

Les taux de change bilatéraux adoptés pour l'entrée dans l'Euro sont-ils des taux d'équilibre? Une tentative de réponse à l'aide de la parité des pouvoirs d'achat et de la parité des coûts

Serge Rey

▶ **To cite this version:**

Serge Rey. Les taux de change bilatéraux adoptés pour l'entrée dans l'Euro sont-ils des taux d'équilibre? Une tentative de réponse à l'aide de la parité des pouvoirs d'achat et de la parité des coûts. Actualite Economique, 2001, 77 (1), pp.75-112. hal-01885323

HAL Id: hal-01885323

https://univ-pau.hal.science/hal-01885323

Submitted on 2 Oct 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

érudit
www.erudit.org

Article

« Les taux de change bilatéraux adoptés pour l'entrée dans l'euro sont-ils des taux d'équilibre? : une tentative de réponse à l'aide de la parité des pouvoirs d'achat et de la parité des coûts »

Serge Rey

L'Actualité économique, vol. 77, n° 1, 2001, p. 75-112.

Pour citer la version numérique de cet article, utiliser l'adresse suivante :

http://id.erudit.org/iderudit/602345ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI http://www.erudit.org/documentation/eruditPolitiqueUtilisation.pdf

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. *Érudit* offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

Document téléchargé le 12 January 2011 10:52

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 77, n° 1, mars 2001

LES TAUX DE CHANGE BILATÉRAUX ADOPTÉS POUR L'ENTRÉE DANS L'EURO SONT-ILS DES TAUX D'ÉQUILIBRE?

UNE TENTATIVE DE RÉPONSE À L'AIDE DE LA PARITÉ DES POUVOIRS D'ACHAT ET DE LA PARITÉ DES COÛTS*

Serge REY
Centre d'Analyse Théorique et de Traitement des données économiques (C.A.T.T.)
Université de Pau et des Pays de l'Adour

RÉSUMÉ – Au mois de mai 1998, les autorités européennes ont décidé de fixer de manière irrévocable les parités bilatérales pour les monnaies des 11 pays qui ont adopté l'euro. En étudiant les taux de change bilatéraux des différents pays européens face au deutsche mark, on montre que dans la plupart des cas, ces parités sont très proches de taux de parité des pouvoirs d'achat (PPA) définis à l'aide de niveaux généraux de prix (prix à la consommation ou prix du Produit Intérieur Brut). À l'inverse, ces parités ne sont pas compatibles avec ce que donnerait l'utilisation d'une parité des coûts unitaires du travail. Ainsi, on observe que l'entrée dans l'euro s'est faite à des niveaux de taux de change qui valident des écarts de coûts pouvant atteindre 40 %. Or, une analyse en termes de causalité montre que ce sont les distorsions de coûts plus que celles de prix qui sont significatives pour expliquer des déséquilibres internes et/ou externes. Ces conclusions conduisent à douter de la pertinence d'une référence à une PPA des niveaux généraux de prix et invitent à tenir compte davantage des coûts unitaires du travail pour la fixation des parités d'équilibre.

ABSTRACT – *Are Bilateral Exchange Rates Adopted for Entry in the Euro Equilibrium Rates? A Tentative Response by Means of Purchasing Power Parity and Costs Parity.* In May 1998, European authorities decided to fix in an irrevocable way the bilateral parities for the currencies of the 11 countries that have adopted the euro. The study of European bilateral exchange rates against the Deutschmark shows that in most cases these parities

* Une première version de ce texte a été présentée aux XVièmes Journées Internationales d'Économie Monétaire et Bancaire de Toulouse, les 4 et 5 juin 1998. Je tiens à remercier les participants et plus particulièrement Michel Aglietta et Pascal Kauffmann pour leurs conseils. Mes remerciements vont aussi aux deux arbitres anonymes ainsi qu'à un coéditeur de la revue dont les suggestions et commentaires ont permis d'améliorer ce travail. Je reste seul responsable d'erreurs éventuelles.

are very close to the rates of Purchasing Power Parity (PPP) defined by general price levels (consumer price or Gross Domestic Product price). Yet, these parities are not consistent with labor unit cost parity. More important, the entry in the euro was made at exchange rates levels that reinforce costs differences between the European countries up to 40%. Furthermore, a causality analysis concludes that the cost divergences are more significant than price divergences in explaining the internal and external disequilibrium. These results lead to important doubts regarding the aptness of referring to a general price level PPP and invite to better take into account labor unit costs in fixing the equilibrium parities.

INTRODUCTION

C'est à l'occasion du Sommet de Bruxelles de mai 1998 que la liste officielle des 11 participants à l'euro a été arrêtée.

D'un point de vue pratique, la mise en place de l'euro posait au moins deux difficultés. Il fallait d'une part déterminer les pays qui pourraient adopter la monnaie unique; il convenait d'autre part de fixer les parités (de manière définitive) entre les monnaies qui allaient entrer dans l'euro.

Si les critères de convergence de Maastrich, et plus particulièrement celui du déficit, ont permis *in fine* de retenir les pays aptes à participer à la nouvelle union monétaire, la fixation des niveaux de parité entre les monnaies conduit à certaines interrogations. On peut en effet se demander si l'adoption des parités centrales du Système monétaire européen (SME) est bien conforme avec ce que l'on attend de la théorie monétaire en matière de taux de change d'équilibre? En d'autres termes, certaines monnaies n'entrent-elles pas dans l'euro sur ou sous-évaluées?

Historiquement, on s'est intéressé à la fixation de parités d'équilibre après la Première Guerre mondiale, lorsqu'on a compris que le retour à un système d'étalon métallique ne pourrait plus se faire dans les conditions d'avant-guerre.

Le problème se posait dans les termes suivants. Dans un système d'étalon métallique, la valeur relative de deux monnaies est donnée par les poids respectifs du métal contenus dans chacune des monnaies. Si une unité de devise 1 est équivalente à x grammes de métal, et une unité de devise 2 à y grammes, une unité de devise 1 vaudra $\left(\frac{y}{x}\right)$ unités de devise 2. $\left(\frac{y}{x}\right)$ représente alors le taux de change d'équilibre. Quelle est cette valeur lorsqu'on abandonne la référence à un système métalliste? Dans un système à monnaie inconvertible, une unité de devise 1 n'a plus d'équivalent métal, mais elle a un pouvoir d'achat dans son pays d'émission qui peut être représenté par l'inverse du niveau général des prix ($1 / P1$); de même une unité de devise 2 a un pouvoir d'achat de ($1 / P2$). La valeur relative de deux monnaies pourra ainsi se déduire du rapport des pouvoirs d'achat ou ce qui est équivalent ici, du rapport des niveaux de prix. C'est le concept de parité des pouvoirs d'achat (PPA) qui est réintroduit par Cassel pour déterminer les valeurs d'équilibre des parités d'après-guerre. Certes la PPA trouvait ses origines dans des travaux anciens allant de l'école de Salamanque au 16^{e} siècle à l'école classique, mais l'apport de Cassel est essentiel tant au niveau théorique qu'empirique.

