

⁵ Cf. C. Bouthevillain : « Filtre de Hodrick-Prescott et choix de la valeur du paramètre lambda », Banque de France, NER n° 89 (juillet 2002), qui détaille les caractéristiques de cet indicateur

⁶ Les effets de bord correspondent à la difficulté, déjà signalée, venant du fait que le calcul de l'indicateur à une certaine date nécessite la connaissance de la variable à filtrer aux dates immédiatement ultérieures à cette date, ce qui nécessite implicitement un travail de projection pour le calcul de l'indicateur sur les plus récentes périodes historiques.

⁷ C. Bouthevillain, P. Cour-Thimann, G. van den Dool, P. Hernández de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano et M. Tujula (2001) : « *Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach* », September, ECB Working Paper, No. 77.

⁸ Signalons qu'avec l'indicateur 1A (correspondant à $\lambda = 30$ sur données annuelles), 99 %, 83 % et 15 % de l'amplitude d'un cycle régulier d'une longueur de, respectivement, 3, 8 et 16 ans seraient effectivement inclus dans la composante cyclique. Ces proportions sont, respectivement, 98 %, 49 % et 2 % avec l'indicateur 1B ($\lambda = 1600$ sur données trimestrielles).

- La *tendance coudée*⁹, indicateur 2, présente l'avantage d'être plus « neutre » aux hypothèses sous-jacentes à sa mise en œuvre. Pour l'économie française, il est supposé que les seules ruptures possibles (depuis les années 1960) sont des ruptures de tendance et non de niveau, ce qui suppose une continuité du PIB potentiel¹⁰. Les divers tests statistiques réalisés aboutissent à retenir l'hypothèse d'une rupture de tendance (à la baisse) en 1974, au moment du premier choc pétrolier, et à exclure toute autre rupture sur la période postérieure.

Les deux méthodes suivantes sont elles aussi statistiques mais multivariées. Leur mise en œuvre présente des fragilités spécifiques, comme leur sensibilité au choix conventionnel des différentes variables retenues. Pour autant, elles ont déjà été appliquées de façon assez approfondie à la Banque de France¹¹, et leur technologie est bien maîtrisée.

- Le *modèle VAR structurel* retenu ici¹², indicateur 3, met en relation quatre variables : le PIB, l'inflation, le taux d'intérêt réel à trois mois et le solde des finances publiques (exprimé en points de PIB), qui conduisent à identifier les chocs d'offre, les chocs de demande privée, les chocs de politique monétaire et les chocs de politique budgétaire. Dans la calibration du modèle, nécessaire à son identification après estimation économétrique, il est supposé que la politique monétaire et la politique budgétaire n'ont pas d'impact à long terme sur le niveau du PIB, celui-ci n'étant déterminé que par les chocs d'offre ;
- Le *modèle à composante inobservable* ici retenu^{13, 14}, indicateur 4, suppose que l'inflation s'explique par ses niveaux antérieurs, par l'évolution du SMIC réel et par l'écart de PIB, ce dernier s'expliquant lui-même par ses propres valeurs passées et par la politique monétaire (ici aussi le taux d'intérêt réel à trois mois). Par son effet sur la demande, un durcissement de la politique monétaire est supposé réduire l'écart de PIB et, donc, les tensions inflationnistes. Par son effet conjoint sur l'offre et la demande, une augmentation du SMIC réel est supposée augmenter les tensions inflationnistes.

⁹ Cf. H. Le Bihan : « PIB potentiel : une approche par les ruptures de tendance », Banque de France, NER n° 89 (juillet 2002), qui détaille l'élaboration de cet indicateur et les test de rupture effectués

¹⁰ Des ruptures de niveau sont ainsi considérées comme légitimes dans les seuls cas de modifications géographiques. L'hypothèse de telles ruptures pourra donc être testée dans le cas de l'Allemagne au moment de la réunification.

¹¹ D. Irac (2000) : « *Using output gaps based on statistical methods* », mimeo, Banque de France, SEMEP, m00-214 ; O. De Bandt et C. Bruneau (1999) : « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », *Économie et Prévision* n° 137 ; O. De Bandt et C. Bruneau (1999) : « *Fiscal policy in the transition to Monetary Union* », Banque de France, NER, n° 60

¹² Cf. O. De Bandt : « Écarts de PIB : indicateurs statistiques calculés par la méthode des VAR structurels », Banque de France, NER n° 89 (juillet 2002), qui détaille l'élaboration de cet indicateur

¹³ Dans les modèles multivariés à composante inobservable, on infère de l'observation de variable(s) cyclique(s), comme par exemple l'inflation, de l'évolution d'une variable inobservée, comme par exemple l'écart de PIB, en supposant un cycle semblable.

¹⁴ Cf. M. Baghli et H. Fraisse : « Mesure du PIB potentiel et de l'écart de PIB à l'aide d'un modèle à composante inobservable », Banque de France, NER n° 89 (juillet 2002), qui détaille l'élaboration de cet indicateur

Enfin, la dernière méthode est structurelle et repose, pour la représentation du secteur marchand, sur une fonction de production explicite, le secteur non-marchand y étant exogène¹⁵. La fonction de production est une fonction de Cobb-Douglas calibrée, en ce sens que :

- les rendements d'échelle sont contraints à être unitaires ;
- l'élasticité de l'*output* (ici le volume du PIB marchand) par rapport au capital est elle-même contrainte à une valeur constante (0,3) correspondant à la moyenne du taux de marge des entreprises sur les trois dernières décennies.

L'une des originalités de la modélisation retenue consiste en la prise en compte explicite de l'âge moyen des équipements productifs, qui permet d'appréhender les effets de progrès technique incorporé au capital. L'estimation de cette fonction sur le passé permet de déterminer les coefficients traduisant les effets sur le PIB marchand des taux d'utilisation des capacités de production, du progrès technique non incorporé représenté par une tendance, et du progrès technique non incorporé lié aux variations de l'âge des équipements.

Cette fonction permet ensuite d'effectuer une *évaluation du niveau potentiel de court-moyen terme du PIB* (indicateur 5), en supposant que le niveau potentiel du PIB non marchand est identique à son niveau observé, que les niveaux potentiels du capital et de son âge correspondent également à leur niveau observé et que le niveau potentiel du taux d'utilisation des capacités de production correspond à sa moyenne de long terme. Cette évaluation nécessite aussi le calcul préalable d'un NAIRU, ici effectué *via* une approche « *time varying NAIRU* » déjà développée à la Banque de France¹⁶. Au terme de cette évaluation, les évolutions du PIB potentiel traduisent les effets des variations de la population en âge de travailler (lissé), du taux d'activité (lissé), du NAIRU, du stock de capital, de l'âge moyen du capital et d'un effet supposé constant du progrès technique non incorporé.

Tous les indicateurs qui précèdent concernent le court-moyen terme¹⁷. Une évaluation de la *croissance potentielle structurelle plus adaptée au moyen-long terme* (indicateur 6) a été réalisée à partir de la représentation précédente de la combinaison productive (à l'aide d'une fonction de Cobb-Douglas calibrée). Dans cette évaluation, la fonction de production calibrée est mobilisée avec les valeurs

¹⁵ Cf. O. De Bandt et P. Rousseau : « Estimation du PIB potentiel et de l'écart de PIB par la méthode structurelle », Banque de France, NER n° 89 (juillet 2002), qui détaille la mise en œuvre de cette méthode

¹⁶ D. Irac (2000) : « *Estimation of a time varying NAIRU for France* », Banque de France, NER, n° 75. Par ailleurs, les travaux de modélisation sur la France en cours à la Banque de France doivent aboutir à une estimation des équations représentant l'équilibre sur le marché du travail, permettant le calcul d'un taux de chômage d'équilibre spécifique, également utilisé pour évaluer un autre indicateur de PIB potentiel structurel (indicateur 5B) reposant sur la même fonction de production.

¹⁷ Entre autres particularités, les indicateurs de court-moyen terme se distinguent ici de l'indicateur de moyen-long terme par une possible flexibilité plus importante de la croissance potentielle. La croissance potentielle évaluée avec les divers indicateurs de court-moyen terme peut en effet varier de façon importante sur un intervalle de temps réduit, tandis que l'indicateur de moyen-long terme ne peut connaître, compte tenu des hypothèses de sa construction, que des évolutions très lissées. Par exemple, le calcul de l'indicateur tendance coudée pour la France aboutit à une croissance potentielle inchangée depuis le premier choc pétrolier, mais ce résultat résulte d'une évaluation statistique n'écartant pas la possibilité de changement(s) soudain(s) et important(s) du rythme de la croissance potentielle, comme en témoigne l'infexion marquée (environ 3 points de baisse du rythme annuel) au moment du premier choc pétrolier.

précédemment estimées des coefficients traduisant les effets de progrès technique, mais il est supposé que, en outre, sur le moyen-long terme, l'emploi potentiel évolue comme la population en âge de travailler et que le coefficient de capital est stable en valeur. Cette dernière hypothèse diffère de celle, plus usuelle dans ce type d'évaluation, d'une constance en volume du coefficient de capital, ce qui constitue l'une des originalités de l'évaluation¹⁸. Elle est inspirée par le constat d'une dérive continue du coefficient du capital en volume sur les dernières décennies, alors qu'une telle dérive est absente sur le même coefficient en valeur. Cette différence d'évolution tendancielle des mesures en volume ou en valeur du coefficient de capital correspond comptablement à une évolution tendancielle du prix relatif investissement — valeur ajoutée qui n'est pas nécessairement compatible avec les hypothèses théoriques de sentiers de croissance équilibrée de long terme. Toutefois, elle a été retenue ici dans la construction de l'indicateur de croissance potentielle du fait de sa continuité sur les dernières décennies. Elle peut correspondre à une période de transition très longue durant laquelle les biens d'équipement intègrent plus de gains de performance que les biens de consommation n'intègrent d'améliorations qualitatives, ou résulter de choix méthodologiques diversifiés des comptables nationaux pour élaborer les indices de prix. Une telle dérive peut permettre de prendre en compte les effets possibles d'une « nouvelle économie » correspondant à une longue période d'amélioration forte des performances productives de certaines composantes du capital fixe productif (ici les technologies de l'information et de la communication).

La batterie d'indicateurs ainsi proposée pour les évaluations de court-moyen terme est variée. Pour autant, il est sans doute utile d'en proposer une hiérarchisation. L'indicateur 5 (méthode structurelle avec fonction de production) est, pour les raisons précédemment évoquées, celui dont la pertinence économique est la plus forte et qui présente, en conséquence, le plus d'intérêt pour l'analyse. En revanche, les indicateurs 3 (modèle VAR structurel) et 4 (modèle à composante inobservable) apparaissent les plus fragiles, au sens où les résultats obtenus dépendent largement des variables retenues et des hypothèses adoptées sur les effets de différents types de chocs, ces choix étant largement conventionnels. En outre, l'actualisation de ces deux indicateurs est la plus coûteuse, et ils ne peuvent être calculés sur des exercices de prévisions macroéconomiques dans lesquels on gèle conventionnellement les taux d'intérêt nominaux.

La batterie d'indicateurs semble satisfaire aux quatre critères exigeants qui ont été retenus pour ce choix : pertinence économique, utilisation par d'autres institutions, coût non prohibitif et réplicabilité. Par ailleurs, les articles qui suivent montrent que les enseignements fournis par ces indicateurs sont cohérents et riches.

¹⁸ Ce choix s'inspire de G. Cette, J. Mairesse et Y. Kocoglu (2002) : « Diffusion des TIC et croissance potentielle », mimeo.

Analyse du positionnement dans le cycle par les indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production : quelques évaluations pour la France

Pour apprécier le positionnement de l'économie française dans le cycle, nous calculons plusieurs indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production. Ces indicateurs mettent en évidence le cycle d'activité qui a culminé en France à la fin de l'année 2000 et le retournement ultérieur au cours de l'année 2001. Il convient aussi de noter que le haut du cycle en cours a été plutôt inférieur à celui de la fin des années quatre-vingts. À moyen-long terme, des hypothèses réalistes sur la contribution du facteur travail et sur l'effet de la déformation des prix relatifs de l'investissement par rapport à la valeur ajoutée conduisent à anticiper un rythme de croissance potentielle qui pourrait être compris entre 2,5 % et 3,0 %. Il convient cependant de noter que cette estimation repose sur des hypothèses conventionnelles et demeure donc fragile.

Olivier De BANDT
Jean-Pierre VILLETELLE
*Direction des Études économiques et de la Recherche
Service d'Études macroéconomiques et de Prévision*

NB : Les auteurs remercient B. Saes-Escorbiac pour son assistance dans la réalisation de cette étude.

Pour apprécier le positionnement de l'économie française dans le cycle, les indicateurs d'écart de production et de PIB potentiel font partie de la « boîte à outils » des économistes des banques centrales et des services d'études économiques des institutions comparables (ministères des finances, organisations financières internationales, etc). Ils reposent sur une décomposition du PIB observé entre une composante potentielle (ou tendancielle) et une composante cyclique. Le PIB potentiel permet d'apprécier les perspectives de croissance de l'économie à l'horizon de quelques années. La composante cyclique est calculée par différence entre le PIB observé et le PIB potentiel.

Toutefois, dans la mesure où il n'y a pas de consensus parmi les économistes concernant les méthodes de décomposition cycle/tendance du PIB, il est utile de se référer à plusieurs indicateurs. Pour cette raison, une batterie d'indicateurs est souvent proposée¹.

Dans le cas de l'économie française des vingt dernières années, chacun de ces indicateurs fournit un éclairage particulier des fluctuations conjoncturelles. Il apparaît néanmoins une grande cohérence entre ces différents indicateurs. Ils sont d'ailleurs aussi assez proches de ceux qui sont publiés par les institutions internationales.

1. Les différents indicateurs fournissent un éclairage particulier sur la croissance française

L'écart de production se définit comme la différence relative entre les niveaux observé et potentiel du PIB (voir encadré). Si l'économie dépasse le niveau potentiel défini par un usage normal des facteurs de production, il existe un écart de production positif. En sens inverse, en situation de sous-emploi des facteurs de production du fait d'une insuffisance de la demande, l'écart de production est négatif. La variation de l'écart de production est égale à la différence entre la croissance observée et la croissance potentielle de court-moyen terme. Toutefois, il n'y a pas de consensus chez les économistes quant au calcul de la croissance potentielle et, par voie de conséquence, de l'écart de production. Il est donc utile de proposer plusieurs types d'indicateurs que nous calculons pour l'économie française². À cette fin, nous estimons trois grands groupes d'indicateurs : des indicateurs statistiques univariés (indicateurs 1A et 1B — à partir d'un filtre HP — et 2 — par tendance coudée), des indicateurs semi-structurels (indicateurs 3 — avec un modèle à composante inobservée — et 4 — avec un VAR structurel) et un indicateur structurel fondé sur une fonction de production (indicateur 5). On doit y ajouter l'indicateur 6 qui correspond à la croissance de moyen-long terme. Les résultats de ces indicateurs apparaissent au tableau 1 et sur la planche de graphiques 2.

¹ Voir *infra* pour le détail des indicateurs que nous retenons

² Voir l'article d'A.-M. Rieu pour l'extension de certains de ces indicateurs au cas des pays étrangers et de la zone euro

Écart de production, croissance potentielle à court-moyen terme et à moyen-long terme

L'écart de production se définit comme la différence, en pourcentage, entre les niveaux effectif et potentiel du PIB en volume. Soit :

$$GAP_t = \frac{Y_t - Y_t^{POT}}{Y_t^{POT}} \quad (1)$$

où GAP_t est l'écart de production, Y_t est le PIB en volume et Y_t^{POT} le PIB potentiel. En utilisant l'approximation (valable au premier ordre) $\text{Log}(1+x)=x$ pour x petit — ce qui est généralement le cas pour l'écart de production —, on obtient :

$$GAP_t = \text{Log}Y_t - Y_t^{POT} \quad (2)$$

En différenciant (2), on obtient :

$$\Delta GAP_t - GAP_{t-1} = \Delta Y_t / Y_{t-1} - \Delta Y_t^{POT} / Y_{t-1}^{POT} \quad (3)$$

À un premier ordre, la variation de l'écart de production est donc égale à la différence entre la croissance effective et la croissance potentielle de court-moyen terme, soit, en recombinant les termes :

$$\Delta Y_t / Y_{t-1} = (GAP_t - GAP_{t-1}) + \Delta Y_t^{POT} / Y_{t-1}^{POT} \quad (4)$$

La croissance effective du PIB se décompose donc entre la variation de l'écart de production et la croissance potentielle de court-moyen terme.

La croissance potentielle de moyen-long terme ($\Delta Y_t^{MLT} / Y_{t-1}^{MLT}$) se définit habituellement en supposant que le capital et l'output en volume croissent au même rythme et que les prix relatifs, le taux de chômage et la durée du travail soient stabilisés. L'hypothèse d'une croissance identique du capital et de l'output en volume avec celle de stabilité des prix relatifs, conduit à la stabilité de la productivité du capital en valeur. Celle-ci s'observe en effet à peu près sur données françaises. En revanche, on observe une déformation continue des prix relatifs et donc de la mesure de la productivité du capital en volume. Pour tenir compte de cette observation statistique, nous sommes amenés à effectuer une correction en fonction de l'évolution des prix relatifs. On obtient finalement :

$$\Delta Y_t^{MLT} / Y_{t-1}^{MLT} = \Delta L_t^* / L_{t-1}^* + \frac{PGF}{1-\alpha} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \Delta P_{rel,t} / P_{rel,t-1} \quad (4)$$

où L_t^* est la population active et $P_{rel,t}$ le prix relatif du PIB par rapport à l'investissement. La mesure de la croissance potentielle s'explique alors par la croissance de la population active, la contribution de la PGF (normalisée par $1 - \alpha$, part des salaires dans la valeur ajoutée) et un terme supplémentaire correspondant à la déformation des prix relatifs entre le prix du PIB et de l'investissement mentionné au paragraphe précédent³.

³ La source de cette déformation n'est pas bien identifiée. Il peut s'agir d'une déformation due à une modification lente de la structure sectorielle de l'activité. Il peut s'agir d'un problème statistique de partage volume-prix entre la formation brute de capital fixe et la valeur ajoutée, des effets qualité n'étant explicitement pris en compte qu'en ce qui concerne la première.

Quantitativement, les évaluations de l'écart de PIB auxquels ces différents indicateurs aboutissent sont assez différentes et varient selon le degré de flexibilité supposé pour la croissance potentielle. L'indicateur 2 (tendance coudée) aboutit par construction à une croissance potentielle invariante, puisque la rupture n'est identifiée qu'en 1974, période non reprise dans les graphiques ci-dessous. En contrepartie, l'évaluation de l'écart de PIB obtenue par cet indicateur connaît les évolutions de plus forte amplitude. À l'autre extrême, l'indicateur 1B (filtre HP avec $\lambda = 1\ 600$) aboutit à une croissance potentielle très flexible. En conséquence, l'amplitude des variations de l'écart de PIB correspondant est faible.

Les autres indicateurs sont dans une situation intermédiaire entre ces deux « extrêmes ». L'amplitude des variations de l'écart de PIB est plus réduite, soit parce que les variations de la croissance potentielle sont elles-mêmes assez amples, par exemple pour l'indicateur 3 (modèle VAR structurel), soit parce qu'elles sont moins marquées, mais sont très en phase avec le cycle d'activité, par exemple pour l'indicateur 5 (approche structurelle avec fonction de production, qui intègre les effets du cycle d'investissement).

1.1. Les indicateurs statistiques univariés mettent en évidence deux cycles et deux phases de rebond transitoire ⁴

Parmi les trois indicateurs statistiques univariés, l'indicateur 1A (filtre HP avec $\lambda = 7\ 000$) et l'indicateur 2 (tendance coudée) fournissent des résultats proches, dans la mesure où le filtre utilisé pour le calcul de la croissance potentielle conduit à une tendance assez stable de l'ordre de 2 % par an (pour l'indicateur avec tendance coudée, et comme indiqué ci-dessus, aucune rupture n'apparaît sur la période considérée ici). En contrepartie, l'écart de PIB connaît de fortes variations (entre - 3 et + 4 %). On distingue au total deux cycles principaux, qui culminent, l'un en 1989-1990, l'autre à la fin de l'année 2000, même si l'écart de production de la fin de 2000 demeure, pour ces deux indicateurs, en deçà du niveau atteint à la fin des années quatre-vingts.

L'indicateur 1B (filtre HP avec $\lambda = 1\ 600$) conduit à une estimation plus cyclique de la croissance potentielle de court-moyen terme et l'écart de PIB ne varie qu'entre - 2 et + 2 %. Il fait apparaître deux phases de rebond transitoires : en 1981, année marquée par un infléchissement de la politique économique dans un sens plus expansionniste, sans que soient contrecarrés de façon décisive les effets du ralentissement entraîné par le second choc pétrolier ; l'année 1994, qui a donné lieu à une reprise de courte durée après la récession de 1993.

⁴ Cf. C. Bouthevillain « Calcul de la croissance potentielle et de l'écart de production par le filtre d'Hodrick-Prescott » et H. Le Bihan « Calcul de la croissance potentielle et de l'écart de production par la méthode des tendances coudées », Banque de France NER n° 89 (Juillet 2002)

1.2. Les indicateurs « semi-structurels » soulignent le redressement de la demande en 1999-2000⁵

Les indicateurs d'écart de production fondés sur des méthodes statistiques multivariées et qui possèdent un caractère « semi-structurel », comme les modèles à composantes inobservées ou les modèles VAR structurels, produisent une estimation plus volatile de la croissance potentielle. Dans le cas de l'indicateur 3 (modèle VAR structurel), la croissance potentielle est mesurée par la contribution, à la croissance du PIB, des chocs d'offre, c'est-à-dire des chocs technologiques ou de productivité⁶. En sens inverse, les chocs de demande — plus transitoires — déterminent l'écart de production qui a un profil plus lisse. De plus, par rapport aux indicateurs précédents, l'écart de PIB présente un creux plus marqué avec la récession de 1993, la remontée ultérieure s'expliquant notamment par la politique monétaire plus accommodante à partir de 1996 et par le redressement de la demande à partir de 1997.

Ce mouvement se retrouve aussi dans l'augmentation progressive de l'écart de production mesuré par le modèle à composante inobservée, qui, à partir de 1998, capte la reprise de la demande, puis la remontée progressive de l'inflation par rapport au creux du début de l'année 1999. Certes, la remontée des prix de l'énergie et, plus généralement des prix d'importations, explique la reprise de l'inflation, qui n'est pas seulement due aux évolutions cycliques, mais le modèle à composantes inobservées n'est pas en mesure de séparer ces deux phénomènes.

1.3. L'indicateur fondé sur une fonction de production mesure la contribution du cycle d'investissement⁷

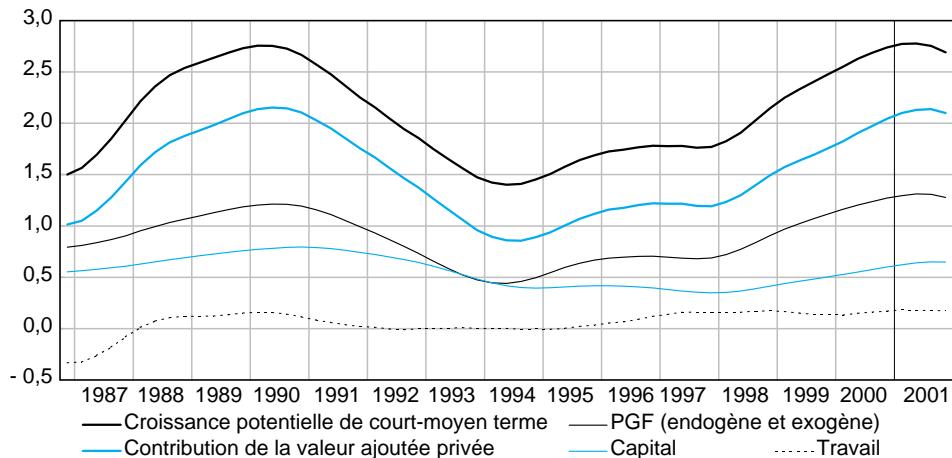
L'indicateur structurel de croissance potentielle de court-moyen terme faisant appel à une fonction de production met en évidence le cycle d'investissement de la fin des années quatre-vingt-dix, qui se traduit par un fort rajeunissement de l'âge du capital et une accélération de la productivité globale des facteurs (PGF). Parallèlement, la contribution du facteur capital à la croissance potentielle est en légère hausse, alors que celle du travail n'est que faiblement positive, la diminution tendancielle de la durée du travail sur les années quatre-vingt-dix étant compensée par un léger accroissement des taux d'activité et par l'impact positif sur le facteur travail de la légère baisse du NAIRU en fin de période (graphique 1). Là aussi, l'écart de production culmine fin 2000 à moins de 1 %, alors qu'il dépassait 2 % en 1989 (graphique 2).

⁵ Cf. M. Baghli et H. Fraisse « Calcul de l'écart de production par un modèle à composantes inobservées », et O. de Bandt « Calcul de l'écart de production par la méthodes des VAR structurels » NER n° 89 (Juillet 2002)

⁶ Il s'agit de chocs qui ont un effet persistant sur le PIB.

⁷ Cf. O. De Brandt et Ph. Rousseau « Calcul de la croissance potentielle par la méthode structurelle » NER n°89 (Juillet 2002)

Graphique 1
Contribution à la croissance potentielle de court-moyen terme



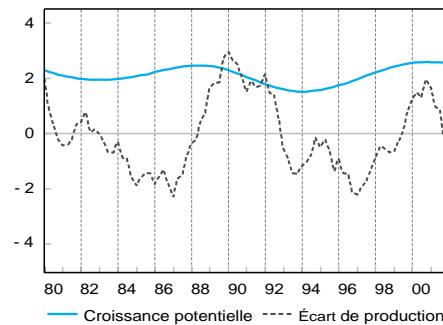
L'utilisation de la fonction de production porte sur l'activité du secteur privé seulement. La somme des contributions représentées est donc égale à la contribution qu'apporte la valeur ajoutée privée à la croissance potentielle du PIB total. L'écart entre la croissance potentielle du PIB total et la contribution de la valeur ajoutée privée représente la contribution du secteur public.

Tableau 1
Les indicateurs et les résultats des évaluations : présentation résumée

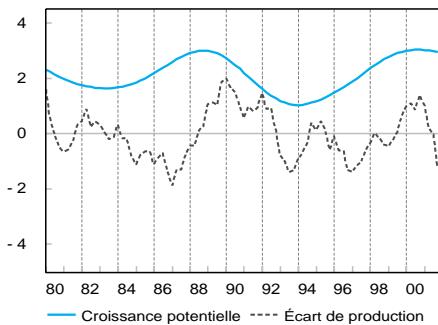
Indicateurs	Caractéristiques	Croissance potentielle (en %) Écart de PIB (en %)		
		Moyenne 1991-2001	Moyenne 2001	2001-T4
Indicateur 1A Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 7\ 000$	2,0 - 0,1	2,6 0,8	2,6 - 0,2
Indicateur 1B Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 1\ 600$	2,0 - 0,1	3,0 0,0	3,0 - 1,2
Indicateur 2 Tendance coudée	. Une rupture de tendance en 1974	2,1 - 0,2	2,1 1,4	2,1 0,5
Indicateur 3 Modèle VAR structurel	. VAR structurel à quatre variables (et quatre types de chocs) : le PIB, l'inflation, le taux d'intérêt réel à trois mois et le solde des finances publiques. . Les deux dernières variables n'affectent pas le niveau potentiel du PIB	2,2 - 1,9	1,9 - 0,2	1,4 - 0,8
Indicateur 4 Modèle à composante inobservée	. L'inflation est expliquée par ses niveaux passés, par l'écart de PIB (positivement) et par les évolutions du SMIC réel (positivement). . L'écart de PIB s'explique par ses valeurs passées et le taux d'intérêt réel (négativement).	1,9 0,0	2,3 2,1	2,0 1,7
Indicateur 5 Modèle structurel avec fonction de production	. Fonction de Cobb-Douglas calibrée . Prise en compte des effets du progrès technique incorporé, et du taux d'utilisation des capacités de production . NAIRU calculé avec une approche <i>Time-Varying NAIRU</i>	2,0 - 0,9	2,8 0,1	2,7 - 0,9
Indicateur 6 Évaluation de la croissance potentielle de moyen long-terme Modèle structurel avec fonction de production	. Même fonction de production Cobb-Douglas et même calibrage que pour l'indicateur 5 . Le coefficient de capital est supposé stable en valeur.	2,2 ou 2,7 y.c. prix relatifs	2,2 ou 2,7 y.c. prix relatifs	2,2 ou 2,7 y.c. prix relatifs

Graphique 2
Croissance potentielle et écarts de PIB, les résultats des évaluations (en %)

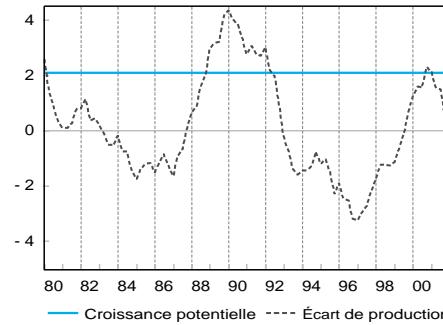
Indicateur 1A : HP 7 000



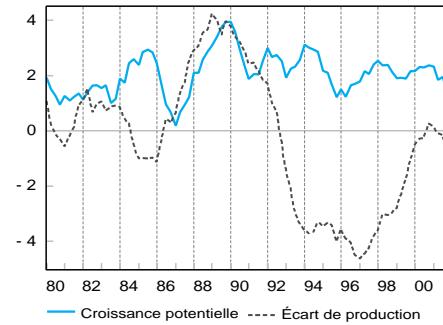
Indicateur 1B : HP 1 600



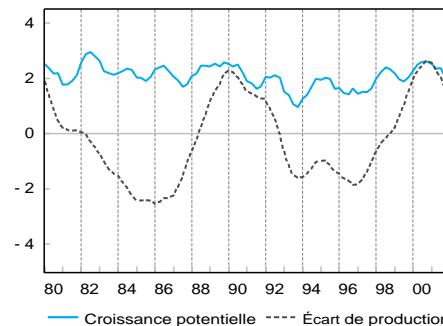
Indicateur 2 : Tendance coudée



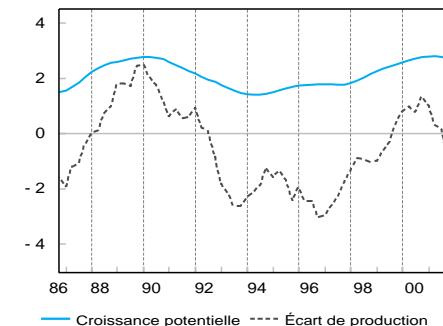
Indicateur 3 : VAR structurel



Indicateur 4 : Composante inobservée



Indicateur 5 : Fonction de production



2. Diagnostic d'ensemble sur le positionnement de l'économie française dans le cycle

Si les différents indicateurs mettent l'accent sur une dimension différente des fluctuations conjoncturelles, ils offrent le même diagnostic quant au positionnement de l'économie française dans le cycle.

2.1. Une image convergente des indicateurs sur la décennie 1991-2001

Sur la décennie 1991-2001, le taux moyen de croissance potentielle (de court-moyen terme) auquel nos évaluations aboutissent se situe dans un intervalle assez resserré : de 1,9 % pour l'indicateur 4 à 2,2 % pour l'indicateur 3 (voir graphique 3a)⁸. Sur la seule année 2001 (et plus encore sur le dernier trimestre connu au moment de l'étude, 2001-t4), l'intervalle est toutefois sensiblement plus large : de 1,9 % pour l'indicateur 3 (1,4 % en 2001-t4 pour le même indicateur) à 3,0 % pour l'indicateur 1B (3,0 % également en 2001-t4 pour le même indicateur). La faible croissance potentielle auquel l'indicateur 3 (modèle VAR structurel) aboutit sur la période récente peut sans doute s'expliquer par un effet transitoire de l'amélioration des soldes publics et la hausse des taux d'intérêt réels. Sur les seuls indicateurs 1, 2 et 5 qui sont privilégiés pour l'analyse, l'intervalle des évaluations de la croissance potentielle est un peu plus resserré que sur l'ensemble de la batterie d'indicateurs : 2,0 % à 2,1 % sur la décennie 1991-2001, 2,1 % à 3,0 % en 2001, de même qu'en 2001-t4⁹.

Qualitativement, les diverses évaluations d'écart de production aboutissent à un positionnement de l'économie française dans le cycle cohérent sur l'ensemble de la période (graphique 3b). Une phase basse du cycle (écart de PIB négatif) s'étendrait de 1982-1983 à 1987, suivie d'une phase haute (écart de PIB positif) jusqu'en 1992, d'une nouvelle phase basse jusqu'en 1997-1999 et d'une phase haute jusqu'en 2000. Durant la phase basse 1992 à 1997-1999, on remarque un rebond en 1994 interrompu en 1995, plus ou moins accentué selon l'indicateur.

2.2. Tous les indicateurs signalent un retournement à partir du début de l'année 2001

Sur l'année 2001, le ralentissement de la croissance se caractérise par une diminution de l'écart de PIB. Cette analyse du cycle d'activité en France est par ailleurs cohérente avec la mesure directe fournie par les enquêtes de conjoncture sur le taux d'utilisation des capacités de production.

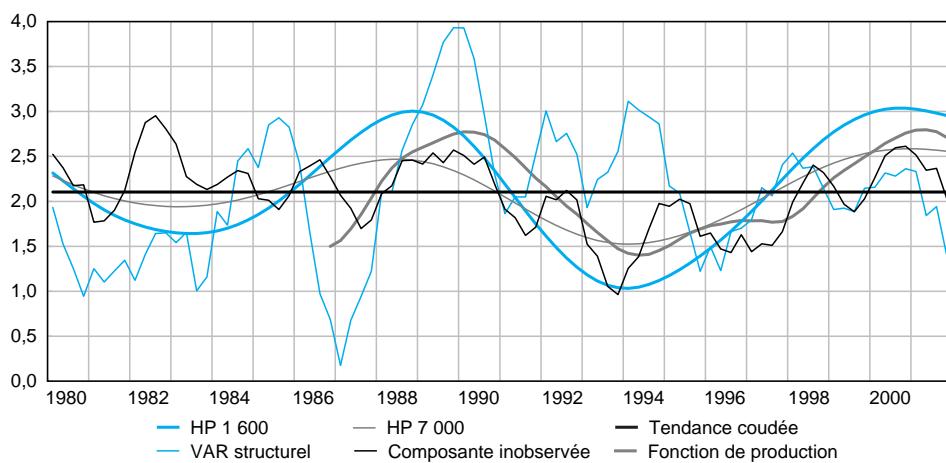
Sur le dernier trimestre des évaluations (2001-t4), les écarts de PIB sont pour la plupart, soit négatifs (indicateurs 1, 3 et 5), soit proches d'une valeur nulle (indicateur 2). L'écart de PIB négatif auquel l'indicateur 5 aboutit (- 0,9 %)

⁸ La mesure à plus long terme fournie par l'indicateur 6 est commentée plus bas.

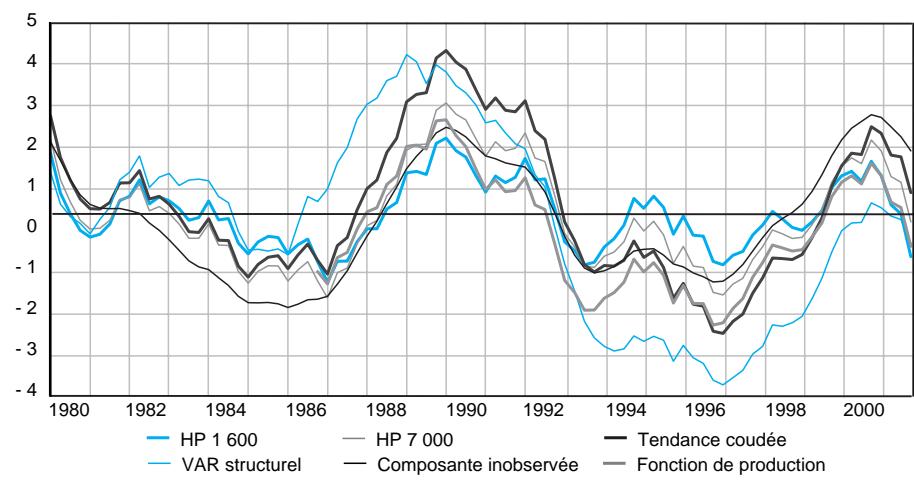
⁹ La construction des indicateurs 3 et 4 repose sur plusieurs hypothèses théoriques fixées a priori, ce qui les rend plus fragiles (voir à ce sujet l'article de synthèse).

s'explique par le fait que les niveaux observés des taux d'utilisation des capacités de production et du taux de chômage seraient inférieurs à leur niveau d'équilibre de moyen terme. La seule exception est l'écart de PIB positif auquel aboutit l'indicateur 4, qui s'explique principalement par l'effet autorégressif transitoire de niveaux récents eux-mêmes élevés. Sur les seuls indicateurs 1, 2 et 5, l'intervalle des évaluations de l'écart de PIB en 2001-t4 est assez resserré (− 1,2 à + 0,5 %), ce qui conforte le diagnostic concernant le positionnement de l'économie française dans le cycle.

Graphique 3a
Croissance potentielle de court-moyen terme (en %)



Graphique 3b
Écart de production

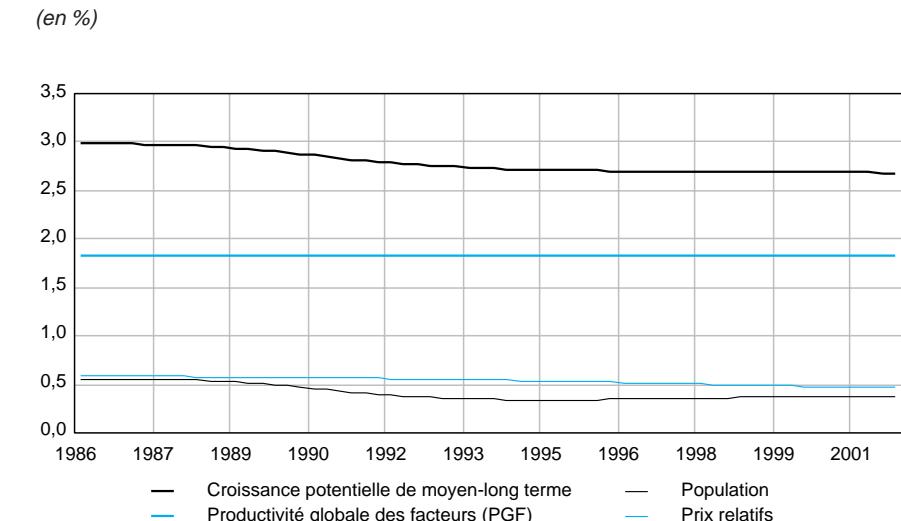


2.3. À plus long terme, la croissance potentielle de l'économie française s'établirait entre 2,5 % et 3 %

La mesure de la croissance potentielle de long terme (indicateur 6) est construite sous l'hypothèse qu'une partie des variables qui contribuent à la croissance potentielle évolue de façon constante¹⁰ : le capital est supposé croître comme la valeur ajoutée, alors que l'âge du capital, le chômage d'équilibre et la durée du travail ne varient pas. La croissance potentielle se calcule alors à partir de la croissance de la population active, de la contribution de la PGF (normalisée par la part des salaires dans la valeur ajoutée) et d'un terme supplémentaire correspondant au problème statistique lié à la déformation des prix relatifs entre le prix du PIB et de l'investissement (cf. équation (5) de l'encadré).

