

L'INSOUTENABLE LÉGÈRETÉ DE L'EURO

Vincent Koen, Laurence Boone, Alain de Serres
et Nicola Fuchs-Schündeln¹

Date de réception de l'article : 20 septembre 2001

Date d'acceptation pour publication : 31 juillet 2002

RÉSUMÉ. Pendant les premières années de l'union monétaire, la faiblesse de l'euro a surpris la plupart des observateurs. Les explications se sont multipliées allant de fondamentaux tels que les différentiels de croissance anticipés aux facteurs psychologiques tels que les comportements grégaires, mais aucune ne rend compte pleinement à elle seule de la trajectoire du taux de change. Partant d'une approche éclectique, cet article propose une analyse empirique montrant que les termes de l'échange et les comportements d'épargne/investissement ont apparemment sous-tendu l'évolution du taux de change à moyen et plus long terme. Même si des estimations de ce type doivent être interprétées avec précaution, elles confortent le sentiment que l'euro a connu peu après son lancement une période de sous-évaluation.

Classification *JEL* : E42, E44, E52, E58, E65, F31, F32, F47.

Mots-clefs : Euro ; taux de change ; Banque Centrale Européenne ; interventions ; flux de capitaux.

ABSTRACT. During the first years of monetary union, the euro's weakness surprised most observers. Explanations proliferated ranging from fundamentals such as differences in growth prospects to psychological factors such as herd behaviour, but no single story fully accounts for the observed exchange rate path. Based on an eclectic approach, this paper offers an empirical analysis showing that terms-of-trade and saving/investment behaviour seem to have driven the euro exchange rate over the medium and longer run. While such econometric estimates ought to be interpreted with care, they support the view that shortly after its launch the euro experienced a spell of undervaluation.

JEL Classification: E42, E44, E52, E58, E65, F31, F32, F47.

Keywords: Euro; Exchange Rates; Overshooting; European Central Bank; Intervention; Capital Flows.

1. Auteur correspondant : Laurence BOONE, économiste à l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE) (Laurence.Boone@oecd.org).
Vincent KOEN et Alain de SERRES, économistes à l'OCDE ; Nicola FUCHS-SCHÜNDELN, étudiante en PhD à l'Université de Yale et stagiaire à l'OCDE durant l'été 2000.

■ L'ÉTONNANTE FAIBLESSE DE L'EURO

À la veille de son lancement en janvier 1999, la plupart des analystes et des opérateurs de marché anticipaient une appréciation de l'euro. On craignait même qu'un euro excessivement fort n'accentue le ralentissement que traversait alors la zone euro. En réalité, la nouvelle devise s'est dépréciée, de manière quasi ininterrompue, en 1999 et 2000, donnant un coup de fouet aux exportations et contribuant à faire de l'année 2000 le meilleur cru pour la croissance en une décennie (OCDE, 2001). Pendant un temps, la dépréciation fut saluée comme un ajustement cyclique bienvenu, mais sa persistance en 2000 commença à alimenter des inquiétudes quant aux perspectives d'inflation. Le sentiment s'installa progressivement que le taux de change s'était déconnecté des fondamentaux, au point que, à l'automne 2000, les autorités monétaires intervinrent pour soutenir l'euro.

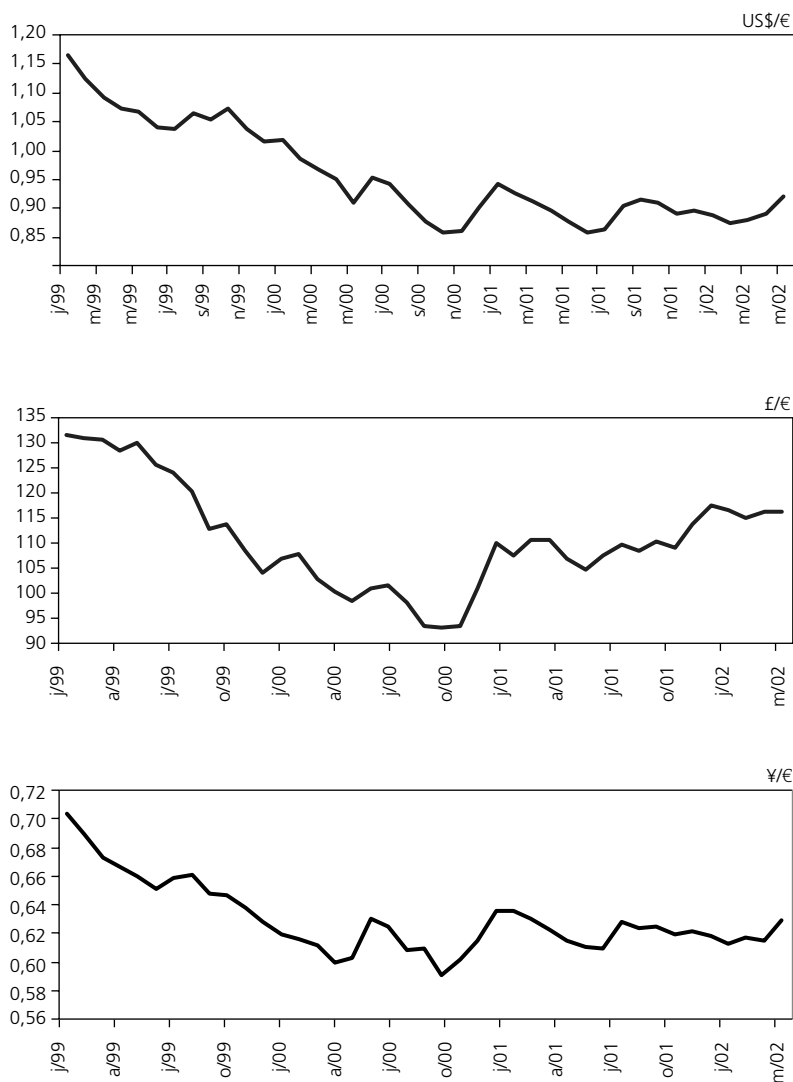
La présente étude explore la question d'un éventuel mésalignement de l'euro. Sa trajectoire anticipée et effective sur le marché des changes est d'abord rappelée, et fait apparaître une "déception" récurrente. Le cheminement concomitant des taux d'intérêt, reflétant les décisions de politique monétaire et les anticipations du marché, est lui aussi brièvement résumé. Dans ce contexte, l'efficacité des interventions sur le marché des changes est évaluée. L'étude passe ensuite en revue les multiples explications avancées pour comprendre la faiblesse de l'euro et note qu'aucune d'entre elles n'apparaît pleinement convaincante à elle seule. Certains travaux économétriques prenant en compte simultanément plusieurs facteurs explicatifs potentiels rendent mieux compte de la trajectoire de l'euro, même si la plupart conduisent à penser que l'euro est entré peu après sa naissance dans une phase de sous-évaluation. Ce constat est aussi celui auquel aboutit l'analyse économétrique d'inspiration éclectique menée dans la dernière partie de cette étude, qui se concentre sur la période 1999-2000.

■ ÉVOLUTION ANTICIPÉE ET OBSERVÉE DU CHANGE

La faiblesse de l'euro en 1999 n'avait généralement pas été escomptée, même si *ex post* il fut reconnu que l'euro avait peut-être démarré à un niveau relativement élevé. La poursuite de la dépréciation en 2000 (GRAPHIQUE 1) a surpris davantage encore. La prévision moyenne fin 1999 était une appréciation sensible par rapport au dollar des États-Unis, de 4 % à un horizon de 3 mois, de 11 % sur 12 mois et de 13 % à fin 2001 (selon les données de Consensus Economics). Tout au long de 2000, on a continué de s'attendre à un rebond, mais cette attente s'est systématiquement révélée trop optimiste (GRAPHIQUE 2). En définitive, le taux de change bilatéral de l'euro a terminé l'année à 0,93 \$, c'est-à-dire environ 7 % au-dessous du niveau de fin 1999 et quelque 21 % au-dessous du niveau de départ deux ans auparavant, nonobstant un gain de 13 % par rapport au point bas de fin octobre 2000. La dépréciation par rapport au yen a été elle aussi très marquée en 1999-2000, totalisant 19 % malgré une remontée de 20 % de l'euro durant les deux derniers mois de 2000. Au cours de

la même période, l'euro a perdu 12 % vis-à-vis de la livre britannique, malgré un rebond fin 2000. En 2001, l'euro s'est stabilisé, fluctuant dans des marges relativement étroites autour de 0,90 \$, 109 yen et 0,62 livre en moyenne.

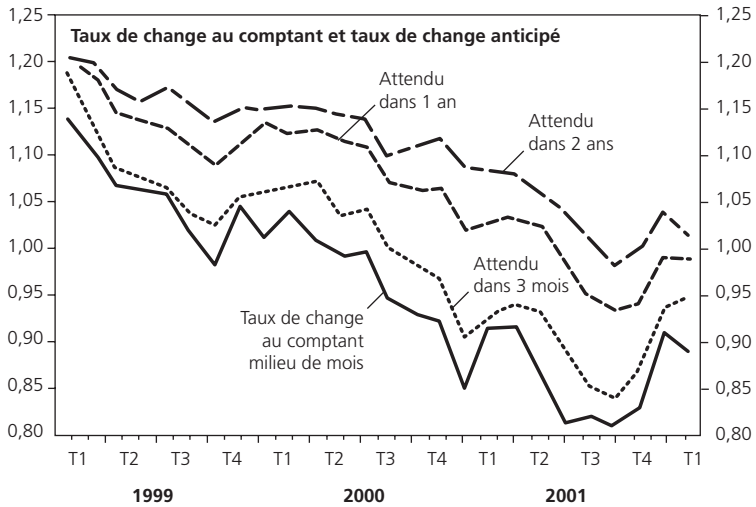
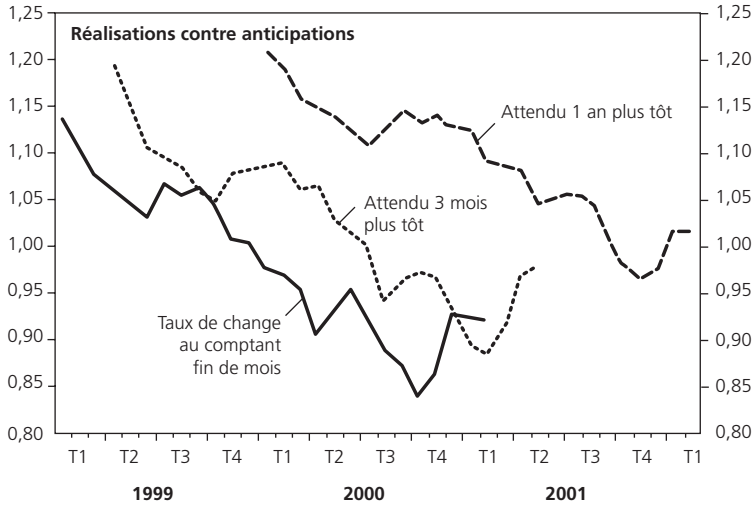
Graphique 1 - Principaux taux de change bilatéraux



Note : Données mensuelles.

Source : Banque centrale européenne.