Dès 1916, il écrivait [1] :« *Ainsi le taux de change entre deux pays sera déterminé par le quotient entre les niveaux généraux de prix des deux pays. Maintenant, en accord avec la théorie quantitative de la monnaie, le niveau général des prix varie, toutes choses étant égales par ailleurs, en proportion directe de la quantité de monnaie en circulation. Si ceci est vrai, le taux de change entre deux monnaies doit varier comme le quotient des quantités de moyens de paiements respectifs, en circulation.* »

Dans ses travaux ultérieurs, Cassel introduira le concept de PPA relative pour mesurer le taux de change d'équilibre sur la base d'*indices de prix*. Si on connaît une période d'avant-guerre pour laquelle le taux était à l'équilibre, le différentiel d'inflation entre deux pays entre cette période d'avant-guerre et une période quelconque d'après-guerre donne la variation du change nécessaire pour obtenir la nouvelle valeur d'équilibre.

À la même époque, d'autres auteurs comme Rueff (1922), Keynes (1924), vont adopter une démarche similaire pour déterminer la valeur d'équilibre du taux de change. On retrouve à nouveau une référence à ce taux lors de l'instauration du franc Poincaré en 1928. Si par la suite cette relation a donné lieu à de nombreuses controverses, en particulier sur ses fondements théoriques[2], elle reste sous une forme ou une autre une référence pour tout économiste qui s'intéresse à la valeur d'équilibre du taux de change[3]. Dans le cadre de ce travail, on ne discutera pas des fondements théoriques de la PPA mais on s'intéressera au côté opérationnel de la relation. Ainsi, on proposera dans un premier temps une mesure des taux PPA d'équilibre suivant les différentes définitions possibles de prix ou de coûts. Les divergences observées en la matière nous conduiront à nous intéresser aux évolutions des taux réels (deuxième section) ainsi qu'aux distorsions de compétitivité qui résultent des choix opérés au niveau européen (troisième section). On cherchera ensuite à vérifier dans quelle mesure les variations des taux réels agissent sur le niveau d'activité (quatrième section). On conclura enfin sur les risques de validation de situations de sur ou sous-évaluation de certaines monnaies, au moment du passage à l'euro.

1. La détermination des taux d'équilibre

Sans entrer dans le débat théorique, on se propose de retenir ici trois définitions. Une PPA générale est construite sur la base des prix à la consommation et des prix du PIB. Elle se rapproche de la conception classique de Cassel dans la mesure où cet indicateur de prix peut être considéré comme une approximation du niveau général des prix. Un autre taux de PPA sera calculé sur la base de prix

1. *Cf.* Cassel (1916).
2. *Cf.* par exemple Samuelson (1964), Balassa (1964) et Officer (1976).
3. Pour s'en convaincre, il suffit de parcourir les revues internationales d'économie depuis le début des années soixante-dix. Plusieurs dizaines, voire plusieurs centaines d'articles ont été publiés sur ce sujet.

des biens échangés internationalement. On retiendra pour cela les prix de gros. Enfin, on définira un taux de parité des coûts unitaires du travail du secteur manufacturier, ce dernier secteur pouvant être considéré comme le secteur exposé (biens échangés) à la concurrence internationale.

Les taux de PPA étant définis, il reste deux points essentiels à préciser :

1- Vis-à-vis de quels pays doit-on calculer ces taux PPA? L'analyse théorique voudrait que l'on retienne des taux de change effectifs ou multilatéraux (*cf.* par exemple Lafrance *et alii,* 1998 pour le Canada et Alexius et Lindberg, 1996 pour la Suède). Cependant, le passage à l'euro s'est effectué dans des conditions particulières puisque toutes les monnaies appartenant à l'ECU (*European Currency Unit*) n'ont pas participé à l'UEM dès janvier 1999. Aussi, les autorités européennes ont considéré qu'il était plus judicieux de fixer dans une première étape les seules parités bilatérales[4], les parités euro pouvant ensuite s'en déduire dès lors que l'on décide des pondérations pour chaque monnaie. C'est donc cette option que l'on souhaite discuter ici en considérant les taux de change bilatéraux de chaque monnaie des 15 pays européens (y compris donc ceux qui ne sont pas entrés dans l'Union dès janvier 1999 mais qui sont susceptibles d'intégrer le mécanisme un peu plus tard) vis-à-vis du mark allemand, les taux bilatéraux entre toutes les monnaies pourront s'en déduire aisément.

On gardera néanmoins à l'esprit que des taux bilatéraux peuvent ne pas donner des taux de change d'équilibre aussi pertinents que des taux multilatéraux, car si l'on cherche à mettre en évidence des situations de sur ou sous-évaluation, c'est la position compétitive d'un pays face à l'ensemble de ces concurrents qui importe pour expliquer les déséquilibres internes et/ou externes[5].

2- Le second point est plus délicat, car il concerne le choix entre PPA absolue et PPA relative. Idéalement, ce choix doit se porter sur la forme absolue, c'est-à-dire sur un taux de change d'équilibre défini à l'aide des *niveaux* de prix. Néanmoins, on ne dispose pas toujours de données complètes sur ces prix en niveaux. Aussi, on sera amené dans ce travail à introduire la forme relative de la PPA qui repose sur les *indices* de prix .

Si on appelle P_t^i et P_t^{all} les niveaux de prix dans le pays i et en Allemagne (*All*), le taux de change de PPA (nombre d'unités de monnaie du pays i pour un deutsche mark [DM]) est de la forme :

$$PPA_{t,i/all} = \frac{P_t^i}{P_t^{all}}. \qquad (1)$$

4. *Cf.* par exemple les discussions de De Grauwe (1997a, b), De Grauwe et Spaventa (1997), Begg *et alii* (1997) sur ce sujet.

5. Notons toutefois que pour des pays comme la France qui ont pour principal partenaire commercial l'Allemagne, le comportement du taux de change franc-mark sera peu différent de celui du taux effectif du franc français.

Lorsqu'on utilise des indices de prix (ou de coûts), le calcul du taux PPA impose de choisir une période de base pour laquelle le taux de change nominal est supposé être à son niveau d'équilibre (donné ici par l'équation 1). Si on appelle $IP^{i}_{t/0}$ et $IP^{all}_{t/0}$ les indices de prix au temps t, base 0, pour le pays i et pour l'Allemagne (*ALL*), le taux *PPA* entre un pays i et l'Allemagne sera donné par la relation

$$PPA_{t,i/all} = E_{0,i/all} \frac{IP^{i}_{t/0}}{IP^{all}_{t/0}} \tag{2}$$

où $E_{0,i/all}$ représente le nombre d'unités de monnaie du pays i pour un deutsche mark, à la période de base 0.