Comme l'indique le graphique 4, ci-dessous, la croissance de long terme a connu un ralentissement continu dans les années quatre-vingt-dix, en raison du ralentissement de la progression des ressources en main d'œuvre et par une légère contraction de la dérive de prix relatif investissement – valeur ajoutée (c'est-à-dire la forte baisse du prix de l'investissement par rapport au prix de la valeur ajoutée).

Graphique 4
Croissance potentielle de moyen-long terme
 Indicateur 6 : Fonction de production



Source : De Bandt-Rousseaux (2002)

¹⁰ Pour plus de détails, voir De Bandt-Rousseaux, op. cit.

À partir de 1996, l'augmentation des taux d'activité explique le redressement de la croissance potentielle, qui serait aujourd'hui de 2,2 % si l'on prend en compte le facteur travail (pour une contribution de 0,4 point¹¹) et la PGF (pour une contribution de 1,8 point, soit 1,3 %/0,7¹²). Si l'on y ajoute l'impact des prix relatifs, la croissance potentielle de moyen-long terme atteindrait 2,7 %.

Cette évaluation de la croissance de moyen-long terme est cohérente avec nos estimations de la croissance de court-moyen terme (2 % en moyenne sur la décennie quatre-vingt-dix, mais comprise entre 2,0 et 3,0 % en 2000). En effet, l'évaluation de court-moyen terme prend en compte les évolutions effectives de certaines variables, considérées comme constantes à long terme. Ainsi, outre la déformation des prix relatifs qui intervient aussi à long terme, l'impact de la réduction de la durée du travail sur toute la période des années quatre-vingt-dix pèse sur la croissance de court-moyen terme. En supposant que cette évolution ne devrait pas se poursuivre dans les années à venir, la croissance potentielle de court-moyen terme devrait effectivement converger vers la croissance de moyen-long terme.

Par rapport à notre estimation de la croissance potentielle de moyen-long terme, comprise entre 2,5 % et 3 %, il convient de noter que deux types de facteurs peuvent encore modifier la fourchette des évaluations¹³, les uns à long terme, les autres à moyen terme. Les premiers constituent un aléa non négligeable à la hausse et correspondent à la prise en compte des effets de type « nouvelle économie » qui peuvent durablement (i.e. sur plusieurs décennies) conduire à une divergence encore plus significative des prix relatifs de la valeur ajoutée et de l'investissement. La croissance plus rapide de l'investissement et du stock de capital contribuerait ainsi à relever la mesure de la croissance potentielle de long terme. Les facteurs qui agissent à moyen terme correspondent, quant à eux, à des changements structurels dans l'évolution des ressources en main-d'œuvre. En effet, sur l'horizon d'utilisation des indicateurs de croissance potentielle, c'est-à-dire à l'horizon de la fin de la décennie, il faut prendre en compte la montée des taux d'activité de 68 % aujourd'hui, vers l'objectif de 70 % fixé au sommet de Lisbonne et la baisse du taux de chômage structurel vers le niveau de 5 %, comme il ressort de certaines projections. On peut aussi envisager une augmentation du solde migratoire. En sens inverse, il faut également prendre en compte l'arrivée à l'âge de 60 ans des premières générations du *baby-boom* d'après guerre, qui devrait induire une baisse de la population active à partir de 2006¹⁴. Au total, l'ensemble de ces phénomènes pourrait transitoirement — c'est-à-dire pendant le cheminement vers le nouveau régime de croissance — contribuer à relever la croissance potentielle d'un demi à trois-quarts de point en moyenne pendant 10 ans.

¹¹ La population en âge de travailler (15-64 ans) s'est accrue au rythme de 0,3 % par an, en moyenne, au cours des années quatre-vingt-dix, avec un léger redressement en 2000-2001. Le taux d'activité s'est aussi accru de 2 points sur la dernière décennie.

¹² Notons que, par rapport à cette estimation de la croissance de la PGF à 1,3 %, l'introduction d'une rupture en 1989 dans notre équation de calcul du *trend* du PGF — plutôt que l'âge du capital — conduirait à une croissance de la PGF dans les années quatre-vingt-dix de l'ordre de 1,1 %, soit une contribution de la PGF à la croissance de long terme de 1,6 % (voir aussi De Bandt-Rousseaux, op. cit.).

¹³ Concernant les incertitudes de telles évaluations structurelles de long terme, cf. H. Le Bihan, H. Sterdyniak et P. Cour (1997) : « La notion de croissance potentielle a-t-elle un sens ? », *Economie Internationale*, op. cit.

¹⁴ Sur l'ensemble de ces phénomènes, voir E. Nauze-Fichet : « À l'horizon 2010, la baisse anticipée de la population active pourrait ne pas avoir lieu », pp. 227-239, in J. Pisani-Ferry, « Plein emploi », rapport du Conseil d'Analyse Économique, Complément A, La Documentation Française, 2000

3. Ces estimations sont comparables aux résultats des autres institutions

On peut remarquer que les évolutions des indicateurs de l'écart de PIB sont en phase avec celles des plus récentes évaluations réalisées par le FMI, l'OCDE ou la Commission européenne (tableau 2). En niveau, il apparaît une différence avec la moyenne de nos indicateurs, cette dernière étant légèrement plus élevée. Cet écart est négligeable sur les seuls indicateurs 1, 2 et 5, et plus encore sur le seul indicateur 5 considéré comme le plus pertinent.

Tableau 2

Évaluations de l'écart de PIB récentes du FMI, de l'OCDE et de la Commission européenne

		(en %)			
		1998	1999	2000	2001
FMI	Modèle structurel avec fonction de production	- 1,8	- 1,2	- 0,2	- 0,5
WEO Avril 2002					
OCDE Avril 2002	Modèle structurel avec fonction de production	- 1,5	- 0,7	0,7	0,5
Commission européenne – Printemps 2002	Filtre HP, $\lambda = 1\ 600$	- 0,7	0,0	0,8	0,6
	Fonction de production	- 0,4	0,2	0,9	0,3
Ensemble indicateurs hors BDF	Sur tous les indicateurs				
	intervalle	- 1,8 à - 0,4	- 1,2 à 0,2	- 0,2 à 0,9	- 0,5 à 0,6
	Moyenne	- 1,1	- 0,4	0,5	0,2
Estimations du réseau BDF :	a) sur les indicateurs 1, 2 et 5				
	intervalle	- 1,4 à - 0,2	- 0,4 à 0,0	1,0 à 1,7	- 0,0 à 1,4
	Moyenne	- 0,8	- 0,2	1,3	0,6
	b) sur l'indicateur 5	- 1,0	- 0,4	1,0	0,1

Toutes ces estimations mettent en évidence une augmentation de l'écart de production à partir de 1998 : il devient positif en 2000 (sauf pour le FMI). En 2001, au contraire, l'écart de production se resserre avec le ralentissement conjoncturel (il devient plus négatif pour le FMI).

Écart de production et inflation en France

L'objet de la présente étude est d'apprécier l'incidence sur l'inflation d'une modification de l'écart de PIB. Les qualités explicatives et prédictives des six indicateurs d'écart de production calculés pour la France ont été testées sur la période allant du premier trimestre 1987 au deuxième trimestre 2001 et comparées entre elles, sous l'hypothèse d'un impact graduel de cet écart sur l'inflation hors énergie.

Il en ressort principalement que :

- la prise en compte dans le modèle d'un écart de production améliore la prévision, quel que soit l'indicateur ;*
- le gain est supérieur à celui qui résultait de l'introduction du taux d'utilisation des capacités de production (TUC) ;*
- l'effet sur l'inflation d'une variation de l'écart de production persiste jusqu'à un horizon de 2 ans et demi à 3 ans et demi selon l'indicateur considéré. Ce résultat est cohérent avec les mesures habituelles des délais de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle obtenues à l'aide de modèles macroéconomiques. La simulation, réalisée à titre de variante, d'un accroissement de 1 point de l'écart de PIB, maintenu sur quatre trimestres, conclut à un supplément d'inflation de 0,15-0,25 point au bout de deux trimestres et de 0,1-0,3 point la deuxième année.*

Mustapha BAGHLI
Henri FRAISSE
Direction des Études économiques et de la Recherche
Service d'Études macroéconomiques et de Prévision

Cette étude vise à déterminer l'effet sur l'inflation d'une modification de l'écart de PIB, ce dernier étant mesuré par une batterie d'indicateurs alternatifs¹. Pour étudier la dynamique de l'inflation, une formulation courante dans la littérature économique a été retenue, à savoir la courbe de Phillips, car elle constitue sans doute l'un des modèles les plus simples².

La relation de Phillips utilisée ici est la version amendée par Gordon (1997) incluant des chocs d'offre exogènes ainsi qu'une variable d'excès de demande. Dans ce modèle très général, l'inflation est expliquée par son inertie, c'est-à-dire ses retards, un indicateur de choc de demande et des variables de chocs d'offre temporaires.

L'indicateur d'excès de demande ici retenu est l'écart de PIB. Les retards d'inflation s'interprètent comme l'inflation anticipée par les agents de manière adaptative, c'est à dire comme une moyenne pondérée de ses valeurs passées. Par ailleurs, l'étude porte sur l'inflation hors produits énergétiques. En effet, afin de ne privilégier aucun indicateur et ne pas être tributaires du choix d'un choc d'offre particulier, nous avons pris le parti de raisonner sur l'indice des prix hors énergie, les chocs pétroliers constituant la principale source de chocs d'offre exogènes.

1. Courbe de Phillips et analyse de la corrélation entre l'écart de PIB et l'inflation

Le graphique 1 illustre la difficulté à expliquer directement, dans le cas de la France, l'inflation par le niveau de l'écart de production. L'inflation hors énergie a en effet suivi, du début des années 1980 — où elle avoisinait 10 % — au milieu des années 1990, une tendance fortement décroissante. Elle s'est stabilisée par la suite autour de 1,5 %. L'écart de PIB évolue, quant à lui, par définition de manière cyclique sur la même période. Dans cette étude, on nomme modèle « naïf » de prédiction d'inflation la régression de l'inflation sur ses retards³ :

$$\pi_t = \sum_{i=1}^4 \alpha_i \pi_{t-i} + u_t \quad (1)$$

où π_t est le glissement annuel de l'indice des prix hors énergie (en %)⁴.

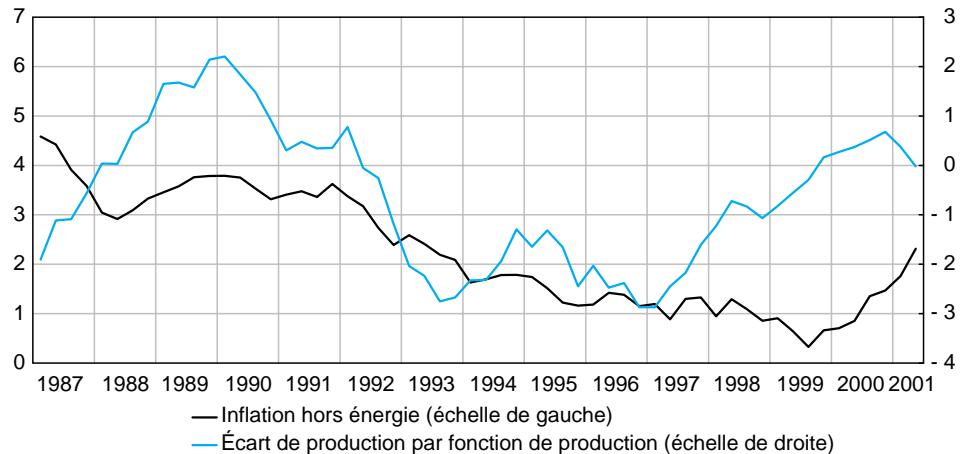
¹ Voir l'article de synthèse pour le détail des indicateurs utilisés

² La relation de Phillips est un terme générique désignant toute relation entre les taux de croissance des prix ou des salaires nominaux, d'une part, et un indicateur de tension sur le marché du travail, d'autre part.

³ Préalablement, afin de rendre compte du comportement baissier de l'inflation, nous avons introduit une tendance segmentée traduisant une modification éventuelle du mode de formation des anticipations d'inflation au cours des années 1990. La date de rupture a été déterminée au moyen d'un test de type Wald de changement de régime, mais comme celle-ci est fortement dépendante de la période d'estimation et que le *trend* segmenté (ou non) apparaît non significatif, nous n'avons pas introduit en définitive de composante déterministe.

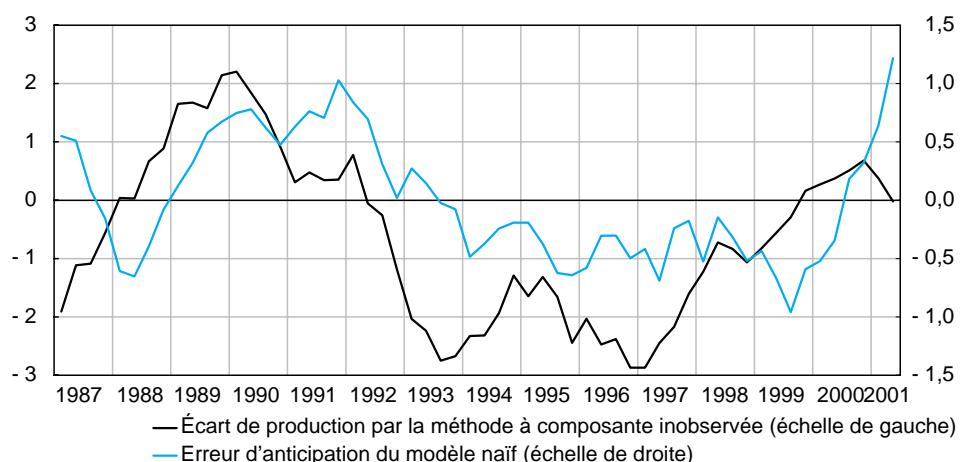
⁴ Plus précisément, l'indice des prix utilisé est l'IPCN hors énergie corrigé des modifications majeures du taux de TVA de 1995 et de 1999-2001.

Graphique 1
Inflation et écart de production
(calculé à partir d'une fonction de production) ; en %



Le graphique 2 représente de manière coïncidente l'erreur d'anticipation associée au modèle « naïf » (*i.e.* le résidu de la régression précédente) et l'écart de production déterminé par la méthode à composante inobservée. On relève qu'avec un décalage d'une ou plusieurs périodes, l'écart de production semble contenir de l'information sur l'inflation « non anticipée » par le modèle « naïf ».

Graphique 2
Erreur d'anticipation d'inflation et écart de production
(calculé à partir de la méthode à composante inobservée) ; en %



Si l'on étudie la corrélation entre l'erreur d'anticipation (différence entre l'inflation effective et la simulation dynamique de l'inflation) et les retards des différents indicateurs, on conclut à un impact persistant de l'écart de production sur le niveau d'inflation, cette persistance étant comprise entre 2 ans et demi et 3 ans et demi selon l'indicateur considéré. Ce résultat est cohérent avec la mesure des délais de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle à l'aide de modèles macroéconomiques dans le cadre de l'Eurosystème⁵. Nous avons donc estimé pour chacun des indicateurs le modèle suivant :

$$\pi_t = \sum_{i=1}^4 \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \text{écartpib}_{t-i} + \eta_t, \text{ avec } q \in [1 ; 12] \quad (2)$$

Quel que soit l'indicateur, nos estimations aboutissent à une somme des α_i proche de 1, de sorte que l'équation (2) peut s'interpréter comme une modélisation de la variation de l'inflation sous les hypothèses de stabilité à long terme de l'inflation et d'absence d'arbitrage entre inflation et croissance sur le sentier de croissance potentielle.

La modélisation sous forme auto-régressive du niveau de l'écart de production peut être modifiée, de façon à aboutir — après reparamétrisation — à une représentation en niveau et en différence de l'écart de PIB. Cette dernière formulation permettrait de mesurer les effets de la variation de l'écart de PIB sur le niveau d'inflation (effet *speed-limit*)⁶.

2. Performances relatives des indicateurs dans la prévision d'inflation

2.1. Analyse globale

Dans un premier temps, nous estimons et simulons dynamiquement sur la période allant du premier trimestre 1987 au deuxième trimestre 2001 l'équation (2) pour les différents indicateurs d'écart de production. Alternativement, nous utilisons le taux d'utilisation des capacités de production (TUC). Ce dernier, fourni par les enquêtes de conjoncture de la Banque de France, donne également une mesure directe des tensions conjoncturelles sur le marché des biens. Chacun de ces termes est inclus dans la régression avec douze retards pour saisir la plus grande part des corrélations potentielles. À partir de ces simulations, nous calculons plusieurs indicateurs statistiques permettant de juger du pouvoir explicatif des différents indicateurs sur l'inflation (cf. tableau 1).

⁵ Van Els, Locarno, Morgan et Villetelle (2001) « *Monetary policy transmission in the euro area: what do aggregate and national structural models tell us ?* » ECB Working paper n°94

⁶ Un tel effet de *speed-limit* avait par exemple été mis en évidence pour quelques pays industrialisés par Turner (1995) « *Effet de speed-limit et asymétrie des effets sur l'inflation de l'écart de production dans les sept principales économies* », Revue économique de l'OCDE, 24, 1995/I.

Les critères RMSE et MAE sont des mesures statistiques évaluant la qualité prédictive d'un modèle⁷. Ayant pour argument l'erreur de prévision (au carré) pour un modèle donné, il s'agit de minimiser ces fonctions et plus précisément la variance de l'erreur de prévision. Le rapport des RMSE (ou RRMSE) permet d'effectuer une comparaison par rapport à un modèle dit « étalon » (pour nous le modèle « naïf »). Le test de Diebold-Mariano (colonne « DB » dans le tableau 1) apprécie si la différence est statistiquement significative.

Les indicateurs d'écart de production contiennent bien de l'information sur les tensions inflationnistes à venir, puisque leur prise en compte améliore nettement la prévision réalisée à l'aide du modèle « naïf », les RRMSE étant tous inférieurs à 1. L'hypothèse nulle d'équivalence de pouvoir prédictif entre le modèle « naïf » et celui contenant un écart de PIB est fortement rejetée pour chacun des indicateurs au moyen du test de Diebold-Mariano.

Tableau 1
Évaluation des prévisions en échantillon pour les différents modèles

Retard q = 12	RMSE	MAE	RRMSE	Stat. DB	P value (a)
Filtre HP 1 600	0,343	0,279	0,650	- 4,06	0,00
Filtre HP 7 000	0,321	0,246	0,609	- 3,65	0,0003
Tendance coudée	0,365	0,292	0,693	- 2,57	0,010
Fonction de production	0,346	0,267	0,657	- 2,93	0,0034
VAR structurel	0,325	0,275	0,618	- 3,45	0,0006
Modèle à composante inobservée	0,345	0,290	0,655	- 2,90	0,004
Taux d'utilisation des capacités	0,614	0,506	1,165	0,84	0,40
Modèle « naïf »	0,527	0,458	1	0	1

(a) *Alternativement à la comparaison de la valeur de la statistique à une valeur critique associée à un seuil critique donné, la P value ou probabilité marginale est une autre manière de conclure dans une procédure de test sans choisir une erreur de première espèce. Etant donnée la distribution de l'hypothèse nulle sous H0 et une valeur de celle-ci, la P value représente la probabilité associée à la région d'acceptation de l'hypothèse nulle, plus celle-ci est importante (au delà de 5 % en général) plus on aura tendance à accepter l'hypothèse nulle d'équivalence des deux modèles.*

Le RMSE (Root Mean Squared Error) est la racine carrée de la moyenne du carré des erreurs de prévision, le RRMSE (noté RRMSE) est le rapport du RMSE de chaque modèle avec le RMSE du modèle « naïf ». Le MAE (Mean Absolute Error) est la moyenne des valeurs absolues des erreurs. P value est la probabilité marginale du test de Diebold-Mariano (DB) de l'hypothèse nulle d'équivalence de pouvoir prédictif entre le modèle « naïf » et l'indicateur considéré. La statistique de test de Diebold-Mariano est construite comme le rapport de la moyenne de la différence du carré des erreurs de prévision des deux modèles sur l'écart-type de cette moyenne. Sous l'hypothèse nulle, elle suit une loi normale centrée réduite.

Par ailleurs, on observe que le modèle dans lequel on a substitué le taux d'utilisation des capacités de production (TUC) à l'écart de production offre des performances moindres. En effet, le TUC présente non seulement le contenu informationnel en termes de prix le plus faible (RMSE le plus élevé), mais il semble aussi n'apporter aucune indication future supplémentaire sur les prix par rapport au modèle « naïf » (l'omission du TUC ne détériore pas la qualité de l'équation).

⁷ Si on suppose que le résidu de l'équation (2) suit une loi normale, le RMSE, qui est l'écart type du résidu, donne un intervalle de confiance à l'inflation prévue : environ plus ou moins 2*RMSE, avec une probabilité de 95 %.

2.2. Performances à différents horizons

Partant de ce constat, il est intéressant de connaître le pouvoir explicatif des différents indicateurs à différents horizons. Nous avons donc estimé et simulé dynamiquement l'équation (2) pour les différents indicateurs en considérant un nombre de retards (trimestres) allant de 1 à 12 :

Tableau 2

Critères du rapport de RMSE (en %) par rapport au modèle « naïf »

Retard q	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Min.
Filtre HP 1 600	91	92	79	90	83	85	73	66	72	67	67	65	12
Filtre HP 7 000	93	89	72	80	69	71	62	62	62	61	61	61	12
Tendance coudée	95	89	71	74	66	67	66	71	68	69	69	69	5
Fonction de production	88	91	73	79	69	72	67	69	68	67	67	66	12
VAR structurel	94	111	85	86	79	83	76	76	79	68	64	62	12
Modèle à CI	83	65	63	67	62	63	63	64	64	66	64	65	5
Taux d'utilisation des capacités	149	149	148	146	137	135	136	139	132	124	124	116	12
Indicateur au meilleur ajustement	CI	CI	CI	CI	CI	CI	HP 7 000	HP 7 000 (12)					

CI représente l'écart de PIB estimé par la méthode à composante inobservée.

Le modèle à composante inobservée offre les meilleures performances jusqu'à un horizon d'un an et demi. Si l'on décide d'introduire un nombre réduit de retards d'écart de production dans une équation de type Phillips pour rendre compte des tensions inflationnistes provoquées par des chocs de demande de court terme (1 an), il conviendra alors de favoriser cet indicateur. À plus long terme, le filtre HP 7 000 présente les RRMSE minima. Globalement, les performances des différents indicateurs s'améliorent avec le nombre de retards jusqu'au dixième retard. Les différences de qualités explicatives des modèles demeurent ensuite minimales. Plus on introduira de retards, plus les indicateurs présenteront des qualités prédictives performantes et équivalentes.

Indicateur par indicateur, des différences apparaissent : ainsi, dès la prise en compte du deuxième retard, la performance de l'indicateur à composante inobservée se stabilise alors que celle des indicateurs à tendance coudée d'une part, avec filtre HP 7 000 et avec fonction de production d'autre part, s'améliore sensiblement pour se stabiliser respectivement à partir des cinquième et septième retards. L'indicateur VAR structurel fournit les meilleures performances pour un modèle intégrant douze retards, ce qui est conforme à d'autres types de mesure des délais de transmission de la politique monétaire.

Enfin, le tableau 2 confirme nos résultats précédents sur la moindre pertinence d'un modèle basé sur le TUC plutôt que sur l'écart de PIB. Toutefois, on observe que la performance relative du TUC s'améliore avec le nombre de retards.

2.3. Performances relatives des différents indicateurs

Les RRMSE permettent seulement de classer les modèles sans évaluer la qualité statistique de ce classement. Il est cependant possible à partir des tests de Diebold-Mariano d'inférer les performances relatives des indicateurs. Nous comparons pour cela les modèles avec douze retards sur l'écart de production (les résultats demeurent qualitativement inchangés si on introduit un nombre supérieur de retards).

Tableau 3

Probabilité d'équivalence bilatérale pour les différents modèles

	« Naïf »	Filtre HP 1 600	Filtre HP 7 000	Tendance coudée	Fonction de production	VAR structurel	Modèle à composante inobservée	Taux d'utilisation des capacités
Modèle « Naïf »	1,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,40
Filtre HP 1 600		1,00	0,36	0,59	0,92	0,63	0,95	0,02
Filtre HP 7 000			1,00	0,06	0,21	0,89	0,54	0,03
Tendance coudée				1,00	0,21	0,24	0,58	0,06
Fonction de production					1,00	0,56	0,98	0,05
VAR structurel						1,00	0,36	0,03
Modèle à composante inobservée							1,00	0,04
Taux d'utilisation des capacités								1,00

Une probabilité proche de zéro conduit à rejeter l'hypothèse d'équivalence des modèles en terme prédictif.

Ce tableau ne nous permet pas de différencier les performances des différents indicateurs d'écart de production entre eux à un horizon de trois ans : tous sont équivalents statistiquement⁸. La probabilité d'équivalence est toujours supérieure à 20 % et *a fortiori* au seuil standard de 5 % d'acceptation de l'hypothèse nulle. En outre, les modèles comportant un écart de production, quel qu'il soit, apparaissent beaucoup plus pertinents qu'une représentation « élémentaire » de l'évolution de l'inflation à l'aide de ses seuls retards. Enfin, ils obtiennent chacun de meilleures performances, de manière significative, qu'un modèle dans lequel on utilise le TUC.

3. Impact sur l'inflation à court-moyen terme d'un creusement de l'écart de PIB

Une manière également intéressante d'analyser les propriétés des indicateurs d'écart de PIB est de quantifier la réponse à court-moyen terme de l'inflation à une variation de l'écart de PIB. Pour cela, nous avons conduit une variante qui consiste à étudier l'impact sur le taux d'inflation d'une hausse maintenue sur quatre trimestres de un point d'écart de production. Cette variante est élaborée sur la base de l'équation (2). Pour chaque indicateur, le nombre q de retards introduits est fixé de manière optimale sur la base du tableau 2.

⁸ Les performances auraient été cependant statistiquement différentes si on avait comparé les indicateurs entre eux à des horizons inférieurs à trois ans : par exemple, l'indicateur HP 1 600 et l'indicateur CI à l'horizon d'un an apparaîtraient comme les plus performants.

Tableau 5

Impact sur l'inflation d'une hausse répétée sur quatre trimestres de un point d'écart de PIB.

Pour...	Les deux premiers trimestres	La première année en moyenne	La deuxième année en moyenne	La troisième année en moyenne	La cinquième année en moyenne
Filtre HP 1 600 (1<q<13)	0,16	0,07	0,19	0,12	0,000
Filtre HP 7 000 (1<q<13)	0,16	0,07	0,17	0,11	0,01
Tendance coudée (1<q<6)	0,14	0,06	0,12	0,06	0,00
Fonction de Production (1<q<13)	0,15	0,06	0,15	0,10	0,002
VAR structurel (1<q<13)	0,19	0,09	0,14	0,07	0,03
Composante inobservée (1<q<4)	0,24	0,14	0,27	0,16	0,13

Les différents indicateurs conduisent à une réponse assez similaire de l'inflation au choc considéré : l'impact maximal est atteint pour la deuxième année et pour la plupart des indicateurs l'effet du choc disparaît à l'horizon de la cinquième année. La variante envisagée conclut à une augmentation de l'inflation de 0,15-0,25 point au bout de deux trimestres et de 0,1-0,3 point au bout de deux ans. Les deux indicateurs, à composante inobservée et fonction de production, se caractérisent cependant par une plus grande persistance du choc. Une explication résiderait dans la nature semi-structurelle de ces indicateurs qui font explicitement intervenir l'inflation dans leur construction.

À long terme, l'impact du choc disparaît, la somme des coefficients associés aux retards des écarts de production dans l'équation (2) étant nulle⁹.

⁹ Après estimation, l'équation (2) s'apparente à une modélisation de l'inflation en fonction de ses retards et des retards de la variation de l'écart de PIB.

Annexe méthodologique

Test de Diebold et Mariano (1995)

Diebold et Mariano ont proposé une statistique de test de l'hypothèse nulle de pouvoir prédictif équivalent entre deux modèles concurrents. À l'inverse des tests traditionnels de qualité prédictive, leur statistique de test est beaucoup plus générale car elle autorise des erreurs de prévision corrélées (autocorrélation de chacune des séries d'erreurs de prévision et/ou corrélation entre les deux séries) de sorte que celle-ci s'écrit :

$$DB = \frac{\bar{d}}{\sqrt{V(\bar{d})}} \rightarrow N(0,1) \quad \text{avec } \bar{d} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\varepsilon_{A,i}^2 - \varepsilon_{B,i}^2)$$

où $\varepsilon_{j,i}^2$ est l'erreur de prévision à l'horizon i du modèle j ($j=A$ ou B),

$$V(\bar{d}) = \sum_{k=-N+1}^{N-1} I\left(\frac{k}{S(N)}\right) \hat{\gamma}_k$$

la variance de long terme de l'erreur de prévision, la fenêtre de troncation est celle de Bartlett i.e.

$I\left(\frac{k}{S(N)}\right) = 1 - \frac{|k|}{S(N)}$ si $k \leq S(N)$ et 0 sinon, le retard $S(N)$ de troncation est donné par la formule de Schwertz $\text{int}(4(N/100)^{0.25})$, N est le nombre d'erreurs de prévision et $\hat{\gamma}_k$ l'autocovariance estimée de la série construite comme la différence des erreurs de prévision $(\varepsilon_{A,i}^2 - \varepsilon_{B,i}^2)$.

Critères statistiques

L'écart quadratique moyen (MSE) est donné par la formule :

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T-T_1} \sum_{t=1+T_1}^T (\pi_t - \hat{\pi}_t)^2}$$

et l'écart absolu moyen par :

$$MAE = \frac{1}{T-T_1} \sum_{t=1+T_1}^T |\pi_t - \hat{\pi}_t|$$

avec $\hat{\pi}_t$ le glissement annuel de l'inflation estimé sur la période 1 à T_1 et simulé dynamiquement sur la période T_1+1 à T pour chacun des modèles (« naïf », avec un des six indicateurs d'écart de PIB ou le TUC).

La croissance potentielle des grands pays industrialisés et leur positionnement dans le cycle

Pour évaluer la croissance potentielle et le positionnement dans le cycle d'autres grands pays (ou zones) industrialisés (États-Unis, Japon, Royaume-Uni, zone euro et Allemagne), nous calculons des indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production selon trois méthodes : le filtre Hodrick-Prescott, la tendance coudée et l'approche structurelle avec fonction de production, déjà utilisées dans les évaluations pour la France. Ces indicateurs fournissent une image relativement cohérente de la croissance potentielle et du positionnement dans le cycle des pays analysés. Ils mettent notamment en évidence une baisse de la croissance potentielle dans toutes les grandes économies après le premier choc pétrolier, avec, dans le cas particulier du Japon, un effet de rattrapage dans les années 1970-1980 suivi d'un affaiblissement structurel à partir du début des années 1990.

Dans la zone euro, la croissance potentielle atteindrait aujourd'hui 2,2 % environ, mais des disparités existent entre les différents pays qui la constituent. Ce résultat place la zone euro dans une position intermédiaire entre les États-Unis et le Japon. Les cycles des grandes économies apparaissent assez convergents avec parfois une légère avance pour les États-Unis ou le Royaume-Uni. Les cycles japonais sont relativement atypiques depuis le début des années 1980.

Les évaluations des écarts de production obtenues pour les États-Unis et le Japon à partir des trois méthodes présentent une certaine dispersion : à la fin du quatrième trimestre de 2001, elles s'étagent de - 0,6 % à + 0,5 % pour les États-Unis et de - 2,3 % à - 0,6 % pour le Japon. Les estimations dans le cas de la zone euro, qui ne sont effectuées qu'à partir des deux méthodes statistiques, aboutissent à des évaluations convergentes : l'écart de production serait proche de - 0,6 % à la fin de l'année 2001.

Anne-Marie RIEU
Direction des Études économiques et de la Recherche
Service d'Études sur les Économies étrangères

NB : La réalisation de cette étude a bénéficié de l'assistance technique de V. Vogel, A-C. Chavy-Martin et C. Gilles.

Cette étude présente des évaluations de croissance potentielle et d'écart de production pour quelques grands pays (ou zones) industrialisés (États-Unis, Royaume-Uni, Japon, zone euro et Allemagne) à l'aide de trois méthodes distinctes, parmi celles utilisées dans les évaluations pour la France¹.

Selon les paramètres retenus et la méthode utilisée, l'ampleur des cycles économiques varie. Toutefois, les dates de retournement et la position dans le cycle des différentes économies sont relativement proches, quelle que soit la méthode de calcul.

La croissance potentielle dans les différentes économies est tout d'abord analysée au regard de chaque méthode utilisée. Les trois méthodes fournissent des informations complémentaires. Le filtre Hodrick-Prescott, fondé sur une décomposition entre la tendance et les mouvements conjoncturels, permet de dater les retournements de cycle. La méthode de la tendance coudée permet de dégager les ruptures éventuelles dans la croissance tendancielle. Le recours à une fonction de production permet enfin d'enrichir le diagnostic par l'analyse des facteurs de la croissance. La comparaison entre les différents pays est ensuite menée avec cette dernière approche (fonction de production), en distinguant l'impact respectif des ressources de main-d'œuvre, du stock de capital et de la productivité globale des facteurs. Enfin, la position dans le cycle des différentes économies est évaluée à partir des écarts de production.

Les méthodes utilisées pour ces évaluations sont présentées dans l'article « Le choix d'une batterie d'indicateurs de positionnement de l'économie dans le cycle » publié dans ce même numéro et ne sont donc pas rappelées ici^{2,3}.

1. Évolution de la croissance potentielle dans plusieurs grands pays industrialisés⁴

1.1. Comparaison des méthodes

S'agissant de l'approche par le filtre Hodrick-Prescott (HP), les résultats obtenus confirment l'influence, déjà soulignée dans les travaux sur la France, du paramètre de lissage sur l'ampleur du cycle.

¹ Les données utilisées sont principalement celles fournies par l'OCDE (base trimestrielle des principaux indicateurs économiques et base semestrielle des perspectives économiques). S'agissant de la zone euro, elles ont été complétées en tant que de besoin, par des données de la Commission Européenne ou calculées à la Banque de France, au service d'Études sur les Économies étrangères (stocks de capital). Les données concernant l'Allemagne ont été rétropolées afin de reconstituer des séries longues couvrant l'Allemagne réunifiée. Les évaluations du stock de capital s'appuient sur la même méthodologie que celle appliquée à la France dans l'article « Analyse du positionnement dans le cycle par les indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production : quelques évaluations pour la France » publié dans ce même numéro.

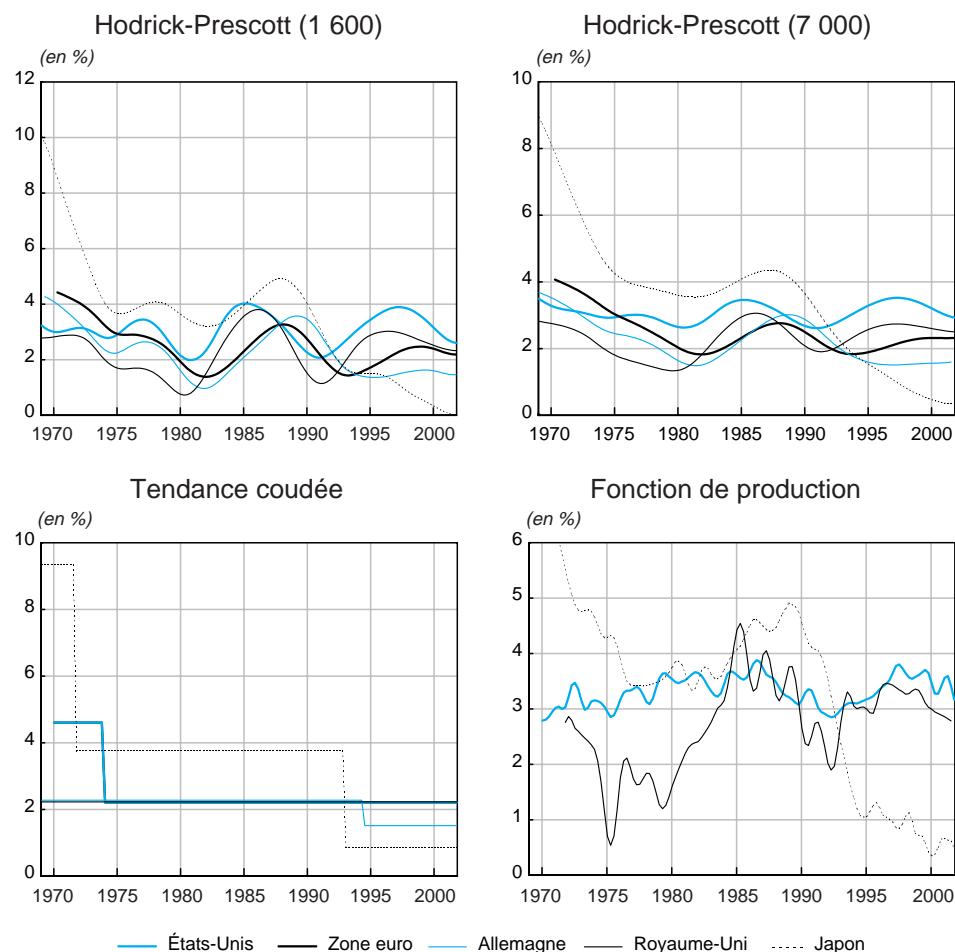
² L'approche structurelle avec une fonction de production est développée de deux façons. La fonction de production 1 est calculée avec un taux de chômage lissé (et non un *time-varying* NAIRU comme dans le cas français) et une productivité globale des facteurs (PGF) lissée. La fonction de production 2 est calculée avec un taux de chômage lissé et une PGF tendancielle estimée de façon économétrique sans rupture de tendance.

³ L'approche par les fonctions de production n'a pas été retenue pour l'Allemagne et la zone euro, dans la mesure où le résultat obtenu dépend essentiellement des hypothèses retenues pour rétropolier les séries couvrant l'Allemagne réunifiée.