Graphique 2 - Dans l'attente du rebond

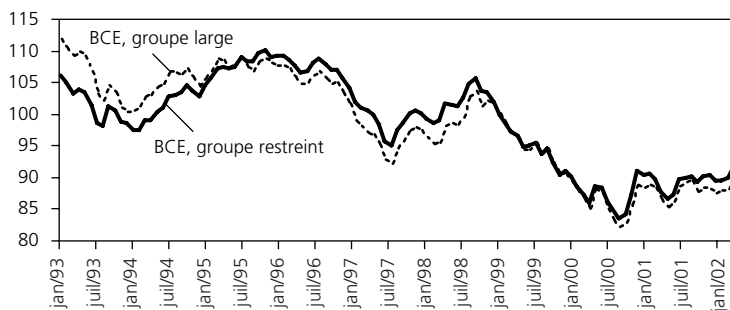


Sources : *Consensus Economics* et Banque centrale européenne.

Sur le plan multilatéral et en termes nominaux, l'euro s'est moins déprécié que par rapport au seul dollar, mais son érosion durant ses deux premières années d'existence a néanmoins atteint entre 13 et 17 %, selon les pays retenus pour la comparaison (la dépréciation étant moins marquée par rapport à un ensemble plus large de partenaires commerciaux). Cela s'est traduit par une dépréciation sensible, elle aussi, du taux de change effectif réel (GRAPHIQUE 3).

Sur la base des prix à la consommation, celui-ci s'est déprécié de 16 % environ. L'amplitude de cette dépréciation n'a été que légèrement inférieure dans l'optique des prix à la production ou des coûts unitaires de main-d'œuvre. Par conséquent, même en comparaison avec les fortes fluctuations des taux de change réels observées dans le passé, cette dépréciation a été très substantielle. Dès lors, la compétitivité-coûts de la zone euro était devenue plus favorable fin 2000 qu'elle ne l'avait jamais été dans les années quatre-vingt-dix.

Graphique 3 - Deux mesures du taux de change effectif réel



Note : Le déflateur est l'indice des prix à la consommation.

Source : Banque centrale européenne.

■ LA POLITIQUE MONÉTAIRE ET LES TAUX D'INTÉRÊT

L'Eurosystème n'ayant pas d'objectif de taux de change, les taux d'intérêt directeurs n'ont pas été fixés directement en fonction de la trajectoire de l'euro sur le marché des changes mais d'abord et avant tout avec le souci de maintenir la stabilité des prix, définie comme une inflation de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) pour l'ensemble de la zone contenue en dessous de 2 % sur le moyen terme. Toutefois, dans la mesure où les fluctuations du taux de change influencent l'inflation², les décisions de taux d'intérêt ont pu être affectées par ces mouvements. De fait, les autorités monétaires sont même intervenues assez spectaculairement sur le marché des changes pour tenter d'enrayer un effritement du taux de change (ENCADRÉ 1). Le bilan de l'Eurosystème pour ce qui est du contrôle de l'inflation a été dressé ailleurs (OCDE, 2001). Mais il est important de rappeler l'évolution des taux d'intérêt, compte tenu de leur importance pour le comportement du taux de change.

2. Des simulations menées à l'aide du modèle Interlink de l'OCDE montrent que, à PIB et taux d'intérêt réels constants, une dépréciation durable de 10 % du taux de change effectif nominal de l'euro majore l'inflation en zone euro d'environ un demi point de pourcentage pendant plusieurs années (Dalsgaard *et al.*, 2001).

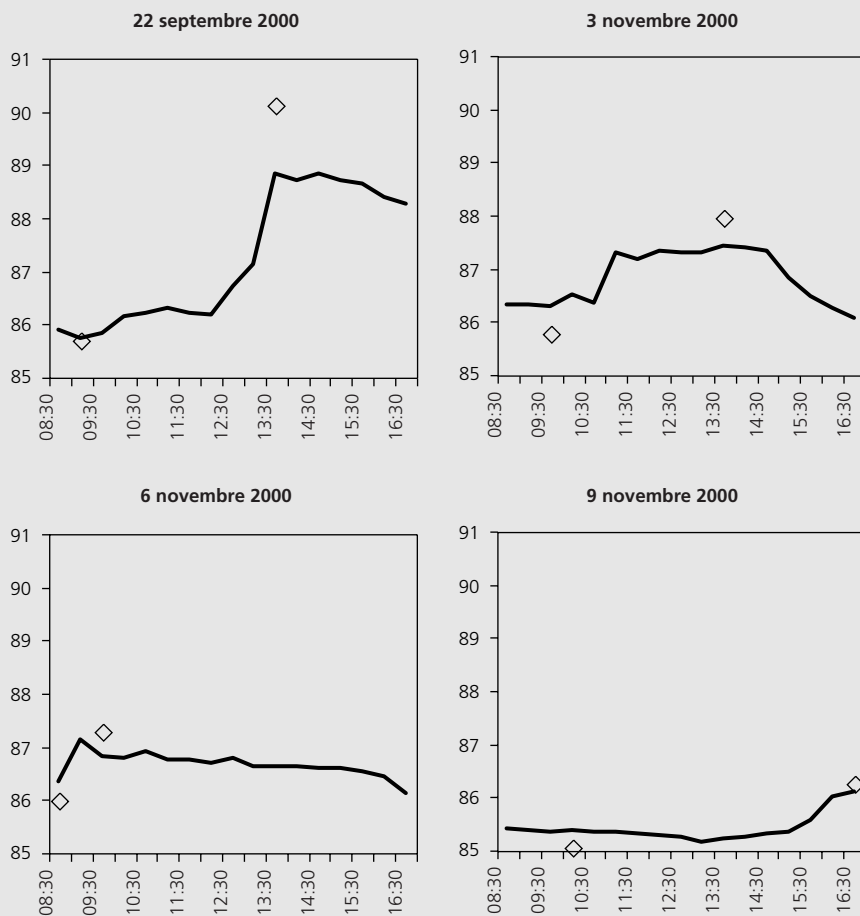
ENCADRÉ 1 - QUELLE A ÉTÉ L'EFFICACITÉ DES INTERVENTIONS POUR SOUTENIR L'EURO?

L'affaiblissement apparemment inexorable de l'euro conduisit les autorités monétaires à intervenir sur le marché des changes vers la fin 2000. L'efficacité de telles interventions était controversée. Leurs partisans soulignaient qu'elles seraient d'autant plus efficaces que les réserves de l'Eurosystème, supérieures à 250 milliards d'euros, comptent parmi les plus fortes au monde, juste derrière le Japon et loin devant les États-Unis. Durant les vingt premiers mois qui ont suivi le lancement de l'euro, il n'y eut toutefois aucune intervention officielle. Les autorités s'efforcèrent de faire remonter l'euro à coup d'incantations verbales, de hauts responsables de la Banque centrale européenne (BCE), des banques centrales nationales (BCN), de la Commission et des gouvernements déclarant que l'euro était sous-évalué au vu des fondamentaux. Le 5 mai 2000, le président de la BCE rendit publique une déclaration visant à rassurer les citoyens de la zone euro et faisant savoir que la BCE surveillait de très près le taux de change. Le 8 mai et, de nouveau, le 8 septembre 2000, l'Eurogroupe publia des communiqués soulignant que le taux de change de l'euro ne reflétait pas la vigueur sous-jacente de l'économie et que les gouvernements étaient déterminés à s'attaquer aux problèmes structurels restants. Toutefois, ces déclarations furent parfois sapées par d'autres, émanant notamment de politiciens très en vue, donnant à penser qu'un euro faible était plus une solution (pour stimuler l'activité) qu'un problème (pour l'inflation).

Le 22 septembre 2000, la BCE annonça une intervention concertée des pays du G7 sur le marché des changes en raison "des préoccupations suscitées par les conséquences que pouvait avoir l'évolution récente du taux de change de l'euro pour l'économie mondiale". Ce fut la première intervention transatlantique coordonnée depuis 1995. Le moment choisi (avant la réunion du G7 à Prague plutôt qu'après) et la participation des États-Unis (peu avant l'élection présidentielle) surprirent la plupart des participants au marché. À l'initiative de la BCE, les autorités monétaires des États-Unis, du Japon, du Canada et du Royaume-Uni prirent part à l'achat d'euros. Les montants achetés ne furent pas immédiatement connus des participants au marché, dont les estimations variaient beaucoup (entre 2 et 12 milliards d'euros). De fait, quelque 6 milliards d'euros furent probablement achetés au total. Dans le cas de la BCE, le montant des interventions n'est pas publié mais les états financiers hebdomadaires consolidés de l'Eurosystème suggèrent qu'elle a contribué environ la moitié de ce total. Les partenaires du G7 ont contribué à hauteur de 1,5 milliard d'euros pour les États-Unis, 143,5 milliards de yens pour le Japon, 97 millions de dollars pour le Canada et 85 millions d'euros pour le Royaume-Uni. En quelques heures, le taux bilatéral par rapport au dollar passa de 0,85 à 0,90 \$ (graphique 4). Puis il se stabilisa autour de 0,88 \$ pendant environ une semaine, ne réagissant guère à la décision des électeurs danois de ne pas adopter l'euro (le 28 septembre). Sur les marchés de produits dérivés, les options d'achat d'euros devinrent plus chères que les options correspondantes de vente, dénotant une plus grande confiance dans l'appréciation de l'euro.

Mais, rapidement, la dépréciation reprit. Mi-octobre, l'euro était tombé au-dessous de ses creux précédents et vers la fin du mois il atteignit un point bas de 0,825 \$*.

Graphique 4 - Taux de change intra-journalier les jours d'intervention



Notes : Observations toutes les demi-heures.

US cents par euro, les losanges dénotant le minimum et le maximum atteints dans la journée.

Source : Bundesbank, Supplément au *Bulletin mensuel*.

Une nouvelle série d'interventions unilatérales de l'Eurosystème eut lieu début novembre. Elle s'étala sur trois séances et toutes les BCN de la zone euro y participèrent. Le montant total des achats d'euros fut apparemment un peu supérieur à celui des achats de l'Eurosystème du 22 septembre. Là encore, la BCE confirma publiquement l'intervention. L'euro réagit moins

cette fois. Peu de temps après, il se déprécia de nouveau, jusqu'à fin novembre, mais sans tomber à son point bas d'octobre, puis commença à s'apprécier.

Ces événements conduisent à s'interroger sur l'efficacité de ces opérations. La littérature sur le sujet n'est guère concluante, notamment parce que les informations sont souvent incomplètes en ce qui concerne la réalisation de l'intervention, son déroulement et son ampleur (Sarno et Taylor, 2001). Mundell (2000), par exemple, fait valoir que l'intervention a plus de chances d'être couronnée de succès si elle est exécutée de façon concertée et non unilatéralement, si elle a lieu à la fois sur le marché au comptant et sur les marchés à terme et si elle n'est pas stérilisée. D'autres considèrent que même une intervention stérilisée peut être efficace, au moins à court terme et à petite échelle, parce qu'elle influe sur les anticipations des participants au marché quant aux évolutions et aux politiques économiques futures – notamment pour ce qui est des modifications de taux d'intérêt – et peut agir comme un signal déclenchant des effets d'entraînement et ancrant les anticipations de taux de change sur un sentier différent (Ramaswamy et Samiei, 2000)**. La probabilité de succès semble également plus grande si l'intervention est peu fréquente (Fatum, 2000). Dans le même ordre d'idées, on affirme souvent que l'intervention est efficace si les marchés sont pris par surprise et si elle va dans le sens du vent et non en sens inverse. De plus, il faut bien sûr que les commentaires officiels qui accompagnent l'intervention soient conformes aux signaux qu'on veut adresser.