L'équation (2) n'est rien d'autre que la PPA relative au sens de Cassel[6].

Comme l'indice de prix est égal au rapport des niveaux de prix, à la période t (P_t) et à la période de base (P_0), il vient

$$PPA_{t,i/all} = E_{0,i/all} \quad \frac{P^{i}_{t} / P^{i}_{0}}{P^{all}_{t} / P^{all}_{0}} \tag{3}$$

ou encore

$$PPA_{t,i/all} = \frac{E_{0,i/all}\, P^{all}_{0}}{P^{i}_{0}} \; \frac{P^{i}_{t}}{P^{all}_{t}} \tag{4}$$

où $\frac{E_{0,i/all}\, P^{all}_{0}}{P^{i}_{0}}$ représente le taux de change réel de la monnaie du pays i vis-à-vis de l'Allemagne à la période de base. Si cette période de base est bien choisie, c'est-à-dire si le taux de change est à son niveau d'équilibre, ce taux réel doit être égal à l'unité et le taux PPA calculé à l'aide d'indices de prix est équivalent à un taux PPA défini sur la base des niveaux de prix (*cf.* équation 1). C'est à cette condition que l'on peut déterminer le niveau du taux de change d'équilibre ou de référence et proposer des interprétations en termes de sur ou sous-évaluation des monnaies.

Dans le cadre de ce travail, le choix a été fait d'estimer ces taux en s'appuyant sur les deux formes de la PPA. Pour la forme absolue, on retiendra les niveaux de prix à la consommation et du PIB, tels qu'ils sont donnés par exemple par l'OCDE[7] (Organisme de coopération et de développement économiques). Pour la

---

6. *Cf.* Cassel (1923) par exemple. On parle de PPA relative au sens de Cassel car Officer distingue dans la littérature au moins six conceptions différentes de la parité relative.

7. Depuis les années soixante-dix, et suite aux travaux de Kravis *et alii* (1982), de nombreux organismes internationaux publient des statistiques sur les niveaux de prix. Cela ne concerne cependant que certains indicateurs de prix. Pour les prix de gros et les coûts unitaires du secteur manufacturier, on en est réduit à passer par les indices.

forme relative, on utilisera successivement les indices de prix à la consommation, de prix de gros, ainsi que des indices de coûts unitaires du travail (données trimestrielles pour l'ensemble).

Dans le cas de la forme relative, il importe de choisir une période de base, supposée être une période d'équilibre, c'est-à-dire une période où le taux de change réel est à son niveau d'équilibre. On entend alors par taux d'équilibre, un taux de change réel qui satisfasse à la fois les conditions *d'un équilibre interne et d'un équilibre externe.* Si dans l'esprit des auteurs classiques et néoclassiques, l'équilibre interne était synonyme de plein emploi, on peut aujourd'hui l'assimiler à une situation où le taux de chômage est à son niveau d'équilibre (taux naturel par exemple) et l'inflation proche de zéro. L'équilibre externe peut être représenté par un équilibre de la balance courante. Cette définition générale signifie que lorsqu'une période de base a été choisie, elle vaut quelles que soient les définitions des parités de prix ou de coûts.

On va ainsi tenter de déterminer des périodes de base spécifiques pour chacune des monnaies. L'une des difficultés de cet exercice vient du fait que tous les pays n'ont pas les mêmes situations économiques au même moment et que de plus toutes les monnaies n'ont pas subi les mêmes contraintes depuis l'abandon du système de Bretton Woods. Ainsi de 1972 à 1978, si plusieurs monnaies européennes ont participé au serpent monétaire, toutes n'ont pas respecté les règles du mécanisme de la même manière (nombreuses sorties puis réintégrations à l'intérieur du système). De même, toutes les monnaies de l'Europe des Quinze n'ont pas adhéré au SME au même moment, et quand elles l'ont fait, on a pu observer des comportements très divergents pour certaines d'entre elles[8].

Aussi, les politiques de change menées par les différents pays européens, ainsi que l'observation de leurs situations macroéconomiques constituent des informations essentielles pour la détermination d'une période de base, supposée être une période d'équilibre.

Compte tenu de l'histoire récente des monnaies européennes, on distinguera trois situations :

1- En premier, on s'intéresse aux monnaies qui ont participé au SME dès 1979, soit le mark allemand, le franc français, le franc belge (et luxembourgeois), le florin, la lire italienne, la livre irlandaise et la couronne danoise. Parmi ces monnaies, les quatre premières constituent le noyau dur du système, comme c'était déjà le cas dans le cadre du serpent. Ainsi, pour ce qui concerne les taux de change du franc français, du franc belge et du florin contre deutsche mark, on a choisi de retenir comme base la période 1973.I-1978.IV. On peut en effet penser que durant cette phase, on a eu affaire à un flottement géré plutôt qu'à un véritable système de changes fixes, qui a permis aux différents

8. *Cf.* par exemple Padoa-Schioppa (1994) pour un rappel sur la chronologie du serpent et du SME.

taux de change de se stabiliser progressivement autour de leurs valeurs d'équilibre. Il est intéressant de noter que pour ces pays la période de base 1979-I donne des taux PPA peu différents de ceux obtenus ici, ce qui signifie que les parités d'entrée dans le SME étaient très proches des parités moyennes sur la période serpent[9]. La plupart des observateurs s'accordent d'ailleurs pour dire que dans le cas de ces monnaies, les taux de change retenus début 1979 étaient cohérents compte tenu de ce que l'on attendait en matière de parités d'équilibre. Ces remarques ne valent pas pour les trois autres monnaies, que beaucoup considéraient comme surévaluées dès l'entrée dans le système. Ainsi, la couronne danoise sera dévaluée à deux reprises (septembre et novembre) durant l'année 1979. Aussi, on retiendra le premier trimestre 1980 comme base pour cette monnaie. De même, durant la période 1979-1987, la livre irlandaise et la lire italienne seront dévaluées à maintes reprises. Pour ces deux monnaies, on a donc retenu comme base le début 1987 qui coïncide avec ce que Giavazzi et Spaventa (1990) ont appelé le nouveau SME, qui se caractérise en particulier par une forte stabilité des taux de change jusqu'à la crise de septembre 1992.

2- Un deuxième groupe de pays peut être distingué. Ce sont ceux dont les monnaies ont intégré le mécanisme de change européen (MCE) entre 1989 et 1994 : la peseta en juin 1989, la livre sterling en octobre 1990 (elle suspendra sa participation en septembre 1992), l'escudo en avril 1992, le schilling autrichien en janvier 1995 et le markka finlandais en octobre 1996. Pour ces monnaies, on a considéré la date d'entrée comme base, en partant du principe que les parités adoptées étaient, sinon à leurs niveaux d'équilibre, au moins à un niveau très proche.