⁴ Les résultats de ces évaluations sont fournis dans les graphiques 1 et les tableaux 2.

La croissance potentielle des États-Unis a connu une baisse entre 1960 et 1970, passant de 5 % à 3 % environ. Elle a ensuite fluctué entre 2,5 % et 4 % avec une accélération au cours de la deuxième moitié des années 1990. Au Royaume-Uni, la croissance potentielle a décrue du début des années 1960 au début des années 1980, revenant de 3 % à 1,5 % environ. Par la suite, on observe le même profil qu'aux États-Unis, mais à des rythmes moins élevés, la croissance potentielle avoisinant 2,5 % en fin de période. Il en est de même pour la zone euro où la croissance potentielle s'est affaiblie au cours des années 1970, passant de 4,5 % à 2 % environ pour ensuite fluctuer entre 1,5 % et 2,75 %. En Allemagne, la croissance potentielle est dans l'ensemble inférieure à la moyenne de la zone euro et fluctue autour de 2 %. Au Japon, la croissance potentielle a diminué fortement jusqu'au milieu des années 1970 où elle s'est établie autour de 8 % ; la baisse s'est atténuée et a été suivie d'un léger rebond au début des années 1990. Par la suite, la croissance potentielle s'est affaiblie, devenant à peine positive en fin de période.

Graphiques 1
Évolution de la croissance potentielle dans les différents pays et zones



La mise en œuvre de l'approche par les tendances coudées permet de détecter une seule rupture au cours des trois ou quatre dernières décennies dans tous les pays, à l'exception du Japon. Dans ce dernier cas, deux ruptures apparaissent, et on observe une forte baisse de la croissance potentielle après chacune d'entre elles, traduisant d'abord un épuisement du rattrapage économique après 1971 (première rupture de 9,3 % à 3,8 % environ) puis un affaiblissement structurel après 1993 (deuxième rupture, de 3,8 % à 0,8 %).

Dans les autres pays, on observe également une baisse de la croissance potentielle après la rupture de tendance. Celle-ci intervient :

- aux États-Unis au quatrième trimestre 1967, la croissance potentielle passant de 4,8 % à 3,0 % ;
- au Royaume-Uni au deuxième trimestre 1968, la croissance potentielle revenant de 3,0 % à 2,2 % ;
- dans la zone euro au premier trimestre 1974, la croissance potentielle passant de 4,6 % à 2,2 %. La date de la rupture est la même que celle estimée pour la France où la croissance potentielle revient de 5,2 % à 2,1 %. En outre, depuis le premier choc pétrolier, la croissance potentielle de la zone euro et de la France sont très proches ;
- en Allemagne plus tardivement, en 1991 ou en 1994 selon que l'on utilise une série de PIB rétropolée (couvrant l'Allemagne entière avant et après la réunification) ou pas. Dans les deux cas, la baisse de la croissance potentielle est du même ordre de grandeur et son ampleur est plus faible qu'ailleurs : la croissance potentielle s'est infléchie de 2,3 % à 1,6 %. Le caractère relativement tardif de la date de rupture reflète la grande sensibilité des calculs à l'impact statistique de la réunification.

La méthode des tendances coudées conduit à des inflexions plus marquées que celles induites par la méthode d'Hodrick-Prescott notamment aux États-Unis, au Royaume-Uni et dans la zone euro au milieu des années 1980 et à la fin des années 1990. En longue période, les résultats des deux méthodes sont proches.

Les résultats obtenus par l'approche structurelle font apparaître des similitudes assez fortes avec ceux issus de la méthode Hodrick-Prescott. Sur la période 1970-2000, la croissance potentielle est restée assez stable aux États-Unis, autour de 3,2 %, avec une phase d'accélération de 2,7 % à 3,6 % entre 1975 et 1987, puis un ralentissement jusqu'à 2,5 % en 1993 ; la période 1997-2000 est marquée par une élévation de la croissance potentielle jusqu'à près de 4 %. Toutefois, les résultats pour les États-Unis varient selon que la productivité globale des facteurs (PGF) potentielle est estimée par une équation linéaire (fonction de production 2) ou qu'elle résulte d'un lissage par un filtre HP (fonction de production 1). La croissance potentielle au Royaume-Uni connaît globalement les mêmes inflexions qu'aux États-Unis. À noter cependant que l'accélération observée au cours de la seconde moitié des années 1990 ne suffit pas à dépasser le rythme important de 1985-1986 (3,0 %, contre 3,5 %). S'agissant du Japon, l'approche par la fonction de production confirme l'affaiblissement structurel de l'économie depuis le début des

années 1990, avec une chute brutale de la croissance potentielle entre 1990 (croissance potentielle environ à 4 %) et 1994 (croissance potentielle environ à 1 %), ces résultats étant identiques à ceux obtenus par les méthodes du filtre Hodrick-Prescott et de la tendance coudée.

Au total, les trois méthodes aboutissent à des évaluations très proches de la croissance potentielle en longue période pour chaque économie, avec toutefois quelques différences quant à l'ampleur des fluctuations.

1.2. Comparaison entre pays

1.2.1. Croissance potentielle

De la comparaison entre les zones et pays analysés, on peut retenir les éléments suivants :

- la croissance potentielle de la zone euro, qui s'est établie autour de 2 % entre 1991 et 2000, serait de l'ordre de 2,5 % en 2001, mais avec des disparités entre les différents pays membres. Elle serait plus faible pour l'Allemagne sur la période 1991-2001, s'établissant en moyenne à 1,7 % environ (série « Allemagne réunifiée » rétropolée) ;
- la zone euro a une position intermédiaire entre le Japon et les États-Unis. Jusqu'en 1992-1993, la croissance potentielle du Japon était supérieure à celle des autres économies, traduisant le processus de rattrapage à l'œuvre en termes de capital fixe par tête (cette dernière grandeur étant au Japon inférieure à celle des autres pays industrialisés). Depuis cette date, qui voit la croissance potentielle du Japon s'infléchir nettement et durablement, la croissance potentielle des États-Unis est la plus élevée parmi celles des économies observées, quelle que soit la méthode retenue. La croissance potentielle américaine est relativement stable autour de 3 % sur la période 1991-2001. La croissance potentielle du Japon avoisinerait 0,7 % à l'horizon 2001. Au Royaume-Uni, elle a été de l'ordre de 2,5 % entre 1991 et 2001 et se rapproche donc de celle de la zone euro en fin de période.

1.2.2. Contributions à la croissance potentielle

La croissance potentielle du secteur marchand⁵, évaluée par l'approche structurelle à l'aide d'une fonction de production, peut être décomposée en contributions de la durée de travail, de l'emploi, du stock de capital et de la PGF (cf. annexe 1). La contribution de la PGF à la croissance potentielle est très sensible à la méthode utilisée. Nous ne commentons, ci-dessous, que les résultats donnés par la fonction de production 1 (voir note 2).

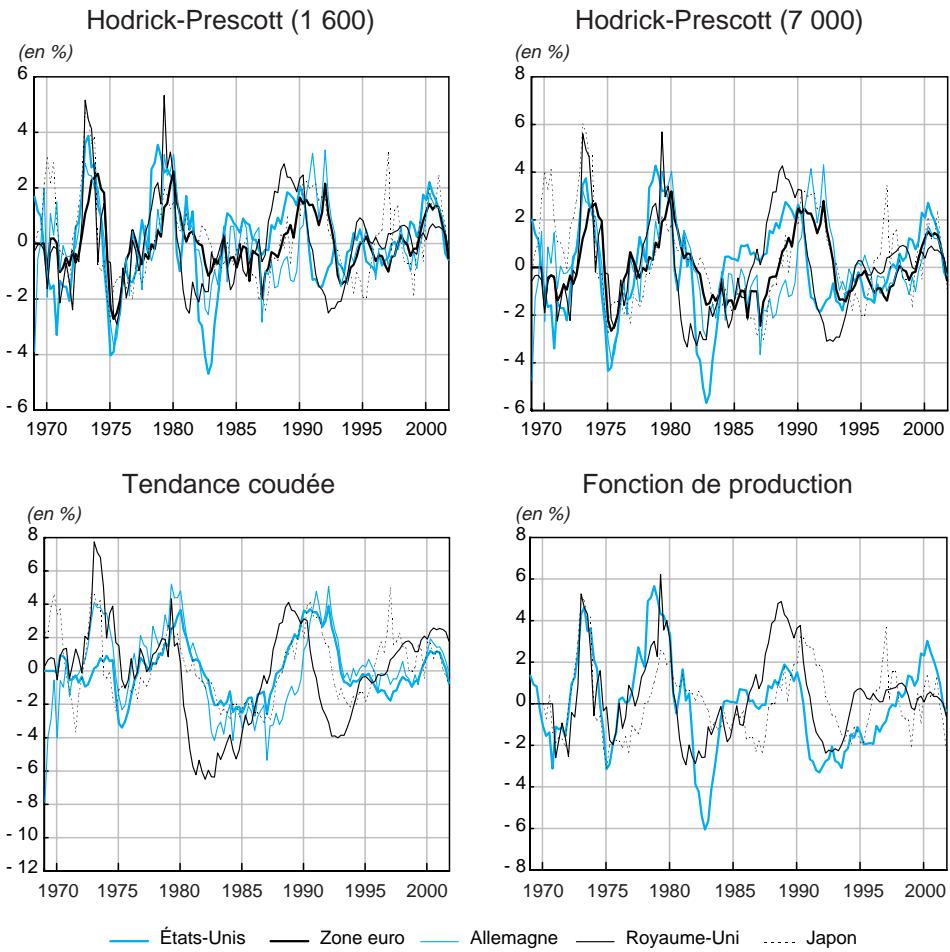
⁵ La croissance potentielle dans le secteur public varie peu et a généralement une contribution faible dans la croissance totale. L'analyse peut donc être conduite de façon plus approfondie sur le secteur marchand, sans que cette limitation en altère la portée.

L'écart de croissance potentielle en faveur des États-Unis par rapport au Royaume-Uni s'explique par une plus forte contribution de la PGF et du stock de capital. La PGF apporte en moyenne 1,5 point de croissance potentielle sur la période 1991-2000 et 1,8 point en 2000 et 2001 aux États-Unis, alors qu'elle n'a contribué que pour 1,5 point au Royaume-Uni sur toute la période. Le capital a contribué pour 1,1 point en moyenne sur 1991-2000 et 1,5 point en 2000 et 2001 aux États-Unis, seul pays où sa progression accélère fortement au cours du dernier cycle. Au Royaume-Uni, la contribution du capital à la croissance pour la période 1991-2000 s'est établie à 0,6 point, et pour 2001 à environ 0,8 point.

On note également un plus grand dynamisme du marché du travail aux États-Unis sur la période 1991-2000, grâce à une démographie plus favorable et à une baisse du chômage d'équilibre. Par ailleurs, sur la même période 1991-2000, la contribution de la durée du travail à la croissance potentielle est nulle aux États-Unis alors qu'elle est négative au Royaume-Uni. Toutefois, on note un rapprochement de la contribution du facteur travail au cours de ces deux dernières années pour les États-Unis et le Royaume-Uni à environ 0,6 point.

Au Japon, la croissance potentielle dans le secteur marchand a atteint en moyenne 1,6 % par an de 1991 à 2000. Toutefois, la croissance potentielle n'a été que de 0,6 % en 2000 et de 0,7 % en 2001. Cette baisse continue de la croissance potentielle reflète une moindre contribution de tous les facteurs de production, à l'exception de la durée moyenne du travail, celle-ci baissant moins rapidement que la croissance potentielle. Ce dernier effet n'est pas suffisant pour compenser la hausse du taux de chômage d'équilibre et le vieillissement de la population. Il en résulte une contribution négative du facteur travail à la croissance, le Japon étant le seul pays dans ce cas. Il est également le seul à enregistrer une hausse de la durée du travail, celle-ci étant stable au Royaume-Uni et aux États-Unis. La contribution de la PGF au Japon est quasiment nulle en 2000 et 2001. Ainsi, le facteur capital est le seul à tirer la croissance potentielle mais sa contribution est en baisse (1,1 point en 2000, contre 1,5 point en moyenne sur 1991-2000), même si le Japon est le pays qui a enregistré la plus forte croissance du stock de capital sur la période 1991-2000.

Graphiques 2
Écarts de production dans les différents pays et zones



2. Position dans le cycle des grandes économies⁶

2.1. Comparaisons internationales

Globalement, et quelle que soit la méthode utilisée, on distingue au total quatre cycles principaux dont les deux premiers apparaissent presque synchrones pour toutes les économies. La phase basse (écart de PIB négatif) du premier cycle s'étendrait de 1969 à 1972, suivie d'une phase haute (écart de PIB positif) culminant en 1974, puis d'une deuxième phase basse jusqu'en 1978 et d'une nouvelle phase haute jusqu'en 1981. Dans la période qui suit, les cycles apparaissent moins synchrones, même si on peut identifier globalement un troisième cycle plus long que les précédents, avec une phase basse de 1982 à 1988 environ suivie d'une phase haute jusqu'en 1990. Le quatrième cycle est également assez long, la phase basse s'étendant environ de 1991 à 1998 puis la phase haute jusqu'au deuxième trimestre 2001, culminant au cours de l'année 2000. La période actuelle correspondrait au début d'un cinquième cycle dont la phase basse est toujours en cours. Une analyse détaillée des écarts de production par pays permet de dater plus précisément les quatre pics et les trois creux pour chaque pays et chaque méthode. Les résultats obtenus varient d'un ou deux trimestres à peine selon les méthodes.

Tableau 1

Points hauts et points bas des cycles sur la période 1970-2001

		Zone euro	Royaume-Uni	États-Unis	Japon
Cycle 1	Pic	1974 : 1	1973 : 1	1973 : 2	1972 : 4
	Creux	1975 : 2	1975 : 3	1975 : 1	1974 : 4
Cycle 2	Pic	1980 : 1	1979 : 2	1978 : 4	1979 : 1
	Creux	1982 : 4 ; 1983 : 1 (1987 : 1)	1981 : 1	1982 : 4	1987 : 2
Cycle 3	Pic	1990 : 1 ; 1990 : 3	1988 : 4	1990 : 1	1990 : 3
	Creux	1993 : 2 ; 1993 : 4	1992 : 2 ; 1992 : 4	1991 : 4	1995 : 1
Cycle 4	Pic	2000 : 2	1998 : 1 ; 1999 : 4 (2001 : 1)	2000 : 2	1997 : 1

On note généralement une absence de décalage de cycle entre la zone euro et les États-Unis. Toutefois, au cours des années 1990, les États-Unis sont clairement en avance dans le cycle par rapport à la zone euro, le point bas se situant à la fin de 1991 aux États-Unis, soit moins de 2 ans avant le creux de la récession dans la zone euro en raison de la réunification allemande. Le cycle du Royaume-Uni présente un certain décalage par rapport à la zone euro et aux États-Unis, en dépit de l'intensification des liens commerciaux entre les trois zones et d'une convergence accrue au regard de l'évolution des facteurs de la croissance potentielle. Depuis le début des années 1980, le cycle du Japon semble dans une large mesure déconnecté des cycles des autres pays ou zones.

⁶ Les résultats sont fournis dans le tableau 1 et les graphiques 2.

2.2. Comparaison des écarts de production dans le secteur marchand

L'écart de production synthétise les tensions internes sur les marchés du travail et des produits. Il en ressort, qu'en moyenne en 2000, l'écart de production au Japon et au Royaume-Uni dans le secteur marchand est nul, alors qu'il est positif aux États-Unis (+ 1,7 %). Dans ce dernier pays, l'écart positif est dû principalement à un écart technologique positif (+ 0,9 %) et à un emploi supérieur à son niveau d'équilibre (+ 0,7 %).

2.3. Comparaison avec les calculs des organismes internationaux

D'une façon générale, les comparaisons avec les évaluations des organismes internationaux sont délicates compte tenu des choix méthodologiques différents qui peuvent intervenir. L'OCDE et le FMI estiment un modèle structurel avec fonction de production. La Commission européenne possède une batterie d'indicateurs parmi lesquels elle privilégie le filtre Hodrick-Prescott et les fonctions de production. Leurs estimations sont publiées en données annuelles. Par ailleurs, les comparaisons sont difficiles en 2001 en raison de l'instabilité des prévisions économiques dont la mobilisation est pourtant nécessaire.

La comparaison avec les évaluations d'organismes internationaux figure dans le tableau 3 pour la croissance potentielle et le tableau 4 pour les écarts de production. Nos résultats de croissance potentielle sont quasiment identiques à ceux de l'OCDE⁷. Pour le dernier trimestre de 2001, la moyenne des trois indicateurs que nous utilisons indique une croissance potentielle pour les États-Unis de 2,9 % (légèrement inférieure à l'évaluation de l'OCDE), pour le Japon de 0,5 % (1 % pour l'OCDE), de 2,4 % pour le Royaume-Uni (2,5 % pour l'OCDE) et de 1,5 % pour l'Allemagne (1,9 % pour l'OCDE). En revanche, les écarts de production (en %) font apparaître des différences qui tiennent sans doute au fait que, dans l'actuelle phase de retournement conjoncturel, nous mobilisons une information plus récente que celle utilisée dans les évaluations publiées par ces organismes.

⁷ Pour l'Allemagne, on note une différence sur la période 1991-2000 qui est liée au fait que l'OCDE utilise une série avec rupture alors que nous utilisons une série rétropolée qui couvre l'Allemagne réunifiée sur toute la période.

Tableaux 2

Évaluations de la croissance potentielle et de l'écart de production

A : Zone euro

Méthode	Caractéristiques	Croissance potentielle		Écart de production	
		1991-2000	2001 T4	1991-2000	2001 T4
Indicateur 1A					
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 1\ 600$	2,0	2,5	2,2	0,0
Indicateur 1B					
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 7\ 000$	2,1	2,4	2,3	0,0
Indicateur 2					
Tendance coudée	Une rupture en 1974 : 1	2,2	2,2	2,2	0,0
				0,7	- 0,7

B : Allemagne

Méthode	Caractéristiques	Croissance potentielle		Écart de production	
		1991-2000	2001 T4	1991-2000	2001 T4
Indicateur 1A					
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 1\ 600$	1,7	1,7	1,5	0,2
Indicateur 1B					
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 7\ 000$	1,8	1,7	1,6	0,4
Indicateur 2 (a)					
Tendance coudée	Une rupture en 1991 : 1	1,4	1,4	1,4	- 0,0
Indicateur 2 (a)					
Tendance coudée					
(série rétropolée)	Une rupture en 1994 : 3	1,8	1,6	1,6	0,7
				1,2	- 0,1

(a) Deux estimations par la tendance coudée figurent pour l'Allemagne car elles sont statistiquement significatives.

C : Royaume-Uni

Méthode	Caractéristiques	Croissance potentielle		Écart de production	
		1991-2000	2001 T4	1991-2000	2001 T4
Indicateur 1A					
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 1\ 600$	2,5	2,6	2,3	- 0,3
Indicateur 1B					
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 7\ 000$	2,5	2,7	2,5	- 0,5
Indicateur 2					
Tendance coudée	Une rupture en 1968 : 2	2,2	2,2	2,2	- 0,5
Indicateur 5 Modèle structurel avec fonction de production 1	Fonction Cobb-Douglas ; Taux de chômage lissé ; PGF lissée par filtre HP	2,5	2,7	2,5	- 0,2
				0,2	- 0,6

D : États-Unis

Méthode	Caractéristiques	Croissance potentielle (en %)			Écart de production (en %)		
		1991-2000	2000	2001 T4	1991-2000	2000	2001 T4
Indicateur 1A							
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 1\ 600$		3,2	3,1	2,6	- 0,1	1,7
Indicateur 1B							
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 7\ 000$		3,2	3,2	2,9	- 0,3	2,1
Indicateur 2							
Tendance coudée	Une rupture en 1967 : 4		3,0	3,0	3,0	- 0,6	3,1
Indicateur 5 Modèle structurel avec fonction de production 2	Fonction Cobb-Douglas ; taux de chômage lissé ; PGF estimée par équation économétrique sans rupture de tendance		3,0	3,1	2,9	- 0,9	2,5
							- 0,3

E : Japon

Méthode	Caractéristiques	Croissance potentielle (en %)			Écart de production (en %)		
		1991-2000	2000	2001 T4	1991-2000	2000	2001 T4
Indicateur 1A							
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 1\ 600$		1,3	0,4	0,0	0,1	1,0
Indicateur 1B							
Filtre Hodrick-Prescott	$\lambda = 7\ 000$		1,5	0,6	0,3	0,4	0,8
Indicateur 2	2 ruptures en 1973 : 3 et 1993 : 1		1,4	0,9	0,9	0,5	1,3
Indicateur 5 Modèle structurel avec fonction de production 1	Fonction Cobb-Douglas ; Taux de chômage lissé ; PGF calculée par filtre HP		1,6	0,8	0,8	0,1	0,7
							- 2,3

Tableau 3

Comparaison avec des évaluations de croissance potentielle de l'OCDE

		(en %)				
Moyenne	OCDE	États-Unis		Japon		Royaume-Uni
		1991-2000	(PE 12/2001)	2,8	1,6	2,3
	BDF					
	Intervalle		3,0 à 3,2	1,3 à 1,6	2,2 à 2,5	1,9 à 2,2
	Moyenne		3,1	1,5	2,4	2,1
						1,7
Moyenne	OCDE					
2000	(PE 12/2001)		3,7	1,1	2,3	2,3
	BDF					
	Intervalle		3,0 à 3,2	0,4 à 0,9	2,2 à 2,7	2,2 à 2,5
	Moyenne		3,1	0,6	2,5	2,4
						1,7
2001 (a)	OCDE					
	(PE 12/2001)		3,3	1,0	2,5	NA
	BDF					
	Intervalle		2,6 à 3,0	0,0 à 0,9	2,2 à 2,5	2,2 à 2,3
	Moyenne		2,9	0,5	2,4	2,2
						1,6
						1,5

(a) BDF (Banque de France) : quatrième trimestre

OCDE : second semestre

Tableau 4

Comparaison avec des évaluations d'écart de production des autres organismes

		(en %)				
		États-Unis	Japon	Royaume-Uni	Zone euro	Allemagne
Moyenne	OCDE					
1991-2000	(PE 12/2001)	- 0,3	0,1	- 1,5	- 1,0	- 0,8
	BDF					
	Intervalle	- 0,7 à - 0,1	0,1 à 0,5	- 0,5 à - 0,3	- 0,2 à 0,1	- 0,1 à 0,7
	Moyenne	- 0,4	0,3	- 0,4	0	0,3
Moyenne	OCDE					
2000	(PE 12/2001)	1,9	- 0,6	0,1	0,2	0,0
	FMI (WEO 03/2002)	1,3	- 3,1	0,3	- 0,1	- 0,3
	BDF					
	Intervalle	1,7 à 3,1	0,2 à 1,3	0,2 à 2,1	0,7 à 1,2	1,1 à 1,3
	Moyenne	2,4	0,8	0,8	1,0	1,2
	Commission européenne	NA	NA	0,4	0,7	0,4
2001(a)	OCDE					
	(PE 12/2001)	- 1,4	- 3,1	- 0,2	NA	- 1,6
	Minéfi (12/2001)	- 0,9	- 1,5	3,3	- 1,3	- 2,1
	FMI (WEO 04/2002)	- 0,4	- 2,7	- 0,1	- 0,9	- 1,2
	FMI (WEO 10/2001)	- 0,5	- 4,8	- 0,3	- 0,8	- 1,5
	BDF					
	Intervalle	- 0,6 à 0,5	- 2,3 à - 0,6	- 0,6 à 1,8	- 0,7 à - 0,5	- 0,3 à 0,1
	Moyenne	- 0,2	- 1,1	0,2	- 0,6	- 0,1

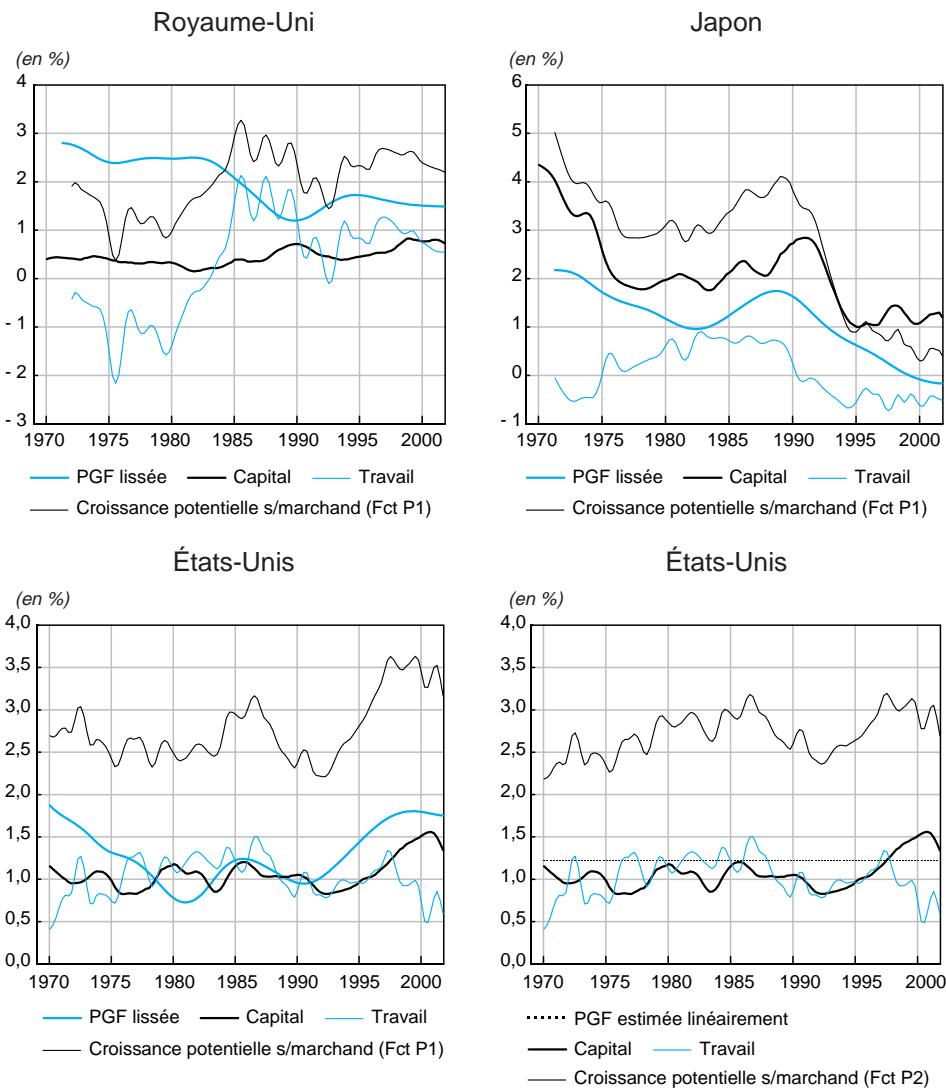
(a) BDF (Banque de France) : quatrième trimestre

OCDE : second semestre

FMI et Minéfi (ministère de l'Économie et des Finances français) : moyenne annuelle

Annexe 1

Contributions des facteurs de production à la croissance potentielle



PIB potentiel, écart de production et politique monétaire

Le PIB potentiel et l'écart de production font partie des outils traditionnels des économistes de banque centrale. En effet, le premier, exprimé en niveau ou en taux de croissance (on parle alors de croissance potentielle) constitue un indicateur privilégié de la capacité d'offre d'une économie, tandis que le second fournit une mesure synthétique des tensions sur les marchés des biens et du travail.

Ils sont aussi très souvent mobilisés, notamment par les économistes de marché, pour apprécier l'orientation de la politique monétaire, c'est-à-dire son caractère plus ou moins accommodant, ou pour élaborer des scénarios de taux d'intérêt à court terme. Une utilisation standard de ces indicateurs est l'estimation de règles de politique monétaire comme celle mise au point, par exemple, par John Taylor.

Ils ont, cependant, pour particularité de ne pas être observables, ce qui impose pour leur évaluation de nombreux choix normatifs. De plus, il n'en existe pas de définition consensuelle et les nombreux facteurs d'incertitude entourant leur mesure conduisent à ne les utiliser que de façon prudente et circonstanciée dans les décisions de politique monétaire. L'appréciation de telles grandeurs implique donc, en pratique, la mobilisation de toute l'information disponible et l'estimation de nombreux indicateurs alternatifs.

Laurent CLERC
Direction des Études économiques et de la Recherche
Service d'Études sur les Politiques monétaire et financière

Afin d'apprécier les évolutions conjoncturelles récentes ou les tendances longues de la production, de mesurer les tensions susceptibles d'apparaître sur les marchés des biens et du travail et d'en évaluer les conséquences éventuelles en termes d'inflation, les économistes de banque centrale¹ mobilisent de très nombreux indicateurs au sein desquels les mesures de PIB et de croissance potentiels ainsi que d'écart de production occupent une place importante.

Ces indicateurs, qui ont pour particularité de ne pas être observables, ont fait l'objet d'un regain d'intérêt récent dans la littérature théorique, portant plus particulièrement sur le rôle qu'ils occupent dans la définition et la conduite de la politique monétaire.

Très largement commentés et utilisés par ailleurs à des fins opérationnelles, il n'en existe pas pour autant de définition ni de mesure unique. Leur mobilisation pour la politique économique ne peut donc s'opérer qu'avec une extrême précaution. Leur utilisation dans le cadre de la stratégie de politique monétaire de la Banque centrale européenne (BCE)² en fournit une parfaite illustration.

Enfin, leur caractère synthétique en a assuré la diffusion dans le monde des économistes de marché, qui utilisent souvent de tels indicateurs pour apprécier l'orientation de la politique monétaire ou pour élaborer des scénarios de taux d'intérêt.

1. Les indicateurs de PIB potentiel, d'écart de production et la politique monétaire

De nombreux travaux théoriques récents, consacrés notamment aux règles de politique monétaire optimales et à la conduite de la politique monétaire dans un contexte d'incertitude, ont été à l'origine d'un regain d'intérêt pour les questions de mesure des écarts de production. Ces derniers, ainsi que les évaluations de PIB et de croissance potentiels dont ils découlent, sont en effet au cœur des préoccupations des banquiers centraux d'un double point de vue : ils occupent une place importante dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire ; leur mesure imparfaite, voire erronée, peut conduire à des décisions inadaptées de politique monétaire, notamment lorsque la banque centrale y réagit de manière trop mécanique.

¹ Voir, par exemple, le numéro spécial de la revue *Économie Internationale*, n° 69, 1^{er} trimestre 1997 présentant les expériences de la Banque d'Angleterre, de la Banque fédérale d'Allemagne ou encore de la Banque de France

² Cf. « PIB potentiel et écart de production : concepts, utilisations et évaluations », *Bulletin mensuel* de la BCE, octobre 2000

1.1. Un rôle important dans le mécanisme de transmission

Une représentation analytique simple du fonctionnement des économies développées, dérivée d'une formalisation reposant sur des modèles d'équilibre général dynamiques³, permet d'illustrer le rôle joué par l'écart de production dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire. De tels modèles reposent sur l'hypothèse que les agents économiques (consommateurs, entrepreneurs, autorités monétaires et publiques...) décident, à chaque période et de façon optimale, de leurs dépenses présentes et futures de consommation, d'investissement ou encore du volume de leur production, en fonction de l'information dont ils disposent et de leurs anticipations quant à l'évolution de leurs revenus et de l'état futur de l'économie. De façon schématique, la résolution de tels modèles ou représentation du fonctionnement de l'économie conduit généralement à un jeu simple d'équations, du type :

$$y_t = \alpha_0 - \alpha_1(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t y_{t+1} + \varepsilon_t \quad (\text{équation 1})$$

$$\pi_t = \beta_0 E_t \pi_{t+1} + \beta_1 (y_t - y^*) + \eta_t \quad (\text{équation 2})$$

La première équation, qualifiée de courbe IS, reflète les évolutions de la demande agrégée (consommation des ménages, investissement des entreprises). Elle traduit le fait que la décision de production prise au temps t , représentée par la variable y_t , dépend négativement du taux d'intérêt réel ($i_t - E_t \pi_{t+1}$), défini comme la différence entre le taux d'intérêt nominal i_t et l'inflation anticipée pour la période suivante ($E_t \pi_{t+1}$), car ce dernier, en renchérisant le coût réel du crédit et en élevant la rémunération de certaines formes d'épargne, pénalise la demande des ménages (consommation et investissement) ainsi que l'investissement des entreprises, et positivement des perspectives d'activité ($E_t y_{t+1}$) : ces dernières stimulent en effet l'investissement des entreprises, et, par conséquent, la production effective ; elles accroissent aussi les anticipations de revenus des ménages, ce qui peut aussi les inciter à consommer plus. Enfin, la variable (E_t) traduit la présence d'éventuels chocs de demande, tels qu'une hausse non anticipée des dépenses publiques.

La seconde équation, qualifiée parfois de « nouvelle courbe » de Phillips, traduit les évolutions de l'offre agrégée. Elle reflète le fait que l'inflation courante, mesurée par π_t , dépend positivement de l'évolution anticipée des prix futurs ($E_t \pi_{t+1}$), mais aussi de l'écart de production, défini comme la différence entre la production effective et la production potentielle ($y_t - y^*$). En effet, cet écart fournit une mesure synthétique des capacités de production disponibles dans l'économie pour faire face à un surcroît de demande. Il reflète donc l'état des tensions sur le marché des biens et du travail. La variable η_t traduit la présence de chocs d'offre éventuels, tels qu'un choc pétrolier par exemple.

³ Comme, par exemple, ceux de M. Woodford et J.J. Rotemberg (1998) : « *An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy* », NBER Technical Paper n° 233, mai ; R.G. King et A.L. Wohar (1999) : « *What Should Monetary Authority Do When Prices Are Sticky ?* », dans J.B. Taylor : *Monetary Policy Rules*, The University of Chicago Press ; ou B.T. McCallum et E. Nelson (1999) : « *An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis* », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 31, n° 3, août

Ce type de modèle est généralement complété par une équation définissant la façon dont est fixé le taux d'intérêt nominal (i) par la banque centrale. Cette équation ou « règle de politique monétaire » peut éventuellement prendre en compte l'écart de production, comme c'est le cas de la « règle de Taylor » dont il est fait état plus bas.

Dans une telle représentation de l'économie, et en présence de rigidités nominales, c'est-à-dire d'un ajustement graduel des prix, la banque centrale, en modifiant son taux d'intérêt directeur (i), affecte directement le taux d'intérêt réel à court terme. Ce dernier agit alors sur la demande agrégée (équation 1) et implique un ajustement de la production effective. Ce mouvement, qui modifie à son tour l'écart de production, affecte *in fine* l'évolution des prix (équation 2). L'écart de production joue donc un rôle important dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Toutefois, une banque centrale qui modifierait ses taux directeurs en accordant un poids trop fort à l'écart de production risquerait de prendre une décision erronée, car sa mesure est en pratique délicate.

1.2. Des mesures imparfaites

La littérature consacrée à la recherche sur les règles de politique monétaire optimale s'est récemment concentrée sur la question des imperfections et des incertitudes en matière de mesure de la production potentielle et de l'écart de production.

De ce point de vue, les autorités monétaires sont confrontées à une triple incertitude : la première réside dans le choix du modèle économique pertinent pour déterminer la mesure de la production potentielle et de l'écart de production. À cette incertitude s'ajoute celle pesant sur les estimations des paramètres nécessaires à la détermination de ces indicateurs. La troisième provient des révisions statistiques opérées directement sur les données de PIB et d'activité, qui affectent à leur tour les estimations de production potentielle ainsi que celles d'écart de production. Cela est loin d'être neutre pour la mise en œuvre de la politique monétaire car les banques centrales doivent prendre leurs décisions de politique monétaire à partir de l'information dont elles disposent en temps réel.

Partant d'un tel point de vue, plusieurs travaux récents ont mis en évidence l'impact des erreurs de mesure affectant le PIB sur l'évaluation de l'écart de production et leurs conséquences en termes de décisions de politique monétaire et *in fine* d'inflation⁴. Contrairement à de nombreux travaux, qui expliquaient les performances médiocres observées aux États-Unis en termes d'inflation au cours des années 1960 et 1970 par une politique monétaire inadaptée⁵ ou une volonté

⁴ Cf. A. Orphanides (2000) : « *The Quest for Prosperity Without Inflation* », *Working Paper* de la BCE n° 15, et G.D. Rudebusch (2000) : « *Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty* », *Federal Reserve Bank of San Francisco*, dans le cas des États-Unis ; M. Ehrmann et F. Smets (2000) : « *Uncertain potential output: implications for monetary policy* », *mimeo*, novembre dans le cas de la zone euro ; et plus récemment E. Nelson et K. Nikolov (2001) : « *A Real-Time Output Gap Series for the United Kingdom 1965-2000: Construction, Analysis, and Implications for Inflation* », *CEPR Discussion Paper* n° 2999, octobre pour le Royaume-Uni

⁵ Cf. R. Clarida, J. Gali, M. Gertler (1999) : « *The Science of Monetary Policy* », *C.V. STARR Center For Applied Economics*, n° 99-13, mai et J.B. Taylor (1999) : *Monetary Policy Rules*, *The University of Chicago Press*

délibérée de faire croître l'économie au-delà de son potentiel de croissance⁶, A. Orphanides (2000) montre que les réponses fournies à l'époque par les autorités monétaires américaines étaient tout à fait justifiées au regard des données dont elles disposaient en temps réel. Ces données montraient que l'évolution de l'activité américaine s'opérait à des rythmes bien inférieurs à la croissance potentielle. La politique monétaire expansionniste qui fut alors mise en œuvre, et qui fut pour partie à l'origine de la forte poussée inflationniste constatée au cours de ces années, s'expliquerait donc, avant tout, par la difficulté de disposer en temps réel d'évaluations fiables de l'écart de production.

L'une des conséquences opérationnelles prônées par certains auteurs, dont A. Orphanides et B.T. McCallum, serait l'abandon pur et simple de tels indicateurs dans la conduite de la politique monétaire, ou à tout le moins une nette atténuation de leur poids dans la décision de modification des taux directeurs. Une telle proposition conduit toutefois à se priver d'une information qui peut être utile et d'une mesure synthétique des tensions sur les marchés des biens et du travail. Une approche plus pragmatique, telle que celle mise en œuvre par la BCE, paraît mieux adaptée.

2. Leur rôle dans la définition de la politique monétaire

La plupart des banques centrales recourent aux différents indicateurs de PIB potentiel et d'écart de production dans la définition et la conduite de leur politique monétaire, que leur stratégie soit fondée sur un ciblage monétaire, comme ce fut le cas pour la Banque fédérale d'Allemagne ou la Banque de France, ou une cible d'inflation comme dans le cas de la Banque d'Angleterre. Il en est de même de la BCE, confrontée, comme ses homologues, à une situation d'incertitude : incertitude quant au fonctionnement même et au « modèle sous-jacent » de la zone euro ; incertitude sur les paramètres structurels de cette zone ; incertitude statistique enfin, même si des progrès considérables ont été accomplis en termes d'homogénéisation dans le cadre de l'Union monétaire. Une façon de répondre à cette situation d'incertitude est de prendre en compte l'intégralité de l'information disponible, et de retenir, sans exclusive, les diverses approches théoriques et méthodes d'estimation. C'est précisément sur une telle volonté que s'appuient les deux piliers de la stratégie de politique monétaire de la BCE⁷.