Toutes ces conditions ne furent pas remplies en septembre et novembre 2000, loin de là. En particulier, la participation des États-Unis fut obtenue en septembre, mais seulement à reculs, et elle fut perçue comme exceptionnelle***. En outre, l'intervention fut stérilisée. Même avec le recul, l'efficacité de ces interventions reste difficile à juger, car la contre-épreuve est sujette à controverse. On peut néanmoins considérer qu'elles réussirent à instiller un peu d'incertitude dans l'esprit des participants au marché. Elles montrèrent également que l'Eurosystème peut intervenir sans avoir à attendre d'instructions précises des gouvernements (ce qui distingue le dispositif en zone euro de celui en vigueur aux États-Unis ou au Japon). Les analyses à chaud des semaines suivantes véhiculèrent en effet l'idée que l'Eurosystème pouvait intervenir, contrecarrant le sentiment antérieur qu'en misant sur la baisse de l'euro on pouvait gagner à coup sûr****. Une évaluation plus rigoureuse de l'efficacité des interventions nécessite cependant de prendre en compte les opérations réalisées en 1999 et 2000 par le gouvernement japonais, qui est intervenu, parfois massivement, pour essayer de faire baisser le yen. Il faut aussi prendre en compte d'autres événements qui peuvent avoir influé sur le taux de change, par exemple l'annonce faite par l'Irak fin octobre 2000 qu'il facturerait ses exportations pétrolières en euros et pourrait même convertir en euros une partie du produit de ses ventes de pétrole antérieures déposé dans un compte fiduciaire à New York.

* L'un des facteurs qui pesa sur l'euro fut l'interprétation par le marché d'une interview du président de la BCE au *Times* de Londres, dans laquelle il ne semblait guère favorable à une nouvelle intervention concertée dans l'hypothèse où la crise politique au Moyen-Orient s'aggraverait.

** S'appuyant sur une approche légèrement différente, en s'attachant surtout aux flux d'ordres et aux effets de portefeuille au niveau microéconomique, Lyons et Portes (2000) avancèrent que la vente d'environ la moitié des réserves de change jugées excédentaires de l'Eurosystème (qu'ils estimaient à 75 milliards d'euros) permettrait à l'euro de remonter à parité avec le dollar, même si l'intervention devait être stérilisée.

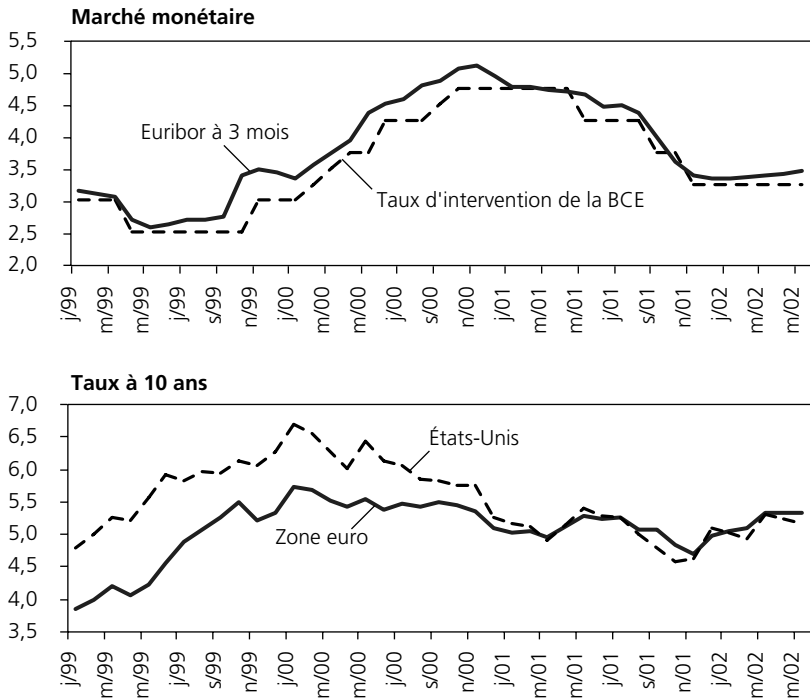
*** Suite aux interventions, le Secrétaire américain au Trésor réaffirma que la politique de dollar fort menée depuis longtemps par les États-Unis restait inchangée. Le procès-verbal de la réunion du Comité fédéral de l'*open market* du 3 octobre 2000, publié en novembre, indiqua que "cette mesure n'était pas destinée à signaler une plus grande détermination du Comité à intervenir sur le marché des changes. En l'occurrence, les opérations d'intervention ont été réalisées dans un esprit de coopération avec la communauté financière internationale et à la demande expresse de la BCE. Les membres ont fait observer que l'expérience montrait que les interventions sur le marché des changes n'avaient pas généralement d'effets durables si elles ne se doublaient pas de modifications des politiques économiques".

**** Début septembre, Chase Securities (2000), par exemple, faisait observer: "Maintenant que l'euro est descendu au-dessous de ses anciens points bas, nous anticipons un ajustement des positions des investisseurs qui pourrait le faire encore nettement chuter, à 80 cents ou moins. (...) Nous ne pensons pas qu'une intervention concertée ralentira la baisse de l'euro".

Début 1999, l'inflation mesurée par l'IPCH atteignait à peine 1 % et le risque déflationniste semblait se faire de plus en plus menaçant. En avril, le principal taux directeur de la BCE fut donc abaissé au niveau historiquement très bas de $2^{1/2}$ % (GRAPHIQUE 5). Le risque de déflation s'estompant progressivement, ce taux fut relevé à 3 % en novembre. Avec l'accélération de l'activité et des prix et l'affaiblissement de l'euro dans les mois suivants, le principal taux directeur passa de 3 à $4^{3/4}$ % entre février et octobre 2000. Les taux de marché à trois mois euribor suivirent une trajectoire analogue, quoique un peu plus élevée. En termes réels, sur la base de l'inflation contemporaine mesurée par l'IPCH, les taux courts de marché fluctuèrent donc entre $1^{1/2}$ et $2^{1/2}$ % pendant les deux premières années de l'euro. Courant 2001, dans le contexte d'un net ralentissement de l'activité, le principal taux directeur de la BCE fut réduit par étapes à $3^{1/4}$ %, malgré une inflation demeurant au-dessus du seuil de 2 %, abaissant ainsi les taux courts réels, qui restèrent cependant positifs.

Les taux d'intérêt nominaux à long terme mesurés par le rendement des obligations d'État à 10 ans grimpèrent courant 1999 de moins de 4 % à environ $5^{1/2}$ %. Courant 2000, ils redescendirent à un peu plus de 5 %, niveau autour duquel ils ont fluctué depuis. En termes réels, les taux longs passèrent du niveau relativement élevé de 4 % à l'automne 1999 à environ $2^{1/2}$ % vers la fin 2000. L'écart entre taux longs réels de part et d'autre de l'Atlantique se creusa quelque peu pendant les deux premières années de l'euro, atteignant $3/4$ de point de pourcentage au deuxième semestre de 2000.

Graphique 5 - Taux d'intérêt



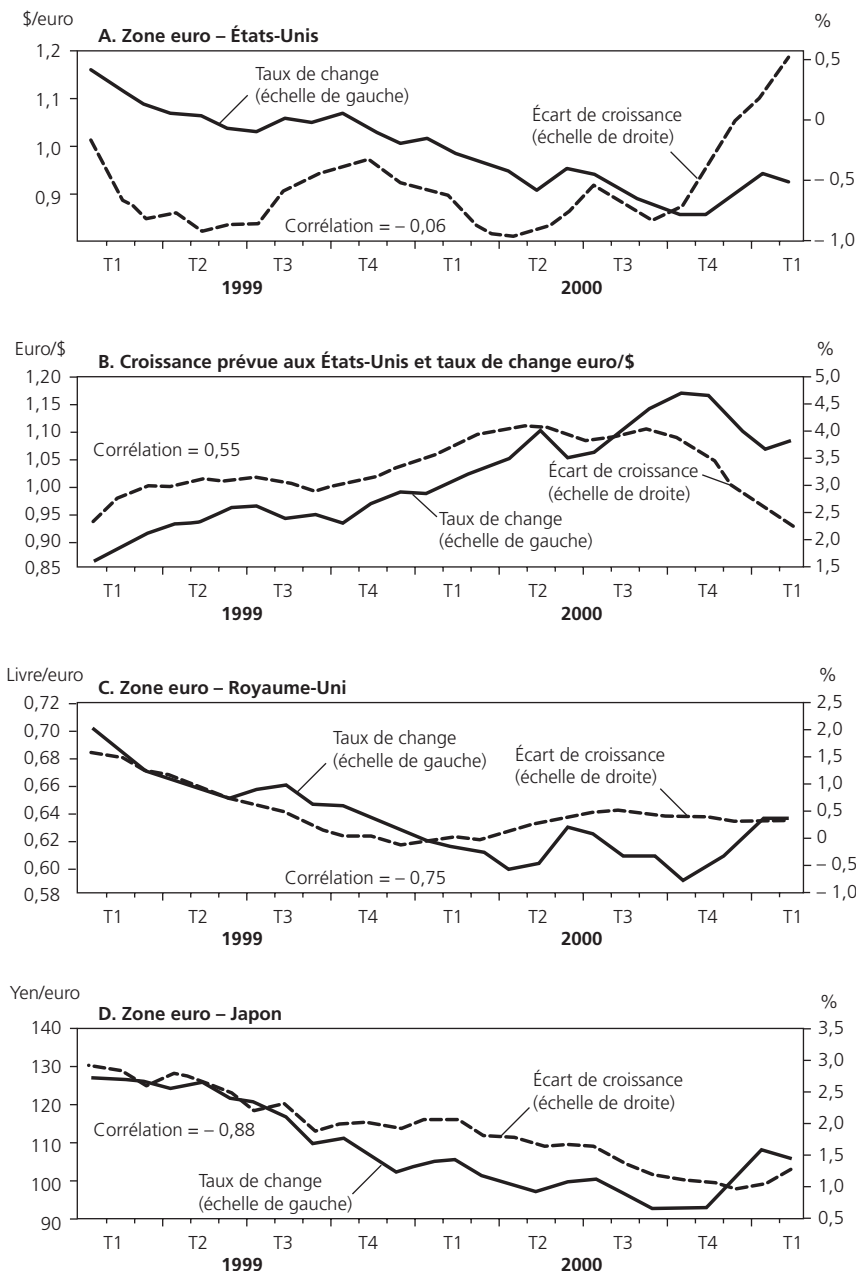
Source : Banque centrale européenne.

■ DE NOMBREUSES TENTATIVES D'EXPLICATION

L'érosion de l'euro en 2000 fut jugée de plus en plus préoccupante par les responsables de la politique économique de la zone euro. La plupart des analystes considéraient eux aussi que le taux de change était manifestement sous-évalué. Ils évoquèrent tout un éventail d'arguments pour expliquer l'anémie de l'euro, conditionnés par l'idée qu'ils se faisaient du niveau "d'équilibre" de l'euro à court, moyen ou long terme. À cet égard, les observateurs avaient des avis divergents alors que l'Eurosystème – à juste titre – tendait à rester sur la réserve. De nombreuses explications ont été avancées depuis début 1999, mais aucune n'est à elle seule pleinement convaincante. L'une des interprétations les plus répandues, d'abord mise en avant par Corsetti et Pesenti (1999), fut présentée dans *L'UEM An I* (OCDE, 2000) et dans Coppel et al. (2000). Elle met en relation l'évolution du taux de change avec l'évolution du différentiel de croissance anticipé. La corrélation est très nette pour certaines périodes (GRAPHIQUE 6)³. Elle est d'ailleurs plus marquée par rapport au Royaume-Uni et au Japon que par

3. Contrairement aux études antérieures, le graphique 6 utilise un horizon mobile.

Graphique 6 - Conjoncture et taux de change : taux de change mensuels moyens et prévisions de croissance du PIB, consensus des prévisionnistes*



* Différence entre la zone euro et le partenaire pour les panneaux A, C et D. Pour le mois i , le poids associé à la prévision pour l'année courante est $(12-i)/12$ et le poids associé à la prévision pour l'année courante est $i/12$.