3- Il reste enfin les cas de la drachme grecque et de la couronne suédoise. Si cette dernière n'a jamais adhéré au MCE, la drachme a rejoint le système récemment, en mars 1998. Il était donc délicat de prendre cette base. Pour ces monnaies, on s'est intéressé plus particulièrement aux situations économiques et aux différentes politiques de change.

Dans le cas de la Grèce, on constate depuis le milieu des années soixante-dix une dégradation, à la fois de son équilibre externe (tendance à l'accroissement du déficit des comptes courants) et interne (endettement élevé, augmentation du chômage, ...) (Katseli, 1990). Il est difficile dans ces conditions de choisir une période de base représentative d'une situation d'équilibre. On a donc décidé de remonter au début des années soixante-dix, période durant laquelle les conditions d'équilibre pouvaient être acceptées. En effet on avait d'un côté une balance courante équilibrée (elle commence à se dégrader à partir de 1972) et de l'autre une situation interne relativement satisfaisante. On retiendra donc l'année 1970 comme période de base pour la drachme.

---

9. Chaque fois que cela sera possible, on préférera retenir une période assez longue comme base, dans la mesure où cela limite les risques d'erreurs liés au choix d'une date donnée. C'était d'ailleurs la démarche de Cassel.

Pour la Suède, on s'est également intéressé aux performances économiques. En novembre 1992, la Suède abandonne son régime de changes fixes, dans une situation d'importants déficits des comptes courants. La couronne suédoise va alors subir une forte dépréciation réelle avant de se stabiliser au début de l'année 1994. Cette période est aussi caractérisée par une stabilisation de la dette externe (Alexius et Lindberg, 1996). Compte tenu de cette situation, on choisira donc le début de l'année 1994 comme période de base pour cette monnaie.

Notons pour finir que ce tour d'horizon rapide des différentes situations économiques et les problèmes auxquels on s'est parfois heurté pour déterminer les « bonnes » périodes de base révèlent toute la difficulté qu'il y a à vouloir identifier un état d'équilibre macroéconomique. Pour cela, on doit considérer ces périodes de base comme des approximations de situations d'équilibre. De ce point de vue, certains choix peuvent paraître relativement arbitraires, même s'ils reposent sur l'analyse des fondamentaux des taux de change.

Le tableau 1 donne les taux PPA, à l'aide de la forme absolue pour les prix à la consommation et du PIB, à l'aide de la forme relative pour les différents indices de prix et de coûts. De plus, dans les deux colonnes qui suivent on donne le taux de change moyen sur les six derniers mois et les cours pivots du SME qui ont été adoptés par les autorités européennes. On sait en effet que parmi les scénarios possibles, il avait été envisagé de retenir la moyenne des taux des derniers mois. Enfin dans la dernière colonne, on rappelle les périodes de base servant aux calculs des taux PPA en indice, pour chaque taux de change vis-à-vis du deutsche mark.

Le calcul des taux de parités de prix et de coûts, et leurs comparaisons avec les cours bilatéraux qui ont été retenus par l'Union européenne, montrent que pour les principaux pays européens, la stratégie de fixation des parités est cohérente avec la PPA générale. Ceci est vrai pour le franc français, le franc belge, le florin, le shilling autrichien et le markka finlandais. Ce résultat se vérifie pour les deux taux PPA en niveau et pour la parité relative des prix à la consommation. Cela conforte l'idée que les réajustements dans le cadre du SME ont surtout eu pour but d'éliminer les différentiels d'inflation, et que tout au long des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, les autorités monétaires ont implicitement, si ce n'est explicitement, pris en compte la PPA générale comme référence pour leur gestion des taux de change.

À l'inverse, cette conclusion est moins robuste pour les pays du Sud, Italie, Espagne, Portugal, et pour l'Irlande. Tous ont des taux PPA supérieurs aux taux bilatéraux, lorsqu'on se réfère à une parité des niveaux généraux de prix, que ce soit pour les PPA en niveau ou la PPA avec indices de prix à la consommation. Pour ce groupe de pays, la parité des prix des biens échangés donne les taux PPA les plus proches de ceux qui ont été adoptés.

TABLEAU 1

PARITÉS D'ÉQUILIBRE PAR RAPPORT AU MARK ALLEMAND (100DM = ..)

	PPA en niveau		**PPA en indice 1er trimestre 1998**			**Taux de change**		
Monnaies	Prix à la consommation Avril 1998	Prix du PIB 1997	Prix à la consommation	Prix de gros	Coûts unitaires	Moyenne sur 6 mois[a]	Cours pivots bilatéraux	Période de base
Franc français	338,7675 (+1,01 %)	332,32 (-0,91 %)	335,8297 (+0,13 %)	287,9916 (-14,13 %)	306,7059 (-8,55 %)	334,8728	335,3860	73 : 1-78 : 4
Florin	106,1611 (-5,77 %)	106,56 (-5,42 %)	108,7638 (-3,47 %)	111,5302 (-1,01 %)	74,5596 (-33,83 %)	112,6921	112,6730	73 : 1-78 : 4
Franc belge	1 981,1901 (-3,94 %)	1 873,73 (-9,15 %)	1 919,5998 (-6,93 %)	1 530,4919 (-25,79 %)	1 354,7630 (-34,32 %)	2 062,6067	2 062,5500	73 : 1-78 : 4
Lire italienne	80 996,7016 (-18,18 %)	81 868,68 (-17,30 %)	89 918,1644 (-9,17 %)	102 000,6846 (+3,03 %)	93 295,3951 (-5,76 %)	98 426,8719	99 000,4000	87 : 1
Peseta	6 456,4431 (-24,10 %)	6 262,63 (-26,38 %)	7 345,2122 (-13,66 %)	7 124,0218 (-16,26 %)	8 451,4711 (-0,65 %)	8 475,1225	8 507,1800	89 : 2
Escudo	6 867,3134 (-33,01 %)	6 313,13 (-38,41 %)	9 171,4816 (-10,53 %)	N.C.	N.C.	10 233,9342	10 250,5000	92 : 2
Shilling autrichien	710,4677 (+0,99 %)	686,86 (-2,37 %)	702,9502 (-0,08 %)	693,4798 (-1,43 %)	714,5868 (+1,57 %)	703,6852	703,5500	95 : 1
Markka finlandais	324,4399 (+6,7 %)	301,51 (-0,81 %)	299,7621 (-1,39 %)	299,1588 (-1,59 %)	290,3230 (-4,49 %)	303,0964	304,0000	96 : 4

TABLEAU 1 (suite)