⁶ Cf. J.J. Sargent (1999) : *The Conquest of American Inflation*, Princeton University Press

⁷ Cf. « Les deux piliers de la stratégie de politique monétaire de la BCE », *Bulletin mensuel* de la BCE, novembre 2000

2.1. La croissance potentielle dans le cadre du premier pilier

Le premier pilier de la stratégie monétaire de la BCE repose sur l'approche monétaire de l'inflation qui s'appuie sur le fait que, à long terme, l'inflation est un phénomène essentiellement monétaire. Il accorde donc un rôle primordial à la monnaie, souligné par l'annonce d'une valeur de référence quantifiée pour la croissance d'un agrégat monétaire large. Cette valeur de référence, reconduite en décembre 2001 pour l'année 2002, établit la croissance de l'agrégat monétaire M3 à 4,5 % en moyenne annuelle à moyen terme. L'analyse théorique sous-jacente à la détermination de cette valeur de référence repose sur l'approche quantitative de la monnaie, selon laquelle la progression de la masse monétaire détermine l'inflation à moyen-long terme. Dans ce cadre conceptuel, la détermination d'une valeur de référence pour la croissance de la masse monétaire doit fournir aux agents économiques une ancre nominale pour leurs anticipations d'inflation.

Au plan formel, la relation permettant la détermination de cette valeur de référence peut être exprimée par :

$$\dot{m} = \dot{p} + \dot{y} - \dot{v}$$

où \dot{m} représente le taux de croissance de l'agrégat monétaire M3, \dot{p} l'objectif d'inflation des autorités monétaires, \dot{v} la vitesse de circulation de la monnaie et \dot{y} la croissance potentielle.

Puisque l'inflation est, à long terme, uniquement déterminée par la croissance de la masse monétaire, cela implique que les deux autres paramètres doivent être exogènes, c'est-à-dire indépendants de la politique monétaire.

La vitesse de circulation est déterminée par des facteurs structurels, et elle ou son taux de croissance doivent être stables ou constants (ce qui constitue, d'ailleurs, une condition *sine qua non* de la validité de la relation causale postulée ci-dessus).

Le paramètre \dot{y} renvoie à la croissance potentielle. Ce concept sert à caractériser la capacité d'offre durablement soutenable de l'économie, c'est-à-dire compatible avec la stabilité des prix⁸ à moyen et long termes puisque seule la monnaie cause l'inflation à cet horizon. La croissance potentielle est fonction de la structure de la production, de l'état de la technologie et des facteurs de production disponibles. Elle est généralement déterminée à l'aide d'approches dites structurelles, *i.e.* théoriquement fondées et reposant, par exemple, sur l'estimation d'une fonction de production, mais on peut aussi recourir à des mesures purement statistiques destinées à appréhender la croissance tendancielle. Cependant, on doit s'assurer dans ce dernier cas que la période retenue pour le calcul de la tendance corresponde bien à une période de « stabilité des prix ». Dans ce contexte, l'écart de production mesure alors le déséquilibre existant entre l'offre potentielle — dont le PIB potentiel fournit la mesure — et la demande, appréciée par le PIB courant. Il fournit une indication des tensions inflationnistes à moyen terme. En fonction du

⁸ Pour la conduite de la politique monétaire dans la zone euro, la stabilité des prix est définie comme une progression de l'indice des prix à la consommation harmonisé inférieure à 2 % en moyenne annuelle à moyen terme.

positionnement de l'économie dans le cycle, la banque centrale pourra modifier ses taux directeurs de façon à infléchir la demande et à contribuer à assurer une croissance durable et non inflationniste.

2.2. L'écart de production dans le cadre du second pilier

Il est toutefois délicat d'expliquer l'apparition de tensions inflationnistes à court et moyen termes par les seuls développements monétaires. La vocation du second pilier de la stratégie monétaire est donc de mobiliser les déterminants de l'inflation à court-moyen terme.

Ce second pilier est constitué par une très large gamme d'indicateurs économiques et financiers, de perspectives d'évolution des prix et d'indicateurs des risques pour la stabilité des prix dans l'ensemble de la zone euro. Au sein de ce large éventail, le PIB potentiel et l'écart de production constituent des éléments importants pour l'évaluation des tensions inflationnistes à court et moyen termes.

Toutefois, malgré la similitude de leurs dénominations, les indicateurs mobilisés dans le cadre de ce second pilier ne sont pas nécessairement identiques à ceux utilisés dans le cadre du premier pilier.

Ainsi, le concept de PIB potentiel peut renvoyer à la production maximale pouvant être obtenue à l'aide des facteurs de production actuellement en place⁹. Il peut être déterminé par la traditionnelle « méthode des pics » (*i.e.* la courbe « enveloppe » joignant les pics de production) ou estimé par une tendance, éventuellement coudée. L'écart de production (c'est-à-dire l'écart entre le PIB observé et le PIB potentiel) mesure le degré d'utilisation des capacités de production et fournit une indication des contraintes pesant à très court terme sur les facteurs mobilisables. Il est généralement complété par une série d'autres indicateurs comme les taux d'utilisation, les goulots d'étranglement, la durée d'utilisation des équipements, le taux de chômage...

Une intervention de la banque centrale, sur la base des informations délivrées par ce type d'indicateurs, se justifie lorsque ces derniers sont annonciateurs des tensions inflationnistes futures. En revanche, si ces indicateurs traduisent des tensions inflationnistes immédiates, l'existence de délais de transmission de la politique monétaire peut rendre inefficace toute action des autorités monétaires visant à les juguler.

On peut également concevoir que la croissance est le fruit d'innovations technologiques, apparaissant de façon aléatoire, conformément à la théorie des cycles réels. Le PIB potentiel mesure alors l'offre productive durablement affectée par ces chocs technologiques. Il peut alors être mesuré par une tendance stochastique et déterminé à l'aide de méthodes statistiques fondées, par exemple, sur des procédures de filtrage de type Hodrick-Prescott, des modèles vectoriels

⁹ On insiste ici, essentiellement, sur les approches de court et moyen termes. Les déterminants de plus long terme de l'offre potentielle sont présentés dans l'article d'O. De Bandt et J.-P. Villetelle « Analyse du positionnement dans le cycle par les indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production : quelques évaluations pour la France » dans le présent numéro du *Bulletin de la Banque de France*.

autorégressifs (VAR) ou encore des modèles à composantes inobservables estimés à l'aide du filtre de Kalman. L'écart de production traduit alors l'ensemble des perturbations temporaires liées à l'adaptation du processus productif au changement technologique. Une intervention des autorités monétaires dans ce cadre conceptuel est en revanche difficilement justifiable.

Ces différentes approches conceptuelles¹⁰ ont donc des implications potentiellement différentes pour la détermination et la conduite de la politique monétaire. Au plan opérationnel cependant, les mesures alternatives utilisées délivrent des profils assez semblables d'écart de production¹¹ et des évaluations assez proches de la croissance potentielle, généralement comprises entre 2 % et 2,5 % dans le cas de la zone euro (cf. tableau ci-dessous).

Estimation de la croissance potentielle dans la zone euro

Méthode d'évaluation	(en %)
	Croissance potentielle 1981-2001
Filtre Hodrick-Prescott	2,2
Composantes inobservables	2,2
VAR structurel	2,4
Fonction de production (OCDE)	2,25

Sources : BCE, Banque de France

Outre les mesures directes, les « produits dérivés » de ces mesures, tels que la détermination des composantes structurelle et cyclique des soldes budgétaires, des soldes extérieurs ou encore la détermination des taux de change d'équilibre, constituent autant d'éléments importants pour la conduite de la politique monétaire. Il reste que leur évaluation est délicate, ce qui empêche leur emploi exclusif à des fins de politique monétaire. Ils constituent, de ce fait, des indicateurs parmi d'autres au sein du second pilier de la stratégie de politique monétaire de la BCE.

3. Leur mobilisation pour apprécier l'orientation de la politique monétaire

Les indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production sont très largement sortis du cercle des économistes de banque centrale et ont fait l'objet de nombreux commentaires et publications au cours de ces dernières années. Leur utilisation dans l'évaluation de « règles de politique monétaire » est notamment à l'origine de ce succès. Développées à l'origine dans les milieux universitaires, ces « règles de politique monétaire » ont, en effet, connu un succès grandissant auprès des économistes de marché et des décideurs économiques. Destinées à refléter la fonction de réaction des banques centrales, ces règles sont à présent souvent utilisées pour mesurer le caractère plus ou moins restrictif de la politique monétaire. Parmi ces nombreuses applications, on peut retenir deux illustrations.

¹⁰ Cf. l'article de G. Cette intitulé « Le choix d'une batterie d'indicateurs de positionnement de l'économie dans le cycle » pour une présentation exhaustive dans le présent numéro du *Bulletin de la Banque de France*

¹¹ Cf. l'article d'A.-M. Rieu dans le présent numéro du *Bulletin de la Banque de France*

3.1. La règle de Taylor

La règle la plus populaire est celle mise au point par John B. Taylor (1993)¹². Conformément à la théorie de Fisher, le taux d'intérêt nominal (r_t) peut se décomposer comme la somme du taux d'intérêt réel (r), déterminé à long terme par les « fondamentaux » de l'économie (productivité, démographie...) et des anticipations d'inflation ($E_t(\pi_{t+1})$), soit : $r_t = r + E_t(\pi_{t+1})$.

La politique monétaire, qui ne peut agir sur le taux d'intérêt réel à moyen-long terme, cherche à peser sur les anticipations d'inflation en fournissant aux agents économiques une ancre nominale à leurs anticipations, par exemple par la détermination d'une valeur de référence ou d'un objectif quantifié d'inflation, ou encore un engagement solennel à maintenir la stabilité des prix. À court terme, cependant, du fait de l'existence d'un certain nombre de rigidités tant nominales que réelles ou d'imperfections sur les marchés, les prix courants ne se fixent pas spontanément au niveau désiré par les autorités monétaires et la production diffère de la production potentielle. Du fait de ces rigidités, la politique monétaire peut exercer une influence directe sur le taux d'intérêt réel à court terme et, partant, sur l'activité économique. La banque centrale peut ainsi fixer le taux d'intérêt nominal en cherchant, par exemple, à lisser les fluctuations des prix et de la production. La règle suivante, proche de celle proposée par John Taylor, traduit ce double objectif :

$$r_t = r + E_t(\pi_{t+1}) + \lambda_\pi(\pi_t - \pi^*) + \lambda_y(y_t - y^*)$$

ou π représente l'inflation, π^* l'inflation désirée, y la production et y^* la production potentielle. λ_π et λ_y sont les poids attribués par les autorités monétaires, respectivement, à la stabilisation des prix et à celle de la production. Ce type de règle, qui complète le petit modèle macroéconomique présenté précédemment, possède de bonnes propriétés stabilisatrices à condition de respecter le « principe de Taylor » selon lequel le poids attribué à la stabilisation des prix doit être supérieur à l'unité. En effet, cette condition implique que l'apparition d'un surcroît d'inflation est immédiatement compensée par une hausse plus que proportionnelle du taux d'intérêt nominal, qui se traduit en conséquence par une augmentation du taux d'intérêt réel à court terme, censée assurer à son tour la réduction des tensions inflationnistes.

Dans cette règle de politique monétaire, la présence de l'écart de production est cependant difficile à justifier, à moins que la banque centrale ne possède un objectif explicite de stabilisation de la production. En effet, si cet écart est utilisé comme indicateur des tensions inflationnistes futures, il est alors redondant avec le terme d'inflation anticipée.

En dépit de ces limites, cette règle possède, au plan théorique, un atout majeur : ce n'est pas ici le taux d'intérêt nominal qui mesure le degré d'accommodation de la politique monétaire mais bien l'écart entre le taux d'intérêt réel de court terme ($r_t - E_t(\pi_{t+1})$) et le taux d'intérêt réel de long terme (r). Selon cette règle, les autorités monétaires relâchent ou resserrent les conditions monétaires en fonction de leur

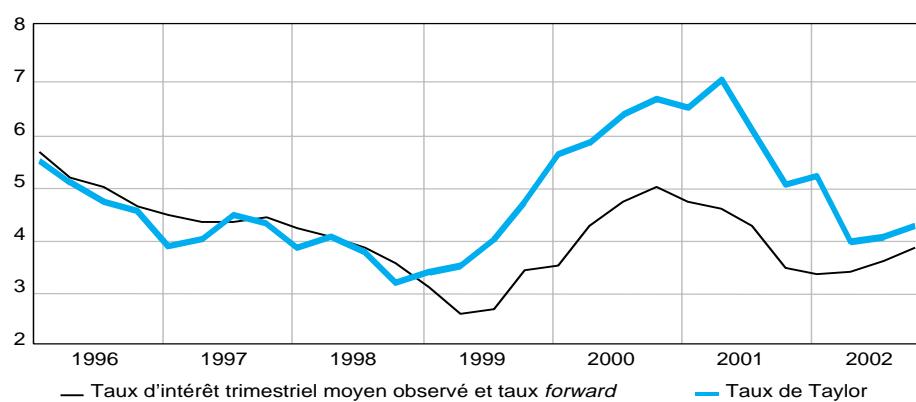
¹² J.B. Taylor (1993) : « *Discretion Versus Policy Rules in Practice* », Carnegie-Rochester Series on Public Policy, n° 39

appréciation de la conjoncture courante, mesurée ici par $\lambda_\pi(\pi_t - \pi^*) + \lambda_y(y_t - y^*)$: dans le diagnostic porté sur la situation courante, l'écart de production constituerait donc un indicateur privilégié dans la conduite de la politique monétaire.

Une telle règle mécanique¹³ traduit de façon relativement fidèle l'évolution des taux d'intérêt dans la zone euro (cf. graphique ci-dessous).

Taux de Taylor et taux de marché (Euribor 3 mois) dans la zone euro

(en %)



Source : Datastream
Réalisation : Banque de France

On constate toutefois que la prise en compte d'une information beaucoup plus riche que celle contenue et mobilisée dans cette simple règle a conduit les autorités monétaires européennes à s'en écarter, notamment depuis la mise en œuvre de la politique monétaire unique. Au total, si l'écart de production peut constituer un indicateur important dans les décisions de politique monétaire, il ne saurait, à lui seul, rendre compte du comportement des banques centrales.

Une autre utilisation éventuelle de ce type de règle est l'élaboration de scénarios de taux d'intérêt qu'illustre aussi le graphique ci-dessus. Si l'on utilise ainsi les prévisions économiques actuellement disponibles pour la zone euro, relatives à l'inflation et à l'écart de production, on constate que le « taux de Taylor » est relativement proche, à l'horizon de la fin de 2002, des anticipations de taux d'intérêt formulées sur les marchés financiers (on considère ici les taux sur Euribor 3 mois).

¹³ Cf. A. Verdhelan : « Taux de Taylor et taux de marché de la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n° 61, janvier 1999 pour une présentation complète. Le PIB potentiel est ici estimé par une tendance coudée dont la pente sur la fin de période avoisine 2,3 %.

3.2. Un exemple de règle alternative

D'autres règles de politique monétaire utilisent aussi les indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production. C'est notamment le cas de celle proposée par B.T. McCallum (1988)¹⁴, fondée sur la progression de la base monétaire et dans laquelle les autorités monétaires ont pour cible une norme de croissance du revenu nominal : cette dernière est simplement déterminée par la somme de l'inflation désirée par les autorités et de la croissance tendancielle de longue période du PIB réel, qui constitue une approximation usuelle de la croissance potentielle.

Cette règle a cependant connu un succès beaucoup plus limité que celle de Taylor, notamment pour deux raisons. La première tient à l'objectif assigné à la banque centrale. Celui-ci correspond à une norme de progression du PIB nominal. Or, si la banque centrale est clairement responsable de la stabilité des prix à moyen terme, la spécification d'un tel objectif en termes de revenu nominal soulève la question du partage des responsabilités. La deuxième raison tient au fait que l'approche de McCallum suppose une politique de base monétaire qui, en pratique, a été abandonnée par la plupart des banques centrales au profit d'une politique de taux d'intérêt.

La conduite de la politique monétaire en présence d'incertitude suggère la mobilisation d'une large gamme d'indicateurs et d'approches alternatives. Au sein de ces indicateurs, les notions de PIB potentiel, de croissance potentielle et d'écart de production jouent un rôle important, mais les incertitudes entourant leur mesure conduisent les autorités monétaires à ne pas leur accorder une importance excessive. C'est aussi pourquoi les banques centrales mobilisent une grande variété de modèles et de techniques économétriques pour procéder à leur évaluation.

¹⁴ B.T. McCallum (1988) : « *Robustness properties of a rule for monetary policy* », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n° 29

Le solde structurel des échanges extérieurs

Cette étude propose une décomposition du solde des échanges de biens et services de la balance des paiements en une composante conjoncturelle et une composante structurelle. L'estimation d'une équation économétrique permet de spécifier le montant du solde (exprimé sous la forme du taux de couverture nominal) en fonction du PIB français, d'une moyenne pondérée des PIB de nos principaux partenaires commerciaux et des termes de l'échange, c'est-à-dire du rapport des prix d'exportation aux prix d'importation. Puis, le calcul des composantes structurelle et conjoncturelle du solde est obtenu par une décomposition cycle/tendance de chacun des termes de cette équation.

Il apparaît que sur le long terme, les variations des termes de l'échange n'ont qu'un faible impact sur le solde structurel en valeur, la source des déséquilibres structurels du solde commercial étant à rechercher principalement dans les différences de développement des potentiels d'activités qui alimentent les flux d'échanges commerciaux. Ce résultat traduit en particulier le fait que l'incidence négative à court terme d'une baisse relative des prix d'exportation sur le solde en valeur (effet de termes de l'échange) est largement compensée à long terme par l'effet positif des gains de compétitivité sur les volumes exportés. Ce courant d'exportations supplémentaires étant à la source d'un surcroît d'activité, au total, une baisse des prix relatifs à l'exportation a un impact favorable au dynamisme économique interne. La décomposition de la composante cyclique en fonction de différents facteurs est également possible, mais on montre que dans le cadre d'analyse retenu ici, les variations cycliques restent largement inexpliquées.

Dominique NIVAT
Direction de la Balance des paiements
Pôle d'Études économiques transversales
Jean-Pierre VILLETELLE
Direction des Études économiques et de la Recherche
Service d'Études macroéconomiques et de Prévision

Entre la fin des années 1970¹ et 2001, l'amplitude des fluctuations du solde annuel des transactions courantes en termes nominaux a été particulièrement importante, celui-ci ayant atteint un minimum de - 2,1 % du PIB en 1982 et un maximum de 2,9 % du PIB en 1999. Même si les variations d'une année à l'autre ont connu une amplitude bien moindre au cours de la période, il apparaît difficile de mettre en évidence, par la seule observation graphique, des tendances claires concernant les évolutions du solde courant au cours des vingt-cinq dernières années. Tout au plus, il semble que l'on puisse différencier la décennie 1980, caractérisée par un déficit quasi-permanent, de la décennie suivante, durant laquelle le solde courant a été constamment excédentaire.

Dans un premier temps, nous évaluerons les contributions des principales composantes du compte courant² aux évolutions nominales du solde global. Dans un second temps, nous limiterons notre analyse au solde des échanges de biens et services et, après avoir commenté les évolutions des termes de l'échange, nous examinerons dans quelle mesure les variations réelles de ce solde peuvent être reliées aux grandes évolutions macroéconomiques en France et à l'étranger.

1. Les principales contributions à l'évolution du solde des transactions courantes

1.1. Les échanges de biens

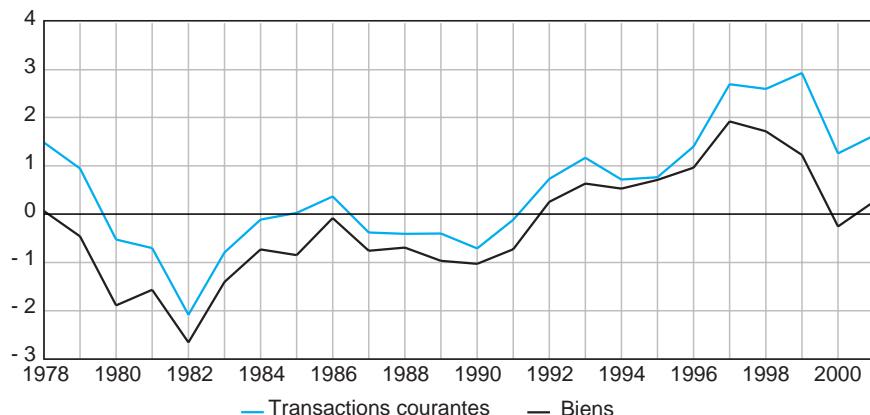
La superposition des évolutions du solde des échanges de biens et du solde courant montre que les échanges de biens ont été, en règle générale, le principal déterminant du solde courant, à l'exception de la fin de la période étudiée. Ainsi, c'est bien la dégradation de la balance commerciale associée à la politique de relance interne qui est à l'origine du déficit courant record de 1982, alors que le retour à l'excédent de 1986 doit tout au rééquilibrage du solde commercial, lié en grande partie au contre-choc pétrolier.

¹ Pour des raisons liées à la disponibilité des séries de balance des paiements, mais aussi de comptabilité nationale, cette étude est limitée à la période 1978-2001. Encore a-t-il fallu retraité les données de base pour pallier l'effet de nombreux changements méthodologiques sur les agrégats du compte de transactions courantes depuis vingt-cinq ans, sans que nous puissions garantir pour autant une parfaite homogénéité des séries.

² Les échanges courants se composent des échanges de biens et services, des paiements de revenus — salaires et revenus d'investissements — et des transferts courants.

Graphique 1
Solde des échanges extérieurs

(en % du PIB)



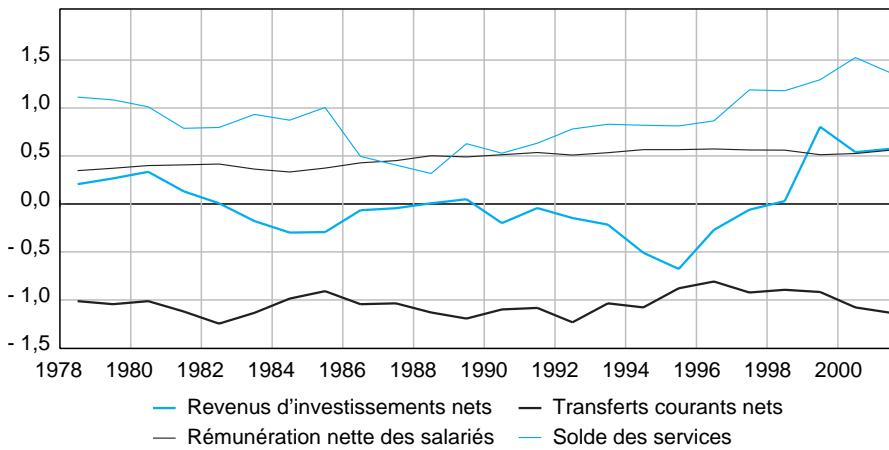
De même, le déficit courant de la fin des années 1980 apparaît-il principalement lié au décalage de conjoncture avec nos grands partenaires commerciaux et à l'essor de l'investissement intérieur et des importations de biens d'équipement, tandis que les gains de compétitivité vis-à-vis de l'ensemble des pays industrialisés dans un contexte de ralentissement de la croissance et des importations conjugués au rééquilibrage de la balance commerciale bilatérale avec l'Allemagne réunifiée sont les facteurs essentiels du redressement du solde courant entre 1990 et 1993. Finalement, à l'exception des années 1981, 1985, voire 1995, ce n'est que sur les trois dernières années que la contribution du solde commercial au solde courant semble être devenue la moins déterminante et que les écarts entre les deux soldes atteignent les niveaux les plus élevés.

1.2. Les échanges de services

D'autres composantes du compte de transactions courantes ont apporté des contributions beaucoup plus stables au solde courant. Les échanges de services ont dégagé des excédents de l'ordre de 1 % du PIB durant la fin des années 1970 et la première moitié des années 1980, puis tendanciellement croissants à partir de 1989, après le creux des années 1986-1988. L'essentiel des variations et de la progression du solde des services tient aux échanges touristiques dont l'excédent représente désormais près de 1 % du PIB, contre 0,2 % à 0,3 % sur les périodes 1978-1982 et 1987-1988.

Graphique 2
Services, rémunérations des salariés, revenus des investissements et transferts courants nets

(en % du PIB)



1.3. Les revenus

Au sein des revenus, on distingue deux rubriques distinctes. La première enregistre en dépenses les rémunérations versées par des résidents à des salariés non résidents, et en recettes les flux inverses. La seconde est constituée de l'agrégation des revenus d'investissements — intérêts, dividendes, bénéfices réinvestis — versés par des résidents à des non-résidents, et inversement. Compte tenu du nombre important de travailleurs frontaliers résidant en France, les rémunérations des salariés dégagent de longue date un solde positif et croissant, mais dont la croissance n'excède pas substantiellement depuis le début des années 1990 celles du PIB et des salaires, en France ou dans les pays limitrophes les plus concernés par le phénomène (Suisse, Allemagne, Luxembourg et Belgique).

Les revenus d'investissements dépendent, pour leur part, de l'évolution de la position extérieure de la France³, qui résulte elle-même dans une large mesure du cumul des soldes courants passés et de la composition des flux financiers qui en ont constitué la contrepartie. Ils sont également fonction, évidemment, de l'évolution des taux de rémunération des instruments financiers, des taux d'intérêt bancaires et, de plus en plus, directement des résultats des entreprises. L'évolution des revenus d'investissements nets depuis le milieu des années 1970 peut être décomposée en trois phases. Jusqu'au début des années 1980, on observe un léger excédent, en ligne avec la position patrimoniale nette positive des résidents. Pendant cette

³ La position extérieure de la France recense, à une date donnée, l'ensemble des avoirs des résidents en actifs étrangers et l'ensemble des avoirs des non-résidents en actifs français.

période, les flux sont limités par le contrôle des changes et la quasi-impossibilité pour les agents économiques résidents de s'endetter en monnaie nationale vis-à-vis de l'étranger. Ensuite, en 1983, le financement extérieur des déficits courants du début de la décennie quatre-vingt, effectué notamment sous forme obligataire, s'est traduit par l'apparition d'un déficit des revenus d'investissements, qui s'est aggravé jusqu'au milieu des années 1990. La France finance alors des investissements directs à l'étranger peu rentables, au moins dans l'immédiat, par un endettement public onéreux. Enfin, depuis 1995, un redressement accéléré s'opère — 1,3 point de PIB en six ans — d'une part grâce à une meilleure rentabilité des investissements directs à l'étranger⁴, d'autre part sous l'effet d'une réduction de la prime de risque associée aux taux d'intérêt français liée à l'amélioration des performances de l'économie française en matière de lutte contre l'inflation et aux perspectives d'union monétaire en Europe.

1.4. Les transferts courants

Les transferts courants constituent la contrepartie comptable des biens, services et capitaux exportés ou importés gratuitement ou sans contrepartie apparente ou mesurable. Évoluant dans une bande étroite autour de – 1 % du PIB depuis la fin des années 1970, le solde des transferts courants est principalement déterminé par les opérations entre les administrations publiques françaises et les institutions européennes.

2. Les composantes structurelle et cyclique du solde des biens et services

L'analyse proposée repose sur l'estimation d'une équation économétrique, spécifiant une mesure de solde en fonction d'un certain nombre d'arguments. Ces termes peuvent alors être décomposés en cycle et tendance et fournir, non seulement une décomposition de ce solde en une composante cyclique et une composante structurelle, mais également la contribution de chaque terme à cette décomposition. Pour effectuer ce travail, il convient de distinguer les évolutions nominales des évolutions réelles. Néanmoins, ce partage volume-prix ne peut être fait que pour les échanges de biens et services. C'est pourquoi l'analyse qui suit concerne uniquement ces deux postes du compte de transactions courantes.

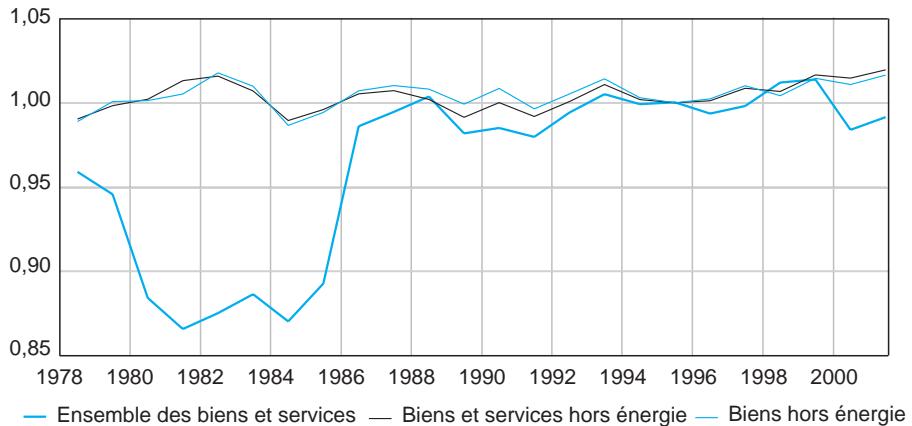
2.1. Le rôle des termes de l'échange

Les principales évolutions nominales peuvent être décrites par les termes de l'échange, rapport des prix d'exportation aux prix d'importation⁵.

⁴ L'une des limites de cette analyse réside dans la non homogénéité de certaines séries temporelles, les bénéfices réinvestis n'ayant été calculés et intégrés aux flux de revenus d'investissements qu'à partir de la fin des années 1980.

⁵ Les déflateurs utilisés sont ceux de la comptabilité nationale (voir annexe). S'agissant de déflateurs calculés en base 95, les termes de l'échange sont par construction égaux à 1 en 1995. La position des autres années est donc à apprécier par rapport à 1995.

Graphique 3
Les termes de l'échange

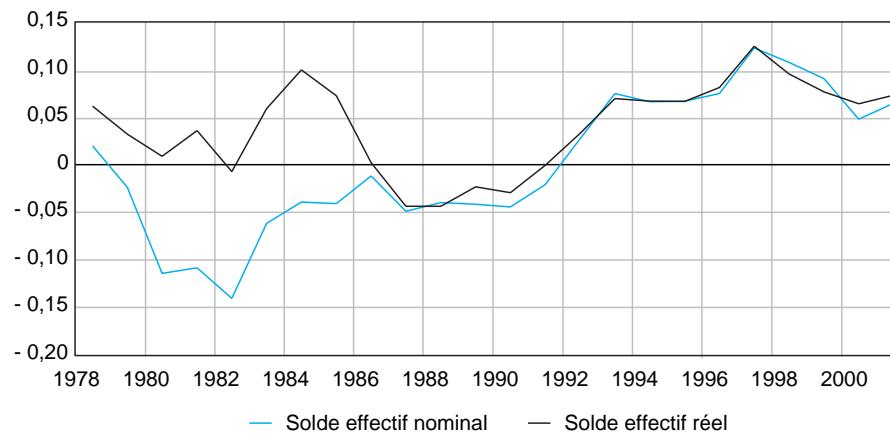


Pour l'ensemble des biens et services, on constate clairement la forte dégradation des termes de l'échange suite au second choc pétrolier (1979) et l'amélioration tout aussi brutale suite au contre-choc de 1986. On remarquera également la dégradation entre 1999 et 2000, et l'amélioration qui s'amorce en 2001, de nouveau du fait des fluctuations du prix du pétrole. Ces différents mouvements ne se retrouvent pas lorsqu'on évalue les termes de l'échange des biens, ou des biens et services, hors énergie.

Les évolutions de prix des exportations et des importations ont deux effets contraires : un impact comptable immédiat sur la mesure des soldes en valeur et un impact différé sur les volumes échangés⁶. On qualifiera le premier d'effet des termes de l'échange et le second d'effet des prix relatifs. L'effet des termes de l'échange apparaît au graphique 4, sur lequel sont représentés les taux de couverture des biens et services en termes nominaux et en termes réels : l'écart entre les deux courbes est donc dû au jeu des termes de l'échange ; le taux de couverture réel positif en début de période, traduisant des volumes exportés plus importants que les volumes importés, apparaît négatif en termes nominaux car les prix d'importation, essentiellement du fait du renchérissement de la facture énergétique à partir de 1979, sont considérablement plus élevés que les prix des exportations à cette époque. La correction apportée par la prise en compte des prix relatifs ne gomme pas les fluctuations conjoncturelles : la dégradation de 1982 s'observe également en volume, même si le solde reste positif.

⁶ Dans ce qui suit, l'évolution relative des exportations et des importations sera étudiée par le taux de couverture en logarithme ($\ln(X/M)$) plutôt qu'en solde ($X - M$) ; à l'équilibre le logarithme du taux de couverture est nul, de même que le solde ; le logarithme du taux de couverture est positif (resp. négatif) quand le solde est lui-même positif (resp. négatif). Ces deux présentations sont donc équivalentes et nous parlerons par abus de langage de « solde » en nous référant au logarithme du taux de couverture.

Graphique 4
Taux de couverture réel et nominal : biens et services



Un taux de couverture en logarithme égal à 0,1 signifie que les exportations excèdent les importations d'environ 10%.

Le deuxième aspect de l'impact des variations nominales tient au fait qu'une déformation des prix relatifs est de nature à affecter tant la structure relative de la demande nationale de biens et services importés que la demande étrangère pour les biens et services exportés.

Calcul des composantes structurelles et cycliques du solde des biens et services

Du fait de la spécialisation internationale, on suppose que la capacité d'offre d'un pays comme la France requiert de façon structurelle un certain volume d'importations, mais que ce volume est néanmoins affecté par les prix relatifs de ces biens et services importés. Symétriquement, le développement des capacités d'offre des principaux partenaires économiques de la France alimente un flux d'exportations, également affecté par les prix relatifs de ces exportations¹. Au total, on peut déduire de ces considérations une forme réduite permettant le calcul de la composante structurelle du solde des biens et services. Ce calcul repose sur l'estimation des coefficients α , β et γ dans l'équation suivante :

$$\ln \frac{X}{M} = \alpha (\ln Q_F - \ln Q_E) + \beta \ln \frac{p_x}{p_m} + \gamma + u$$

X : Exportations de biens et services (en balance des paiements, déflatées par l'indice de prix de la comptabilité nationale)

M : Importations de biens et services (en balance des paiements, déflatées par l'indice de prix de la comptabilité nationale)

Q_F : PIB français à prix constant

Q_E : Moyenne pondérée de PIB étrangers à prix constant

p_x : Prix des exportations (en comptabilité nationale)

p_m : Prix des importations (en comptabilité nationale)

u : terme d'erreur

Cette relation permet d'évaluer la sensibilité des volumes échangés aux prix (β), compte tenu des effets qu'exerce le développement des capacités d'offre sur les échanges (α). Il est en outre facile de retrouver le solde nominal à partir de cette équation, puisqu'on a :

$$\ln \frac{p_x X}{p_m M} = \alpha (\ln Q_F - \ln Q_E) + (1 + \beta) \ln \frac{p_x}{p_m} + \gamma + u$$

La relation estimée est la suivante² :

$$(1) \ln \frac{X}{M} = -1,8 \times (\ln Q_F - \ln Q_E) - 0,98 \times \ln \frac{p_x}{p_m} + 0,51 + u$$

Selon cette équation, un accroissement relatif de l'offre nationale par rapport à l'étranger dégrade le taux de couverture en volume, de même qu'un accroissement relatif des prix d'exportation par rapport aux prix d'importation. À partir de la décomposition de chaque PIB et des termes de l'échange en une composante potentielle (ou tendancielle) et une composante cyclique, cette équation permet de décomposer le taux de couverture nominal effectif en une composante « structurelle » (fonction des PIB potentiels et des termes de l'échange corrigés du cycle) et une composante cyclique (fonction des écarts de PIB et des écarts des termes de l'échange à leur composante corrigée du cycle).

¹ Notre formulation privilégie les considérations d'offre dans la détermination du solde structurel. Pour une approche basée sur la demande, voir par exemple « Structural current account balances: longer-term trends and determinants », Banque fédérale d'Allemagne, Monthly Report, January 2001, pp. 51-61.

² Les résultats d'estimation sont donnés en annexe.

La composante structurelle du solde nominal s'écrit³ :

$$(2) \ln\left(\frac{p_x X}{p_m M}\right)^* = -1,8 \times (\ln Q_F^* - \ln Q_E^*) + (1 - 0,98) \times \ln\left(\frac{p_x}{p_m}\right)^* + 0,51 + u^*$$

(les * indiquant le niveau corrigé du cycle de chaque variable)

La composante cyclique est l'écart du solde effectif au solde structurel :

$$(3) \ln\left(\frac{p_x X}{p_m M}\right) - \ln\left(\frac{p_x X}{p_m M}\right)^* = -1,8 \times (\ln Q_F - \ln Q_F^*) + 1,8 \times (\ln Q_E - \ln Q_E^*) + (1 - 0,98) \times \left[\ln\left(\frac{p_x}{p_m}\right) - \ln\left(\frac{p_x}{p_m}\right)^* \right] + (u - u^*)$$

L'équation (2) permet de décomposer le solde structurel en trois composantes :

- $1,8 \times (\ln Q_F^* - \ln Q_E^*) + 0,51$: contribution des écarts de PIB potentiels entre la France et ses partenaires⁴

$(1 - 0,98) \times \ln\left(\frac{p_x}{p_m}\right)^*$: contribution des prix relatifs, corrigée du cycle

u : contribution résiduelle, corrigée du cycle

Une décomposition analogue de la composante conjoncturelle peut se faire à partir de l'équation (3) en une contribution conjoncturelle du cycle d'activité en France, une contribution conjoncturelle du cycle d'activité à l'étranger, une contribution conjoncturelle des prix relatifs et une contribution résiduelle.