Sources : *Consensus Economics* et OCDE.

rapport aux États-Unis, bien que l'interprétation de ces corrélations soit complexe, puisque dans une certaine mesure, les taux £/€ et ¥/€ ne sont que des taux croisés implicites reflétant l'évolution des trois monnaies par rapport au dollar. On constate aussi que pour le taux de change bilatéral \$/€, la corrélation est plus étroite avec la prévision de consensus portant uniquement sur la croissance aux États-Unis, comme si les marchés s'attachaient exclusivement à la conjoncture dans ce pays et non au différentiel de croissance. Cette asymétrie tient peut-être en partie aux délais de publication assez longs des statistiques en zone euro, les bonnes nouvelles ayant dès lors plus d'impact quand elles ont trait aux performances américaines que quand elles concernent la zone euro.

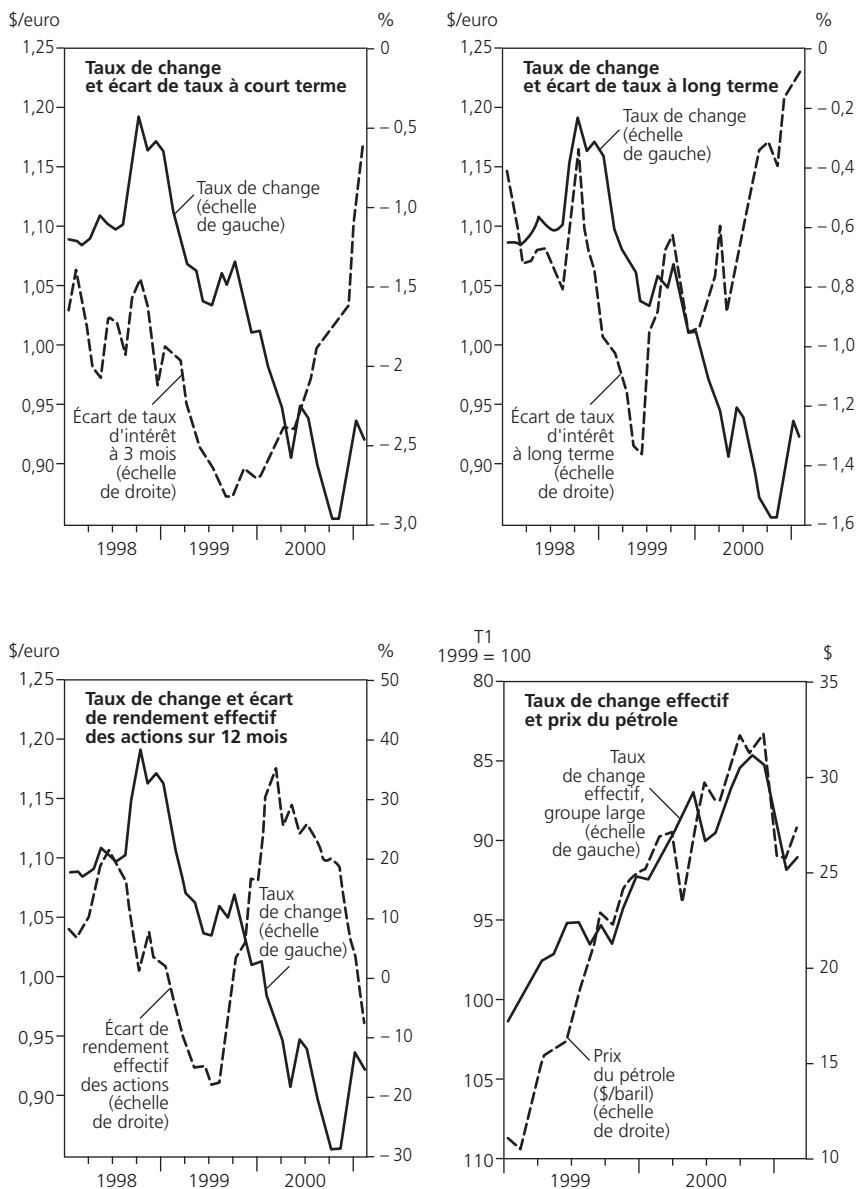
Les écarts de taux d'intérêt sont souvent invoqués pour analyser l'évolution des taux de change. De part et d'autre de l'Atlantique, le taux de change et l'écart entre taux d'intérêt courts ont évolué en parallèle courant 1999 (GRAPHIQUE 7). Au moins jusqu'à l'été 1999, l'écart entre les taux longs a pu également paraître déterminant pour le taux de change. Mais, en 2000, la corrélation entre taux d'intérêt – courts ou longs – et taux de change s'est évanouie, peut-être en raison d'une influence compensatrice des taux d'intérêt sur le change via les anticipations de croissance.

Une autre série d'explications s'appuie sur l'évolution des marchés d'actions. Les taux de rendement plus élevés aux États-Unis ont provoqué en termes nets des sorties d'investissements de la zone euro et auraient ainsi contribué à affaiblir l'euro (FMI, 2000a). Certes, il est possible de trouver des périodes, comme le premier semestre de 1999, où la performance relative des marchés boursiers américains et européens a été parallèle à l'évolution du taux de change, mais ce constat n'a pas de valeur générale. De fait, depuis le lancement de l'euro, la performance des marchés européens en monnaie nationale a été nettement supérieure à celle des marchés américains. Il vaudrait mieux comparer les rendements escomptés et l'évolution du taux de change, mais déterminer ces rendements est difficile. De toute façon, la relation bivariée entre cours des actions et taux de change est difficile à interpréter, car, dans les deux cas, il y a réaction à l'évolution des taux d'intérêt. De plus, on peut faire valoir que les rendements sur le marché des actions, même si l'on peut les suivre en temps réel, ne sont pas un bon indicateur du retour sur investissement⁴.

L'"eurosclérose" est également invoquée par certains pour expliquer les importantes sorties nettes de capitaux de la zone euro. Il est toutefois très curieux d'avancer ce facteur pour justifier l'évolution à court terme du taux de change. Les rigidités des marchés et une fiscalité lourde sont depuis longtemps plus caractéristiques de l'Europe que des États-Unis et il est loin d'être évident que la situation ait empiré récemment. De plus, le net accroissement des sorties d'investissements directs étrangers (IDE) de la zone euro à la fin des années quatre-vingt-dix s'est doublé d'une hausse tout aussi spectaculaire des entrées d'IDE et, en 2000, les

4. Bredon et Fornasari (2000) ont essayé une approche plus microéconomique. En appliquant la méthodologie de l'étude événementielle aux grandes fusions et acquisitions de 1997-99, ils concluent que ces opérations ont eu tendance à faire monter la monnaie du pays de la société cible.

Graphique 7 - Quelques corrélations partielles



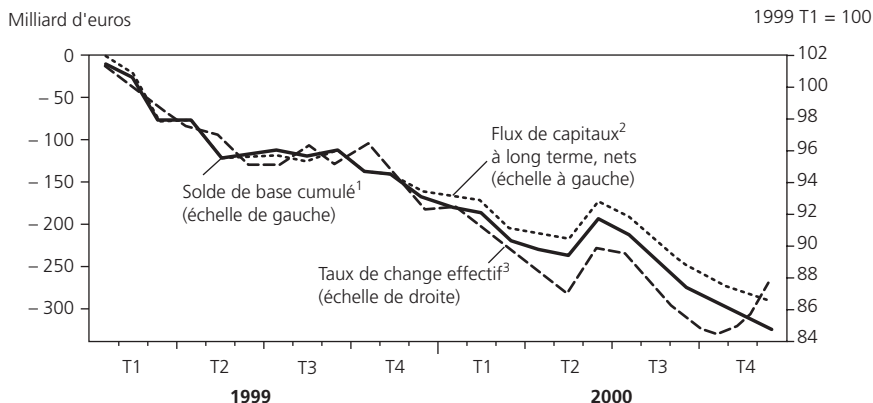
Source : Banque centrale européenne.

entrées ont presque égalé les sorties⁵. Par conséquent, les sorties brutes tiennent sans doute moins à une désaffectation pour la zone euro qu'à un effort d'expansion mondiale des entreprises européennes, qui a été facilité, dans des secteurs très actifs pour les fusions et acquisitions comme les télécommunications et la finance, par des coefficients de capitalisation relativement élevés en Europe (Garnier, 2001). D'un autre côté, la vigueur de l'économie américaine a conduit un grand nombre d'analystes à réviser à la hausse leur estimation de la croissance potentielle aux États-Unis courant 1999-2000, alors que les révisions de ce type ont été peu nombreuses et plus timides dans le cas de la zone euro. Cela a sans doute accru l'idée d'un taux de change d'équilibre plus faible pour la zone euro.

Autre explication des mouvements de capitaux : les émissions obligataires libellées en euros, qui sont montées en régime en 1999, surtout de la part des sociétés. La diversification des portefeuilles au profit de l'euro se serait faite davantage du côté du passif que de l'actif, affaiblissant ainsi l'euro. La part des émissions obligataires libellées en euros au niveau mondial est passée de 35 % en 1998 (pour les monnaies auxquelles l'euro a succédé) à 45 % en 1999, bien qu'il y ait eu un recul en 2000 à 39 % (selon les chiffres de Capital Data). Toutefois, la majeure partie des émissions en euros émanent de la zone euro elle-même et une assez forte proportion de ces émissions remplacent les prêts bancaires traditionnels, ce qui n'a aucune incidence sur le taux de change. Néanmoins, le fait que le financement obligatoire soit plus aisé pour les sociétés européennes a sans doute facilité les acquisitions d'entreprises étrangères évoquées ci-dessus, et donc les sorties de capitaux (quoique certaines acquisitions ont été financées en partie par émission d'actions ou emprunt de dollars, et non par la vente d'euros).

En somme, aucun des différents types de mouvements de capitaux ne semble à lui seul avoir été systématiquement déterminant dans l'évolution du taux de change. Toutefois, si l'on prend en compte à la fois l'IDE net et les flux d'investissements de portefeuille, on constate une corrélation étroite entre les sorties de capitaux à long terme cumulées depuis janvier 1999 et le taux de change effectif (GRAPHIQUE 8). Le solde des opérations courantes étant resté assez proche de l'équilibre sur cette période, il en ressort une corrélation également frappante entre le solde de base total (flux de capitaux à long terme et balance courante) cumulé et le taux de change. Une reconfiguration des flux internationaux de capitaux – causée par exemple par des changements dans les anticipations de profits des investisseurs ou par une intégration financière plus poussée en Europe – pourrait donc contribuer à influencer l'évolution du change sur le moyen terme.

5. L'afflux d'IDE en 2000 reflète cependant dans une large mesure une très grosse transaction (liée à la prise de contrôle Vodafone-Mannesmann).