	PPA en niveau		PPA en indice 1er trimestre 1998			Taux de change		
Monnaies	Prix à la consommation Avril 1998	Prix du PIB 1997	Prix à la consommation	Prix de gros	Coûts unitaires	Moyenne sur 6 mois[a]	Cours pivots bilatéraux	Période de base
Livre irlandaise	32,9707 (-18,12 %)	33,48 (-16,85 %)	36,9953 (-8,13 %)	39,5493 (-1,78 %)	23,3476 (-42,02 %)	39,5062	40,2676[b]	87 : 1
Drachme	**12 853,9057 (-28,80 %)**	**1 1363,63 (-37,06 %)**	**15 135,96 (-16,16 %)**	**15 179,2235 (-15,92 %)**	**17 969,9706 (-0,46 %)**	**16 348,8939**	**18 054,2**	**70 : 1-71 : 4**
Couronne suédoise	**461,4086**	**495,45**	**458,9072**	**492,1339**	**518,1331**	**437,3333**		**94 : 1**
Couronne danoise	**491,1439 (+28,75 %)**	**430,81 (+12,94 %)**	**410,0886 (+7,51 %)**	**411,3311 (+7,83 %)**	**N.C.**	**381,0542**	**381,443**	**80 : 1**
Livre sterling	**36,3528**	**33,23**	**34,9727**	**39,6478**	**43,9856**	**33,3485**		**90 : 4**

SOURCE : Données OCDE.

NOTES : (a) Novembre 1997-Avril 1998.

(b) La livre irlandaise a été réévaluée de 3 % par rapport à toutes les monnaies du SME le 16 mars 1998.

Les valeurs entre parenthèses donnent l'écart en % par rapport au cours pivot bilatéral (Taux PPA- Cours bil.)/Cours bil. Ces % sont donc calculés pour toutes les monnaies qui participaient au mécanisme de change européen en 1998. En caractères gras, figurent les monnaies qui ne sont pas entrées dans l'euro au 1er janvier 1999.

La deuxième remarque qui vaut pour presque tous les pays, c'est qu'en ajustant le change en fonction des différentiels d'inflation, on a validé des écarts dans les coûts unitaires du travail qui parfois sont très importants. Ceci apparaît clairement quand on compare les taux PPA et les taux bilatéraux du SME. On peut préciser ce point en classant les pays par degré de sur ou sous-évaluation face au DM.

Pour cela, on rapporte chaque taux de parité au taux bilatéral retenu pour le passage à l'euro. Si on appelle *IS* cet indicateur de sur ou sous-évaluation, on aura

$$IS = \frac{PPA}{\bar{e}_{i/all}} = \frac{\bar{e}_{all/i} \cdot P^i}{P^{all}}$$

avec $\bar{e}$ pour le taux bilatéral fixé entre les monnaies qui sont passées à la monnaie unique[10]. Une valeur de *IS* supérieure à 100 signifie que la monnaie *i* est surévaluée face au DM, si l'on admet bien sûr que le taux PPA est un taux d'équilibre. Compte tenu des réserves que nous avons formulées à ce sujet, les valeurs de *IS* doivent être considérées comme donnant une indication sur la situation des monnaies au début de l'année 1998, plutôt qu'un degré exact de sur ou sous-évaluation. Le tableau 2 donne cet indicateur pour les cinq taux précédemment calculés.

Au-delà des problèmes de choix d'indicateurs de prix ou de périodes de base mentionnés plus haut, on peut noter les points suivants :

1- Les monnaies des pays du Sud apparaissent nettement sous-évaluées en termes de prix face à l'Allemagne, mais aussi face aux pays très proches de l'Allemagne comme la France, l'Autriche, la Belgique, la Finlande ou les Pays-Bas. Mais, cet avantage ne se retrouve pas lorsqu'on observe leurs coûts de production. À l'inverse, les monnaies qui ne sont pas entrées dans l'euro (couronnes suédoise et danoise, livre sterling) sont clairement surévaluées face au deutsche mark et face aux principales monnaies européennes, et ce quelque soit la référence.

2- Dans tous les cas, on a des écarts par rapport à la parité des coûts qui sont très élevés, puisqu'ils peuvent donner des sur ou sous-évaluations de plus de 40 %. En particulier, des monnaies qui étaient fortement sous-évaluées en termes de prix sont maintenant proches de l'équilibre en termes de coûts.

10. Pour les monnaies qui n'entrent pas dans l'euro, on a retenu le taux de change nominal du marché.

TABLEAU 2

CLASSEMENT DES PAYS SELON LEUR DEGRÉ DU SUR OU SOUS-ÉVALUATION CONTRE DM – 1ER TRIMESTRE 1998 (MULTIPLIÉ PAR 100)

PPA en niveau				PPA en indice					
Prix à la consommation		Prix du PIB		Prix à la consommation		Prix de gros [a]		Coûts unitaires [b]	
Danemark	**121**	**Suède**	**116**	**Danemark**	**107,5**	**Royaume-Uni**	**118,9**	**Royaume-Uni**	**131,9**
Suède	**115**	**Danemark**	**113**	**Suède**	**106,5**	**Suède**	**114,2**	**Suède**	**120,5**
Royaume-Uni	**112,8**	**Royaume-Uni**	**103,1**	**Royaume-Uni**	**104,9**	**Danemark**	**107,9**	**Autriche**	**101,6**
Finlande	**106,7**	Finlande	99,2	**France**	**100,1**	**Italie**	**103**	Grèce	99,5
France	**101**	France	99,1	Autriche	99,9	Pays-Bas	99	Espagne	99,3
Autriche	**100,9**	Autriche	97,6	Finlande	98,6	Autriche	98,6	Finlande	95,5
Belgique	96,1	Pays-Bas	94,6	Pays-Bas	96,5	Finlande	98,4	Italie	94,2
Pays-Bas	94,2	Belgique	90,8	Belgique	93,1	Irlande	98,2	France	91,4
Irlande	81,9	Irlande	83,1	Irlande	91,9	France	85,9	Pays-Bas	66,2
Italie	81,8	Italie	82,7	Italie	90,8	Grèce	84,1	Belgique	65,7
Espagne	75,9	Espagne	73,6	Portugal	89,5	Espagne	83,7	Irlande	58
Grèce	74,2	Grèce	65,6	Espagne	86,3	Belgique	74,2		
Portugal	66,9	Portugal	61,6	Grèce	83,8				

NOTES : Les monnaies surévaluées apparaissent en caractère gras. (a) Manque le Portugal. (b) Manquent le Portugal et le Danemark.
Une valeur de 121 indique que la couronne danoise est surévaluée de 21 % par rapport au mark, sur la base d'une PPA en niveau des prix à la consommation.