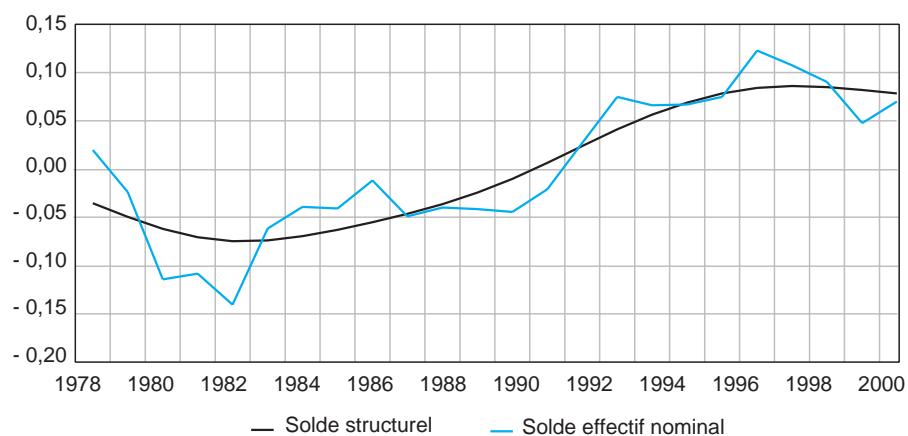
³ L'équation (1) donne une spécification assez simple du taux de couverture, pour en déterminer les composantes structurelles. Un certain nombre d'effets de court terme, non-explicites, se trouvent donc imputés au résidu.

⁴ Cette décomposition, en imputant la constante de l'équation à la contribution des écarts de potentiels, définit l'équilibre du solde par zéro. Un solde structurel positif ou négatif s'analyse donc comme un solde structurellement en déséquilibre. Une autre convention aurait consisté à centrer les variables par rapport à leur moyenne sur la période. La notion de déséquilibre aurait alors été analysée comme tout écart à la moyenne d'échantillon.

2.2. La détermination du solde structurel nominal

La détermination d'un solde extérieur structurel nominal, c'est-à-dire représentatif de la valeur des volumes échangés indépendamment des écarts de conjoncture entre la France et ses partenaires, des variations conjoncturelles des termes de l'échange et des autres facteurs liés au cycle économique, peut être faite à partir de l'équation (2) présentée dans l'encadré. Ce solde structurel apparaît négatif en termes nominaux en début de période et se résorbe à partir de 1982 pour s'annuler au début des années 1990. Depuis cette période, le solde structurel est positif, augmente régulièrement et semble atteindre un plateau à la fin de la décennie.

Graphique 5
Taux de couverture nominal : taux structurel et taux effectif



Un taux de couverture en logarithme égal à 0,1 signifie que les exportations excèdent les importations d'environ 10 %.

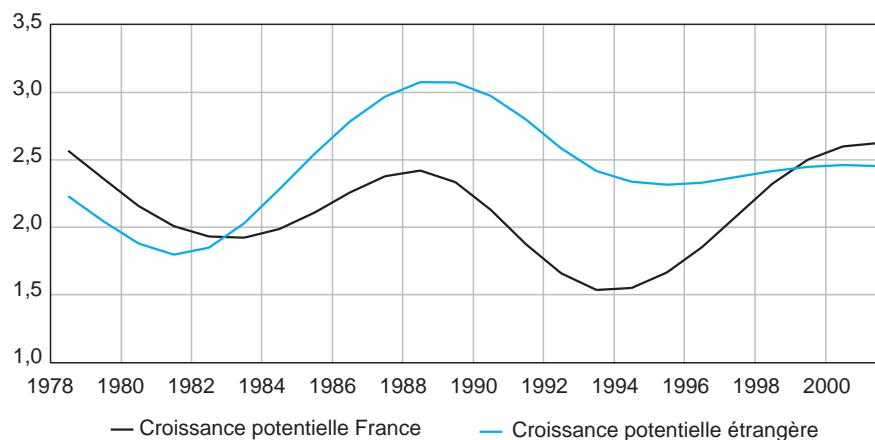
L'équation (2) permet non seulement de calculer le solde structurel, mais aussi d'en analyser les composantes (voir encadré).

La contribution des termes de l'échange a déjà été évoquée. En ce qui concerne les PIB, le potentiel de la France a évolué relativement moins vite que celui de ses partenaires, surtout depuis le milieu des années quatre-vingt. Cet écart tend cependant à se réduire en fin de période et se serait même récemment inversé⁷.

⁷ On rappelle que les mesures faites sont sujettes à des « effets de bord », c'est-à-dire à une certaine imprécision en début et en fin d'échantillon.

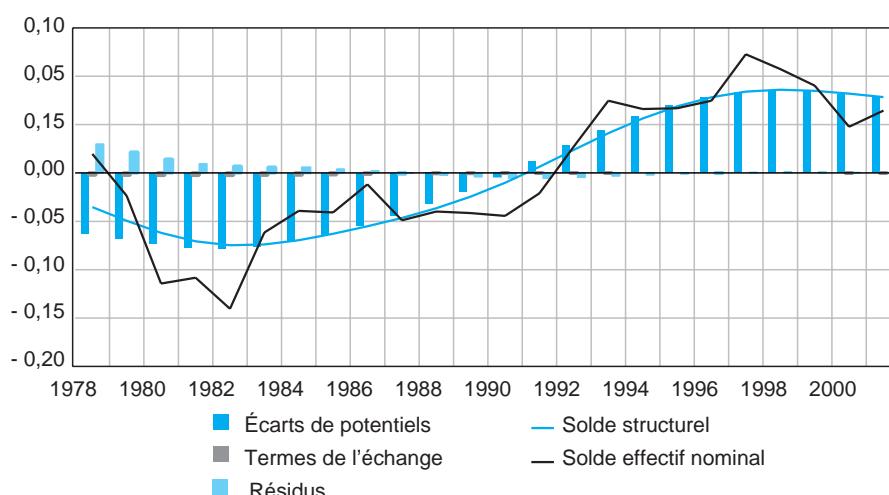
Graphique 6
Croissance potentielle de la France et de ses principaux partenaires

(en %)



En utilisant l'équation (2) et les différentes mesures, corrigées du cycle, des variables explicatives du taux de couverture, on observe que le solde structurel nominal négatif sur la période 1978-1987 est dû pour l'essentiel au décalage entre l'expansion de l'offre étrangère comparée à celle de la France et, dans une moindre mesure, aux termes de l'échange. Avec le contre-choc pétrolier, les termes de l'échange se sont rétablis, ramenant vers l'équilibre le solde commercial structurel nominal. Depuis le début des années 1990, en dépit de la réduction de l'écart de croissance potentielle entre la France et ses principaux partenaires, le solde structurel est resté largement positif.

Graphique 7
Décomposition du solde structurel nominal en contributions



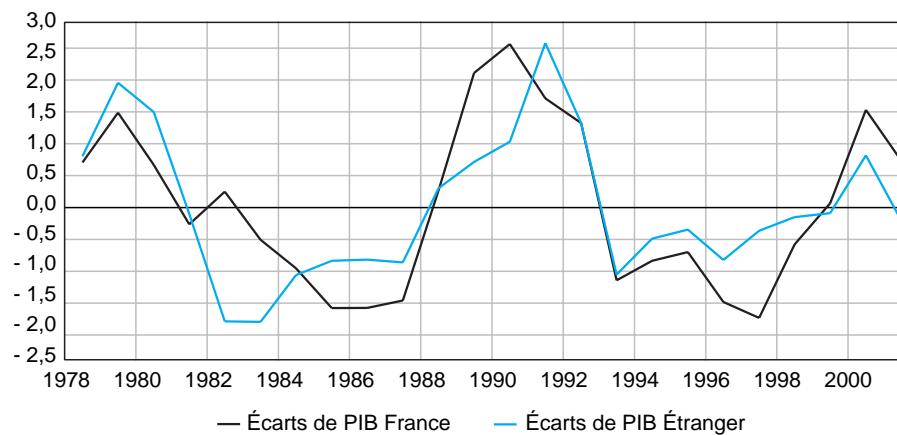
Un taux de couverture en logarithme égal à 0,1 signifie que les exportations excèdent les importations d'environ 10 %. Chaque point de la courbe « solde structurel » est la somme des contributions « écarts de potentiels », « termes de l'échange » et « résidus », représentées par les histogrammes.

2.3. Le rôle des facteurs cycliques

On peut retrouver le solde effectif en ajoutant au solde structurel les facteurs cycliques. Comme observé par ailleurs⁸, le cycle d'activité en France est très proche des cycles de ses principaux partenaires commerciaux.

Graphique 8
Output-gap en France et à l'étranger

(en %)

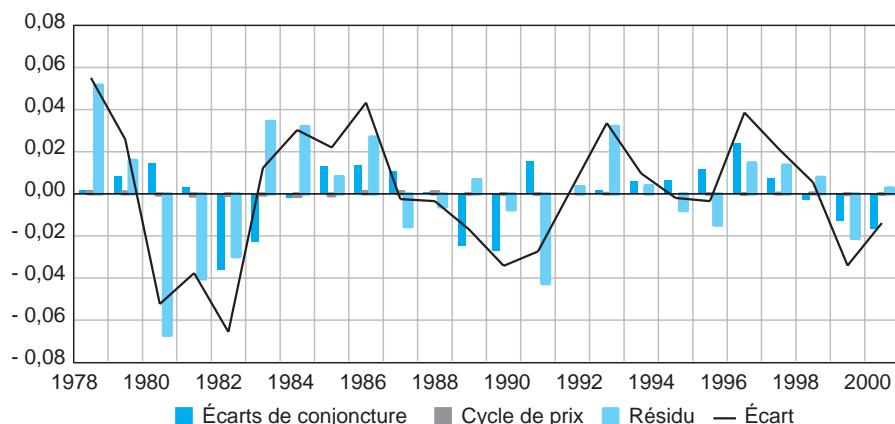


De ce fait, et en raison du faible impact des effets-prix, la plus grande partie des effets de cycle se trouve dans le terme résiduel.

⁸ Cf. A.-M. Rieu, « La croissance potentielle des grands pays industrialisés et leur positionnement dans le cycle ».

Graphique 9
Décomposition de l'écart du solde effectif au solde structurel

(en %)



Un écart de 0,05 signifie que le solde effectif s'écarte de 5 % du solde structurel. Chaque point de la courbe « écart » est la somme des contributions « écarts de conjoncture », « cycle de prix » et « résidu », représentées par les histogrammes.

Principales conclusions

Une bonne part de l'évolution conjoncturelle du solde commercial échappe à l'analyse entreprise ici. En revanche, cette analyse met en lumière certaines des tendances à l'œuvre depuis le milieu des années 1970. En effet, il apparaît que sur le long terme, les variations des termes de l'échange ont eu un effet net de faible ampleur sur le solde structurel et que les déséquilibres structurels du solde commercial ont principalement trouvé leur origine dans les différences de potentiels d'activités. Le faible effet des termes de l'échange traduit cependant le fait que l'impact négatif sur le solde en valeur d'une baisse relative des prix d'exportation (effet dit « des termes de l'échange ») est largement compensé à long terme par l'impact positif des gains de compétitivité sur les volumes échangés (effet dit « des prix relatifs »). Le volume d'exportations engendré par les gains de compétitivité est alors lui-même à la source d'une activité économique interne plus dynamique.

Annexe

Les données de balance des paiements étant en valeur, nous avons utilisé les déflateurs de la comptabilité nationale afin de pouvoir définir des agrégats en volume et disposer d'une mesure des termes de l'échange.

Les PIB étrangers ont été agrégés à l'aide des pondérations utilisées par la Banque de France pour calculer un indicateur de demande mondiale adressée à la France⁹. Les pays retenus dans l'indicateur de demande étrangère et leur pondération sont donnés dans le tableau A-1.

Tableau A-1
Composition de l'indicateur de demande étrangère

Pays	Pondérations (%)
Allemagne	24,5
Italie	15,5
Royaume-Uni	15,2
Belgique	13,1
Espagne	12,2
États-Unis	9,6
Pays-Bas	6,7
Japon	3,2
Total	100,0

La correction du cycle pour les PIB étrangers a été effectuée à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott ($\lambda = 30$)¹⁰, de même que pour le PIB de la France (par souci d'homogénéité des mesures) et pour les termes de l'échange.

Le terme d'erreur (u) de l'équation exhibe également une composante cyclique (voir ci-dessous) qui a été filtrée de la même façon. La composante corrigée du cycle a été réintroduite dans le calcul du solde structurel. C'est la raison pour laquelle une contribution de ce terme apparaît sur le graphique 5, jouant néanmoins un rôle modeste, sauf peut-être en début de période.

L'équation (1) est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires, avec une correction de l'autocorrélation des résidus à l'ordre 2.

Les résultats d'estimation sont les suivants :

Méthode : Moindres carrés ordinaires
Échantillon : 1980 2001
Nombre d'observations : 22

⁹ J.-F. Dauphin : « L'impact de la crise des pays émergents sur le commerce mondial », *Bulletin de la Banque de France*, n° 72, décembre 1999

¹⁰ Sur le choix de cette valeur du coefficient de lissage sur données annuelles, voir « Calcul de la croissance potentielle et de l'écart de production par le filtre d'Hodrick-Prescott », C. Bouthevin, Banque de France, NER n° 89 (juillet 2002)

$$\ln \frac{X}{M} = \alpha (\ln Q - \ln Q^*) + \beta \ln \frac{p_x}{p_m} + \gamma + u$$

$$u = \rho_1 u_{-1} + \rho_2 u_{-2}$$

	Coefficient	Écart-type	t-Statistic	Prob.
α	- 1,768314	0,207456	- 8,523784	0,0000
β	- 0,975474	0,150030	- 6,501865	0,0000
γ	0,508671	0,054885	9,267865	0,0000
ρ_1	0,293700	0,207707	1,414011	0,1754
ρ_2	- 0,429790	0,172930	- 2,485345	0,0236
R^2	0,816862	Moyenne de l'endogène	0,040009	
R^2 ajusté	0,773771	Écart-type de l'endogène	0,049445	
Ecart-type	0,023518	Critère d'info. d'Akaike	- 4,465417	
Somme des carrés des résidus	0,009402	Critère de Schwarz	- 4,217452	
Log vraisemblance	54,11958	Durbin-Watson	2,053287	

Les élasticités du taux de couverture à la demande estimées librement sont respectivement de - 1,77 (PIB France) et + 1,77 (PIB étrangers) : contraindre à l'égalité ces deux coefficients ne modifie pas les résultats de façon significative.

Le processus d'autocorrélation des résidus de l'équation (1) a un comportement

périodique de période égale à $\frac{2\pi}{\sqrt{\frac{\rho_1}{2\rho_1 - \rho_2}}}$ $\cong 5$ ans, raison pour laquelle nous l'avons

corrigé de cette composante cyclique.

Bulletin officiel

Depuis janvier 1999, le Bulletin officiel de la Banque de France fait l'objet d'une publication distincte dont seul le sommaire figure ci-dessous. Cette publication est également accessible sur Internet (www.banque-france.fr/textes/main.htm). Les textes mentionnés sont, par ailleurs, consultables à la direction de la Communication de la Banque de France (service Relations avec le public, 48 rue Croix des Petits Champs 75001 Paris¹) et dans toutes les succursales de la Banque de France.

Sommaire

Bulletin officiel de la Banque de France, du Comité des établissements de crédit et des entreprises d'investissement, de la Commission bancaire

Banque de France

Extrait du registre des décisions de M. le gouverneur de la Banque de France
DR n° 2060 du 7 juin 2002 : organigramme de la direction générale des Études et des Relations internationales
DR n° 2061 du 10 juin 2002 : organisation de l'Inspection

Lettre du directeur général des Opérations de la Banque de France au président de l'Association française des établissements de crédits et des entreprises d'investissement relative aux réserves obligatoires : décision n° 02-1 du 3 juillet 2002 du Conseil de la politique monétaire

Comité des établissements de crédit et des entreprises d'investissement

Modifications apportées à la liste des établissements de crédit
– en mai 2002
– additif aux décisions de retrait d'agrément prises au cours du mois d'avril 2002
– additif aux décisions de retrait d'agrément prises au cours du mois de décembre 2001

Modifications apportées à la liste des entreprises d'investissement
– en mai 2002

Commission bancaire

Accord entre la Commission bancaire et la Banque nationale tchèque

Textes divers concernant la monnaie, l'épargne, le crédit et le change

Banque de France

Adjudications d'obligations assimilables du Trésor
Adjudications de bons du Trésor à taux fixe et à intérêts précomptés
Adjudication de bons du Trésor à taux fixe et à intérêts annuels

¹ Heures d'ouverture : 9 h 30 – 16 h 00 – Tél. : 01 42 92 39 08 – Télécopie : 01 42 92 39 40
Les demandes d'abonnement à la publication, fournie gracieusement, sont également à transmettre à cette unité.

Statistiques

Sommaire

	Tableau n°	Page
Environnement international		
Croissance du produit intérieur brut	1	S1
Prix à la consommation	2	S2
Taux de chômage	3	S3
Compétitivité de l'économie française : du franc à l'euro	4	S4
Taux d'intérêt des euromonnaies	5	S5
Données de référence nationales		
Tableau de bord de l'économie française	6	S6
Situation hebdomadaire de la Banque de France	7	S8
Réserves obligatoires – Assiettes – Réserves exigées, réserves constituées –		
Facteurs de liquidité bancaire	8	S10
Balance des paiements : compte de transactions courantes et compte de capital	9	S11
Balance des paiements : compte financier	10	S13
Placements et financements de l'économie nationale		
Méthodologie (tableaux 11 à 25)		S15
Bilan de la Banque de France	11	S16
Bilan des institutions financières monétaires (IFM) hors Banque de France	12	S17
Dépôts des résidents auprès de l'administration centrale (Trésor et La Poste)	13	S18
Engagements monétaires des IFM	14	S19
Dépôts à vue	15	S20
Comptes sur livrets	16	S20
Dépôts à terme (DAT)	17	S21
Crédits des institutions financières monétaires	18	S22
Crédits des établissements de crédit aux sociétés non financières	19	S23
Crédits des établissements de crédit aux ménages	20	S23
Endettement des sociétés non financières sur les marchés	21	S24
Endettement des administrations publiques sur les marchés	22	S24
Endettement intérieur total (EIT)	23	S25
Rémunération des dépôts	24	S27
Coût du crédit	25	S27
Taux des crédits et seuils de l'usure	26	S28
Émissions obligataires	27	S29
Émissions d'obligations et de titres participatifs en euros et en devises	28	S32
Obligations et titres participatifs en euros et en devises	29	S33
Titres de créances négociables hors bons du Trésor	30	S34
Détention par les non-résidents de titres français :		
actions cotées, obligations, bons du Trésor	31	S35
Émissions de bons du Trésor	32	S36
Titres d'OPCVM	33	S37
Système de paiement		
Systèmes de paiement de montant élevé en euros	34	S38

Tableau 1
Croissance du produit intérieur brut

	(en %)														
	En moyenne annuelle				En variation trimestrielle (a)				En glissement annuel						
	1999	2000	2001	2000 T4	2001 T1	T2	T3	T4	2002 T1	2000 T4	2001 T1	T2	T3	T4	2002 T1
France (b)	3,2	4,1	1,8	1,3	0,3	- 0,1	0,5	- 0,4	0,4	3,8	3,0	2,0	2,0	0,3	0,3
Allemagne	1,8	3,0	0,6	0,2	0,4	0,0	- 0,2	- 0,3	0,2	1,5	1,4	0,6	0,4	- 0,1	- 1,2
Autriche	2,7	3,3	0,8	0,7	0,3	0,0	- 0,4	- 0,3	0,1	2,5	2,2	1,0	0,5	- 0,4	- 0,6
Belgique	3,0	4,0	1,0	0,9	0,1	- 0,4	0,1	- 0,4		2,9	2,8	1,4	0,6	- 0,7	
Espagne	4,1	4,1	2,8	0,8	0,8	0,4	0,9	0,2	0,5	3,5	3,2	2,5	3,0	2,3	2,0
Finlande	4,1	5,6	0,7	0,6	0,3	- 1,9	1,2	- 0,6	- 0,6	5,3	3,3	0,5	0,2	- 1,0	- 1,9
Grèce	3,4	4,3													
Irlande	10,9	11,5	5,9							12,1	12,7	9,4	3,2		
Italie	1,6	2,9	1,8	0,9	0,7	0,1	0,0	- 0,2	0,2	2,6	2,5	2,3	1,7	0,6	0,1
Luxembourg	6,0	7,5	3,5												
Pays-Bas	3,7	3,5	1,1	0,7	0,1	0,3	0,0	- 0,1	0,0	2,6	1,8	1,5	1,0	0,2	0,1
Portugal	3,5	3,5	1,7	0,4	- 0,1	1,1	- 0,5	0,4		3,7	1,9	2,8	0,9	1,0	
Zone euro	2,7	3,5	1,5	0,7	0,5	0,0	0,1	- 0,3	0,2	2,9	2,5	1,6	1,3	0,3	0,1
Danemark	2,3	3,0	1,0	0,8	- 0,6	0,3	0,5	0,1	0,2	2,4	1,8	0,8	1,0	0,3	1,1
Royaume-Uni	2,4	3,1	1,9	0,4	0,5	0,6	0,3	0,1	0,1	2,2	2,3	2,1	1,9	1,5	1,1
Suède	4,3	3,7	1,4	0,3	0,4	0,0	0,1	0,3	0,3	2,9	2,4	1,3	0,8	0,9	0,8
Union européenne	2,7	3,4	1,5	0,6	0,5	0,1	0,2	- 0,2	0,2	2,9	2,6	1,7	1,4	0,5	0,2
États-Unis	4,1	4,1	1,2	0,5	0,3	0,1	- 0,3	0,4	1,5	2,8	2,5	1,2	0,5	0,5	1,7
Japon	0,7	2,2	- 0,5	0,3	1,0	- 1,2	- 0,6	- 1,2	1,4	2,3	1,4	- 0,7	- 0,5	- 2,0	- 1,6

(a) Données cvs

(b) Source : INSEE (Comptes nationaux trimestriels cvs-cjo)

Sources : Données nationales, Eurostat, OCDE

Réalisé le 4 juillet 2002
 DEER – ECOET – Tél. 01 42 92 29 92

Tableau 2
Prix à la consommation

	(variations sur douze mois en %, données brutes)													
	2001						2002							
	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Moy.	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin
France	2,2	2,2	2,0	1,6	1,8	1,3	1,4	1,8	2,4	2,2	2,2	2,1	1,5	
Allemagne	3,1	2,6	2,6	2,1	2,0	1,5	1,5	2,4	2,3	1,8	1,9	1,6	1,0	
Autriche	2,6	2,8	2,4	2,4	2,3	1,9	1,8	2,3	2,0	1,7	1,7	1,7	1,6	
Belgique	3,0	2,7	2,5	1,9	1,9	1,8	2,0	2,4	2,6	2,5	2,5	1,7	1,4	
Espagne	3,8	2,4	2,1	2,3	2,5	2,5	2,5	2,8	3,1	3,2	3,2	3,7	3,7	
Finlande	3,0	2,6	2,7	2,6	2,4	2,1	2,3	2,7	2,9	2,5	2,6	2,6	1,8	
Grèce	4,5	4,2	4,0	4,0	3,2	2,9	3,5	3,7	4,8	3,8	4,4	4,1	3,8	
Irlande	4,3	4,0	3,7	3,8	3,8	3,4	4,4	4,0	5,2	4,9	5,1	5,0	5,0	
Italie	2,9	2,4	2,0	2,1	2,4	2,2	2,2	2,3	2,4	2,7	2,5	2,5	2,4	
Luxembourg	2,7	2,4	2,5	1,9	1,7	1,4	0,9	2,4	2,1	2,2	1,7	1,9	1,3	
Pays-Bas	5,1	5,3	5,2	5,3	5,0	4,8	5,1	5,1	4,9	4,5	4,3	4,2	3,8	
Portugal	4,6	4,3	4,0	4,1	4,2	4,1	3,9	4,4	3,7	3,3	3,3	3,5	3,4	
Zone euro	3,0	2,6	2,4	2,3	2,4	2,0	2,0	2,5	2,7	2,5	2,5	2,4	2,0	
Danemark	2,2	2,3	2,5	2,1	2,0	1,7	2,1	2,3	2,5	2,4	2,5	2,3	1,9	
Royaume-Uni	1,7	1,4	1,8	1,3	1,2	0,8	1,0	1,2	1,6	1,5	1,5	1,3	0,8	
Suède	3,0	2,9	3,0	3,3	2,9	2,9	3,2	2,7	2,9	2,7	3,0	2,2	1,7	
Union européenne	2,8	2,4	2,4	2,1	2,1	1,8	2,0	2,3	2,5	2,3	2,3	2,2	1,8	
États-Unis	3,2	2,7	2,7	2,6	2,1	1,9	1,6	2,8	1,1	1,1	1,5	1,6	1,2	
Japon	- 0,8	- 0,8	- 0,7	- 0,8	- 0,8	- 1,0	- 1,2	- 0,7	- 1,4	- 1,6	- 1,2	- 1,1	- 0,9	

NB : Indices harmonisés pour les pays de l'Union européenne

Sources : Données nationales, Eurostat

Réalisé le 4 juillet 2002
DEER – ECOET – Tél. 01 42 92 29 92

Tableau 3
Taux de chômage

	(en % de la population active, données cvs)													
	2001						2002							
	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Moy.	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin
France	8,6	8,8	8,8	8,9	8,9	9,0	9,0	8,8	9,0	9,0	9,1	9,1	9,1	
Allemagne	9,3	9,3	9,3	9,4	9,5	9,5	9,5	9,4	9,6	9,6	9,6	9,6	9,7	
Autriche	3,5	3,6	3,6	3,7	3,8	3,8	3,9	3,6	4,0	3,9	4,0	4,0	4,1	
Belgique	6,5	6,5	6,6	6,6	6,8	6,7	6,7	6,6	6,7	6,7	6,8	6,9	6,8	
Espagne	10,6	10,5	10,6	10,6	10,7	10,7	10,8	10,7	11,1	11,3	11,3	11,3	11,4	
Finlande	9,0	9,1	8,9	9,2	9,0	9,3	9,0	9,1	9,3	9,0	9,1	9,3	9,4	
Grèce														
Irlande	3,7	3,7	3,7	3,7	3,9	4,1	4,1	3,8	4,1	4,2	4,3	4,2	4,2	
Italie	9,5			9,5			9,3	9,5			9,0		9,1	
Luxembourg (a)	2,4	2,4	2,4	2,5	2,7	2,7	2,7	2,6	3,0	2,9	2,8	2,7	2,7	
Pays-Bas	2,0	2,0	2,0	2,0	1,9	1,9	1,8	2,0	1,9	1,9	2,0	2,2	2,3	
Portugal	4,0	4,1	4,1	4,1	4,1	4,2	4,2	4,1	4,2	4,3	4,3	4,3	4,3	
Zone euro	8,0	8,0	8,0	8,0	8,1	8,1	8,1	8,0	8,2	8,2	8,2	8,3	8,3	
Danemark	5,1	5,1	5,1	5,0	5,0	5,0	5,1	5,2	5,0	5,1	5,0	5,1	5,1	
Royaume-Uni	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,1	3,1	3,2	3,1	
Suède	4,2	4,2	4,3	4,0	4,0	3,7	3,6	4,0	4,4	4,0	3,8	3,8	3,4	
Union européenne	7,4	7,4	7,4	7,4	7,4	7,4	7,4	7,4	7,5	7,5	7,5	7,5	7,6	
États-Unis	4,6	4,6	4,9	5,0	5,4	5,6	5,8	4,8	5,6	5,5	5,7	6,0	5,8	
Japon	4,9	5,0	5,0	5,3	5,4	5,4	5,5	5,0	5,3	5,3	5,2	5,2	5,4	

(a) Données brutes

Sources : Données nationales non harmonisées, BRI, OCDE, Eurostat

Réalisé le 4 juillet 2002
DEER – ECOET – Tél. 01 42 92 29 92

Tableau 4

Compétitivité de l'économie française : du franc à l'euro

Indicateurs d'évolution des prix à la consommation dans une même unité monétaire

		(indices base 100 = 1987)					
		Vis-à-vis de l'Union monétaire		Vis-à-vis de l'Union européenne		Vis-à-vis de 42 partenaires (a)	
		Nominal	Réel	Nominal	Réel	Nominal	Réel
1997	Décembre	110,10	98,50	108,70	96,00	135,60	94,70
1998	Décembre	110,30	98,10	110,00	96,20	139,40	95,40
1999	Décembre	110,30	97,50	108,10	94,10	132,50	89,80
2000	Décembre	110,30	96,40	107,80	92,80	129,70	86,70
2001	Décembre	110,30	95,50	108,20	92,40	132,10	87,50
2000	Juin	110,30	96,90	108,10	93,40	130,90	88,00
	Juillet	110,30	96,40	108,00	92,90	130,60	87,40
	Août	110,30	96,60	107,60	92,80	128,90	86,40
	Septembre	110,30	96,70	107,60	92,90	127,70	85,70
	Octobre	110,30	96,50	107,20	92,30	127,10	85,00
	Novembre	110,30	96,60	107,50	92,60	127,50	85,40
	Décembre	110,30	96,40	107,80	92,80	129,70	86,70
2001	Janvier	110,30	95,70	108,40	92,70	132,10	87,70
	Février	110,30	95,50	108,40	92,50	131,60	87,30
	Mars	110,30	95,60	108,30	92,60	131,80	87,60
	Avril	110,30	95,60	108,20	92,40	131,60	87,30
	Mai	110,30	95,80	107,90	92,40	130,50	86,80
	Juin	110,30	95,70	107,90	92,20	129,70	86,10
	Juillet	110,30	95,50	107,90	92,10	130,40	86,50
	Août	110,30	95,50	108,30	92,50	132,10	87,50
	Septembre	110,30	95,50	108,30	92,50	132,50	87,70
	Octobre	110,30	95,70	108,30	92,60	132,70	88,00
	Novembre	110,30	95,50	108,20	92,30	131,70	87,10
	Décembre	110,30	95,50	108,20	92,40	132,10	87,50
2002	Janvier	110,30	95,40	108,10	92,30	132,10	87,50
	Février	110,30	95,20	107,90	92,00	131,60	87,00
	Mars	110,30	95,30	108,00	92,10	131,80	87,20
	Avril	110,30	95,30	108,00	92,10	132,10	87,30
	Mai	110,30	95,30	108,30	92,30	133,30	88,10
	Juin	110,30	95,30	108,70	92,60	134,90	89,10

NB : Une hausse de l'indice nominal correspond à une valorisation de la monnaie et une baisse de l'indice, en termes réels, traduit des gains de compétitivité.

Jusqu'en décembre 1998, les indicateurs de compétitivité sont calculés à partir des moyennes pondérées des taux de change bilatéraux du franc. À partir de janvier 1999, ils retracent les évolutions de l'euro vis-à-vis des devises des pays partenaires de la France. Les pondérations, égales à la moyenne des parts à l'importation et à l'exportation, sont établies sur la base des échanges commerciaux de produits manufacturés de 1995 à 1997 entre la France et ses 42 principaux partenaires et prennent en compte les effets exercés sur les marchés tiers (double pondération à l'exportation). Les déflateurs utilisés sont les indices nationaux des prix à la consommation.

Les indicateurs de compétitivité de l'économie française sont calculés par rapport à plusieurs groupes de pays, notamment vis-à-vis de l'ensemble des autres pays de l'Union monétaire (y compris la Grèce), des autres pays de l'Union européenne et de 42 partenaires (cf. ci-après).

- (a) Union européenne, États-Unis, Suisse, Japon, Canada, Corée du Sud, Turquie, Maroc, Taiwan, Hong-Kong, Pologne, Norvège, Brésil, Australie, Indonésie, Inde, Argentine, Israël, Thaïlande, Singapour, Afrique du Sud, Malaisie, Mexique, Hongrie, Chili, Philippines, Pakistan, Venezuela, Colombie, Nouvelle-Zélande

Sources : Banque de France, BCE, INSEE, OCDE, BRI, FMI, Bloomberg

Réalisé le 28 juin 2002
DGO et DGEI – DEMREP – SEMASFI – Tél. 01 42 92 31 90

Tableau 5
Taux d'intérêt des euromonnaies

	(en %)											
	Janvier 2002		Février 2002		Mars 2002		Avril 2002		Mai 2002		Juin 2002	
	Fin de mois	Moy. mens.	Fin de mois	Moy. mens.	Fin de mois	Moy. mens.	Fin de mois	Moy. mens.	Fin de mois	Moy. mens.	Fin de mois	Moy. mens.
Euro												
Au jour le jour	3,380	3,301	3,320	3,263	3,300	3,262	3,350	3,281	3,355	3,297	3,540	3,329
À 1 mois	3,345	3,325	3,320	3,314	3,330	3,323	3,300	3,317	3,360	3,350	3,385	3,364
À 3 mois	3,365	3,318	3,330	3,335	3,390	3,369	3,370	3,382	3,475	3,437	3,470	3,447
À 6 mois	3,435	3,316	3,395	3,371	3,540	3,485	3,475	3,510	3,620	3,603	3,560	3,567
À 1 an	3,615	3,458	3,595	3,577	3,930	3,798	3,745	3,845	3,955	3,937	3,780	3,844
Dollar												
Au jour le jour	1,810	1,773	1,760	1,774	1,770	1,770	1,830	1,780	1,810	1,771	1,870	1,788
À 1 mois	1,790	1,735	1,800	1,800	1,810	1,821	1,790	1,796	1,800	1,786	1,770	1,792
À 3 mois	1,830	1,749	1,840	1,843	1,970	1,921	1,840	1,888	1,830	1,836	1,800	1,820
À 6 mois	1,960	1,857	1,950	1,959	2,270	2,171	2,040	2,144	2,000	2,028	1,830	1,950
À 1 an	2,410	2,266	2,360	2,365	2,940	2,777	2,540	2,726	2,500	2,567	2,200	2,374
Livre sterling												
Au jour le jour	3,650	3,828	3,875	4,047	3,400	4,036	4,375	3,733	4,935	3,794	3,325	3,637
À 1 mois	3,970	3,956	3,910	3,938	4,040	4,005	3,880	3,966	3,960	3,933	3,950	3,936
À 3 mois	4,030	3,986	4,000	4,001	4,160	4,071	4,050	4,108	4,100	4,088	4,110	4,110
À 6 mois	4,160	4,088	4,125	4,137	4,370	4,259	4,270	4,310	4,360	4,310	4,270	4,323
À 1 an	4,560	4,462	4,390	4,500	4,860	4,713	4,630	4,725	4,740	4,746	4,640	4,724
Yen												
Au jour le jour	0,015	0,015	0,015	0,039	0,015	0,015	0,015	0,014	0,015	0,015	0,015	0,015
À 1 mois	0,015	0,033	0,045	0,021	0,045	0,054	0,015	0,036	0,025	0,021	0,015	0,015
À 3 mois	0,090	0,072	0,045	0,060	0,045	0,059	0,025	0,047	0,045	0,036	0,035	0,032
À 6 mois	0,055	0,077	0,075	0,073	0,075	0,074	0,035	0,064	0,075	0,058	0,075	0,050
À 1 an	0,130	0,128	0,090	0,122	0,090	0,131	0,110	0,121	0,090	0,113	0,110	0,111
Franc suisse												
Au jour le jour	1,405	1,460	1,775	1,529	1,375	1,523	1,565	1,418	1,095	1,194	1,125	1,101
À 1 mois	1,550	1,621	1,640	1,593	1,440	1,587	1,460	1,441	1,110	1,184	1,120	1,143
À 3 mois	1,620	1,669	1,670	1,633	1,510	1,645	1,490	1,495	1,170	1,216	1,180	1,189
À 6 mois	1,720	1,721	1,740	1,704	1,650	1,774	1,620	1,614	1,330	1,339	1,280	1,336
À 1 an	2,010	1,936	2,020	1,988	2,080	2,149	1,950	2,006	1,750	1,719	1,640	1,723

Source : Banque de France

Réalisé le 2 juillet 2002
 DGO et DGEI – DEMREP – SEMASFI – Tél. 01 42 92 31 35

Tableau 6
Tableau de bord de l'économie française

	Juillet 2001	Août 2001	Septembre 2001	Octobre 2001	Novembre 2001	Décembre 2001
Placements monétaires (taux de croissance annuel en %) (a)						
– Dépôts à vue	6,43	5,33	5,74	7,14	8,21	10,78
– Comptes sur livrets	3,83	4,18	4,73	5,66	6,24	7,19
– Titres d'OPCVM monétaires et certificats de dépôt	12,10	9,10	9,40	10,70	10,80	12,60
Endettement (taux de croissance annuel en %) (a)						
– Crédits au secteur privé	9,43	8,29	6,77	7,29	7,10	5,97
– Endettement intérieur total	9,91	8,93	8,83	8,53	8,72	7,10
Taux d'intérêt (en %)						
– Euribor 3 mois (moyenne mensuelle)	4,47	4,35	3,98	3,60	3,39	3,35
– Emprunt phare 10 ans (moyenne mensuelle)	5,15	4,95	4,94	4,72	4,57	4,87
– Livret A (fin de mois)	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00
– Taux de base bancaire (fin de mois)	7,10	7,10	7,10	6,60	6,60	6,60
Cours de change (moyenne mensuelle)						
– EUR/USD	0,86	0,90	0,91	0,91	0,89	0,89
– EUR/JPY	107,21	109,34	108,20	109,86	108,68	113,38
– EUR/GBP	0,61	0,63	0,62	0,62	0,62	0,62
Prix de détail (base 100 en 1998)						
– Variation mensuelle	- 0,19	0,00	0,19	0,10	- 0,29	0,10
– Variation depuis le début de l'année	1,26	1,26	1,46	1,55	1,26	1,36
– Glissement sur 12 mois	2,06	1,86	1,46	1,75	1,17	1,36
Production industrielle (base 100 en 1995 – cvs/cjo)						
– Variation mensuelle	0,77	0,00	- 0,68	- 1,11	0,17	- 0,77
– Glissement sur 12 mois	1,29	1,29	0,77	- 1,28	- 1,61	- 2,12
Demandeurs d'emploi (cvs)						
– Variation mensuelle	1,91	0,52	0,62	1,26	1,52	0,51
– Glissement sur 12 mois	- 9,29	- 8,30	- 5,17	- 2,11	1,18	2,18
– Taux de chômage définition BIT	8,80	8,80	8,90	8,90	9,00	9,00
Commerce extérieur (cvs, en milliards d'euros)						
– Importations FAB (NES 1999)	27,61	27,28	26,41	25,49	25,47	24,75
– Exportations FAB (NES 1999)	27,48	29,55	26,81	26,64	26,39	24,97
– Solde mensuel	- 0,13	2,27	0,40	1,15	0,92	0,22
– Solde cumulé depuis le début de l'année	- 1,19	1,09	1,48	2,63	3,55	3,78
Transactions courantes (en millions d'euros)						
– Solde mensuel brut	2 823	2 596	2 062	1 170	2 182	3 273
– Cumul depuis le début de l'année	12 458	15 054	17 116	18 286	20 468	23 741

(a) Ces évolutions sont corrigées des variations ne résultant pas de transactions effectives (reclassements, changements de périmètre du secteur des IFM, passages en pertes, fluctuations de taux de change et autres effets de valorisation).