Graphique 8 - Taux de change, flux de capitaux et solde de base

1 Somme cumulée du compte courant, des investissements directs étrangers nets et des flux nets de portefeuille depuis janvier 1999.

2 Cumul des investissements directs étrangers nets et des flux nets de portefeuille depuis janvier 1999.

3 Taux de change effectif, groupe large.

Source : Banque centrale européenne.

Moins commenté mais non moins frappant est le parallèle entre l'évolution du taux de change effectif de l'euro et le prix du pétrole (GRAPHIQUE 7). Le prix du pétrole en dollars a triplé entre janvier 1999 et l'été 2000. Si l'intensité pétrolière du PIB est très inférieure à son niveau du début des années soixante-dix, les fortes fluctuations du prix du pétrole continuent à avoir un impact marqué sur l'inflation, la production et les comptes courants et ne peuvent donc influencer également sur les taux de change. Un autre argument dans ce contexte est que la hausse du prix du pétrole causa une augmentation des conversions d'euros en dollars par les acheteurs basés en zone euro, accentuant les pressions à la baisse sur l'euro. Du côté des vendeurs, il est probable que les producteurs de pétrole ne convertirent qu'une part relativement limitée de leurs recettes en euros, n'aidant donc guère le cours de la devise européenne. Les recettes en dollars furent probablement utilisées, à part les dépenses générales, pour rembourser des dettes (libellées en dollars), augmenter les réserves de change (principalement détenues en dollars), ou pour des investissements de portefeuille pour lesquels, selon la plupart des modèles globaux d'allocation des actifs, la part de l'euro est modeste (environ un tiers). D'autres facteurs, comme les effets refuge, peuvent également jouer un rôle.

Un curieux argument vit le jour en 2001, à savoir qu'en zone euro et ailleurs, notamment en Europe centrale, des billets en deutschemarks et autres devises se fondant dans l'euro faisaient l'objet de conversions en dollars, contribuant ainsi à affaiblir temporairement l'euro (Sinn, 2001). Mais, s'il est difficile à quantifier, ce facteur a probablement joué davantage en 2001 que pendant la période de dépréciation de l'euro.

Une explication complètement différente a trait à la communication. Le manque de coordination entre les déclarations sur l'euro des responsables de l'Eurosystème, des BCN et des gouvernements a parfois créé une certaine cacophonie. Plusieurs participants à l'Eurosystème de même que l'Eurogroupe ont d'ailleurs reconnu publiquement l'existence de ce problème⁶. Mais si des messages officiels dissonants peuvent accroître la volatilité du taux de change à très court terme, il est improbable que cette discordance soit déterminante à long terme pour l'évolution du taux de change.

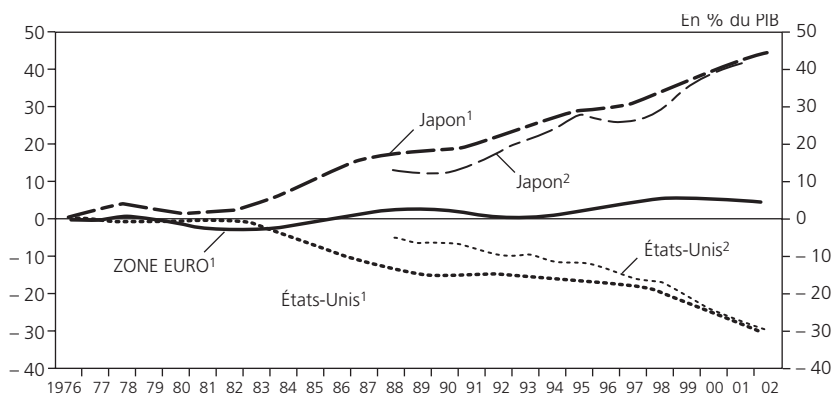
Une dernière série d'analystes – dont des responsables de BCN (Welteke, 2000) – considèrent que la dépréciation de l'euro ne peut être expliquée entièrement par un ensemble, quel qu'il soit, de données fondamentales, mais reflète en partie au moins le comportement grégaire des intervenants sur le marché. Dans la mesure où il est moins risqué pour leur réputation d'échouer de façon conventionnelle que de réussir de façon non conventionnelle, les investisseurs peuvent être tentés de suivre le gros de la troupe et de s'attacher presque exclusivement au même ensemble de fondamentaux. Selon de Grauwe (2000), tout mouvement soutenu du taux de change dans l'une ou l'autre direction déclencherait la recherche de variables fondamentales, dont certaines sont inobservables, dans le but de lui trouver une justification rationnelle. L'appréciation du dollar serait alors considérée comme la preuve de la vigueur de l'économie américaine, les analystes de marché se focalisant sur la croissance, la "nouvelle économie", la flexibilité et les entrées d'IDE, en ignorant l'accroissement du déficit des opérations courantes et l'alourdissement intenable de la dette. Dans le cas de l'Europe, ils seraient obsédés par les rigidités. Les croyances se forgeant ainsi sur la vigueur des performances américaines et la faiblesse de l'économie de la zone euro renforceraient la dépréciation de l'euro. Et cette dépréciation raffermirait à son tour ces croyances. Ce processus pourrait durer un certain temps, comme dans la première moitié des années quatre-vingt ("reaganomie" contre "eurosclérose"), jusqu'à ce que les croyances commencent à s'éroder sous l'effet d'une discordance de plus en plus troublante entre les faits et leur perception. Un petit déclin peut alors inverser le mouvement, comme cela semble avoir été le cas en 1985 avec l'accord du Plaza. Dans un tel cas, il est essentiel d'essayer de faire en sorte que le retournement se fasse de manière ordonnée, de façon à éviter un surajustement dans l'autre sens.

Les autorités monétaires de la zone euro quant à elles n'ont cessé de répéter que l'euro s'apprécierait à plus long terme. Cette prévision s'appuie sur l'idée que la configuration des balances courantes n'est pas tenable compte tenu de la position internationale très débitrice

6. Voir, par exemple, le numéro de décembre 1999 du *Bulletin trimestriel* de la Nederlandsche Bank, où il est noté que "Dans un passé récent, divers commentaires faits à l'occasion au sujet du taux de change de l'euro ont, comme on le sait, créé une certaine confusion sur les marchés financiers".

des États-Unis et de la forte position créditrice correspondante du Japon, la zone euro étant en situation intermédiaire (GRAPHIQUE 9)⁷.

Graphique 9 - Positions extérieures nettes



1 Calculé comme les soldes cumulés des comptes courants, débutant en 1976.

2 Avoirs extérieurs nets effectifs.

3 Prévisions de l'OCDE.

Source : OCDE.

ANALYSES ÉCONOMÉTRIQUES

Étant donné le changement de régime que constitue le passage à l'euro, il est encore un peu tôt pour se livrer à une analyse économétrique du taux de change. Plusieurs études ont néanmoins tenté de le faire, sur la base de diverses approches théoriques et empiriques (voir ENCADRÉ 2). Bien que l'ensemble des variables explicatives varie considérablement d'une étude à l'autre (TABLEAU 1), un certain nombre d'entre elles se retrouvent dans la plupart des études, notamment les avoirs nets vis-à-vis des non-résidents et les écarts de productivité et de taux d'intérêt. Cependant, aucune variable ne ressort significativement dans toutes les études.

La plupart des études corroborent cependant l'idée selon laquelle l'euro a été victime d'une certaine sous-évaluation, en particulier durant sa deuxième année. Ceci implique que vers fin 2000 il restait une ample marge d'appréciation. Mais le consensus est moindre sur le degré

7. Obstfeld et Rogoff (2000), entre autres, avancent qu'un retournement de la balance courante des États-Unis, s'il n'est pas nécessairement imminent, est inévitable à moyen terme et s'accompagnera d'une nette dépréciation du dollar. Mais leur cadre d'analyse les conduit sans doute à surestimer l'ampleur de cette dépréciation (Visco, 2000). Il faut garder à l'esprit l'évolution démographique – et notamment le fait que, dans le processus de vieillissement, le Japon est en avance sur l'Europe et l'Europe sur les États-Unis – lorsqu'on évalue la viabilité des balances courantes (voir Turner *et al.*, 1998).

ENCADRÉ 2 - MODÉLISER LE TAUX DE CHANGE D'ÉQUILIBRE

Les modèles de taux de change fondés sur le principe de la parité des pouvoirs d'achat (PPA) font l'hypothèse que le taux de change réel est stationnaire, c'est-à-dire qu'il a tendance à revenir à une moyenne constante suite à une perturbation. Dans ce cadre, le taux de change nominal s'ajuste pour compenser les différentiels d'inflation, de sorte que le taux de change réel de long terme demeure inchangé. Empiriquement, le principe de la PPA, que ce soit en termes absolus ou relatifs, a toutefois été régulièrement invalidé, du moins sur la base de données de prix agrégées et pour les périodes postérieures à la Seconde Guerre Mondiale. Bien que ceci puisse être dû en partie à la faible puissance des tests statistiques*, il y a peut-être d'autres raisons d'ordre macroéconomique (changements dans la structure des interdépendances entre pays, imperfections des marchés de change). L'incapacité de cette catégorie de modèles à fournir une explication macroéconomique des fluctuations durables des taux de change réels a encouragé la recherche de modèles différents à taux de change réel variant au fil du temps.

Si la théorie de la PPA peut éventuellement s'appliquer aux biens échangeables internationalement (secteur "exposé"), le taux de change réel est également influencé par le prix relatif des biens et services non-échangeables (secteur "abrité"), qui représentent une grande part de la production totale. Selon une théorie souvent évoquée, un pays verra son taux de change réel s'apprécier si le différentiel de croissance entre secteur exposé et abrité y est supérieur à celui prévalant ailleurs (Balassa, 1964 ; Samuelson, 1964). Cette approche a été raffinée pour prendre en compte l'impact potentiel de la dépense publique, dont la ventilation entre secteurs exposé et abrité peut ne pas coïncider avec celle observée dans le privé (Rogoff, 1992). Mais même limitée aux biens échangeables, la pertinence du principe de la PPA est souvent contestée, du fait que les hypothèses sous-jacentes de concurrence parfaite et d'un degré élevé de substitution entre biens échangeables ne sont guère vérifiées. La concurrence imparfaite laisse en effet le champ à des comportements de marge même pour des biens relativement homogènes. Et une substituabilité limitée permet à des pays croissant rapidement d'améliorer leurs termes de l'échange en passant à la production de biens différenciés à plus forte valeur ajoutée.

Plus généralement, le relâchement de l'hypothèse de parfaite substituabilité implique que les pays ne sont plus de simples preneurs de prix sur les marchés mondiaux, de sorte que le taux de change réel peut directement contribuer à rétablir l'équilibre sur les marchés de biens. C'est ce qui sous-tend le modèle FEER (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate*) proposé par Williamson (1983), dans lequel le taux de change d'équilibre assure à la fois l'équilibre interne (épargne/investissement) et externe (compte courant). Une variante empirique est l'approche dite BEER (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate*), qui elle aussi considère que les déséquilibres macroéconomiques influencent le taux de change réel de long terme (voir par exemple MacDonald, 1997, ou Clark et MacDonald, 1998). Elle adopte cependant un point de vue plus agnostique quant à la valeur exacte du taux de change nécessaire pour assurer l'équilibre

interne et externe. En outre, l'approche BEER est plus large et permet l'inclusion d'autres variables pouvant affecter les termes de l'échange, telles que les prix du pétrole et/ou des matières premières**.