Plus généralement, ce constat doit nous conduire à réfléchir sur l'état de la compétitivité des pays au moment du passage à l'euro et plus particulièrement sur la capacité des pays à faire face à leurs concurrents à l'intérieur du marché unique. Néanmoins, ces observations ne sont que le reflet d'un état des monnaies au moment de la fixation des parités bilatérales définitives. Elles ne peuvent pas totalement rendre compte de la capacité des pays à maintenir un avantage compétitif ou au contraire à éliminer un désavantage. Pour ces raisons, on va s'intéresser aux évolutions des taux de change réels, qui elles seules permettront d'envisager les ajustements futurs des économies européennes qui ont perdu l'instrument taux de change.

2. L'ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE RÉELS

De la fixation des taux bilatéraux, va résulter un certain niveau des taux de change réels qui peut être interprété comme le reflet des *positions compétitives* des différents pays vis-à-vis de l'Allemagne, mais aussi via l'Allemagne entre tous les pays européens. Si on considère le taux réel d'un pays i vis-à-vis de l'Allemagne, il vient

$$ER_{t,i/all} = \frac{E_{t,i/all}}{PPA_{t,i/all}}. \tag{5}$$

Cependant, afin d'avoir une lecture directe en termes de sur ou sous-évaluation de la monnaie i face au mark, on retiendra une formulation inverse du type

$$ER_{t,all/i} = \frac{E_{t,all/i}}{PPA_{t,all/i}} = \frac{E_{t,all/i} \cdot P_t^i}{P_t^{all}} \tag{6}$$

où $E_{all/i}$ représente le nombre de deutsche marks pour une unité de monnaie i. Une valeur supérieure à l'unité sera synonyme de surévaluation de la monnaie i face au mark. De même, une augmentation de ce taux correspondra à une appréciation réelle de la monnaie i.

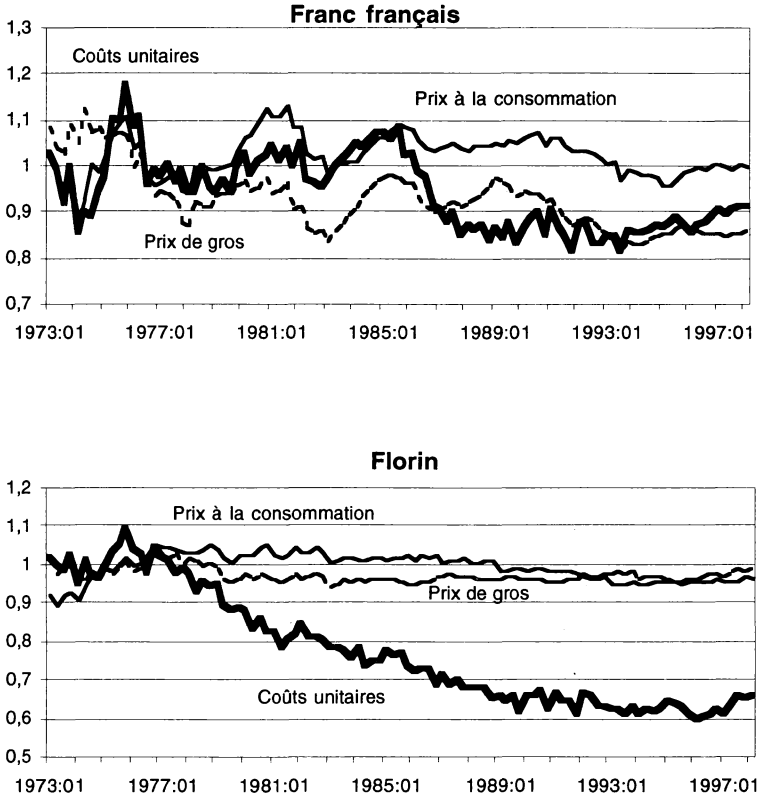
Le graphique 1 donne les évolutions des taux réels pour chacun des pays vis-à-vis de l'Allemagne, et pour les trois définitions du taux PPA. Ils permettent de préciser les conclusions précédentes.

1- Pour les principales monnaies qui sont entrées dans l'euro, à savoir le franc français, le florin et le franc belge, on remarque une très bonne stabilité de leurs taux de change réels en termes de prix à la consommation, et ce depuis la fin des années soixante-dix. Que pour ces monnaies, les parités adoptées soient conformes à la PPA des prix a la consommation est donc sans surprise; cela ne fait que valider une situation de longue période, inaugurée avec la mise en place du serpent monétaire. C'est aussi la confirmation que les réajustements de parité à l'intérieur du SME ont été réalisés de manière à éliminer les différentiels d'inflation (Icard, 1994).

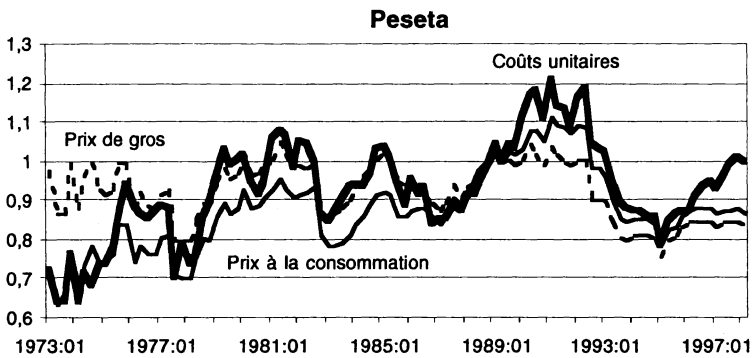
2- L'évolution des taux de change réels en termes de coûts est quant à elle très différente puisqu'on observe pour la plupart des monnaies une tendance à la dépréciation réelle. Pour certains pays, ce mouvement s'enclenche dès les années soixante-dix (Belgique, Pays-Bas, Autriche, Finlande, Irlande et Danemark), alors que pour d'autres (France, Italie, Royaume-Uni), c'est à partir du milieu des années quatre-vingt que ce phénomène est observable. Il en résulte des situations de sur ou sous-évaluation par rapport à la parité des coûts assez différentes. Ainsi, pour la France, les Pays-Bas, la Belgique, l'Irlande, voire l'Italie, la dépréciation réelle des monnaies conduit à une sous-évaluation face au mark allemand. Au contraire, cette dépréciation a pour effet d'éliminer la surévaluation du markka finlandais, du schilling autrichien et de la couronne suédoise.