Sources : Banque de France, Fédération bancaire française, INSEE, ministère du Travail, Douanes, Direction du Trésor

	Juin 1999	Septembre 1999	Décembre 1999	Mars 2000	Juin 2000	Septembre 2000
Produit intérieur brut total – base 1995 (cvs)						
– Variation en volume	1,0	1,1	1,4	1,1	0,9	0,5
Taux de salaire horaire						
– Variation	0,6	1,3	0,9	2,3	0,9	1,1

Sources : INSEE, Ministère du Travail

Réalisé le 8 juillet 2002
DESM – BSME – Tél. 01 42 92 29 50

Tableau 6 (suite)

Tableau de bord de l'économie française (suite)

	Janvier 2002	Février 2002	Mars 2002	Avril 2002	Mai 2002	Juin 2002
Placements monétaires (taux de croissance annuel en %) (a)						
– Dépôts à vue	8,54	7,92	9,80	10,81		
– Comptes sur livrets	8,00	8,30	8,29	8,33		
– Titres d'OPCVM monétaires et certificats de dépôt	12,70	8,80	9,40	10,00		
Endettement (taux de croissance annuel en %) (a)						
– Crédits au secteur privé	5,28	5,29	5,77	5,74		
– Endettement intérieur total	7,50	7,71	7,75	6,75		
Taux d'intérêt (en %)						
– Euribor 3 mois (moyenne mensuelle)	3,34	3,36	3,39	3,41	3,47	3,46
– Emprunt phare 10 ans (moyenne mensuelle)	4,93	4,99	5,24	5,24	5,26	5,11
– Livret A (fin de mois)	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00
– Taux de base bancaire (fin de mois)	6,60	6,60	6,60	6,60	6,60	6,60
Cours de change (moyenne mensuelle)						
– EUR/USD	0,88	0,87	0,88	0,89	0,92	0,96
– EUR/JPY	117,12	116,23	114,75	115,81	115,86	117,80
– EUR/GBP	0,62	0,61	0,62	0,61	0,63	0,64
Prix de détail (base 100 en 1998)						
– Variation mensuelle	0,48	0,10	0,48	0,38	0,09	
– Variation depuis le début de l'année	0,48	0,58	1,05	1,44	1,53	
– Glissement sur 12 mois	2,24	2,04	2,13	2,03	1,44	
Production industrielle (base 100 en 1995 – cvs/cjo)						
– Variation mensuelle	0,52	0,52	0,51	0,43		
– Glissement sur 12 mois	- 1,36	- 0,77	- 0,42	0,86		
Demandeurs d'emploi (cvs)						
– Variation mensuelle	- 0,14	0,24	0,80	- 0,47		
– Glissement sur 12 mois	4,08	5,30	7,08	7,69		
– Taux de chômage définition BIT	9,00	9,00	9,10	9,10	9,10	
Commerce extérieur (cvs, en milliards d'euros)						
– Importations FAB (NES 1999)	25,95	26,75	25,89	26,37		
– Exportations FAB (NES 1999)	27,05	27,00	26,20	28,26		
– Solde mensuel	1,09	0,24	0,31	1,89		
– Solde cumulé depuis le début de l'année	1,09	1,34	1,65	3,54		
Transactions courantes (en millions d'euros)						
– Solde mensuel brut	4 602	1 621	2 247	- 263		
– Cumul depuis le début de l'année	4 602	6 223	8 470	8 207		

(a) Ces évolutions sont corrigées des variations ne résultant pas de transactions effectives (reclassements, changements de périmètre du secteur des IFM, passages en pertes, fluctuations de taux de change et autres effets de valorisation).

Sources : Banque de France, Fédération bancaire française, INSEE, ministère du Travail, Douanes, Direction du Trésor

	Décembre 2000	Mars 2001	Juin 2001	Septembre 2001	Décembre 2001	Mars 2002
Produit intérieur brut total – base 1995 (cvs)						
– Variation en volume	1,3	0,3	- 0,1	0,5	- 0,4	0,4
Taux de salaire horaire						
– Variation	0,6	1,7	0,7	1,0	0,5	1,4

Sources : INSEE, Ministère du Travail

Réalisé le 8 juillet 2002
DESM – BSME – Tél. 01 42 92 29 50

Tableau 7
Situation hebdomadaire de la Banque de France

	(en millions d'euros)								
	3 mai 2002	10 mai 2002	17 mai 2002	24 mai 2002	31 mai 2002	7 Juin 2002	14 juin 2002	21 juin 2002	28 juin 2002
ACTIF									
1. Avoirs en or	33 775	33 775	33 775	33 775	33 775	33 775	33 775	33 775	33 775
2. Avoirs en devises	29 742	30 084	29 947	30 260	30 501	30 022	29 396	30 312	30 221
3. Relations avec le Fonds monétaire international	5 964	5 964	5 985	5 924	5 924	5 924	5 924	6 799	6 798
3.1. Concours au Fonds monétaire international	5 382	5 382	5 382	5 320	5 320	5 320	5 320	6 200	6 199
3.2. Acquisition de droits de tirage spéciaux	582	582	603	604	604	604	604	599	599
4. Crédances sur non-résidents de la zone euro	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5. Concours aux établissements de crédit	9 053	9 661	7 561	7 601	9 367	9 533	8 041	8 238	10 262
5.1. Opérations principales de refinancement	6 682	7 292	5 169	5 231	6 407	6 581	5 079	5 253	7 565
5.2. Opérations de refinancement à plus long terme	2 359	2 359	2 359	2 359	2 949	2 949	2 949	2 949	2 677
5.3. Opérations de réglage fin	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5.4. Opérations structurelles	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5.5. Facilité de prêt marginal	0	0	0	0	0	0	0	30	0
5.6. Appels de marge versés	12	10	3	11	11	3	13	6	20
6. Autres concours aux établissements de crédit	33	33	31	19	17	16	16	16	68
7. Titres	2 646	2 695	2 686	2 726	2 686	2 727	2 753	2 744	2 671
8. Crédances sur le Trésor public	991	991	991	991	991	991	991	991	991
8.1. Au titre des monnaies divisionnaires	259	259	259	259	259	259	259	259	259
8.2. Au titre de la Convention du 10 juin 1993	732	732	732	732	732	732	732	732	732
9. Relations au sein de l'Eurosystème	47 467	43 571	46 637	42 789	49 762	49 201	46 193	47 190	54 414
9.1. Participation au capital de la Banque centrale européenne (BCE)	842	842	842	842	842	842	842	842	842
9.2. Crédance sur la BCE au titre des avoirs de réserve transférés	8 417	8 417	8 417	8 417	8 417	8 417	8 417	8 417	8 417
9.3. Crédances sur l'Eurosystème au titre des billets en euros en circulation	22 388	22 388	22 388	22 388	23 873	23 873	23 873	23 873	25 092
9.4. Autres créances sur l'Eurosystème	15 820	11 924	14 990	11 142	16 630	16 069	13 061	14 058	20 063
10. Divers	9 788	9 767	9 716	9 743	9 682	9 648	9 671	9 678	9 647
11. Comptes de réévaluation	21	21	21	21	21	21	21	21	21
TOTAL	139 480	136 562	137 320	133 849	142 726	141 858	136 781	139 764	148 868

Source : Banque de France
Direction de la Comptabilité

Réalisé le 8 juillet 2002
DDPE – SPE – Tél. 01 42 92 98 32

Tableau 7 (suite)
Situation hebdomadaire de la Banque de France (suite)

	(en millions d'euros)								
	3 mai 2002	10 mai 2002	17 mai 2002	24 mai 2002	31 mai 2002	7 juin 2002	14 juin 2002	21 juin 2002	28 juin 2002
PASSIF									
1. Billets en circulation (a)	56 046	56 699	56 682	56 155	57 269	57 446	57 569	57 567	58 997
2. Engagements envers les établissements de crédit	25 191	21 343	22 352	19 174	26 766	26 290	21 595	23 543	31 618
2.1. Comptes courants	25 191	21 343	22 352	19 174	26 754	26 278	21 583	23 240	31 606
2.2. Facilité de dépôt	0	0	0	0	0	0	0	291	0
2.3. Reprise de liquidité en blanc	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.4. Mises en pension	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.5. Appels de marge reçus	0	0	0	0	12	12	12	12	12
3. Engagements envers les établissements de crédit	15	15	15	15	15	15	15	15	15
4. Engagements envers d'autres résidents	3 290	3 301	3 286	3 321	3 168	3 159	3 221	3 102	3 135
4.1. Compte du Trésor public	262	286	293	324	188	199	256	179	200
4.2. Autres engagements	3 028	3 015	2 993	2 997	2 980	2 960	2 965	2 923	2 935
5. Engagements envers des non-résidents de la zone euro	268	254	267	252	299	257	261	245	275
6. Engagements en devises	1 335	1 705	1 553	1 866	2 091	1 637	1 014	1 929	1 846
7. Compte spécial du trésor public – Contrepartie des allocations de droits de tirage spéciaux	1 545	1 545	1 545	1 546	1 546	1 546	1 546	1 533	1 533
8. Relations au sein de l'Eurosystème	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8.1. Billets à ordre contrepartie des certificats de dettes émis par la Banque centrale européenne	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8.2. Engagements envers l'Eurosystème au titre des billets en euros en circulation	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8.3. Autres engagements envers l'Eurosystème	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9. Divers	6 825	6 735	6 655	6 555	6 607	6 543	6 595	6 865	6 484
10. Comptes de réévaluation	16 975	16 975	16 975	16 975	16 975	16 975	16 975	16 975	16 975
11. Réserve de réévaluation des réserves en or de l'État	18 499	18 499	18 499	18 499	18 499	18 499	18 499	18 499	18 499
12. Réserve de réévaluation des réserves en devises de l'État	6 188	6 188	6 188	6 188	6 188	6 188	6 188	6 188	6 188
13. Capital et réserves	3 303	3 303	3 303	3 303	3 303	3 303	3 303	3 303	3 303
TOTAL	139 480	136 562	137 320	133 849	142 726	141 858	136 781	139 764	148 868

- (a) En application des règles, arrêtées par le Conseil des gouverneurs de la BCE, relatives à la comptabilisation des billets en euro, une part de 8 % de la valeur totale des billets en euros en circulation dans l'Eurosystème est allouée à la BCE à la fin de chaque mois. La contrepartie de cet ajustement du poste 1 du passif de la situation figure dans le poste 9.3 de l'actif « Crédit sur l'Eurosystème au titre des billets en euros en circulation ».
- Le solde de 92 % du montant total des billets en circulation dans l'Eurosystème est également réparti à la fin de chaque mois entre les banques centrales nationales de sorte que chacune d'elles reflète au passif de son bilan sa quote-part dans la circulation totale de l'Eurosystème, déterminée au prorata de sa participation dans le capital libéré de la BCE. La différence entre la quote-part ainsi attribuée à la Banque de France et le montant des billets effectivement mis en circulation par cette dernière figure dans le poste 9.3 de l'actif « Crédit sur l'Eurosystème au titre des billets en euros en circulation ».

Source : Banque de France
Direction de la Comptabilité

Réalisé le 8 juillet 2002
DDPE – SPE – Tél. 01 42 92 98 32

Tableau 8
Réserves obligatoires
Assiettes

(en milliards d'euros, données en fin de période)

Assiette de réserves Base arrêtée fin du mois de :	Assiette	Exigibilités incluses dans l'assiette des réserves et auxquelles s'applique le taux de réserve de 2 %				Exigibilités incluses dans l'assiette des réserves et auxquelles s'applique le taux de réserve de 0 %			
		Total		Dépôts (à vue, à terme d'une durée ≤ à 2 ans avec préavis)	Autres exigibilités (a)		Dépôts (d'une durée > à 2 ans avec préavis)	Autres exigibilités (b)	
		Zone euro	dont : France	Zone euro	dont : France	Zone euro	dont : France	Zone euro	dont : France
2002									
Janvier	10 952,8	1 779,5	6 195,2	1 034,5	399,9	156,0	1 350,7	56,9	3 009,8
Février	10 964,1	1 764,8	6 164,7	1 015,1	392,8	150,8	1 337,1	56,2	3 069,5
Mars	11 031,8	1 790,8	6 178,0	1 033,9	400,6	153,9	1 349,9	63,7	3 103,2
Avril	11 078,0	1 820,4	6 177,5	1 031,0	405,2	155,6	1 354,9	64,8	3 140,4
Mai		1 835,2		1 021,6		159,7		64,7	589,2

(a) Titres de créances d'une durée ≤ à 2 ans avec préavis + instruments du marché monétaire

(b) Titres en pension + titres de créances d'une durée > à 2 ans

Réserves exigées, réserves constituées

(montants en milliards d'euros, taux en %)

Période de constitution prenant fin le :	Réserves à constituer		Réserves constituées		Excédents		Insuffisances		Taux de rémunération
	Zone euro	dont : France	Zone euro	dont : France	Zone euro	dont : France	Zone euro	dont : France	
23 janvier 2002	128,7	23,1	130,1	23,3	1,4	0,2	0,0	0,0	3,34
23 février 2002	131,7	24,0	132,4	24,2	0,7	0,2	0,0	0,0	3,30
23 mars 2002	131,3	23,8	132,0	23,9	0,7	0,1	0,0	0,0	3,28
23 avril 2002	130,6	23,3	131,1	23,4	0,5	0,1	0,0	0,0	3,30
23 mai 2002	131,0	23,7	131,5	23,9	0,5	0,2	0,0	0,0	3,30
23 juin 2002	131,1	23,7		23,9		0,2		0,0	3,33

Facteurs de liquidité bancaire

(encours)

(en moyenne et en milliards d'euros)

Période de constitution prenant fin le :	Billets en circulation (A)	Réserves nettes de changes (B)	Dépôts des administrations publiques (C)	Divers	Total (a)	Concours (net)		Avoirs (F)
						(T)	(E)	
Zone euro								
23 février 2002	306,2	386,0	49,6	85,0	- 54,8	187,4	132,6	
23 mars 2002	283,3	386,7	54,2	91,8	- 42,6	174,7	132,1	
23 avril 2002	285,9	395,4	55,9	95,3	- 41,7	172,9	131,2	
23 mai 2002	293,7	397,7	49,2	93,5	- 38,7	170,4	131,7	
dont : France								
23 mars 2002	53,7	65,5	1,0	- 3,9	+ 14,7	9,2	23,9	
23 avril 2002	54,6	66,0	1,1	- 4,6	+ 14,9	8,5	23,4	
23 mai 2002	56,0	66,7	0,3	- 4,9	+ 15,3	8,6	23,9	
23 juin 2002	57,0	66,6	0,2	- 5,9	+ 15,3	8,6	23,9	

NB : $T = B - A - C - D$

$F = T + E$

(a) Les montants affectés d'un signe « - » ont un effet restrictif sur la liquidité, ceux ayant un signe « + » ont un effet expansif.

Sources : Banque de France, BCE

Réalisé le 28 juin 2002

DOM – Service de la mise en œuvre de la politique monétaire – Tél. 01 42 92 24 54

Tableau 9

Balance des paiements : compte de transactions courantes et compte de capital

Compte de transactions courantes : données brutes

	Année 2000 (a)	Année 2001 (a)	Février 2002 (c)	Mars 2002 (c)	Avril 2002 (b)	Mai 2002 (b)	5 mois 2001 (a)	5 mois 2002 (b)
Compte de transactions courantes	17 702	23 741	1 621	2 247	- 263	2 003	6 411	10 210
A. Biens	- 3 581	3 784	648	1 093	1 987	692	- 1 837	4 395
– Recettes	322 787	324 612	26 725	28 411	28 828	26 610	138 527	136 100
– Dépenses	326 368	320 828	26 077	27 318	26 841	25 918	140 364	131 705
<i>Marchandises générales</i>	<i>- 3 949</i>	<i>3 518</i>	<i>618</i>	<i>1 063</i>	<i>1 966</i>	<i>652</i>	<i>- 1 878</i>	<i>4 102</i>
– Données douanières FAB-FAB	- 3 028	3 266	533	1 171	2 111	1 097	- 2 016	4 787
– Total des corrections	- 921	252	85	- 108	- 145	- 445	138	- 685
B. Services	21 492	19 926	662	1 960	1 716	2 249	7 740	7 491
– Recettes	87 487	89 581	6 170	7 320	7 216	7 875	35 754	34 969
– Dépenses	65 995	69 655	5 508	5 360	5 500	5 626	28 014	27 478
<i>dont : Voyages</i>	<i>14 074</i>	<i>13 624</i>	<i>510</i>	<i>990</i>	<i>1 110</i>	<i>1 300</i>	<i>5 006</i>	<i>4 610</i>
– Recettes	33 301	33 679	1 940	2 470	2 770	3 050	12 678	12 280
– Dépenses	19 227	20 055	1 430	1 480	1 660	1 750	7 672	7 670
Total « Biens et services »	17 911	23 710	1 310	3 053	3 703	2 941	5 903	11 886
C. Revenus	14 988	16 587	1 859	918	- 2 217	944	4 918	1 742
Rémunération des salariés	7 400	8 190	700	688	713	700	3 423	3 519
Revenus des investissements	7 588	8 397	1 159	230	- 2 930	244	1 495	- 1 777
<i>– Directs</i>	<i>8 339</i>	<i>14 047</i>	<i>817</i>	<i>397</i>	<i>642</i>	<i>1 474</i>	<i>4 464</i>	<i>3 483</i>
<i>– De portefeuille</i>	<i>- 100</i>	<i>- 3 990</i>	<i>593</i>	<i>- 132</i>	<i>- 3 229</i>	<i>- 893</i>	<i>- 2 418</i>	<i>- 3 857</i>
<i>– Autres</i>	<i>- 651</i>	<i>- 1 660</i>	<i>- 251</i>	<i>- 35</i>	<i>- 343</i>	<i>- 337</i>	<i>- 551</i>	<i>- 1 403</i>
D. Transferts courants	- 15 197	- 16 556	- 1 548	- 1 724	- 1 749	- 1 882	- 4 410	- 3 418

(a) Chiffres définitifs

(b) Chiffres provisoires

(c) Chiffres semi-définitifs

Source : Banque de France

Réalisé le 12 juillet 2002
Direction de la Balance des paiements – CEREX – Tél. 01 42 92 51 85

Tableau 9 (suite)

Balance des paiements : compte de transactions courantes et compte de capital (suite)

Compte de capital : données brutes

	Année 2000 (a)	Année 2001 (a)	Février 2002 (c)	Mars 2002 (c)	Avril 2002 (b)	Mai 2002 (b)	5 mois 2001 (a)	5 mois 2002 (b)
Compte de capital	1 478	- 330	51	18	6	0	467	59
Transferts en capital	1 559	- 183	55	19	8	4	532	100
Acquisitions d'actifs non financiers (brevets)	- 81	- 147	- 4	- 1	- 2	- 4	- 65	- 41

Compte de transactions courantes : données cvs-cjo

	Année 2000 (a)	Année 2001 (a)	Février 2002 (c)	Mars 2002 (c)	Avril 2002 (b)	Mai 2002 (b)	5 mois 2001 (a)	5 mois 2002 (b)
Compte de transactions courantes	18 502	23 645	1 506	1 490	1 226	2 630	5 177	8 266
Biens	- 3 792	3 572	943	473	1 799	81	- 401	4 856
Marchandises générales	- 4 070	3 444	904	460	1 726	137	- 734	4 378
Services	21 554	19 834	1 600	1 757	1 677	2 191	8 805	8 491
dont : Voyages	14 224	13 644	963	1 195	1 127	1 272	6 120	5 610
Revenus	14 903	16 491	1 018	550	167	1 327	6 417	3 201

(a) Chiffres définitifs

(b) Chiffres provisoires

(c) Chiffres semi-définitifs

Source : Banque de France

Réalisé le 12 juillet 2002
Direction de la Balance des paiements – CEREX – Tél. 01 42 92 51 85

Tableau 10
Balance des paiements : compte financier

	Année 2000 (a)	Année 2001 (a)	Février 2002 (c)	Mars 2002 (c)	Avril 2002 (b)	Mai 2002 (b)	5 mois 2001 (a)	5 mois 2002 (b)	(en millions d'euros)
INVESTISSEMENTS DIRECTS	- 143 895	- 33 740	312	- 7 925	3 023	- 1 822	- 24 497	- 8 937	
1. Français à l'étranger	- 190 491	- 92 546	- 4 071	- 9 872	- 38	- 4 180	- 42 760	- 23 498	
Capital social	- 151 101	- 52 165	- 780	- 3 409	- 606	- 1 032	- 23 161	- 8 582	
Bénéfices réinvestis	- 5 688	- 6 252	- 521	- 521	- 521	- 521	- 2 605	- 2 605	
Autres opérations	- 33 702	- 34 129	- 2 770	- 5 942	1 089	- 2 627	- 16 994	- 12 311	
2. Étrangers en France	46 596	58 806	4 383	1 947	3 061	2 358	18 263	14 561	
Capital social	29 861	20 204	3 932	2 414	921	454	6 840	8 285	
Bénéfices réinvestis	2 280	3 108	259	259	259	259	1 295	1 295	
Autres opérations	14 455	35 494	192	- 726	1 881	1 645	10 128	4 981	
INVESTISSEMENTS DE PORTEFEUILLE	40 019	20 989	- 3 625	- 6 948	- 4 385	8 711	- 5 664	- 22 513	
1. Avoirs – Titres étrangers	- 104 985	- 93 017	- 8 462	- 15 575	- 6 258	- 5 012	- 58 140	- 58 813	
Actions et titres d'OPCVM	- 35 434	- 19 252	- 5 414	- 3 289	5 709	- 982	- 11 224	- 8 099	
Obligations et assimilés	- 60 427	- 62 631	- 2 628	- 9 097	- 9 633	- 5 036	- 38 622	- 39 930	
Instruments du marché monétaire	- 9 124	- 11 134	- 420	- 3 189	- 2 334	1 006	- 8 294	- 10 784	
2. Engagements – Titres français	145 004	114 006	4 837	8 627	1 873	13 723	52 476	36 300	
Actions et titres d'OPCVM	55 989	12 196	84	- 5 295	47	- 830	13 864	- 4 727	
Obligations et assimilés	76 387	93 647	5 815	6 846	1 886	11 596	35 548	29 998	
dont : OAT	34 256	19 280	3 086	4 409	- 683	1 355	7 761	8 603	
BTAN	5 571	9 937	3 084	- 1 933	1 831	2 046	4 987	3 287	
Instruments du marché monétaire	12 628	8 163	- 1 062	7 076	- 60	2 957	3 064	11 029	
dont : BTF	3 003	4 891	1 016	2 268	- 1 232	865	3 100	3 585	
<i>Pour mémoire :</i>									
<i>Total des valeurs du Trésor (OAT, BTAN, BTF)</i>	42 830	34 108	7 186	4 744	- 84	4 266	15 848	15 475	
AUTRES INVESTISSEMENTS	65 064	- 23 291	4 213	24 036	1 229	- 15 859	21 652	14 992	
1. Avoirs	- 417	- 61 494	21 372	- 21 970	- 14 174	- 23 901	- 44 676	- 25 575	
Crédits commerciaux (autres secteurs)	1 101	744	195	38	605	429	- 2 116	1 645	
Prêts	- 1 160	- 62 207	21 177	- 22 008	- 14 779	- 24 306	- 42 560	- 27 196	
Autorités monétaires	- 5 743	- 14 302	- 4 435	- 1 171	4 172	- 5 888	4 508	2 767	
Administrations publiques	553	171	- 1 992	1 063	1 142	20	495	774	
Institutions financières monétaires (d)	5 431	- 46 105	27 143	- 13 215	- 12 305	- 15 508	- 48 104	- 5 156	
Autres secteurs (e)	- 1 401	- 1 971	461	- 8 685	- 7 788	- 2 930	541	- 25 581	
Autres avoirs	- 358	- 31	0	0	0	- 24	0	- 24	
2. Engagements	65 481	38 203	- 17 159	46 006	15 403	8 042	66 328	40 567	
Crédits commerciaux (autres secteurs)	3 480	- 800	- 1 260	- 366	- 616	- 619	2 684	- 3 385	
Prêts	62 001	39 003	- 15 899	46 372	16 019	8 661	63 644	43 952	
Autorités monétaires	- 25 591	1 305	- 947	1 990	- 2 012	1 110	1 401	- 238	
– Utilisation des crédits et prêts du FMI	0	0	0	0	0	0	0	0	
– Autres engagements	- 25 591	1 305	- 947	1 990	- 2 012	1 110	1 401	- 238	
Administrations publiques	3 209	1 577	- 390	920	1 036	226	- 1 152	- 537	
Institutions financières monétaires (d)	61 056	41 607	- 14 307	33 879	12 089	9 412	72 229	31 700	
Autres secteurs (e)	23 327	- 5 486	- 255	9 583	4 906	- 2 087	- 8 834	13 027	
Autres engagements	0	0	0	0	0	0	0	0	
PRODUITS FINANCIERS DÉRIVÉS	5 050	2 784	715	- 2 108	441	325	1 879	- 1 248	

(a) Chiffres définitifs

(b) Chiffres provisoires

(c) Chiffres semi-définitifs

(d) Cf. répartition long terme - court terme dans le tableau complémentaire ci-après

(e) Autres secteurs = entreprises, ménages

Source : Banque de France

Réalisé le 12 juillet 2002
Direction de la Balance des paiements – CEREX – Tél. 01 42 92 51 85

Tableau 10 (suite)

Balance des paiements : compte financier (suite)

	(en millions d'euros)							
	Année 2000 (a)	Année 2001 (a)	Février 2002 (c)	Mars 2002 (c)	Avril 2002 (b)	Mai 2002 (b)	5 mois 2001 (a)	5 mois 2002 (b)
Avoirs de réserve	2 664	5 763	1 092	- 42	3 225	- 916	1 377	4 328
Or	0	0	0	0	0	0	0	0
Avoirs en droits de tirages spéciaux	- 85	- 117	- 20	- 1	- 1	- 19	- 63	- 42
Position de réserve au FMI	684	- 1 136	- 76	2	298	- 48	262	168
Devises étrangères	2 065	7 016	1 188	- 43	2 928	- 849	1 178	4 202
Créances sur la BCE	0	0	0	0	0	0	0	0
Compte financier	- 31 098	- 27 495	2 707	7 013	3 533	- 9 561	- 5 253	- 13 378

NB : À compter de janvier 1999, les avoirs de réserve (bruts), conformément à la nouvelle définition statistique retenue par l'Eurosystème, n'incluent pas les avoirs en devises sur des résidents de la zone euro.

Source : Banque de France

Réalisé le 12 juillet 2002

Direction de la Balance des paiements – CEREX – Tél. 01 42 92 51 85

Tableau complémentaire : avoirs et engagements des institutions financières monétaires

	(en millions d'euros)							
	Année 2000 (a)	Année 2001 (a)	Février 2002 (c)	Mars 2002 (c)	Avril 2002 (b)	Mai 2002 (b)	5 mois 2001 (a)	5 mois 2002 (b)
Total institutions financières monétaires	66 487	- 4 498	12 836	20 664	- 216	- 6 096	24 125	26 544
1. Avoirs	5 431	- 46 105	27 143	- 13 215	- 12 305	- 15 508	- 48 104	- 5 156
Long terme	- 11 980	- 9 349	1 391	- 680	- 450	- 1 287	- 5 127	- 1 281
– Euros	- 4 394	- 5 830	723	- 851	- 645	- 1 206	- 3 299	- 1 786
– Devises	- 7 586	- 3 519	668	171	195	- 81	- 1 828	505
Court terme	17 411	- 36 756	25 752	- 12 535	- 11 855	- 14 221	- 42 977	- 3 875
– Euros	8 505	- 35 846	9 339	- 9 737	- 4 292	- 3 836	- 29 103	- 12 458
– Devises	8 906	- 910	16 413	- 2 798	- 7 563	- 10 385	- 13 874	8 583
2. Engagements	61 056	41 607	- 14 307	33 879	12 089	9 412	72 229	31 700
Long terme	2 068	1 811	153	2 263	656	1 513	1 809	4 022
– Euros	6 619	4 991	265	1 045	548	876	4 848	3 201
– Devises	- 4 551	- 3 180	- 112	1 218	108	637	- 3 039	821
Court terme	58 988	39 796	- 14 460	31 616	11 433	7 899	70 420	27 678
– Euros	21 073	22 474	- 6 688	15 910	18 556	- 1 787	39 676	39 506
– Devises	37 915	17 322	- 7 772	15 706	- 7 123	9 686	30 744	- 11 828

(a) Chiffres définitifs

(b) Chiffres provisoires

(c) Chiffres semi-définitifs

Source : Banque de France

Réalisé le 12 juillet 2002

Direction de la Balance des paiements – CEREX – Tél. 01 42 92 51 85

Méthodologie (tableaux 11 à 25)

Définitions

1. Zones géographiques

Zone euro : Allemagne + Autriche + Belgique + Espagne + Finlande + France + Grèce + Irlande + Italie + Luxembourg + Pays-Bas + Portugal

Pour l'élaboration des statistiques monétaires, le territoire français est défini comme suit :

France = métropole + Monaco + départements d'outre-mer (Guadeloupe, Guyane, Martinique, Réunion) + Saint-Pierre-et-Miquelon + Mayotte

2. Secteurs économiques

Institutions financières monétaires (IFM) : elles comprennent les établissements de crédit résidant dans la zone euro tels que définis par la législation communautaire et toutes les institutions financières résidentes dont l'activité est de recevoir des dépôts et/ou de proches substituts des dépôts d'entités autres que les IFM et qui, pour leur propre compte, du moins en termes économiques, consentent des crédits et/ou effectuent des placements en valeurs mobilières. Aux termes de cette définition, les IFM résidant en France sont la Banque de France, les établissements de crédit au sens de la loi bancaire à l'exception des sociétés de caution mutuelle, la Caisse des dépôts et consignations, les OPCVM monétaires et la Caisse nationale d'épargne.

Administrations publiques = État + administrations d'États fédérés + administrations de Sécurité sociale + collectivités locales

Secteur privé = sociétés non financières + ménages + sociétés d'assurance et fonds de pension + institutions à but non lucratif au service des ménages + autres intermédiaires financiers (OPCVM monétaires, entreprises d'investissement, fonds communs de créances, etc.)

Agents non financiers (ANF) = administrations publiques + secteur privé – autres intermédiaires financiers.

Cette catégorie englobe exclusivement les agents dont les décisions en matière de placement ou d'endettement ne résultent pas d'un comportement d'intermédiaire financier.

3. Instruments financiers

Les *dépôts à terme* comprennent les dépôts qui ne peuvent être convertis en espèces avant un terme fixe convenu ou qui ne peuvent être convertis en espèces avant ce terme que moyennant sanction.

Les *dépôts avec un préavis inférieur ou égal à trois mois* recouvrent les dépôts d'épargne à vue qui présentent, à la différence des dépôts à vue, un caractère de transférabilité incomplet. Il s'agit, par exemple en France, des livrets A et bleus, des Codevi, des comptes d'épargne-logement, des livrets d'épargne populaire, des livrets jeunes et des livrets soumis à l'impôt.

Les *pensions* représentent des espèces perçues en contrepartie de titres vendus à un prix donné dans le cadre d'un engagement de rachat desdits titres (ou de titres similaires) à un prix et à une date déterminés.

Les *titres autres que des actions ou titres de créance* sont constitués de titres de créances négociables et échangés sur des marchés secondaires. La composante française de cette rubrique comprend, notamment, les obligations et les bons à moyen terme négociables (BMTN).

Les *instruments du marché monétaire* correspondent à des titres émis à court terme par des IFM (durée initiale inférieure ou égale à un an) et négociables sur des marchés monétaires liquides. Au plan français, cette catégorie regroupe les certificats de dépôt et les bons des institutions et sociétés financières (BISF).

Sont qualifiés de monétaires tous les actifs financiers entrant dans la composition de l'agrégat M3 suivi par la Banque centrale européenne.

M1 = pièces et billets en circulation + dépôts à vue

M2 = M1 + dépôts remboursables avec un préavis inférieur ou égal à trois mois + dépôts à terme d'une durée initiale inférieure ou égale à deux ans

M3 = M2 + pensions + titres d'OPCVM monétaires + instruments du marché monétaire + titres de créance de durée initiale inférieure ou égale à deux ans

Seules les positions vis-à-vis des résidents de la zone euro qui ne sont ni des IFM ni des institutions relevant de l'administration centrale sont incluses dans M3.

Les *crédits* incluent les crédits à l'habitat, à la consommation, à l'investissement, de trésorerie, les autres crédits, les créances douteuses brutes, le crédit-bail, les avoirs en titres non négociables et les dettes subordonnées constituées sous la forme de dépôts ou de prêts.

Par souci de prendre en compte d'éventuels mouvements de substitution entre actifs en euros et actifs en devises, le suivi des instruments financiers s'appuie sur un critère « *toutes devises* ».

L'*endettement intérieur total* (EIT) mesure l'ensemble des financements des agents non financiers résidant en France, obtenu par voie d'endettement, soit auprès des institutions financières, soit sur les marchés de capitaux (monétaire ou obligataire), tant en France qu'à l'étranger.

Tableau 11
Bilan de la Banque de France

(encours fin de période en milliards d'euros)

	Décembre 1998	Décembre 1999	Décembre 2000	Mai 2001	Décembre 2001	Mai 2002
ACTIF						
Territoire national	31,5	52,9	33,4	27,7	20,4	18,1
Crédits	28,7	50,6	30,7	25,1	17,7	15,4
IFM	26,8	48,4	29,0	23,4	16,4	14,1
APU	1,8	1,7	1,4	1,4	1,0	1,0
Secteur privé	0,0	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3
<i>Titres autres que des actions</i>	2,8	2,3	2,7	2,6	2,7	2,7
IFM	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
APU	2,8	2,3	2,7	2,6	2,7	2,7
Secteur privé	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<i>Instruments du marché monétaire</i>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<i>Actions et autres participations</i>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Autres États de la zone euro (a)	0,7	17,6	14,3	9,3	29,2	25,9
Reste du monde	32,9	34,3	34,5	35,4	29,7	25,7
Avoirs en or	30,8	28,2	28,5	28,5	30,6	33,8
Non ventilés par zone géographique (a)	22,2	20,7	18,2	17,8	19,1	40,7
TOTAL	118,1	153,5	128,9	118,7	129,1	144,2

(a) Reclassement de l'ajustement lié au nouveau mode de comptabilisation des billets au passif du bilan de la Banque de France depuis janvier 2002, de la ligne « Autres États de la zone euro » à la ligne « Non ventilés par zone géographique »

(encours fin de période en milliards d'euros)

	Décembre 1998	Décembre 1999	Décembre 2000	Mai 2001	Décembre 2001	Mai 2002
PASSIF						
Dépôts – Territoire national	33,9	27,0	30,9	23,7	32,8	29,9
IFM	19,7	24,4	28,1	22,5	29,5	28,9
Administration centrale	13,6	1,1	2,0	0,4	2,5	0,2
Autres secteurs (à vue)	0,6	1,6	0,8	0,9	0,8	0,9
Dépôts – Autres États de la zone euro	5,2	27,0	0,0	0,3	0,0	0,0
IFM	5,2	27,0	0,0	0,3	0,0	0,0
Autres secteurs	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépôts – Reste du monde	0,8	7,6	1,1	2,3	3,7	3,1
Non ventilés par zones géographiques	78,1	91,9	97,0	92,4	92,6	111,2
<i>Billets et pièces en circulation (a)</i>	45,0	49,3	49,2	44,9	34,6	60,5
<i>Titres de créance émis</i>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<i>Instruments du marché monétaire</i>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<i>Capital et réserves</i>	24,2	34,2	38,2	40,1	42,5	45,3
Autres	8,9	8,4	9,6	7,5	15,6	5,4
TOTAL	118,1	153,5	128,9	118,7	129,1	144,2

(a) Depuis janvier 2002, les billets en circulation font l'objet d'un traitement statistique qui prend en compte les conventions comptables spécifiques qui ont été adoptées au niveau de la zone euro. Les billets en euros en circulation sont désormais émis légalement à hauteur de 8 % par la Banque centrale européenne, le solde étant réparti entre les différents pays de la zone au prorata de la part détenue par chaque banque centrale nationale dans le capital de la BCE.