* Voir certaines analyses récentes sur données de panel, dont Bayoumi et MacDonald (1999), Anker (1999) et Higgins et Zakrajsek (2000).

** L'approche NATREX (*Natural Real Exchange Rate*), développée par Stein (1994), incorpore explicitement la dynamique de la position externe d'un pays et de son stock de capital dans un cadre FEER.

de mésalignement, et donc sur l'appréciation qu'on peut attendre ou qui est souhaitable, et sur son horizon (TABLEAU 2). En outre, les estimations du taux d'équilibre sont très incertaines⁸ et rarement directement comparables d'une étude à l'autre. Finalement, le taux d'équilibre varie très sensiblement dans le temps et peut même dépendre de la trajectoire du taux de change observé.

■ UNE APPROCHE ÉCLECTIQUE

S'appuyant sur les études théoriques et empiriques et en particulier sur l'approche dite d'équilibre de change comportemental (BEER), la stratégie empirique adoptée ici consiste à considérer d'abord un large éventail de "fondamentaux" comme variables explicatives du taux d'équilibre de long terme, puis à réduire cet ensemble progressivement en fonction des résultats statistiques. Cette approche est appliquée au taux de change réel effectif de l'euro et, compte tenu de son importance, au taux bilatéral \$/€.

L'ensemble des variables considérées en première analyse comme déterminants potentiels du taux de change réel d'équilibre à long terme inclut donc :

- Le niveau de revenu, mesuré par le PIB par habitant (*gdpvpop*), qui peut saisir les effets de rattrapage en termes de productivité globale et de niveau de vie.
- Le rapport entre indice des prix à la consommation et indice des prix à la production (*cpi*), mesure supplétive des écarts de productivité sectoriels.
- La position externe, mesurée directement par les actifs extérieurs nets (*nfa*) ou approximativement par le cumul des flux de balance courante (*cumca*).
- Le solde interne, mesuré par la capacité de financement des administrations publiques (*nlg*). Le niveau de consommation publique en pourcentage du PIB est également considéré pour capter les effets possibles de distorsion des taxes présentes et futures sur l'activité économique (*gov*).
- L'équilibre démographique, pris en compte par un ratio de dépendance (*dem*) en tant que déterminant de l'épargne.

8. Clostermann et Schnatz (2000) par exemple trouvent un taux de change bilatéral d'équilibre à moyen terme d'environ \$/€1,13, mais l'intervalle de confiance à 95 % autour de cette estimation va de 1,00 à 1,26.

Tableau 1 - Principales variables explicatives dans les études économétriques

Étude	Période de l'échantillon	Fréquence des données	Principaux déterminants	Commentaires
Alberola <i>et al.</i> (1999)	1980-98	Trimestrielle	cpvi, nfa	Analogue à Alberola <i>et al.</i> (1999) sauf de par l'utilisation de la productivité du travail au lieu de cpvi
Alberola <i>et al.</i> (2001)	1980-99	Trimestrielle	productivité du travail, nfa	
Björkstén et Kim (2000)	1990-99	Mensuelle	cpv, taux d'intérêt	L'euro synthétique est généré en utilisant les poids de l'IPC
Hansen et Roeger (2000)	1980-99	Trimestrielle	cpvi, nfa	Semblable à l'approche d'Alberola <i>et al.</i> (1999)
Van Aarle <i>et al.</i> (2000)	1980m1-1999m2	Mensuelle	M1, production industrielle, taux d'intérêt nominaux à 3 mois et 10 ans	
Clostermann et Schmatz (2000)	1975-98	Trimestrielle	irifreal, cpvi, oil, gov	
Chinn et Alquist (2000)	1991m1-2000m6	Mensuelle	M1, GDP, taux d'intérêt à 3 mois, cpv, cpvi	
Lorenzen et Thygesen (2000)	1960-99	Annuelle	nfa, dem, cpvi, dépense R-D en % du PIB	Modèle à long terme des auteurs
Goldman Sachs (2000)	1970Q1-...	Trimestrielle	productivité, irifreal, nfa	
Gern <i>et al.</i> (2000)	1973T2-2000T1	Trimestrielle	taux d'intérêt réels à court terme	
Teitelche (2000)	1980-99	Mensuelle	productivité, gov, irifreal, M1, production industrielle	
Duval (2001)	1970-99	Trimestrielle	déflateur biens échangeables/non échangeables, propension à consommer, productivité multifactorielle, irifreal	La zone euro est approximée en agréant l'Allemagne, la France et l'Italie

M1 = masse monétaire au sens étroit.

Source : OCDE.

Tableau 2 - Estimations du taux d'équilibre de l'euro

Étude ou base	Méthodologie	Monnaie(s) de référence	Période de référence	Taux d'équilibre (\$/€) ou sous (-)/ sur (+) évaluation (en %) pour la période de référence
CE (1999a)	PPA	Principaux partenaires commerciaux	Début sep. 1999	- 8 à 13 %
Alberola <i>et al.</i> (1999)	Modèle d'équilibre interne/externe	US\$	Fin 1998	\$/€ 1,26
Alberola <i>et al.</i> (2001)	Modèle d'équilibre interne/externe	Principaux partenaires commerciaux	Fin 1999	- 12,4 %
Hansen et Roeger (2000)	Modèle d'équilibre interne/externe	Principaux partenaires commerciaux	1999 T3	Environ - 15 %
Wren-Lewis et Driver (1998)	Modèle FEER	US\$	2000	\$/€ 1,19-1,45
Borowski et Couhardé (2000)	Modèle FEER	US\$	1999 premier semestre	\$/€ 1,23-1,31
Clostermann et Schnatz (2000)	Combinaison électricité	US\$	Hiver 1999/2000	Court terme: \$/€ 1,20 Moyen terme: \$/€ 1,13
Chinn et Alquist (2000)	Modèle monétaire	US\$	Juin 2000	Moyen terme: \$/€ 1,17-1,24
Lorenzen et Thygesen (2000)	Modèle d'équilibre interne/externe	US\$	1999	Long terme: \$/€ 1,28
		US\$	Fin 1999	Moyen terme: \$/€ 1,19
		US\$	Mi-2000	Court terme: \$/€ 1,09
		US\$	Été 2000	Environ - 3€ %
		US\$	Été 2000	- 10 to 20 %
FMI (2000b)	Approche épargne/investissement	Principaux partenaires commerciaux	Été 2000	
		US\$	Fin mai 2000	\$/€ 1,21
Goldman Sachs (2000)	Modèle DEER	US\$	2000 T1	Court terme: environ \$/€ 1,03
Gern <i>et al.</i> (2000)	Modèle fondé sur le différentiel de taux d'intérêt	US\$		
Schulmeister (2000)	PPA pour les biens échangeables	US\$	Mi-2000	\$/€ 0,87
Teiletche (2000)	Combinaison électricité	US\$	Juin 2000	\$/€ 1,09
Duval (2001)	Modèle NATREX avec écart de taux d'intérêt et effets Balassa/Samuelson	US\$	2000 T3	\$/€ 1,15
Estimations PPA de l'OCDE	PPA pour le PIB	US\$	2000	\$/€ 1,09

PPA: Parité des pouvoirs d'achat; FEER: Fundamental Equilibrium Exchange Rate; DEER: Dynamic Equilibrium Exchange Rate; NATREX: Natural Real Exchange Rate.

Source: OCDE.

– Les termes de l'échange, estimés par le rapport entre prix à l'exportation et prix à l'importation des biens et des services (*tot*), ou pris en compte, de manière plus étroite mais avec un risque de biais de simultanéité plus faible, par le prix réel du pétrole (*wpoil*)⁹.

Outre ces variables, et à la différence des études antérieures, des ratios prospectifs de dépendance des personnes âgées à horizons de 10, 20, 30 et 40 années (*dep10*, *dep20*, *dep30*, *dep40*) ont également été considérés comme déterminants potentiels. De plus, la variable prix du pétrole a été ajustée par une mesure de la dépendance de l'activité vis-à-vis du pétrole (importations nettes de pétrole par rapport au PIB, *noi*).

L'échantillon comprend des données semestrielles allant du premier semestre 1981 au deuxième semestre 2000 dans le cas du taux de change effectif et du premier semestre de 1976 au deuxième semestre de 2000 dans le cas du taux de change bilatéral. Toutes les variables sauf *nfa* et *wpoil* sont exprimées en écarts entre la zone euro et les principaux partenaires, et la plupart (y compris le taux de change) sont en logarithme¹⁰. Le taux de change d'équilibre réel est exprimé de façon telle qu'un accroissement correspond à une dépréciation de l'euro, et *wpoil* est défini comme le prix à l'importation du pétrole brut dans les pays de l'OCDE, *caf*, en euros par baril, corrigé par le déflateur de l'IPC pour l'ensemble de la zone euro¹¹. La période d'estimation s'étend jusqu'à fin 1999.

À tout moment, le taux de change peut dévier de son équilibre de long terme, en raison notamment des fluctuations dans les écarts de taux d'intérêt réels ou de croissance du PIB. Afin de capter ces déviations, la valeur du taux de change d'équilibre réel estimée dans un premier temps a été imbriquée par la suite dans une équation dynamique comportant des déterminants de court terme. Une expression de long terme a d'abord été estimée à l'aide de techniques de cointégration. Le taux de change réel étant défini comme q , l'équation à long terme est la suivante :

$$q_t = \text{constante} + \beta_i * X_{it}, \text{ où les } X_i \text{ sont les déterminants à long terme.}$$

Différents sous-ensembles de déterminants ont été testés tour à tour, et le cas échéant plusieurs mesures des déterminants ont été essayées, jusqu'à ce qu'on ait identifié un vecteur de

9. Plusieurs auteurs ont montré que les fluctuations des prix du pétrole expliquent en grande partie les fluctuations des termes de l'échange, d'où leur rôle important dans les équations de taux de change entre pays producteurs et importateurs de pétrole. Voir notamment Backus et Crucini (2000) pour le lien entre prix du pétrole et termes de l'échange, de même que Amano et van Norden (1995) et Closterman et Schnatz (2000) pour l'importance de la variable prix du pétrole dans les estimations de taux de change. Par ailleurs, une relation de causalité des prix du pétrole vers le taux de change a été mise en évidence dans Koen *et al.* (2001).

10. Un certain nombre des variables explicatives utilisables sont étroitement corrélées, même si dans certains cas la corrélation est manifestement spéieuse (voir les TABLEAUX 4 et 5 dans Koen *et al.*, 2001). Il n'est donc pas étonnant que le sous-ensemble de variables identifiées comme des déterminants clés varie considérablement d'une étude à l'autre (TABLEAU 2).