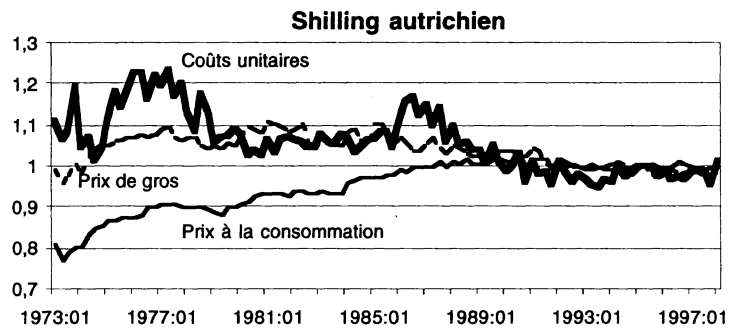
GRAPHIQUE 1

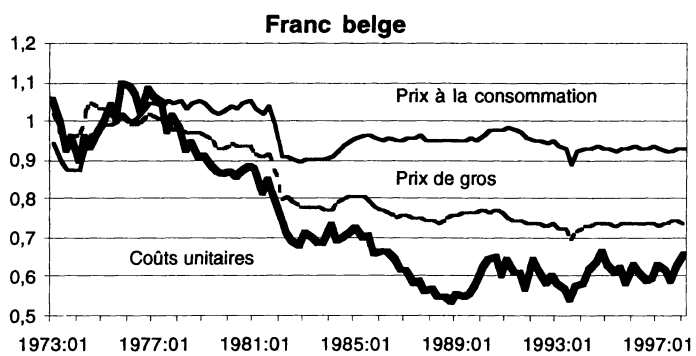
ÉVOLUTION DES TAUX DE CHANGE RÉELS DES MONNAIES EUROPÉENNES PAR RAPPORT AU DM



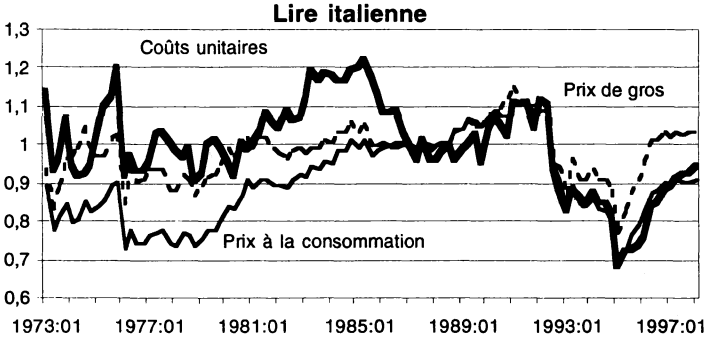
GRAPHIQUE 1 (suite)

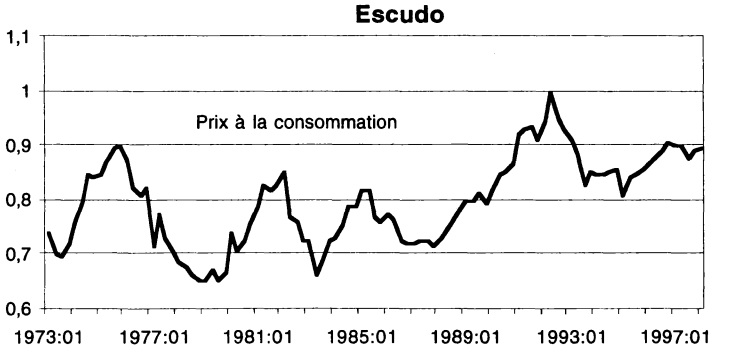


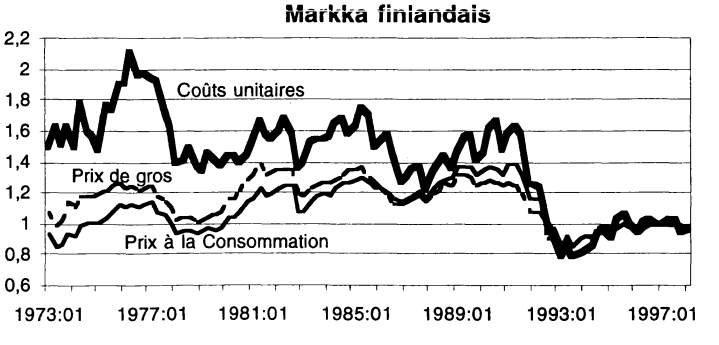




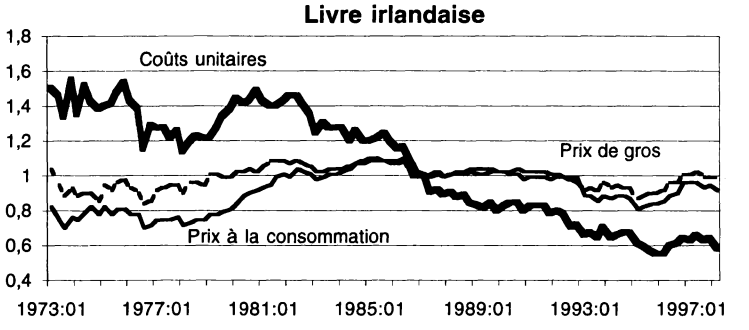
GRAPHIQUE 1 (suite)

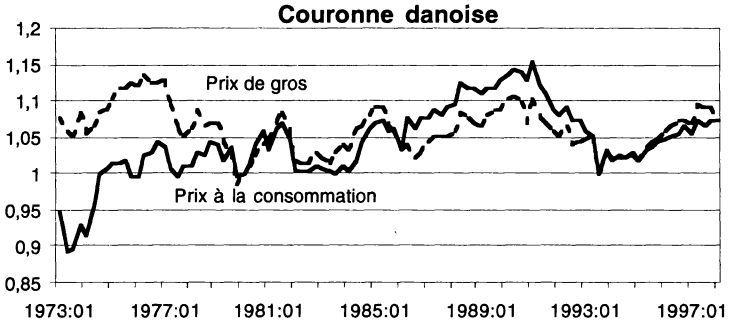


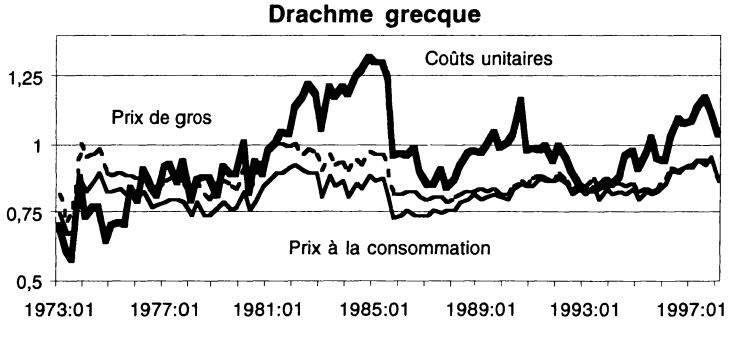




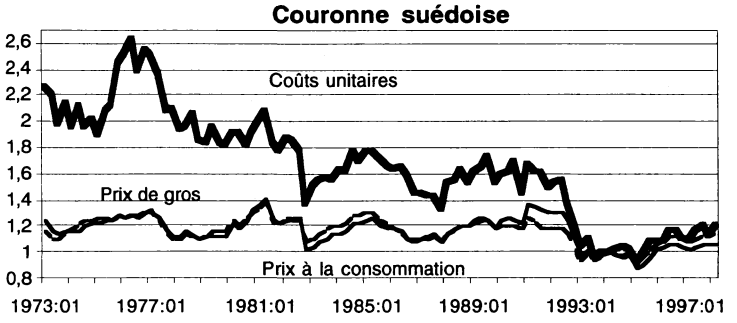
GRAPHIQUE 1 (suite)