Source : Banque de France

Réalisé le 28 juin 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 12

Bilan des institutions financières monétaires (IFM) hors Banque de France

(encours fin de période en milliards d'euros)

	Décembre 1998	Décembre 1999	Décembre 2000	Mai 2001	Décembre 2001	Mai 2002
ACTIF						
Territoire national	2 351,0	2 491,0	2 560,6	2 668,3	2 753,7	2 872,8
Crédits	1 804,0	1 915,5	2 003,3	2 056,3	2 127,7	2 210,9
IFM	796,0	853,9	837,2	849,5	906,3	956,2
APU	120,7	119,9	120,8	110,3	118,3	114,4
Secteur privé	887,3	941,6	1 045,3	1 096,5	1 103,2	1 140,3
<i>Titres autres que des actions</i>	356,0	350,4	311,1	331,9	329,7	335,5
IFM ≤ 2 ans	15,9	12,0	15,6	20,4	19,3	19,0
> 2 ans	67,7	64,4	63,3	60,6	54,2	54,3
APU	206,9	192,5	147,2	155,4	151,3	160,7
Secteur privé	65,4	81,4	84,9	95,6	104,9	101,5
<i>Instruments du marché monétaire</i>	65,7	67,9	80,0	102,7	112,9	134,8
dont : Titres d'OPCVM monétaires	8,2	12,0	22,1	25,5	35,5	45,4
<i>Actions et autres participations</i>	125,3	157,2	166,3	177,5	183,5	191,5
Autres États de la zone euro	235,7	314,3	313,5	376,4	349,4	394,0
Reste du monde	398,7	425,9	467,9	503,4	507,0	493,1
Non ventilés par zone géographique	279,9	372,4	394,6	436,4	440,2	361,3
TOTAL	3 265,3	3 603,6	3 736,6	3 984,5	4 050,4	4 121,1

(encours fin de période en milliards d'euros)

	Décembre 1998	Décembre 1999	Décembre 2000	Mai 2001	Décembre 2001	Mai 2002
PASSIF						
Dépôts – Territoire national	1 671,7	1 769,5	1 754,8	1 750,2	1 838,8	1 865,1
IFM	807,7	884,5	847,4	837,6	868,0	906,5
Administration centrale	8,6	9,8	5,6	3,1	4,4	2,5
Autres secteurs	855,4	875,2	901,7	909,5	966,4	956,1
Dépôts à vue	218,2	242,4	264,9	256,2	300,3	278,1
Dépôts à terme ≤ 2 ans	38,3	39,8	56,2	62,7	63,6	64,3
> 2 ans	293,0	298,4	279,8	274,9	277,5	277,0
Dépôts remboursables avec préavis ≤ 3 mois	273,6	273,8	274,3	280,1	294,3	304,3
Pensions	32,3	20,9	26,5	35,6	30,7	32,4
Dépôts – Autres États de la zone euro	146,1	172,2	161,4	188,5	173,7	186,1
IFM	124,6	150,2	139,0	159,8	149,4	158,7
Autres secteurs	21,5	22,0	22,4	28,7	24,2	27,4
Dépôts – Reste du monde	287,7	328,3	410,5	484,2	450,3	450,9
Non ventilés par zones géographiques	1 159,8	1 333,5	1 410,0	1 561,6	1 587,7	1 619,0
<i>Titres de créance émis</i> ≤ 2 ans	21,7	24,2	24,7	26,5	31,6	32,0
> 2 ans	320,6	322,3	338,3	348,1	357,0	367,9
<i>Titres d'OPCVM monétaires</i>	157,4	181,7	213,3	250,9	258,6	294,6
<i>Instruments du marché monétaire</i>	104,9	132,3	139,1	157,8	165,6	183,8
Capital et réserves	210,3	245,0	249,3	257,0	270,5	274,0
Autres	344,9	428,0	445,1	521,3	504,5	466,7
TOTAL	3 265,3	3 603,6	3 736,6	3 984,5	4 050,4	4 121,1

Source : Banque de France

Réalisé le 28 juin 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 13

Dépôts des résidents auprès de l'administration centrale (Trésor et La Poste)

<i>(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)</i>					
	Dépôts à vue	Dépôts à terme ≤ 2 ans	Dépôts avec préavis ≤ 3 mois	Total	Taux de croissance annuel
1998	62,5	0,5	0,3	63,3	10,9
1999	64,9	0,4	0,3	65,6	3,6
2000	67,8	0,3	0,2	68,3	4,1
2001	Mai	64,7	0,2	65,1	3,3
	Juin	65,0	0,1	65,3	2,3
	Juillet	65,0	0,0	65,2	1,4
	Août	64,3	0,0	64,4	1,6
	Septembre	63,4	0,0	63,5	- 0,3
	Octobre	64,0	0,0	64,1	- 0,3
	Novembre	64,8	0,0	64,8	- 0,0
	Décembre	68,9	0,0	68,9	0,9
2002	Janvier	71,0	0,0	71,0	6,4
	Février	71,9	0,0	71,9	8,6
	Mars	71,2	0,0	71,2	8,3
	Avril	74,0	0,0	74,0	10,6
	Mai	75,1	0,0	75,1	15,3

Source : Banque de France

Réalisé le 28 juin 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 14
Engagements monétaires des IFM

		(taux de croissance annuel en %)					
		M1 (hors billets et pièces)		M2 (hors billets et pièces)		M3 (hors billets et pièces)	
		Zone euro	France (a)	Zone euro	France (a)	Zone euro	France (a)
1999		10,3	9,6	5,0	4,4	5,4	5,8
2000		7,0	7,6	4,1	6,5	4,6	7,6
2001	Mai	4,6	4,8	4,2	6,7	5,2	5,8
	Juin	6,1	7,1	5,2	7,8	6,4	8,5
	Juillet	5,4	7,0	5,3	7,6	6,6	8,3
	Août	5,5	5,2	5,3	7,3	7,0	7,4
	Septembre	8,9	5,4	6,6	7,3	8,3	7,7
	Octobre	9,0	7,4	7,1	8,6	9,1	9,4
	Novembre	10,5	8,0	7,9	8,7	9,8	9,4
	Décembre	12,7	10,6	9,4	9,2	10,8	9,7
2002	Janvier	13,3	8,8	9,5	7,6	10,4	7,9
	Février	13,1	7,6	9,2	7,5	10,0	7,5
	Mars	12,5	9,5	9,0	8,0	9,7	7,4
	Avril	12,5	10,2	8,8	9,4	9,5	8,8
	Mai	11,3	9,7	8,8	8,5	9,5	9,0

(a) La contribution officielle des IFM résidant en France aux agrégats de la zone euro mesure les exigibilités monétaires des IFM résidant en France, hors billets et pièces en circulation, vis-à-vis du secteur détenteur de monnaie de la zone euro (résidents de la zone euro hors IFM et hors administrations centrales), ainsi que par assimilation les dépôts de ce secteur auprès des administrations centrales (La Poste).

Sources : BCE, Banque de France (calculs)

Réalisé le 28 juin 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 14 (suite)

Agrégats de la zone euro, engagements monétaires et crédits des IFM résidant en France

		(taux de croissance annuel en %)							
		M1		M2		M3		Crédits au secteur privé	
		Zone euro	France (a)	Zone euro	France (a)	Zone euro	France (a)	Zone euro	France (a)
1999		10,0	9,4	5,2	4,6	5,6	5,9	9,5	6,6
2000		5,7	6,7	3,7	6,1	4,2	7,2	9,5	9,6
2001	Mai	3,2	3,5	3,6	5,9	4,5	5,3	8,0	9,8
	Juin	4,3	5,4	4,4	6,8	5,6	7,8	7,9	9,1
	Juillet	3,3	4,7	4,3	6,3	5,7	7,4	7,7	9,5
	Août	3,2	3,0	4,2	6,1	6,0	6,5	7,2	8,4
	Septembre	5,5	3,0	5,2	6,0	7,0	6,7	6,7	6,9
	Octobre	5,0	4,2	5,4	6,9	7,4	8,2	6,5	7,3
	Novembre	5,5	4,2	5,8	6,7	7,8	8,0	6,6	7,3
	Décembre	5,0	5,4	6,0	6,5	7,7	7,7	6,1	6,0
2002	Janvier	6,7	4,8	6,7	5,5	7,9	6,4	5,7	5,4
	Février	6,3	3,2	6,3	5,2	7,4	5,8	5,6	5,4
	Mars	6,5	5,5	6,4	6,0	7,5	5,9	5,5	5,7
	Avril	6,9	6,1	6,5	7,2	7,4	7,3	5,5	5,6
	Mai	6,7	6,6	6,8	6,9	7,8	7,8	5,8	5,1

(a) La composante France mesure les exigibilités monétaires, y compris les billets et pièces, des IFM résidant en France vis-à-vis du secteur détenteur de monnaie de la zone euro (résidents de la zone euro hors IFM et hors administrations centrales), ainsi que les dépôts de ce secteur auprès des administrations centrales, ou les crédits consentis par ces mêmes IFM. Depuis janvier 2002, les billets en circulation inclus dans M1 font l'objet d'un traitement qui prend en compte les conventions comptables adoptées au niveau de la zone euro (cf. tableau 11). Le taux de croissance des engagements monétaires des IFM résidant en France a été corrigé à partir de janvier 2002 de l'effet lié à la rupture de la série des billets en circulation.

Sources : BCE, Banque de France (calculs)

Réalisé le 28 juin 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 15
Dépôts à vue

	Ménages et assimilés (a)	Sociétés non financières	Administrations publiques hors administrations centrales	Total ANF hors administrations centrales (b)	Autres agents (c)	(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)		
						Encours	Total	
1998	140,8	87,9	37,1	265,8	15,5	281,3	3,5	
1999	160,3	93,5	38,4	292,2	16,7	308,9	9,3	
2000	169,2	106,7	40,6	316,6	16,9	333,5	7,9	
2001	Mai	163,6	100,9	40,8	305,4	16,4	321,8	4,0
	Juin	174,0	108,3	38,0	320,4	20,6	341,0	7,3
	Juillet	175,4	105,1	39,6	320,1	19,3	339,4	6,4
	Août	171,8	102,8	37,7	312,3	15,5	327,9	5,3
	Septembre	173,7	105,2	36,4	315,4	16,6	331,9	5,7
	Octobre	172,7	103,1	38,2	314,1	17,4	331,5	7,1
	Novembre	173,1	106,4	39,0	318,6	16,8	335,4	8,2
	Décembre	186,3	121,6	44,8	352,9	17,2	370,0	10,8
2002	Janvier	181,2	105,1	50,4	336,8	20,1	356,9	8,5
	Février	175,4	102,4	51,5	329,5	19,4	348,9	7,9
	Mars	177,8	106,1	47,8	331,8	21,5	353,2	9,8
	Avril	182,9	105,3	50,4	338,7	22,6	361,4	10,8
	Mai	177,6	102,7	49,3	329,8	24,2	354,0	10,4

(a) Ménages et institutions sans but lucratif au service des ménages

(b) ANF (agents non financiers) : ménages et assimilés, sociétés non financières, administrations publiques locales

(c) Principalement les sociétés d'assurance et fonds de pension, les OPCVM non monétaires, les entreprises d'investissement et les fonds communs de créances

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 49 08

Tableau 16
Comptes sur livrets

	Livrets A	Livrets bleus	Comptes d'épargne-logement	Codevi	Livrets d'épargne populaire	Livrets jeunes	Livrets soumis à l'impôt	(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)		
								Encours	Total	
1998	108,5	15,2	26,0	35,2	36,2	4,9	47,9	273,8	5,8	
1999	101,7	14,8	26,9	35,1	41,4	4,9	49,2	274,0	0,1	
2000	101,1	14,2	27,7	35,9	44,5	5,0	46,1	274,6	0,2	
2001	Mai	102,4	13,8	28,5	37,2	4,9	48,2	280,3	3,1	
	Juin	102,1	13,8	28,5	37,1	45,1	4,9	48,4	279,9	3,6
	Juillet	102,6	13,9	28,8	37,4	45,2	4,9	49,2	282,0	3,8
	Août	103,0	13,9	29,1	37,5	45,4	5,0	50,3	284,2	4,2
	Septembre	102,7	13,8	28,9	37,2	45,5	5,1	50,6	283,8	4,7
	Octobre	103,0	13,8	29,1	37,4	45,7	5,1	51,6	285,7	5,7
	Novembre	103,0	13,7	29,3	37,5	45,8	5,1	52,3	286,7	6,2
	Décembre	105,5	14,3	29,9	38,4	47,1	5,2	54,0	294,3	7,2
2002	Janvier	107,8	14,5	30,7	39,5	47,6	5,2	56,4	301,7	8,0
	Février	107,5	14,4	30,8	39,5	47,6	5,2	56,8	301,7	8,3
	Mars	107,2	14,3	31,0	39,5	47,6	5,2	57,4	302,2	8,3
	Avril	107,5	14,4	31,3	39,9	47,7	5,2	58,4	304,5	8,3
	Mai	107,2	14,4	31,3	39,8	47,7	5,2	58,8	304,3	8,6

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 49 08

Tableau 17
Dépôts à terme
≤ 2 ans

	Ménages et assimilés (a)	Sociétés non financières	Administrations publiques hors administrations centrales	Total ANF hors administrations centrales (b)	Autres agents (c)	(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)		
						Encours	Total Taux de croissance annuel	
1998	13,8	20,7	0,2	34,8	4,1	38,8	- 0,1	
1999	14,4	18,7	0,4	33,4	6,8	40,2	2,0	
2000	23,6	25,3	0,5	49,5	7,1	56,5	39,7	
2001	Mai	29,9	27,3	0,5	57,7	5,2	62,9	38,0
	Juin	30,3	28,0	0,4	58,8	5,1	63,9	33,9
	Juillet	31,9	27,9	0,3	60,1	5,8	65,9	27,5
	Août	32,7	29,5	0,4	62,5	6,5	69,0	33,4
	Septembre	32,1	31,5	0,3	63,9	6,0	70,0	30,5
	Octobre	31,5	32,8	0,3	64,7	5,1	69,8	26,8
	Novembre	30,3	31,0	0,3	61,6	6,9	68,6	19,9
	Décembre	28,4	29,3	0,3	57,9	5,7	63,6	12,2
2002	Janvier	27,4	27,9	0,4	55,8	5,2	60,9	- 2,0
	Février	27,0	28,9	0,5	56,4	6,5	62,9	2,0
	Mars	27,2	30,2	0,5	57,8	6,0	63,9	3,1
	Avril	27,0	29,5	0,3	56,8	11,5	68,3	10,3
	Mai	26,9	31,4	0,4	58,7	5,6	64,3	3,0

> 2 ans

	(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)									
	Ménages et assimilés			Sociétés non financières	Administrations publiques hors administrations centrales	Total ANF hors administrations centrales (b)	Autres agents (c)	Total		
	PEL	PEP	Autres					Encours	Taux de croissance annuel	
1998	176,0	76,8	30,7	4,3	0,1	287,9	5,1	293,0	4,5	
1999	188,7	73,1	27,3	3,8	0,0	293,0	5,4	298,4	1,8	
2000	190,3	60,5	23,4	1,7	0,0	276,0	3,8	279,8	- 6,2	
2001	Mai	189,6	56,5	23,8	1,1	0,0	270,9	3,9	274,9	- 4,1
	Juin	188,9	55,5	24,2	1,2	0,0	269,7	3,8	273,5	- 3,4
	Juillet	188,6	54,5	23,6	1,1	0,1	267,8	3,8	271,7	- 3,2
	Août	188,9	54,1	23,6	0,9	0,1	267,5	3,8	271,3	- 3,0
	Septembre	188,9	53,6	23,9	1,1	0,0	267,6	3,8	271,4	- 2,6
	Octobre	189,3	53,0	23,9	1,3	0,0	267,6	4,0	271,6	- 1,6
	Novembre	189,6	52,3	23,2	1,4	0,0	266,6	4,0	270,6	- 1,5
	Décembre	195,4	53,0	23,0	1,6	0,0	273,0	4,5	277,5	- 0,8
2002	Janvier	197,9	52,8	24,0	2,4	0,0	277,1	4,4	281,5	0,4
	Février	197,7	52,0	23,1	2,2	0,0	275,0	4,6	279,6	0,4
	Mars	197,5	51,3	23,2	2,3	0,0	274,3	5,3	279,6	0,8
	Avril	197,4	50,6	22,8	2,4	0,0	273,2	4,4	277,7	0,5
	Mai	197,3	50,0	22,8	2,4	0,0	272,6	4,3	277,0	0,8

(a) Ménages et institutions sans but lucratif au service des ménages

(b) ANF (agents non financiers) : ménages et assimilés, sociétés non financières, administrations publiques

(c) Principalement les sociétés d'assurance et fonds de pension, les OPCVM non monétaires, les entreprises d'investissement et les fonds communs de créances

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 49 08

Tableau 18

Crédits des institutions financières monétaires

Répartition par réseaux distributeurs

(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)							
	Métropole + Monaco			Autres		Total	
	Banques (a)	CDC et Caisse nationale d'épargne (a)	Établissements spécialisés (b)	institutions financières monétaires (c)	Encours	Taux de croissance annuel	
1998	687,6	99,7	210,6	12,0	1 009,9	2,8	
1999	741,3	99,8	212,4	10,2	1 063,7	5,5	
2000	875,8	102,5	174,1	15,3	1 167,8	8,5	
2001	Mai	919,6	98,4	174,5	16,0	1 208,5	8,7
	Juin	921,1	98,9	177,1	15,9	1 213,0	7,6
	Juillet	920,8	98,8	181,7	16,8	1 218,1	8,6
	Août	908,2	99,1	179,4	15,7	1 202,4	7,8
	Septembre	907,1	101,1	185,2	16,1	1 209,5	6,0
	Octobre	921,4	99,0	185,5	16,5	1 222,4	6,4
	Novembre	921,2	99,8	185,7	16,0	1 222,8	6,3
	Décembre	917,9	100,4	187,7	16,7	1 222,8	5,0
2002	Janvier	930,7	98,9	187,1	16,4	1 233,1	5,0
	Février	927,8	100,2	191,4	18,0	1 237,3	5,2
	Mars	942,9	99,1	191,6	16,9	1 250,5	5,6
	Avril	956,9	99,5	190,6	17,1	1 264,2	5,6
	Mai	948,8	97,8	191,5	17,9	1 256,1	4,9

(a) L'ensemble des banques regroupe les établissements adhérents de la Fédération bancaire française. Les données correspondant aux catégories « Banques » et « Caisse nationale d'épargne » ont été révisées suite au reclassement du réseau des caisses d'épargne au sein des « Banques », en application de la loi n° 99-532 du 25 juin 1999 relative à l'épargne et à la sécurité financière.

(b) Institutions financières spécialisées et sociétés financières (ISF)

(c) Banque de France, OPCVM monétaires et institutions financières monétaires sises outre-mer

Répartition par secteurs bénéficiaires

	Secteur privé			Administrations publiques		Total	
	Encours	Taux de croissance annuel	Encours	Taux de croissance annuel	Encours	Taux de croissance annuel	
1998	887,4	4,6	122,6	- 8,4	1 009,9	2,8	
1999	942,0	6,4	121,6	- 1,5	1 063,7	5,5	
2000	1 045,7	9,6	122,1	0,3	1 167,8	8,5	
2001	Mai	1 096,8	9,6	111,7	0,7	1 208,5	8,7
	Juin	1 100,7	9,0	112,3	- 3,8	1 213,0	7,6
	Juillet	1 105,7	9,4	112,4	1,4	1 218,1	8,6
	Août	1 091,0	8,3	111,4	2,9	1 202,4	7,8
	Septembre	1 096,0	6,8	113,5	- 0,7	1 209,5	6,0
	Octobre	1 111,6	7,3	110,8	- 1,5	1 222,4	6,4
	Novembre	1 111,5	7,1	111,3	- 1,3	1 222,8	6,3
	Décembre	1 103,5	6,0	119,2	- 3,0	1 222,8	5,0
2002	Janvier	1 114,9	5,3	118,3	2,1	1 233,1	5,0
	Février	1 117,7	5,3	119,6	4,1	1 237,3	5,2
	Mars	1 131,9	5,8	118,6	3,6	1 250,5	5,6
	Avril	1 147,1	5,7	117,0	3,8	1 264,2	5,6
	Mai	1 140,6	5,1	115,4	2,8	1 256,1	4,9

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 19

Crédits des établissements de crédit aux sociétés non financières

Répartition par objets de financement

	Investissement	Trésorerie	Autres objets	(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)	
				Total	Encours
					Taux de croissance annuel
1998	150,2	128,1	154,6	432,9	3,8
1999	160,8	140,0	159,0	459,8	6,4
2000	178,0	164,1	165,1	507,3	11,9
2001	Mai	180,8	183,0	527,2	10,2
	Juin	181,7	177,6	528,2	9,4
	Juillet	185,2	180,7	531,0	9,5
	Août	185,9	173,4	524,6	8,8
	Septembre	188,5	177,6	533,8	7,9
	Octobre	191,9	179,9	540,4	8,3
	Novembre	192,2	170,3	530,8	6,1
	Décembre	193,0	163,2	523,0	3,6
2002	Janvier	193,6	166,6	525,9	2,7
	Février	194,1	160,5	521,8	1,8
	Mars	194,2	163,5	528,0	2,7
	Avril	194,0	167,6	531,2	1,8
	Mai	195,3	162,2	526,5	1,2

NB : Les encours figurant dans ce tableau incorporent les crédits titrisés dans une perspective de demande de crédit.

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 20

Crédits des établissements de crédit aux ménages

Répartition par objets de financement

	Habitat	Trésorerie	Autres objets	(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)	
				Total	Encours
					Taux de croissance annuel
1998	263,5	82,6	78,2	424,3	4,1
1999	285,1	92,5	76,9	454,5	7,8
2000	305,3	100,2	77,1	482,5	6,8
2001	Mai	312,4	100,2	490,5	5,5
	Juin	314,7	101,8	495,4	5,8
	Juillet	318,1	102,5	498,8	5,6
	Août	319,6	101,4	498,8	5,5
	Septembre	320,5	102,4	501,6	5,6
	Octobre	321,3	103,2	503,7	5,3
	Novembre	322,8	104,4	506,5	5,7
	Décembre	324,6	105,3	508,9	5,8
2002	Janvier	326,1	104,8	510,7	5,8
	Février	327,3	104,6	511,9	5,6
	Mars	329,3	105,5	513,7	5,9
	Avril	331,6	106,0	517,1	6,3
	Mai	333,8	106,9	520,6	6,8

NB : Les encours figurant dans ce tableau incorporent les crédits titrisés dans une perspective de demande de crédit.

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 21
Endettement des sociétés non financières sur les marchés

(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)					
	≤ 1 an	> 1 an	Total		Taux de croissance annuel
			Encours		
1998		31,1	126,5	157,6	10,0
1999		41,2	154,2	195,4	23,2
2000		56,4	178,7	235,1	20,9
2001	Mai	62,5	210,0	272,6	29,6
	Juin	62,9	216,7	279,6	32,8
	Juillet	63,3	220,1	283,4	32,0
	Août	65,7	221,7	287,5	32,8
	Septembre	64,7	223,5	288,2	31,1
	Octobre	65,0	219,6	284,6	25,2
	Novembre	63,5	232,2	295,7	27,2
	Décembre	56,2	235,8	292,0	23,4
2002	Janvier	57,3	236,9	294,1	23,1
	Février	59,4	241,4	300,7	22,0
	Mars	59,9	244,2	304,1	14,0
	Avril	56,9	248,6	305,5	14,7
	Mai	54,4	254,2	308,6	13,5

Source : Banque de France

Réalisé le 26 juin 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 22
Endettement des administrations publiques sur les marchés

(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)					
	≤ 1 an	> 1 an	Total		Taux de croissance annuel
			Encours		
1998		48,8	546,1	594,9	9,0
1999		34,9	585,4	620,3	4,0
2000		43,2	607,6	650,7	4,9
2001	Mai	51,5	624,1	675,6	6,8
	Juin	47,7	632,7	680,4	6,2
	Juillet	48,1	625,4	673,5	6,1
	Août	55,1	629,7	684,8	6,2
	Septembre	54,3	637,2	691,5	6,9
	Octobre	50,3	634,2	684,5	6,5
	Novembre	58,2	637,3	695,5	7,8
	Décembre	52,4	636,2	688,6	5,8
2002	Janvier	54,8	635,0	689,8	5,9
	Février	55,9	644,5	700,4	6,7
	Mars	63,3	646,1	709,5	8,3
	Avril	63,0	641,0	703,9	5,1
	Mai	68,3	649,8	718,1	6,2

Source : Banque de France

Réalisé le 26 juin 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 23
Endettement intérieur total (EIT)
 Répartition par agents

(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)					
	Ménages et assimilés (a)	Sociétés non financières	Administrations publiques	Total	Taux de croissance annuel
1998	438,9	754,7	763,9	1 957,4	5,0
1999	469,9	841,9	785,1	2 097,0	6,9
2000	498,2	972,6	819,0	2 289,8	9,1
2001	Mai	505,9	1 028,8	2 366,8	9,9
	Juin	510,9	1 046,6	2 395,7	9,8
	Juillet	514,4	1 050,3	2 396,4	9,9
	Août	514,2	1 050,1	2 404,9	8,9
	Septembre	516,9	1 066,4	2 432,7	8,8
	Octobre	519,1	1 074,6	2 433,3	8,5
	Novembre	521,9	1 078,6	2 451,1	8,7
	Décembre	524,4	1 072,1	2 449,2	7,1
2002	Janvier	526,3	1 081,1	2 460,2	7,5
	Février	527,6	1 084,8	2 476,4	7,7
	Mars	529,4	1 096,0	2 496,4	7,7
	Avril	532,9	1 103,7	2 502,5	6,8
	Mai	536,3	1 105,3	2 519,4	6,9

(a) Ménages et institutions sans but lucratif au service des ménages

Source : Banque de France

Réalisé le 26 juin 2002
 DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 23 (suite)

Endettement intérieur total (EIT) (suite)

Répartition par instruments

(encours fin de période en milliards d'euros et variations en %)

	Encours	Taux de croissance annuel			
		Mai 2002	Décembre 2000	Décembre 2001	Avril 2002
Endettement intérieur total	2 519,4	9,1	7,1	6,8	6,9
Ménages et assimilés (a)	536,3	6,6	5,8	6,1	6,7
≤ 1 an	30,1	22,4	5,6	5,9	6,2
> 1 an	506,2	5,8	5,8	6,1	6,7
Sociétés non financières	1 105,3	15,0	10,3	8,7	8,1
≤ 1 an	389,5	23,2	2,4	4,8	4,0
> 1 an	715,8	10,6	15,2	11,0	10,4
Administrations publiques	877,8	4,3	4,1	4,8	5,5
≤ 1 an	120,0	15,2	5,9	9,6	16,8
> 1 an	757,8	3,0	3,9	4,1	3,9
Crédits obtenus auprès des IF résidentes (b)	1 217,1	7,1	3,7	4,1	3,9
Ménages et assimilés (a)	536,3	6,6	5,8	6,1	6,7
≤ 1 an	30,1	22,4	5,6	5,9	6,2
> 1 an	506,2	5,8	5,8	6,1	6,7
Sociétés non financières	560,9	9,3	3,4	2,3	1,5
≤ 1 an	134,5	14,7	- 7,7	- 8,2	- 5,2
> 1 an	426,4	7,4	7,5	6,1	3,9
Administrations publiques	119,9	0,1	- 2,7	4,1	3,2
≤ 1 an	12,0	13,2	- 17,9	5,9	5,7
> 1 an	107,9	- 1,4	- 0,6	3,9	3,0
Crédits obtenus auprès des non-résidents (c)	2 35,7	26,0	13,4	18,8	18,8
Financements de marchés	1 026,7	8,7	10,5	7,8	8,3
Sociétés non financières	308,6	20,9	23,4	14,7	13,5
≤ 1 an	54,4	35,9	- 1,1	- 1,5	- 13,6
> 1 an	254,2	16,8	31,2	19,1	21,6
Administrations publiques	718,1	4,9	5,8	5,1	6,2
≤ 1 an	68,3	23,7	21,6	15,9	32,6
> 1 an	649,8	3,8	4,7	4,2	4,1
Financement monétaire du Trésor public	39,8	8,1	- 2,0	1,9	- 0,6

(a) Ménages et institutions sans but lucratif au service des ménages

(b) IF (institutions financières) : institutions financières monétaires et autres intermédiaires financiers (CNA, CNT, Comité interprofessionnel du logement, OPCVM non monétaires, fonds communs de créances)

(c) Prêts entre unités n'appartenant pas au même groupe + prêts obtenus dans le cadre d'investissements directs + crédits commerciaux

Source : Banque de France

Réalisé le 26 juin 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 28 18

Tableau 24
Rémunération des dépôts

		(taux mensuels moyens en %)			
		Livret A (fin de période)	Dépôts remboursables avec préavis ≤ 3 mois	Dépôts à terme ≤ 2 ans	Dépôts à terme > 2 ans
1998	Décembre	3,00	3,16	3,32	3,73
1999	Décembre	2,25	2,42	3,45	3,96
2000	Décembre	3,00	3,08	4,94	4,53
2001	Mai	3,00	3,08	4,64	4,57
	Juin	3,00	3,08	4,45	4,53
	Juillet	3,00	3,08	4,47	4,53
	Août	3,00	3,08	4,35	4,46
	Septembre	3,00	3,08	3,98	4,34
	Octobre	3,00	3,08	3,60	4,36
	Novembre	3,00	3,08	3,39	4,42
	Décembre	3,00	3,08	3,34	4,44
2002	Janvier	3,00	3,08	3,34	4,48
	Février	3,00	3,08	3,36	4,52
	Mars	3,00	3,08	3,39	4,61
	Avril	3,00	3,07	3,41	4,61
	Mai	3,00	3,07	3,47	4,62

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 49 08

Tableau 25
Coût du crédit

		(taux mensuels moyens en %)			
		Crédits à la consommation	Crédits à l'habitat à taux fixe	Crédits aux entreprises	
				≤ 1 an	> 1 an
1998	Décembre	9,22	6,45	4,52	4,55
1999	Décembre	9,04	6,16	4,58	4,44
2000	Décembre	9,79	6,99	5,98	5,91
2001	Mai	10,01	6,99	5,90	5,88
	Juin	10,01	6,99	5,93	5,88
	Juillet	9,70	6,54	5,57	5,63
	Août	9,70	6,54	5,57	5,63
	Septembre	9,70	6,54	5,53	5,63
	Octobre	9,58	6,29	4,93	5,29
	Novembre	9,58	6,29	4,93	5,29
	Décembre	9,58	6,29	4,95	5,29
2002	Janvier	9,36	6,05	4,54	5,12
	Février	9,36	6,05	4,54	5,12
	Mars	9,36	6,05	4,54	5,12
	Avril	9,36	6,05	4,54	5,12
	Mai	9,36	6,05	4,54	5,12

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 49 08

Tableau 26
Taux des crédits et seuils de l'usure

	Seuil de l'usure applicable à compter du 1 ^{er} avril 2002	Taux effectif pratiqué au 2 ^e trimestre 2002	(en %) Seuil de l'usure applicable à compter du 1 ^{er} juillet 2002
Crédits aux particuliers			
<i>Crédits immobiliers</i>			
Prêts à taux fixe	8,07	6,05	8,07
Prêts à taux variable	8,00	6,04	8,05
Prêts relais	8,40	6,33	8,44
<i>Crédits de trésorerie</i>			
Prêts d'un montant \leq à 1 524 euros	20,99	17,35 (1)	23,13 (1)
Découverts en compte, prêts permanents et financements d'achats ou de ventes à tempérament d'un montant $>$ à 1 524 euros	17,20	13,98 (1)	18,64 (1)
Prêts personnels et autres prêts d'un montant $>$ 1 524 euros	10,92	8,70 (1)	11,60 (1)
Crédits aux entreprises			
Prêts consentis en vue d'achats ou de ventes à tempérament	9,81	7,50	10,00
Prêts d'une durée initiale supérieure à deux ans, à taux variable	7,45	5,76	7,68
Prêts d'une durée initiale supérieure à deux ans, à taux fixe	8,15	6,31	8,41
Découverts en compte (a)	12,45	9,58	12,77
Autres prêts d'une durée initiale inférieure ou égale à deux ans	10,59	8,10	10,80

NB : *Informations publiées au Journal officiel du 22 juin 2002*

(a) *Ces taux ne comprennent pas les éventuelles commissions sur le plus fort découvert du mois.*

Le taux moyen observé des commissions effectivement prélevées au cours du mois d'avril 2002 s'est élevé à 0,05 % du plus fort découvert du mois.

(1) *À la suite de la mise en application du décret relatif au calcul du taux effectif global des crédits à la consommation des ménages (décret n° 2002-928 du 10 juin 2002), les TEG et les seuils de l'usure associés applicables à compter du 1^{er} juillet 2002 sont déterminés selon la méthode équivalente et non plus proportionnelle. Pour estimer les seuils de l'usure selon la nouvelle méthode, la Banque de France a procédé à une correction des TEG du deuxième trimestre.*

Source : Banque de France

Réalisé le 25 juin 2002

Direction de la Conjoncture – Service des Synthèses conjoncturelles – Tél. 01 42 92 49 43

Tableau 27

Émissions obligataires (tous émetteurs confondus, réglées en juin 2002)

Nom de l'émetteur	Renvoi n° (a)	Code secteur (a)	Montant (en millions d'euros) (b)	Prix d'émission (%)	Taux nominal (%)	Taux actuel (%) (c)	Date d'amortissement final	Date de règlement
Marché parisien								
OAT 5 % Avril 2012	1	95	2 654,37	98,31	5,00	5,22	25.04.2012	11.06.2002
OAT 5 % Octobre 2016	1	95	2 217,10	96,02	5,00	5,40	25.10.2016	11.06.2002
OATi 3 % Juillet 2009	2	95	178,34	98,53	3,00	3,23	25.07.2009	25.06.2002
OATi 3,40 % Juillet 2029	3	95	435,55	100,59	3,40	3,37	25.07.2029	25.06.2002
OAT€i 3 % Juillet 2012	4	95	625,92	99,51	3,00	3,06	25.07.2012	25.06.2002
OATi 3% Juillet 2009 Pers. phys.	5	95	,32	105,05	3,00	3,00	25.07.2009	25.06.2002
OAT 5% Avril 2012 Pers. phys.	6	95	46,70	100,35	5,00	4,96	25.04.2012	25.06.2002
BFBP 5,50 % TSDD Juin 2002	7	34	63,00	100,00	5,50	5,43	23.07.2012	17.06.2002
Crédit Agricole 5,4% Juin 2002 TSDD	8	35	606,97	101,04	5,40	5,40	28.06.2014	28.06.2002
Prologue Software Eur3M 06-02 OB	9	28	7,96	100,00	Euribor		27.06.2007	27.06.2002
CADESi 3,40 % Juin 2002	10	96	596,41	99,40	3,40		25.07.2011	20.06.2002
Crédit agricole 5,10 % Mai 2002 TSDD	11	35	632,07	100,81	5,10		05.06.2012	05.06.2002
CIC 5,375 % Mai 2002 TSDD	12	32	38,45	97,35	5,38	5,72	02.01.2013	14.06.2002
Renault 6,125 % Juin 2002 emtn	13	28	996,67	99,67	6,13		26.06.2009	26.06.2002
CCCC 6 % Juin 2002		6	165,90	100,55	6,00	5,93	28.06.2012	28.06.2002
CCCC 6 % Juin 2002 TSDD		6	46,98	99,96	6,00	6,01	28.06.2012	28.06.2002
TOTAL (Pour mémoire coupon couru)			9 312,71					
				126,83				

(a) Cf. page ci-contre

(b) Montant, hors coupon couru, en prix d'émission

(c) Ou taux minimum pour les emprunts à taux variable ou révisable

Source : Banque de France

Réalisé le 7 juillet 2002
DESM – SEVAM – Tél. 01 42 92 49 23

Tableau 27 (suite)

Émissions obligataires (tous émetteurs confondus, réglées en juin 2002) (suite)

Renvois relatifs aux émissions du mois

- 1 **Procédure d'adjudication au prix demandé** : le prix d'émission ainsi que le taux actuel retenu sont des données moyennes pondérées par les soumissions retenues.
- 2 **OATi 3 % Juillet 2009 indexée sur l'inflation**. L'OAT bénéficiera d'un coupon annuel fixe de 3 % calculé sur le nominal multiplié par le coefficient d'indexation (1,05137 au 25/6/2002). Remboursement le 25 juillet 2009 à un prix correspondant au montant nominal de l'obligation (1 euro) multiplié par le coefficient d'indexation.
- 3 **OATi 3,40 % Juillet 2029 indexée sur l'inflation**. L'OAT bénéficiera d'un coupon annuel fixe de 3,40 % calculé sur le nominal multiplié par le coefficient d'indexation (1,04692 au 25/06/2002). Remboursement le 25 juillet 2029 à un prix correspondant au montant nominal de l'OATi multiplié par le coefficient d'indexation.
- 4 **OAT€i 3 % Juillet 2012 indexée sur l'indice harmonisé des prix à la consommation, hors tabac, de la zone euro**. L'OAT bénéficiera d'un coupon annuel fixe de 3 % calculé sur le nominal multiplié par le coefficient d'indexation (1,01755 au 25/6/2002). Remboursement le 25 juillet 2012 à un prix correspondant au montant nominal de l'OAT€i multiplié par le coefficient d'indexation.
- 5 **OATi 3 % Juillet 2009 indexée sur l'inflation destinée aux personnes physiques**. Exceptionnellement, **le premier coupon**, payable le 25 juillet 2002, sera calculé *prorata temporis* et s'élèvera à 0,00247 euro par titre. **Assimilation** le 25 juillet 2002 à « l'OATi 3 % Juillet 2009 » (CV 57142), après paiement du coupon.
- 6 **OAT 5 % Avril 2012 destinée aux personnes physiques**. Exceptionnellement, **le premier coupon**, payable le 25 avril 2003, sera calculé *prorata temporis* et s'élèvera à 0,04165 euro par obligation. **Assimilation** le 25 avril 2003 à « l'OAT 5 % avril 2012 » (CV 18832), après paiement du coupon.
- 7 **Le premier terme d'intérêt**, payable le 23 juillet 2003, sera calculé du 17 juin 2002 au 22 juillet 2003 soit 401 jours d'intérêt.
- 8 **Titres subordonnés à durée déterminée (TSDD)** : les titres rapporteront un **intérêt trimestriel** de 1,35 % du nominal payable les 28 septembre, 28 décembre, 28 mars et 28 juin de chaque année.
- 9 **Obligations à bons de souscription d'actions remboursables (Obsar)** : À chaque obligation sont attachés 5 bons de souscription « A » et 5 bons de souscription « B »; un bon « A » donnant droit de souscrire une action de 30€ au prix de 3,45 € du 18 juin au 24 juin 2002 et un bon « B » permettra de souscrire une action au prix de 3,60€. Amortissement normal en deux annuités égales les 27/06/2006 et 27/06/2007. Les intérêts sont trimestriels, calculés sur l'Euribor 3 mois et seront payés les 27 septembre, les 27 décembre, les 27 mars et les 27 juin. Remboursement anticipé au gré de l'émetteur (AGE) de la totalité des titres restant en circulation à compter du 27 juin 2002 jusqu'au 27 juin 2007.
- 10 **Emprunt indexé sur l'inflation** : l'obligation bénéficiera d'un coupon annuel fixe de 3,40 %, calculé sur le nominal multiplié par le coefficient d'indexation. Remboursement le 25 juillet 2011 à un prix correspondant au nominal multiplié par le coefficient d'indexation sur l'inflation.
- 11 **Titres subordonnés à durée déterminée (TSDD)** : les titres rapporteront un **intérêt trimestriel** payable les 5 septembre, décembre, mars et juin de chaque année. Les porteurs de titres pourront opter pour une prorogation de la validité de leurs titres pour une nouvelle période de 5 ans et 1 jour allant jusqu'au 6 juin 2017. La prorogation ne portera que sur les titres détenus par les porteurs qui en ont fait la demande et qui se seront manifestés avant le 28 mai 2012. Les titres subordonnés dont la validité sera ainsi prorogée seront rémunérés au taux de 5,10 % jusqu'au 6 juin 2017 et rapporteront un intérêt trimestriel.
- 12 **Titres subordonnés à durée déterminée (TSDD) assimilables** le 2 janvier 2002 à l'emprunt « CIC 5,375 % janvier 2013 » (CV 18742). Le premier coupon, payable le 2 janvier 2013, s'élèvera à 29,75 euro par titre pour 202 jours d'intérêt.
- 13 **Euro Medium Term Notes**.