11. Le taux de change d'équilibre réel de l'euro est calculé par rapport à six des principaux pays partenaires (États-Unis, Royaume-Uni, Japon, Canada, Suisse et Australie), qui représentent ensemble la moitié du commerce extérieur de la zone euro. Les indices des prix à la consommation sont utilisés pour la mesure du taux de change réel. Le ratio de dépendance est défini comme le rapport de la population d'âge inactif à la population d'âge actif, et le ratio de dépendance des personnes âgées comme le rapport de la population âgée de 65 ans et plus à la population âgée de 20 à 64 ans. Les données sont principalement extraites du n° 68 des *Perspectives économiques de l'OCDE* sauf *nfa* qui provient du FMI (Milesi-Ferretti et Lane, 1999).

cointégration significatif et pertinent du point de vue économique. La méthodologie de Stock et Watson (1993) a été utilisée pour mettre en évidence des variables significatives, car elle autorise une interprétation normale du *t* de Student. La relation de long terme a ensuite été soumise à un contrôle direct de cointégration à l'aide du test de Johansen. Ce dernier ayant une puissance réduite, les résidus du vecteur de cointégration ont également fait l'objet d'un contrôle de stationnarité à l'aide des tests ADF et Phillips-Perron. On a construit ensuite une équation dynamique dans laquelle le vecteur de cointégration ou le vecteur d'équilibre à long terme assure un mécanisme de correction d'erreur, tandis que les fluctuations temporaires peuvent être expliquées par la variation des déterminants à long terme ainsi que par les écarts de taux d'intérêt et de croissance, lorsque ceux-ci sont significatifs¹²:

$$\Delta q_t = \alpha * (q_{t-1} - \text{constante} - \beta_j * X_{j,t-1}) + \delta_1 * \Delta q_{t-1} + \delta_{2j}(L) * \Delta X_{jt} + \mu(L) * \text{irlreal}_t + \gamma(L) * \text{gdp}_t$$

Taux de change effectif réel

L'équation finale, ainsi que les tests de diagnostic types, sont présentés au TABLEAU 3, où α est le coefficient de correction d'erreur et les β_j sont les coefficients à long terme des variables X_j associées, qui portent le signe attendu, à des niveaux de signification conventionnels. Une hausse du prix de pétrole aboutit à une dépréciation du taux de change effectif réel, car le choc négatif sur les termes de l'échange de la zone euro est de grande ampleur (les États-Unis et le Royaume-Uni étant, à l'inverse des pays de la zone euro, de gros producteurs de pétrole). Une hausse du taux de dépendance d'ici à dix ans dans la zone euro par rapport aux pays partenaires se traduit par une dépréciation du taux de change effectif, compte tenu de la nécessité de générer une épargne plus élevée dans les années à venir.

À la différence de certaines autres études, et de façon quelque peu décevante, ni la position financière nette de la zone euro ni la mesure des écarts de productivité globale ou sectorielle ne ressortent de manière significative¹³. De fait, le coefficient obtenu pour *nfa* ne porte même pas le signe attendu. Toutefois, si l'on regarde de plus près les résultats des études qui affirment constater un rôle significatif de la situation financière nette, il apparaît que cette relation n'est pas très robuste. Par ailleurs, l'une des études les plus minutieuses, celle de Clostermann et Schnatz (2000), omet cette variable faute de données fiables et note que les flux cumulés de balance courante ne ressortent pas de manière significative. Le problème vient peut-être simplement de ce que la situation financière nette est mal mesurée et selon des méthodes *ad hoc* assez différentes d'une étude à l'autre¹⁴. Une explication de caractère

12. Chaque variable explicative a été introduite avec deux décalages et les variables non significatives ont été éliminées de façon séquentielle.

13. Ces deux variables ont été testées dans différents vecteurs de cointégration, en tenant compte des problèmes de multicollinéarité potentielle, mais sans succès.

14. La série annuelle plus fiable de la BCE sur la position d'investissement international net ne commence qu'en 1997.

plus technique est que la relation s'inscrit dans le long terme, et n'est pas valide sur des périodes plus courtes. Une autre raison pourrait être que la variable explicative pertinente n'est pas la valeur contemporaine de *nfa* mais sa valeur attendue. Par ailleurs, si l'on admet que la position du compte courant est le reflet de la position budgétaire d'une économie qui nécessite un financement étranger, d'autres variables représentant l'action du gouvernement devraient être fortement corrélées avec la position nette extérieure. Ainsi, des variables comme les dépenses publiques, la démographie ou le ratio de dépendance, peuvent être utilisées à la place des actifs financiers nets, d'autant que ces variables sont généralement mieux mesurées. Enfin, l'impossibilité d'établir un rôle significatif pour la productivité sectorielle provient probablement des problèmes de mesure, comme le suggère la variation des résultats d'une étude à l'autre suivant la mesure utilisée (prix relatifs, productivité du travail ou productivité totale des facteurs).

Tableau 3 - Équation dynamique du taux de change effectif réel*

Variable	Valeur du paramètre	t de Student
α	-0,211	-3,2
Constante	-0,246	-2,9
β^{dep10}	0,059	3,9
$\beta^{\text{pétrole}}$	1,003	4,2
$\Delta(\text{cppl})$	-1,416	-2,4
$\Delta(\text{wpoil})$	0,030	1,1
$\Delta(\text{gdppop})$	-1,640	-3,1
$\Delta(\text{irlreal})$	-1,046	-2,9
$\Delta(\text{irlreal}) (-1)$	-1,160	-3,1
$R^2 = 0,58$		
SE = 0,03		
SSR = 0,02		
Tests de diagnostic (<i>p-values</i>)		
Normalité JB: 0,49		
Corrélation sérielle LM: 0,30		
Arch corrélation: 0,28		
Rupture Chow (1990 : 1): 0,25		

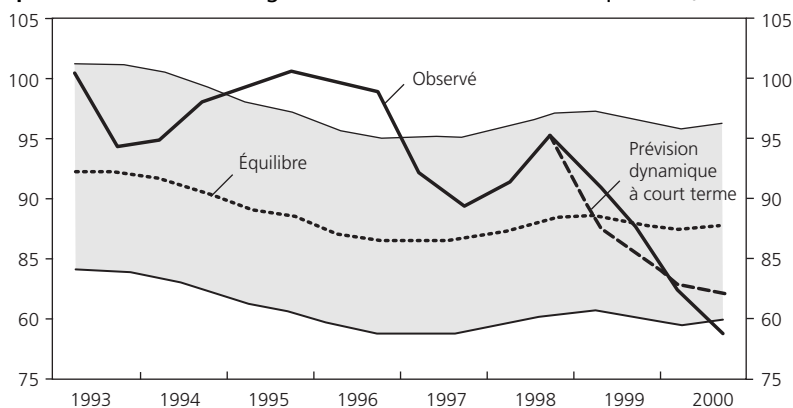
* Les coefficients de long terme sont présentés avec le signe qu'ils portent dans l'équation à long terme.

À court terme, un accroissement de l'écart de productivité sectoriel ou de l'écart de revenu par tête déclenche une appréciation du taux de change. L'écart de taux d'intérêt réel pourrait intervenir en termes de niveau (les tests de stationnarité ne sont pas concluants, ce qui rejoint les résultats des études antérieures), mais la variation de l'écart apparaît plus robuste, et une hausse relative des taux d'intérêt dans la zone euro entraîne effectivement, comme prévu, une appréciation de l'euro. Au total, les variables explicatives rendent compte de plus de la moitié de la variation du taux de change réel. Enfin, la persistance de la déviation est

comparable aux résultats typiques des études disponibles, puisque la demi-vie avoisine un an et demi ($\ln(0,5)/\ln(1-0,20)$, soit 3 semestres).

Pour apprécier l'évolution de l'euro, on peut calculer le taux de change d'équilibre réel à long terme sur la base des coefficients de long terme. Il n'en résulte pas une valeur d'équilibre constante et "intrinsèque" de l'euro mais plutôt une mesure variable dans le temps du taux d'équilibre de l'euro conditionnelle à la valeur des déterminants sous-jacents. Le désalignement est ensuite mesuré par la différence entre taux de change observé et taux de change d'équilibre (GRAPHIQUE 10)¹⁵. Compte tenu de l'équation ci-dessus, le modèle indique une sous-évaluation du taux de change effectif réel de l'euro de l'ordre de 9 % au second semestre 2000.

Graphique 10 - Taux de change effectif réel observé et d' "équilibre", 1995 = 100



Une question connexe est celle de l'ampleur de la sous-évaluation de l'euro par rapport à son taux à court terme prévu. Une prévision dynamique a été calculée pour 1999:1 et les semestres suivants, sur la base de l'équation dynamique. L'évolution du taux de change ainsi obtenue s'écarte légèrement du sentier d'équilibre à long terme, avec une sous-évaluation de seulement 5 % au second semestre 2000. Au vu de l'ampleur des écarts-types associés à ces estimations, on peut raisonnablement conclure que depuis son lancement les valeurs d'équilibre à court et à long terme de l'euro sont restées proches l'une de l'autre et que les facteurs de court terme ne les ont guère fait diverger.

15. Le GRAPHIQUE 10 représente le taux de change à long terme estimé ainsi qu'une bande ombrée correspondant à ± 2 écarts-types. La courbe du taux de change à court terme se compose de valeurs ajustées de l'équation dynamique jusqu'à 1998:2 et de la prévision dynamique pour la période 1999:1-2000:2, comme indiqué plus loin.

Le taux de change transatlantique

La même méthode a été appliquée au taux de change bilatéral \$/€ (TABLEAU 4). Une hausse du prix de pétrole aboutit à une dépréciation du taux de change d'équilibre un peu plus forte, car le choc négatif induit sur les termes de l'échange de la zone euro est de plus grande ampleur vis-à-vis des États-Unis seuls. Une hausse des dépenses publiques aux États-Unis par rapport à la zone euro se traduit par une appréciation de l'euro, reflétant la nécessité de générer une épargne plus élevée dans les années à venir. Une hausse du taux de dépendance d'ici à dix ans dans la zone euro par rapport aux pays partenaires donne des effets similaires, mais l'équation est plus fragile. Comme ces deux variables reflètent la même grandeur, à savoir l'évolution future des taux d'épargne, seules les dépenses publiques ont été retenues. Globalement, cette équation suggère que l'euro est sous-évalué par rapport au dollar de près de 15 % au second semestre de 2000. La persistance de la déviation est en ligne avec celle calculée pour le taux de change effectif réel, puisque la demi-vie est autour de un an ($\ln(0,5)/\ln(1-0,28)$).

Tableau 4 - Équation dynamique du taux de change bilatéral réel*

Variable	Valeur du paramètre	t de Student
α	- 0,284	- 4,1
Constante	- 0,703	- 3,6
β^{gov}	9,800	- 3,3
$\beta^{\text{pétrole}}$	1,532	2,3
$\Delta(\text{wpoil})$	0,103	2,6
irlreal	- 1,741	- 4,1
$\Delta(\text{gov})$	3,763	1,3
$R^2 = 0,53$		
SE = 0,05		
SSR = 0,10		
Tests de diagnostic (<i>p-values</i>)		
Normalité JB : 0,29		
Corrélation sérielle LM : 0,54		
Arch corrélation : 0,38		
Rupture Chow (1990 : 1) : 0,45		

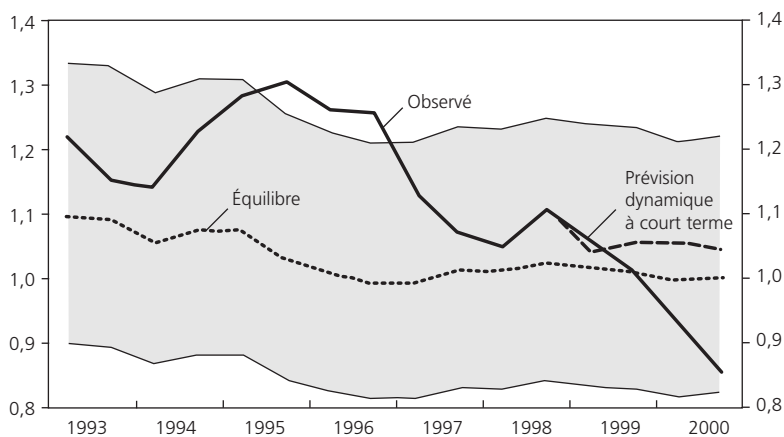
* Les coefficients de long terme sont présentés avec le signe qu'ils portent dans l'équation à long terme.

À court terme, une hausse des taux d'intérêt dans la zone euro entraîne une appréciation du taux de change. Une baisse de la consommation des gouvernements génère également une appréciation de l'euro. Plus généralement, l'équation dynamique pour le taux de change bilatéral retrace un peu moins bien son évolution que celle du taux de change effectif, expliquant à peine plus de la moitié de ses variations.

Comme pour le taux effectif, une prévision dynamique du change est réalisée à partir de 1999:1, à partir de l'équation dynamique. Ce taux simulé évolue nettement au-dessus du

taux de change d'équilibre de long terme, dénotant une surévaluation du dollar plus marquée (GRAPHIQUE 11).

Graphique 11 - Taux de change bilatéral, valeurs observées et valeurs d'“équilibre” estimées



■ ÉPILOGUE

Les résultats présentés dans cette étude doivent être interprétés avec prudence. Ils soulignent l'impossibilité de déterminer le niveau d'“équilibre” de l'euro avec précision. De fait, les intervalles de confiance indiqués au GRAPHIQUE 10 montrent qu'aux seuils de signification conventionnels l'indice du taux de change effectif réel d'“équilibre” au second semestre 2000 était compris entre 80 et 96 (base 100 en 1995), le taux de marché ne se situant que légèrement au-dessous de cette fourchette. En réalité, l'incertitude entourant les estimations est encore plus prononcée que ne l'indiquent les traditionnels intervalles de confiance. L'euro étant de création récente, toute analyse économétrique repose fatalement sur le regroupement dans un même échantillon de données historiques couvrant différents régimes dans l'espace et dans le temps : la critique de Lucas s'applique donc pleinement. À cela s'ajoutent de sérieux problèmes de données, car pour de nombreuses variables on ne dispose pas dans la zone euro de séries longues homogènes, uniques et fiables. De surcroît, compte tenu du degré élevé de multicolinéarité entre les variables explicatives potentielles plausibles, on peut identifier plusieurs vecteurs et taux de change d'équilibre reflétant plusieurs modèles théoriques de base. D'une manière générale, il importe de rappeler que les équations de taux de change sont rarement robustes et que quelques-uns des principaux déterminants théoriquement pertinents sont inobservables ou mesurés avec une marge d'erreur.

Nonobstant toutes ces réserves, les résultats obtenus ici tendent à confirmer l'idée que l'euro a connu peu après son lancement une période de sous-évaluation, et que donc son cours sur le marché des changes vers la fin 2000 était "insoutenable". L'appréciation de l'euro fin 2000 a pu conforter ce sentiment, mais son affaiblissement au premier semestre de 2001 a illustré qu'un taux de change peut s'écarter durablement de sa valeur d'"équilibre" estimée. Au printemps 2002, l'euro a entamé une nouvelle phase d'appréciation, et vers la mi-juillet, son cours bilatéral vis-à-vis du dollar avait rejoint le niveau nominal d'équilibre de long terme implicitement estimé ci-dessus.¹⁶ Il serait cependant hasardeux de vouloir en tirer les leçons prématurément.¹⁷

RÉFÉRENCES

- Alberola, E., Cervero, S., Lopez, H. and Ubide, A., 1999. Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, 'Ins', 'Outs', and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework, IMF Working Paper WP/99/175.
- Alberola, E., Cervero, S., Lopez, H. and Ubide, A., 2001. Quo Vadis Euro, *European Journal of Finance*, numéro spécial, à paraître.
- Amano, R. and van Norden, S., 1995. Exchange Rates and Oil Prices, Banque du Canada, Discussion Paper 95-8.
- Anker, P., 1999. Pitfalls in Panel Tests of Purchasing Power Parity, *Weltwirtschaftliches Archiv* 135 (3), 437-453.
- Backus, D. and Crucini, M., 2000. Oil Prices and the Terms of Trade, *Journal of International Economics* 50 (1), 185-213.
- Balassa, B., 1964. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy* 72 (6), 584-596.
- Bayoumi, T. and MacDonald, R., 1999. Deviations of Exchange Rates from Purchasing Power Parity: A Story Featuring Two Monetary Unions, *IMF Staff Papers* 46 (1), 89-102.
- Björkstén, N. and Kim, B.-Y., 2000. Determining an Equilibrium Euro/Dollar Exchange Rate: A Cointegration Approach, Banque de Finlande, Département Économie, Document de Travail 3/2000.
- Borowski, D. et Couharde, C., 2000. Euro, dollar, yen: pour une approche multilatérale des taux de change d'équilibre, *Revue Économique* 51 (3), 671-681.
- Breedon, F. and Fornasari, F., 2000. FX Impact of Cross-Border M&A, Lehman Brothers Global Economics Research Series, 20 avril.
- Chase Securities, 2000. Buckle Your Seat Belts: The Euro's Worst is Yet to Come, *Currency Focus*, 9 septembre.

16. En réalité, le niveau d'équilibre varie dans le temps, et l'extrapolation est quelque peu abusive. Dans la mesure toutefois où le taux d'équilibre est assez inerte, et où le différentiel d'inflation entre la zone et les États-Unis est faible, elle peut se justifier en première approximation.

17. Des versions antérieures de cette étude ont bénéficié des commentaires de nombreux collègues et des deux rapporteurs de la revue. Christine de la Maisonneuve a effectué une grande partie du travail statistique et économétrique. Le contenu de l'article n'engage que les auteurs et non l'OCDE et ses pays membres.

- Chinn, M. and Alquist, R., 2000. Tracking the Euro's Progress, *International Finance* 3 (3), 357-373.
- Clark, P. and Mac Donald, R., 1998. Exchange Rates and Economic Fundamentals: a Methodological Comparison of BEERs and FEERs, IMF Working Paper WP/98/67.
- Clostermann, J. and Schnatz, B., 2000. The Determinants of the Euro-Dollar Exchange Rate: Synthetic Fundamentals and a Non-Existing Currency, Deutsche Bundesbank, Discussion Paper 2/00.
- Corsetti, G. and Pesenti, P., 1999. Stability, Asymmetry and Discontinuity: The Launch of European Monetary Union, *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 295-358.
- Coppel, J., Durand, M. and Visco, I., 2000. EMU, the Euro and the European Policy Mix, OCDE, Document de Travail 232.
- Dalgaard, T., André, C. and Richardson, P., 2001. Standard Shocks in the OECD Interlink Model, OCDE, Document de Travail 306.
- De Grauwe, P., 2000. *Exchange Rates in Search of Fundamentals: The Case of the Euro-Dollar Rate*. CEPR Discussion Paper 2575.
- Duval, R., 2001. Estimation du taux de change réel d'équilibre de long terme euro/dollar par une approche dynamique synthétique. Ronéoté.
- Fatum, R., 2000. On the Effectiveness of Sterilized Foreign Exchange Intervention, ECB Working Paper 10.
- Fonds Monétaire International, 2000a. *International Capital Markets: Developments, Prospects, and Key Policy Issues*. World Economic and Financial Surveys.
- Fonds Monétaire International, 2000b. *Monetary and Exchange Rate Policies of the Euro Area*. Washington DC, 22 septembre.
- Garnier, O., 2001. L'euro victime (provisoire) de son propre choc, *Sociétal* 31, 10-16.
- Goldman Sachs, 2000. *The Global Currency Analyst*. Juin.
- Hansen, J. and Roeger, W., 2000. Estimation of Real Equilibrium Exchange Rates, Commission européenne, Economic Paper 144.
- Higgins, M. and Zakrajsek, E., 2000. Purchasing Power Parity: Three Stakes Through the Heart of the Unit Root Null, Federal Reserve, International Finance Discussion Paper 2000-22.
- Koen, V., Boone, L., de Serres, A. and Fuchs, N., 2001. Tracking the Euro, OCDE, Document de Travail 298.
- Lorenzen, H. and Thygesen, N., 2000. The Relation between the Euro and the Dollar, conférence sur les perspectives de politique économique au Danemark et en Europe, CEPRU, Copenhague, 9-10 novembre.
- Lyons, R. and Portes, R., 2000. A Good Investment for Excess Reserves, *Financial Times*, 22 septembre.
- Mac Donald, R., 1997. What Determines Real Exchange Rates? The Long and the Short of It, IMF Working Paper WP/97/21.
- Milesi-Ferreti, G. and Lane, P., 1999. The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries, CEPR Working Paper 2231.
- Mundell, R., 2000. Currency Areas, Volatility and Intervention, *Journal of Policy Modeling* 22 (3), 281-299.

- Obstfeld, M. and Rogoff, K., 2000. Perspectives on OECD Economic Integration: Implications for U.S. Current Account Adjustment, in: Federal Reserve Bank of Kansas City (Ed.). *Global Economic Integration: Opportunities and Challenges*, symposium monétaire annuel, 169-208.
- OCDE, 2000. *L'UEM An I*. Paris.
- OCDE, 2001. *Étude économique de la zone euro*. Paris.
- Ramaswamy, R. and Samiei, H., 2000. The Yen-Dollar Rate: Have Interventions Mattered?, IMF Working Paper WP/00/95.
- Rogoff, K., 1992. Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behaviour of the Real Exchange Rate, *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 10 (2), 1-29.
- Samuelson, P., 1964. Theoretical Notes on Trade Problems, *Review of Economics and Statistics* 46 (1), 145-154.
- Sarno, L. and Taylor, M., 2001. Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective, and, If So, How Does It Work?, *Journal of Economic Literature* 39 (3), 839-868.
- Schulmeister, S., 2000. *Die Kaufkraft des Euro innerhalb und außerhalb der Währungsunion*. WIFO-Studie.
- Sinn, H.-W., 2001. The Euro's Costly Limbo, *Financial Times*, 4 avril.
- Stein, J., 1994. The Natural Real Exchange Rate of the Dollar and Determinants of Capital Flows, in: Williamson, J. (Ed.). *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington DC.
- Stock, J. and Watson, M., 1993. A Simple Estimator of Cointegrated Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica* 61 (4), 783-820.
- Teiletche, J., 2000. La parité euro/dollar durant les décennies 80 et 90 : peut-on trouver une spécification raisonnable et à quel horizon ? Ronéoté, décembre.
- Turner, D., Giorno, C., de Serres, A., Vourc'h, A. and Richardson, P., 1998. The Macroeconomic Implications of Ageing in a Global Context, OCDE, Document de Travail 193.
- Van Aarle, B., Boss, M. and Hlouskova, J., 2000. Forecasting the Euro Exchange Rate Using Vector Error Correction Models, *Weltwirtschaftliches Archiv* 136 (2), 232-258.
- Visco, I., 2000. Commentary: Perspectives on OECD Economic Integration: Implications for US. Current Account Adjustment, in: Federal Reserve Bank of Kansas City (Ed.). *Global Economic Integration: Opportunities and Challenges*, Symposium monétaire annuel, 209-231.
- Welteke, E., 2000. A Currency Hobbled by the Herd Instinct, *Financial Times*, 31 mai.
- Williamson, J., 1983. *The Exchange Rate System*. Institute for International Economics, Washington DC.
- Wren-Lewis, S. and Driver, R., 1998. *Real Exchange Rates for the Year 2000*. Institute for International Economics, Washington DC.