Tableau 27 (fin)

Émissions obligataires (émissions de l'État pour l'année 2002)

(flux en millions d'euros, prix d'émission en %)

Date de règlement	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Octobre	Nov.	Déc.	Total
OATi 3 % Juillet 2009													
Valeur nominale	318	594	589		615	181							2 297
Prix d'émission	96,80	97,30	96,81		98,00	98,53							
Émission brute	308	578	570		603	178							2 237
OATi 3 % Juillet 2009 pers. phys.													
Valeur nominale	1	1		1									3
Prix d'émission	102,60	103,55		103,77									
Émission brute	1	1		1									3
OAT 5 % Octobre 2011													
Valeur nominale	4 916												4 916
Prix d'émission	100,38												
Émission brute	4 935												4 935
OAT 5 % Octobre 2011 pers. phy.													
Valeur nominale	46	31											77
Prix d'émission	102,42	102,48											
Émission brute	47	32											79
OAT 5 % Avril 2012													
Valeur nominale		7 667			4 235	2 700							14 602
Prix d'émission		98,14			98,48	98,31							
Émission brute		7 524			4 171	2 654							14 349
OAT 5 % Avril 2012 pers. phys.													
Valeur nominale		85	87	38	47								257
Prix d'émission		100,17	100,09	100,50	100,35								
Émission brute		85	87	38	47								257
OATi 3 % Juillet 2012													
Valeur nominale	787	735	662		582	629							3 395
Prix d'émission	97,83	98,30	97,54		98,99	99,51							
Émission brute	770	722	646		576	626							3 340
OAT 5 % Octobre 2016													
Valeur nominale						2 309							2 309
Prix d'émission						96,02							
Émission brute						2 217							2 217
OATi 3,40 % Juillet 2029													
Valeur nominale	270					433							703
Prix d'émission	96,55					100,59							
Émission brute	261					434							695
OAT 5,75 % Octobre 2032													
Valeur nominale		3 807											3 807
Prix d'émission		107,31											
Émission brute		4 085											4 085
TOTAL													
Valeur nominale	6 338	5 168	9 003		87	5 470	6 299						32 365
Émissions brutes	6 322	5 418	8 825		87	5 388	6 156						32 196
Amortissements	0	225	845	2 503	2 156	0							5 729
Émissions nettes	6 322	5 193	7 980	-2 416	3 232	6 156							26 467
TOTAL CUMULÉ 2002													
Valeur nominale	6 338	11 506	20 509	20 598	26 066	32 365							
Émissions brutes	6 322	11 740	20 565	20 650	26 040	32 196							
Amortissements	0	225	1 070	3 573	5 729	5 729							
Émissions nettes	6 322	11 515	19 495	17 077	20 311	26 467							
TOTAL CUMULÉ 2001													
Valeur nominale	4 402	8 467	11 996	16 405	21 543	26 017	30 091	33 153	38 299	48 323	47 546	49 120	
Émissions brutes	4 505	8 496	12 099	16 682	22 062	26 513	30 636	33 906	39 025	46 637	48 446	50 008	
Amortissements	12 083	12 242	12 398	12 398	12 398	12 398	14 963	15 948	17 372	20 442	25 013	26 844	
Émissions nettes	- 7 578	- 3 746	- 300	4 284	9 664	14 115	15 673	17 958	21 654	26 195	23 433	23 164	

NB : (Objectif exprimé en prix d'émission hors coupon couru, net des opérations de restructuration de la dette par échange ou rachat de titres)

Depuis juillet 1997, toutes les adjudications d'OAT ont lieu le premier jeudi du mois

Possibilité de créer de nouvelles lignes ou de remettre sur des lignes précédemment émises

Le prix d'émission correspond au prix moyen pondéré

Source : Banque de France

Réalisé le 7 juillet 2002
DESM – SEVAM – Tél. 01 42 92 49 23

Tableau 28

Émissions d'obligations et de titres participatifs en euros et en devises

Marché parisien

	(flux en date de règlement, en milliards d'euros)														
	2001			2002			2001			2002					
	Émissions brutes	Émissions nettes	Émissions brutes	Émissions nettes	Juin	6 mois	Année	Juin	6 mois	Année	Mai	Juin	6 mois	Mai	Juin
Ensemble des agents (a)	9,8	44,2	87,8	6,3	7,6	12,5	9,9	9,3	49,8	6,4	6,8	21,4			
Administrations publiques (hors La Poste)	4,8	27,2	53,8	4,6	14,5	26,4	5,4	6,8	32,8	3,0	6,8	23,9			
État	4,5	26,5	50,0	4,5	14,1	23,2	5,4	6,2	32,2	3,2	6,2	26,5			
État organismes repris	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			
Odac	0,4	0,7	3,7	0,3	0,6	3,5	—	0,6	0,6	—	0,6	- 2,2			
Apul	—	—	0,2	- 0,1	- 0,2	- 0,2	—	—	—	- 0,2	—	- 0,4			
Administrations – Sécurité sociale	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			
Éts de crédit et assimilés	2,4	9,3	20,6	0,5	- 8,6	- 12,2	1,3	1,6	7,4	0,5	- 0,1	- 6,2			
Banques	1,3	3,3	8,9	- 0,2	- 7,9	- 11,4	0,2	1,6	3,2	0,2	0,5	- 2,7			
Banques AFB	0,5	1,7	4,2	- 0,8	- 6,7	- 11,7	0,2	—	1,0	0,2	- 0,2	- 2,7			
Natexis Banque	0,5	0,6	1,7	0,5	- 0,4	- 0,4	—	—	0,1	—	—	- 0,6			
Banques populaires	0,1	0,3	0,4	0,1	0,2	0,3	—	0,1	0,1	—	- 0,1	- 0,1			
Crédit agricole	0,2	0,7	2,6	0,2	- 0,8	0,7	—	1,2	1,9	—	0,7	0,8			
Crédit mutuel	0,1	0,1	0,1	- 0,1	- 0,1	- 0,3	—	—	—	—	—	—			
Crédit mutuel agricole et rural	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			
Crédit coopératif	—	—	—	—	—	—	—	0,2	0,2	—	0,2	—			
Crédits municipaux	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			
Sociétés financières et assimilées	1,1	5,1	8,5	1,1	3,6	3,9	1,1	—	2,3	1,1	- 0,3	- 1,5			
Sicomi – Sofergie	—	—	—	—	- 0,1	- 0,1	—	—	—	—	—	—			
Stés de financement des télécommunications	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			
Caisse de refinancement de l'habitat	0,1	0,4	1,3	0,1	0,4	1,3	0,2	—	0,3	0,2	—	- 1,1			
Stés fin. habilitées à titre individuel	1,0	4,7	7,2	1,0	3,4	2,7	1,0	—	2,0	1,0	- 0,3	- 0,4			
Maisons de titres	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			
Inst. financières spécialisées et assimilées	—	0,6	1,8	- 0,4	- 3,5	- 4,7	—	—	1,9	- 0,8	- 0,3	- 2,0			
Crédit d'équipement des PME	—	—	—	—	- 0,3	- 0,6	—	—	—	- 0,2	—	- 0,4			
Entenial (ex CDE)	—	—	—	- 0,3	- 0,3	- 0,9	—	—	—	—	—	- 0,2			
Crédit foncier de France	—	—	—	- 0,1	- 1,9	- 1,9	—	—	—	—	—	- 1,9			
Sociétés de développement régional	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			
Agence française de développement	—	0,3	0,3	—	- 0,1	- 0,4	—	—	0,5	- 0,3	—	0,2			
Crédit local de France	—	—	—	—	- 0,3	- 0,9	—	—	—	—	—	- 0,1			
Caisse nationale des autoroutes	—	0,3	1,5	—	- 0,1	0,5	—	—	1,4	- 0,4	—	0,4			
Institutions financières diverses	—	0,3	1,3	—	- 0,8	—	—	—	—	—	—	- 0,1			
Groupements	—	—	—	—	- 0,9	- 1,1	—	—	—	—	—	- 0,1			
Autres	—	0,3	1,3	—	—	1,1	—	—	—	—	—	—			
Sociétés non financières	2,6	7,7	13,2	1,2	1,6	- 1,8	3,2	1,0	9,6	2,9	0,1	3,7			
GEN y compris La Poste	—	3,1	4,7	- 1,1	- 0,6	- 6,2	0,5	—	0,5	0,3	- 0,1	- 2,4			
Charbonnages de France	—	—	0,3	—	- 0,5	- 0,2	0,5	—	0,5	0,3	—	0,1			
Électricité de France	—	—	0,8	- 0,5	- 1,7	- 0,9	—	—	—	- 0,1	- 0,1	- 0,1			
Gaz de France	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			
SNCF	—	—	0,5	- 0,2	- 0,8	- 1,2	—	—	—	—	—	- 2,0			
RATP	—	—	—	—	- 0,1	- 0,6	—	—	—	—	—	- 0,3			
Air France	—	—	—	—	- 0,2	- 0,2	—	—	—	—	—	—			
La Poste – France Télécom	—	3,1	3,1	- 0,4	2,7	- 3,2	—	—	—	—	—	- 0,1			
Autres sociétés	2,6	4,7	8,5	2,3	2,2	4,4	2,7	1,0	9,1	2,6	0,3	6,2			
Compagnies d'assurance	—	—	0,1	—	—	0,1	—	—	—	—	—	—			
<i>Pour mémoire :</i>															
<i>Titres subordonnés</i>	0,3	1,4	3,7	0,2	—	0,9	—	1,4	2,4	—	1,4	1,6			
<i>Titres participatifs</i>	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—			

NB : Obligations et titres participatifs émis sur le marché parisien

Émissions cotées principalement à la Bourse de Paris ayant donné lieu le plus souvent à un visa de la COB

(a) Compte tenu de la disparition de quelques émetteurs (CNT, Crédit national, FIS, CNE...), les données relatives à certains regroupements (GEN, IF...) peuvent être différentes des données détaillées.

Source : Banque de France

Réalisé le 7 juillet 2002
DESM – SEVAM – Tél. 01 42 92 49 23

Tableau 29
Obligations et titres participatifs en euros et en devises
 Marché parisien

	(encours en valeur nominale, en milliards d'euros)					
	2001		2002			
	Mai	Juin	Décembre	Avril	Mai	Juin
Ensemble des agents (a)	791,8	798,1	802,7	811,3	818,1	825,0
Administrations publiques (hors La Poste)	454,3	458,9	471,1	485,1	488,5	495,4
Etat	428,1	432,6	442,1	459,1	462,7	469,0
Etat organismes repris	—	—	—	—	—	—
Odac	20,6	21,0	23,8	21,0	21,0	21,6
Apul	3,3	3,2	3,1	2,9	2,7	2,7
Administrations – Sécurité sociale	2,2	2,2	2,2	2,2	2,2	2,2
Éts de crédit et assimilés	202,2	202,7	199,0	192,6	193,1	193,0
Banques	98,9	104,5	100,9	97,6	97,8	98,2
Banques AFB	66,7	71,7	66,7	64,1	64,3	64,1
Natexis Banque	6,7	7,1	7,2	6,6	6,6	6,6
Banques populaires	4,4	4,5	4,6	4,6	4,6	4,4
Crédit agricole	18,3	18,4	19,9	19,9	19,9	20,6
Crédit mutuel	2,0	1,9	1,7	1,7	1,7	1,7
Crédit mutuel agricole et rural	—	—	—	—	—	—
Crédit coopératif	0,9	0,9	0,9	0,7	0,7	0,9
Crédits municipaux	—	—	—	—	—	—
Sociétés financières et assimilées	54,3	49,5	49,9	47,6	48,8	48,5
Sicomi – Sonergie	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
Stés de financement des télécommunications	—	—	—	—	—	—
Caisse de refinancement de l'habitat	11,8	11,9	12,9	11,7	11,9	11,9
Stés fin. habilitées à titre individuel	41,9	37,0	36,4	35,3	36,3	36,0
Maisons de titres	—	—	—	—	—	—
Inst. financières spécialisées et assimilées	43,3	42,8	41,6	40,9	40,1	39,8
Crédit d'équipement des PME	3,7	3,7	3,5	3,3	3,1	3,1
Entenial (ex CDE)	2,7	2,5	1,9	1,7	1,7	1,7
Crédit foncier de France	8,8	8,7	8,7	7,1	7,1	6,9
Sociétés de développement régional	—	—	—	—	—	—
Agence française de développement	6,4	6,4	6,1	6,5	6,2	6,2
Crédit local de France	4,2	4,2	3,6	3,6	3,6	3,6
Caisse nationale des autoroutes	17,4	17,4	17,9	18,7	18,3	18,3
Institutions financières diverses	5,7	5,7	6,6	6,5	6,5	6,5
Groupements	2,1	2,1	1,8	1,7	1,7	1,7
Autres	3,7	3,7	4,8	4,8	4,8	4,8
Sociétés non financières	133,2	134,4	130,3	131,3	134,2	134,3
GEN y compris La Poste	59,2	58,1	52,4	49,8	50,1	50,0
Charbonnages de France	4,0	4,0	4,3	4,1	4,5	4,5
Électricité de France	10,0	9,5	10,3	10,3	10,3	10,2
Gaz de France	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
SNCF	19,5	19,3	19,0	17,0	17,0	17,0
RATP	3,7	3,7	3,1	2,9	2,9	2,9
Air France	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5
La Poste – France Télécom	21,1	20,7	14,8	14,6	14,6	14,6
Autres sociétés	74,0	76,3	77,9	81,5	84,0	84,3
Compagnies d'assurance	2,1	2,1	2,2	2,2	2,2	2,2
<i>Pour mémoire :</i>						
Titres subordonnés	32,6	32,8	33,7	33,9	33,9	35,3
Titres participatifs	2,7	2,7	2,7	2,7	2,7	2,7

NB : Obligations et titres participatifs émis sur le marché parisien

Émissions cotées principalement à la Bourse de Paris ayant donné lieu le plus souvent à un visa de la COB

(a) Compte tenu de la disparition de quelques émetteurs (CNT, Crédit national, FIS, CNE...), les données relatives à certains regroupements (GEN, IF...) peuvent être différentes des données détaillées.

Source : Banque de France

Réalisé le 7 juillet 2002
 DESM – SEVAM – Tél. 01 42 92 49 23

Tableau 30

Titres de créances négociables hors bons du Trésor

Répartition des encours par catégories de souscripteurs initiaux

	(en milliards d'euros)									
	Souscripteurs financiers (a)			Souscripteurs non financiers			Souscripteurs non résidents			Total
	Certificats de dépôt	Billets de trésorerie	BMTN	Certificats de dépôt	Billets de trésorerie	BMTN	Certificats de dépôt	Billets de trésorerie	BMTN	
2000										
Juin	99,8	53,7	53,5	34,3	6,7	4,7	7,5	3,7	2,0	265,9
Juillet	101,7	55,9	53,6	36,4	7,0	4,7	9,0	3,7	2,1	274,1
Août	102,7	58,2	53,7	37,4	8,2	4,8	9,8	4,2	2,2	281,2
Septembre	100,5	57,6	53,8	38,2	8,6	5,3	8,4	4,9	2,2	279,5
Octobre	98,8	61,5	53,5	42,2	8,3	5,0	8,2	5,0	2,4	284,9
Novembre	99,6	63,6	53,6	43,4	8,4	5,0	8,2	5,1	2,7	289,6
Décembre	89,1	65,4	54,6	38,0	7,7	4,6	9,0	5,9	2,6	276,9
2001										
Janvier	101,6	70,3	53,8	41,2	7,8	4,5	9,5	5,2	2,9	296,8
Février	106,8	72,1	52,9	43,8	7,3	4,5	10,1	5,2	2,9	305,6
Mars	107,7	74,1	51,5	45,0	5,7	4,4	10,6	4,5	2,8	306,3
Avril	114,6	69,9	51,1	44,3	6,0	4,4	10,8	4,1	3,0	308,2
Mai	107,7	74,0	50,8	43,4	6,1	4,3	11,4	4,2	3,0	304,9
Juin	108,4	75,5	50,0	39,5	6,2	4,3	24,5	4,3	3,0	315,7
Juillet	108,4	77,1	49,6	40,0	5,6	4,2	24,8	4,2	3,0	316,9
Août	105,0	80,2	49,6	41,8	6,0	4,3	19,5	4,1	2,9	313,4
Septembre	102,2	79,2	49,3	38,8	5,6	4,2	25,5	3,9	2,8	311,5
Octobre	109,5	78,0	49,4	40,6	6,2	4,2	26,4	4,8	2,9	322,0
Novembre	107,8	77,2	51,4	42,3	7,7	4,2	22,4	5,9	2,9	321,8
Décembre	103,2	73,0	50,9	37,6	6,5	4,1	25,4	5,5	3,0	309,2
2002										
Janvier	109,9	76,5	50,9	43,9	6,9	3,8	25,4	5,1	3,0	325,4
Février	110,5	78,3	49,7	42,5	7,0	3,8	23,2	4,2	3,0	322,2
Mars	109,7	78,1	49,6	44,4	7,6	3,8	25,0	3,8	2,9	324,9
Avril	113,4	76,2	49,8	41,8	6,4	3,8	24,8	3,4	2,8	322,4
Mai	115,0	73,8	48,9	45,2	6,0	4,8	25,4	3,1	2,7	324,9
Juin	118,2	66,9	48,8	42,2	4,1	5,7	23,0	2,9	2,6	314,4

NB : Encours euros (euros, monnaies de la zone euro et écus) et devises (devises des pays appartenant à l'Union européenne hors zone euro et des pays tiers) cumulés, calculés au dernier jour du mois

Contre-valeur des devises calculée à la même date

Encours calculés à partir des bases de données TCN de la DMC

(a) Souscripteurs financiers : établissements de crédit et assimilés, OPCVM, assurances, caisses de retraite et mutuelles

Source : Banque de France

Réalisé le 5 juillet 2002
DOM – SAM – Tél. 01 42 92 41 01

Tableau 31

Détection par les non-résidents de titres français : actions cotées, obligations, bons du Trésor

	Fin 1997 (r)	Fin 1998 (r)	Fin 1999 (p)	Fin 2000 (p)	Juin 2001 (p)	Septembre 2001 (p)	Décembre 2001 (p)	Mars 2002 (p)
Encours des non-résidents (a) (en milliards d'euros)								
1. Actions cotées (b)								
Source : Enquête-titres	166,6	224,4	393,4	465,6	434,6	348,6	404,3	412,5
Source : Position extérieure	192,8	267,2	474,2	517,1	475,9	375,4	433,2	442,4
2. Dette publique négociable	84,8	116,2	144,5	195,9	215,1	227,6	233,4	242,1
Source : Position extérieure								
2.1. Obligations d'État	35,5	60,8	69,3	112,1	125,7	134,3	138,9	144,8
Source : Enquête-titres	35,5	60,8	69,3	112,1	125,7	134,3	138,9	144,8
Source : Position extérieure	47,2	66,0	74,5	115,8	125,3	134,1	137,6	142,9
2.2. Bons du Trésor (c)								
Source : Position extérieure	37,6	50,2	70,0	80,1	89,8	93,5	95,8	99,2
3. Autres obligations (hors État)	15,5	18,5	30,2	32,0	35,4	36,7	40,4	42,0
Source : Enquête-titres	15,5	18,5	30,2	32,0	35,4	36,7	40,4	42,0
Source : Position extérieure	124,1	130,1	130,0	158,8	181,3	183,5	189,6	187,6
Part des non-résidents en % (d)								
1. Actions cotées	36,0	35,7	35,0	37,5	37,1	37,0	36,5	36,9
Source : Enquête-titres	36,0	35,7	35,0	37,5	37,1	37,0	36,5	36,9
Source : Position extérieure	31,1	31,9	33,8	35,5	35,0	35,0	35,1	35,0
2. Dette publique négociable	15,0	18,3	23,3	29,7	31,5	32,2	33,5	33,9
Source : Position extérieure								
2.1. Obligations d'État	11,1	17,3	18,9	27,9	30,8	31,4	32,5	33,2
Source : Enquête-titres	11,1	17,3	18,9	27,9	30,8	31,4	32,5	33,2
Source : Position extérieure	12,4	15,0	17,2	25,2	26,8	27,4	28,5	28,6
2.2. Bons du Trésor								
Source : Position extérieure	20,4	25,5	37,2	40,0	41,7	42,8	44,8	46,1
3. Autres obligations (hors État)	5,7	5,9	10,0	10,9	12,3	12,5	13,5	14,2
Source : Enquête-titres	5,7	5,9	10,0	10,9	12,3	12,5	13,5	14,2
Source : Position extérieure	25,7	27,5	27,1	33,1	35,0	35,1	37,2	36,8
Pour mémoire : Encours total émis en valeur de marché en % du PIB								
1. Actions cotées	49,6	64,3	103,5	102,8	94,3	73,7	84,3	85,8
2. Dette publique négociable	45,1	48,8	45,9	46,6	47,3	48,6	47,6	48,5
3. Autres obligations (hors État)	38,6	36,2	35,4	33,9	35,9	35,8	34,8	34,6

(r) Chiffres révisés – Source : Position extérieure

(p) Chiffres provisoires – Source : Position extérieure

(a) Sources : Enquête-titres (DESM – SEVAM) et Position extérieure (DBDP – SIPEX) — Dans la base 1995 de la comptabilité nationale, les données de la position extérieure sont reprises dans les comptes nationaux – compte financier du reste du monde (DESM – SESOF). Les différences entre les résultats de l'enquête-titres et ceux de la position extérieure tiennent à la vocation spécifique des deux recensements statistiques, en particulier :

- l'enquête du SEVAM repose sur les informations des principales conservations résidentes et a pour objectif de mesurer l'activité de la place de Paris pour les valeurs françaises aussi bien qu'étrangères, alors que la position extérieure vise à recenser les encours de titres français détenus par les non-résidents quel que soit leur lieu de conservation et tend donc de ce point de vue à l'exhaustivité ;
- l'enquête du SEVAM comptabilise les valeurs mobilières faisant l'objet de cessions temporaires dans le portefeuille du cessionnaire (conforme au sens juridique de la détention), tandis que, dans la position extérieure, elles demeurent à l'actif du cédant (conformément au 5^e Manuel du FMI et au SEC 95).

(b) Actions cotées détenues en portefeuille et au titre des investissements directs

(c) L'enquête-titres du SEVAM ne collecte pas d'informations sur la détention de bons du Trésor.

(d) La part des non-résidents est calculée comme suit :

- l'enquête-titres du SEVAM rapporte l'encours détenu par les non-résidents déclaré par les principales conservations résidentes à l'encours total des conservations couvertes par l'enquête ;
- la DBDP rapporte l'encours total détenu par les non-résidents soit, en ce qui concerne les actions cotées, au montant de la capitalisation boursière à Paris (source SBF), soit, en ce qui concerne les obligations d'État ou autres, au montant total émis en valeur de marché (source DESM).

Source : Banque de France

Réalisé le 3 juillet 2002
Direction de la Balance des paiements – SEMEX – Tél. 01 42 92 31 33

Tableau 32
Émissions de bons du Trésor

	Émissions par voie d'adjudication						(en millions d'euros)	
	BTF	Compétitives		Non compétitives		BTF		
		BTAN	2 ans	5 ans	BTAN			
1999								
Mai	9 151	1 427	1 553	252	30	463		
Juin	5 527	1 511	1 393	271	15	428		
Juillet	5 917	1 682	1 175	449				
Août	8 922	1 545	975	421	81	297		
Septembre	6 413	1 104	1 675	118	335	82		
Octobre	6 320	2 557		136	439			
Novembre	7 134	1 461	610	251		11		
Décembre	5 119	782	748	62				
2000								
Janvier	7 935		3 990	269		27		
Février	6 430	1 817	1 445	243		388		
Mars	6 628	1 567	1 502	313	11	418		
Avril	9 521	1 530	1 675	194				
Mai	9 232	1 308	1 785	333	38	465		
Juin	7 531	2 603	1 053	489				
Juillet	9 441	1 555	1 890	432		532		
Août	8 535	3 099		292				
Septembre	6 804	2 002	1 490	260	4	456		
Octobre	7 031		3 624	207		241		
Novembre	6 099	1 425	2 383	194		83		
Décembre	6 589	1 241	908	356		86		
2001								
Janvier	10 202	1 507	1 768	507		18		
Février	9 819	1 395	1 888	243		455		
Mars	10 093	1 311	1 830	409	25	468		
Avril	13 019		3 727	174		35		
Mai	6 320	1 533	1 908	459	10	15		
Juin	6 406	1 123	2 145	259	22	501		
Juillet	9 534	936	2 209	227	7	482		
Août	13 830	690	1 793	659		368		
Septembre	7 920	3 895		487	81			
Octobre	10 348	2 278	1 117	661	149	318		
Novembre	11 733		3 641	734		577		
Décembre	7 505	702	1 049	221				
2002								
Janvier	13 058	2 120	3 150	316				
Février	12 443	2 084	1 910	148	20	582		
Mars	11 549	1 995	3 005	431				
Avril	16 354			507				
Mai	12 041		5 401	707		45		

Source : Banque de France

Réalisé le 25 juin 2002
Direction des Titres – SAGTI – Tél. 01 42 92 41 67

Tableau 33
Titres d'OPCVM
Encours

	Décembre 1998	Décembre 1999	Décembre 2000	Mai 2001	Décembre 2001	Avril 2002	Mai 2002	(encours en milliards d'euros)
Sicav	272,4	316,4	328,0	333,1	311,6	321,9	318,9	
Monétaires	113,8	125,3	121,4	133,2	131,2	147,7	148,6	
Obligations	72,5	63,8	57,3	53,2	54,3	52,6	52,1	
Actions	53,8	88,6	105,0	102,2	87,0	83,7	81,2	
Diversifiées	31,8	38,2	43,5	44,0	38,7	37,5	36,6	
Garantis	0,5	0,5	0,8	0,5	0,4	0,4	0,4	
FCP	262,1	331,4	414,7	445,8	449,1	468,6	478,0	
Monétaires	43,6	51,5	81,3	97,1	102,5	110,5	115,8	
Obligations	59,8	57,6	69,6	75,0	80,7	81,2	82,2	
Actions	37,5	66,1	76,6	78,8	76,9	78,3	76,8	
Diversifiés	90,6	123,2	154,1	160,5	151,8	158,5	163,0	
Garantis	30,6	33,0	33,1	34,4	37,2	40,1	40,2	
OPCVM	534,5	647,8	742,7	778,9	760,7	790,5	796,9	
Monétaires	157,4	176,8	202,7	230,3	233,7	258,2	264,4	
Obligations	132,3	121,4	126,9	128,2	135,0	133,8	134,3	
Actions	91,3	154,7	181,6	181,0	163,9	162,0	158,0	
Diversifiés	122,4	161,4	197,6	204,5	190,5	196,0	199,6	
Garantis	31,1	33,5	33,9	34,9	37,6	40,5	40,6	

NB : À l'inverse des statistiques de placement établies par la Banque de France, ces statistiques d'émission excluent les OPCVM nourriciers. Par OPCVM nourricier, on entend ceux dont l'actif est investi en totalité et en permanence en titres d'un seul OPCVM dit « maître ».

Source : Commission des opérations de bourse

Réalisé le 2 juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 48 31

Rendement annuel des Sicav (a)

	Décembre 1998	Décembre 1999	Décembre 2000	Mai 2001	Décembre 2001	Avril 2002	Mai 2002	(en %)
Sicav monétaires	3,1	2,6	3,9	4,6	4,3	3,7	3,6	
Sicav obligataires	8,5	- 1,4	4,9	5,7	4,9	4,1	4,0	
Sicav actions	20,9	47,9	- 3,4	- 12,9	- 19,2	- 17,6	- 20,4	
Sicav diversifiées	16,4	25,9	- 0,3	- 3,3	- 6,6	- 6,4	- 8,5	
Sicav garanties	14,6	8,3	4,3	nd	nd	nd	nd	

nd : non disponible

(a) À partir de mars 2001, données y compris FCP

Source : Europerformance – Groupe Fininfo

Réalisé le 2 juillet 2002
DESM – SASM – Tél. 01 42 92 48 31

Tableau 34

Systèmes de paiement de montant élevé en euros

Ensemble des systèmes

Capitaux échangés

(moyennes des montants quotidiens des transactions en milliards d'euros et parts en % sur le dernier mois)

	1999	2000	2001	2002			
				Mars	Avril	Mai	Part
Target	925	1 033	1 299	1 507	1 512	1 539	85
Transfrontière	360	432	506	473	488	478	26
Domestique	565	601	793	1 033	1 024	1 061	59
Autres systèmes	418	445	456	274	268	269	15
PNS	93	86	88	79	80	78	4
EAF	151	163	162	-	-	-	-
SEPI	4	2	1	1	1	1	0,1
Euro 1 (ABE)	171	195	205	194	187	190	10
TOTAL	1 343	1 477	1 756	1 781	1 780	1 808	100

Target : *Trans-European Automated Real-Time Gross Settlement Express Transfer System ; il se compose des 15 systèmes à règlement brut en euros des pays de l'UE et du mécanisme de paiement de la BCE qui sont interconnectés.*

PNS : *Paris Net Settlement ; avant avril 1999, les données se rapportent au système net protégé (SNP).*

EAF : *Euro Access Frankfurt*

SEPI : *Servicio Español de Pagos interbancarios*

Euro 1 (ABE) : *Système de compensation de l'Association bancaire pour l'euro*

NB : *Les données sont issues des différents systèmes de paiement auxquels elles se rapportent et dont elles reflètent le mode de fonctionnement propre.*

Sources : Banque de France, BCE

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DSP – Tél. 01 42 92 43 73

Nombre d'opérations

(moyennes du nombre d'opérations par jour et parts en % sur le dernier mois)

	1999	2000	2001	2002			
				Mars	Avril	Mai	Part
Target	163 157	188 157	211 282	252 423	255 940	243 064	59,2
Transfrontière	28 777	39 878	45 273	53 292	53 383	53 196	13,0
Domestique	134 380	148 279	166 009	199 131	202 557	189 868	46,2
Autres systèmes	139 159	173 704	200 604	169 438	175 889	167 608	40,8
PNS	20 066	21 759	31 512	31 361	31 979	28 103	6,8
EAF	46 706	51 041	50 991	-	-	-	-
SEPI	4 254	3 837	5 375	6 803	7 321	7 096	1,7
Euro 1 (ABE)	68 132	97 067	112 727	131 274	136 590	132 408	32,2
TOTAL	302 316	361 861	411 886	421 861	431 829	410 671	100,0

Sources : Banque de France, BCE

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
DSP – Tél. 01 42 92 43 73

Tableau 34 (suite)
Systèmes de paiement de montant élevé en euros (suite)
 France

Capitaux échangés

<i>(moyennes des montants quotidiens des transactions en milliards d'euros et parts en % sur le dernier mois)</i>							
	1999	2000	2001	2002			
				Mars	Avril	Mai	Part
Target	256	267	345	336	349	335	81
Transfrontière (en émission)	55	60	75	66	70	67	16
(Transfrontière en réception)	(58)	(62)	(75)	(66)	(70)	(67)	16
Domestique (TBF)	200	207	270	270	279	268	65
PNS	93	86	88	79	80	78	19
TOTAL	348	353	433	415	429	413	100

TBF : Transferts Banque de France

NB : Les données sont issues des différents systèmes de paiement auxquels elles se rapportent et dont elles reflètent le mode de fonctionnement propre.

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
 DSP – Tél. 01 42 92 43 73

Nombre d'opérations

<i>(moyennes du nombre d'opérations par jour et parts en % sur le dernier mois)</i>							
	1999	2000	2001	2002			
				Mars	Avril	Mai	Part
Target	8 146	11 903	14 966	14 958	15 528	14 555	34,1
Transfrontière (en émission)	3 395	4 515	5 309	6 324	6 556	6 440	15,1
(Transfrontière en réception)	(3636)	(5504)	(5907)	(6735)	(6699)	(6420)	15,0
Domestique (TBF)	4 752	7 388	9 657	8 634	8 972	8 115	19,0
PNS	20 066	21 629	31 512	31 361	31 979	28 103	65,9
TOTAL	28 213	33 532	46 478	46 319	47 506	42 659	100,0

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
 DSP – Tél. 01 42 92 43 73

Collatéral mobilisé pour la liquidité intrajournalière

<i>(moyennes des montants quotidiens des transactions en milliards d'euros et parts en % sur le dernier mois)</i>							
	1999	2000	2001	2002			
				Mars	Avril	Mai	Part
Titres français négociables	15,2	10,6	12,0	9,8	10,1	9,8	39,1
Créances privées (PGI-TRICP)	12,7	13,3	10,9	8,5	9,8	9,7	38,9
Titres mobilisés par le CCBM	3,8	3,3	2,2	2,3	2,2	2,0	8,0
Titres mobilisés par les liens	0,2	2,2	1,9	3,4	3,8	3,5	14,0
TOTAL	31,9	31,9	27,3	24,1	25,8	25,0	100,0

Source : Banque de France

Réalisé le 1^{er} juillet 2002
 DSP – Tél. 01 42 92 43 73

Tableau 34 (fin)

Systèmes de paiement de montant élevé en euros (fin)

Comparaisons internationales

Capitaux échangés

(moyennes des montants quotidiens des transactions en milliards d'euros et parts en % sur le dernier mois)

	1999	2000	2001	2002			Part
				Mars	Avril	Mai	
France	348	353	433	415	429	413	22,8
Target transfrontière	55	60	75	66	70	67	3,7
Target domestique (TBF)	200	207	270	270	279	268	14,8
PNS	93	86	88	79	80	78	4,3
Allemagne	261	368	457	488	473	471	26,1
Target transfrontière	95	111	131	124	128	127	7,0
Target domestique							
(ELS puis RTGS+)	16	94	164	364	344	344	19,0
EAF	151	163	162	-	-	-	-
Espagne	122	136	209	225	227	283	15,6
Target transfrontière	14	16	20	16	17	17	1,0
Target domestique (SLBE)	105	118	188	208	209	264	14,6
SEPI	4	2	1	1	1	1	0,1
Italie	95	109	107	98	101	102	5,6
Target transfrontière	27	37	39	35	37	36	2,0
Target domestique (BI-REL)	68	72	67	63	65	66	3,7
Royaume-Uni	77	95	118	113	112	112	6,2
Target transfrontière	59	75	91	86	86	86	4,8
Target domestique (Chaps Euro)	18	20	27	27	26	26	1,4
Autres	438	416	432	442	437	427	23,6
TOTAL	1 343	1 477	1 756	1 781	1 780	1 808	100,0

ELS : Euro Link System

SLBE : Servicio de Liquidacion del Banco de España

BI-REL : Banca d'Italia Gross Settlement System

NB : Les données sont issues des différents systèmes de paiement auxquels elles se rapportent et dont elles reflètent le mode de fonctionnement propre.

Sources : Banque de France, BCE

Réalisé le 1^{er} juillet 2002

DSP – Tél. 01 42 92 43 73

Nombre d'opérations

(moyennes du nombre d'opérations par jour et parts en % sur le dernier mois)

	1999	2000	2001	2002			Part
				Mars	Avril	Mai	
France	28 213	33 532	46 478	46 319	47 506	42 659	10
Target transfrontière	3 395	4 515	5 309	6 324	6 556	6 440	2
Target domestique (TBF)	4 752	7 388	9 657	8 634	8 972	8 115	2
PNS	20 066	21 629	31 512	31 361	31 979	28 103	7
Allemagne	118 931	135 329	158 866	126 491	128 483	120 233	29
Target transfrontière	10 301	14 433	14 715	17 134	16 885	16 583	4
Target domestique							
(ELS puis RTGS+)	61 923	69 962	93 160	109 357	111 597	103 650	25
EAF	46 706	50 933	50 991	-	-	-	-
Espagne	13 043	13 243	15 780	18 399	19 320	18 866	5
Target transfrontière	681	1 080	1 230	1 630	1 663	1 681	0
Target domestique (SLBE)	8 109	8 329	9 175	9 966	10 336	10 088	2
SEPI	4 254	3 833	5 375	6 803	7 321	7 096	2
Italie	39 392	40 787	40 208	38 202	39 113	39 805	10
Target transfrontière	3 242	4 572	5 334	6 333	6 213	6 586	2
Target domestique (BI-REL)	36 150	36 214	34 874	31 869	32 900	33 218	8
Royaume-Uni	5 814	7 851	10 156	13 756	13 879	14 128	3
Target transfrontière	3 302	4 902	6 503	9 015	9 114	9 177	2
Target domestique (Chaps Euro)	2 513	2 949	3 653	4 741	4 766	4 951	1
Autres	96 923	131 120	140 399	178 694	183 528	174 982	43
TOTAL	302 316	361 861	411 886	421 861	431 829	410 671	100

Sources : Banque de France, BCE

Réalisé le 1^{er} juillet 2002

DSP – Tél. 01 42 92 43 73

Unités de la Banque de France ayant contribué au présent *Bulletin*

Pour toute information complémentaire sur le contenu de la publication, composer l'indicatif : 01 42 92 suivi des 4 chiffres du n° de poste mentionné.

Composantes

Actualité

1. La situation économique de la France

- 1.1. L'économie réelle (croissance, emploi, EMC...)
- 1.2. L'évolution des prix
- 1.3. La compétitivité
- 1.4. Le commerce extérieur
- 1.5. La balance des paiements

2. La monnaie, les placements et les financements

- 2.1. La contribution française aux évolutions monétaires de la zone euro
- 2.2. Le financement de l'économie française
- 2.3. L'endettement sous forme de titre
- 2.4. La distribution des crédits
- 2.5. Les placements intermédiaires

3. Les marchés de capitaux

- 3.1. Les marchés financiers internationaux
- 3.2. Les marchés de la zone euro

Études

Dossier : Croissance potentielle et tensions inflationnistes

Synthèse : croissance potentielle, positionnement de l'économie dans le cycle et tensions inflationnistes

Le choix d'une batterie d'indicateurs de positionnement de l'économie dans le cycle

Analyse du positionnement dans le cycle par les indicateurs de croissance potentielle et d'écart de production : quelques évaluations pour la France

Écart de production et inflation en France

La croissance potentielle des grands pays industrialisés et leur positionnement dans le cycle

PIB potentiel, écart de production et politique monétaire

Le solde structurel des échanges extérieurs

Unités concernées	Postes
Dir. de la Conjoncture – SSC	39 27/29 39
Dir. Études économiques et de la Recherche – ECOET	29 36
Dir. des Études de marché et des Relations avec la Place – SEMASFI	47 63
Dir. Balance des paiements	32 82
Dir. des Études et Statistiques monétaires – SASM	28 08
Dir. des Opérations de marchés – MOPM	28 07
Dir. des Études économiques et de la Recherche	28 79
Dir. des Études économiques et de la Recherche	28 79
Dir. des Études économiques et de la Recherche – SEMEP	28 80
Dir. des Études économiques et de la Recherche – SEMEP	73 43
Dir. des Études économiques et de la Recherche – SEMEP	56 78
Dir. des Études économiques et de la Recherche – SEMEP	65 32
Dir. des Études économiques et de la Recherche – ECOET	29 37
Dir. des Études économiques et de la Recherche – SEPMF	38 29
Dir. de la Balance des paiements	
Dir. des Études économiques et de la Recherche – SEMEP	97 80
	73 43

DEMANDE D'ABONNEMENT AU BULLETIN DE LA BANQUE DE FRANCE

à adresser à : BANQUE DE FRANCE
07-1050 Relations avec le public
75049 PARIS CEDEX 01

NOM ou RAISON SOCIALE :

.....

.....

ACTIVITÉ :

.....

CODE NAF :

ADRESSE :

.....

.....

N° SIRET :

TÉLÉPHONE ¹ :

La loi 78-17 du 6.01.1978 prévoit un droit d'accès et de rectification des renseignements individuels recueillis dans le présent document à l'usage exclusif de la Banque de France. Leur communication à des tiers ne peut être effectuée que dans les cas prévus par la loi.

Ressortissants de l'Union européenne :

N° IDENTIFIANT TVA :

¹ Personnes morales uniquement