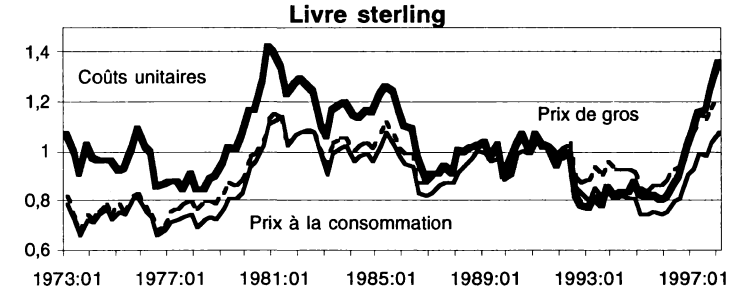






GRAPHIQUE 1 (suite)





S'il est fréquent d'arguer que la réunification allemande a conduit entre autres à une augmentation des coûts unitaires, l'observation de ces graphiques doit plutôt nous amener à parler d'aggravation de la position compétitive à partir de 1991. À l'inverse, on constate que dès 1994, la dégradation de la compétitivité-coût de l'Allemagne a cessé de se détériorer, un mouvement contraire tendant à s'amorcer (*cf.* les graphiques de l'annexe 3A et 3B). C'est le résultat d'un effort important réalisé par l'industrie allemande pour maîtriser ses coûts de production, qui doit donc nous conduire à relativiser la surévaluation du mark suivant ce point de référence, dans la mesure où ce rattrapage va continuer de s'opérer au-delà de l'instauration de l'euro.

La parité des prix autorisant d'importantes distorsions de coûts, on va tenter maintenant d'en expliquer l'origine.

3. CONTRAINTE DE PRIX ET DISTORSIONS DE COÛTS

Revenons sur la définition du taux de change réel en termes de prix (équation 5). Soit

$$ER^{p}_{t,i/all} = \frac{E_{t,i/all}}{PPA_{t,i/all}} = \frac{E_{t,i/all} \cdot P^{all}_{t}}{P^{i}_{t}}.$$

Si on décompose le niveau des prix comme une combinaison des prix des biens échangés P_e et des prix des biens non échangés P_{ne} et si admet à ce stade[11] que chacun des secteurs a le même poids (θ pour le secteur des biens échangés et $(1-\theta)$ pour le secteur des biens non échangés) dans les différents pays européens, le taux réel peut se récrire comme :

$$ER^{p}_{t,i/all} = \frac{E_{t,i/all} \cdot P^{all\,\theta}_{e,t}\, P^{all\,1-\theta}_{ne,t}}{P^{i\ \theta}_{e,t}\, P^{i\ 1-\theta}_{ne,t}}. \tag{7}$$

En concurrence parfaite, on admettra que les prix sont égaux aux coûts unitaires du travail[12] (coût salarial corrigé de la productivité). Il vient,

$$\begin{aligned} P^{i}_{e} &= w^{i}_{e} / a^{i}_{e}, \\ P^{i}_{ne} &= w^{i}_{ne} / a^{i}_{ne}, \\ P^{all}_{e} &= w^{all}_{e} / a^{all}_{e} \\ \text{et}\quad P^{all}_{ne} &= w^{all}_{ne} / a^{all}_{ne} \end{aligned} \tag{8}$$

où w représente le coût salarial et a la productivité du travail[13]. Dans ce cas, le taux de change réel en termes de prix peut être récrit comme :

$$ER^{p}_{t,i/all} = \frac{E_{t,i/all} \cdot \left(w^{all}_{e,t}/a^{all}_{e,t}\right)^{\theta} \left(w^{all}_{ne,t}/a^{all}_{ne,t}\right)^{1-\theta}}{\left(w^{i}_{e,t}/a^{i}_{e,t}\right)^{\theta} \left(w^{i}_{ne,t}/a^{i}_{ne,t}\right)^{1-\theta}}. \tag{9}$$

On peut alors exprimer ce taux de change réel défini sur la base des prix comme une fonction du taux de change réel en termes de coûts unitaires du secteur exposé à la concurrence étrangère (compétitivité-coût du secteur des biens échangés). Soit

$$ER^{p}_{t,i/all} = ER^{cu}_{t,i/all} \frac{\left(w^{all}_{e,t}/w^{all}_{ne,t}\right)^{\theta-1} \left(a^{all}_{ne,t}/a^{all}_{e,t}\right)^{1-\theta}}{\left(w^{i}_{e,t}/w^{i}_{ne,t}\right)^{\theta-1} \left(a^{i}_{ne,t}/a^{i}_{e,t}\right)^{1-\theta}} \tag{10}$$

---

11. Cette hypothèse est retenue dans un premier temps pour simplifier la présentation, mais elle sera levée par la suite.

12. On supposera de plus l'égalité entre coût moyen et coût marginal.

13. Cette hypothèse pourrait être levée, sans que les résultats essentiels n'en soient affectés. En effet, si on se situait en concurrence imparfaite et si on considérait que les prix répondent à un processus de *mark-up*, nous obtiendrions une écriture du taux réel similaire à l'équation (9), aux taux de marge près.

où $ER^{cu}_{t,i/all} = \dfrac{E_{t,i/all} \cdot \left(w^{all}_{e,t} / a^{all}_{e,t}\right)}{\left(w^{i}_{e,t} / a^{i}_{e,t}\right)}$

ou encore,

$$ER^{cu}_{t,i/all} = ER^{p}_{t,i/all} \left(\frac{a^{i}_{e,t} / a^{i}_{ne,t}}{a^{all}_{e,t} / a^{all}_{ne,t}} \right)^{1-\theta} \cdot \left(\frac{w^{i}_{ne,t} / w^{i}_{e,t}}{w^{all}_{ne,t} / w^{all}_{e,t}} \right)^{1-\theta} . \qquad (11)$$

La surévaluation du mark allemand en termes de coûts ($ER^{cu} > 1$) peut donc, suivant l'équation (10), résulter de deux phénomènes :

a- une surévaluation du mark en termes de prix ($ER^{p} > 1$). Si ce dernier comportement s'observe essentiellement pour les pays du Sud (*cf.* tableau 2), il n'est pas toujours synonyme de surévaluation du mark en termes de coûts. Pour les autres pays, on a soit une sous-évaluation, soit un taux de change à son niveau d'équilibre (France par exemple[14]). C'est donc dans les autres composantes de ce taux réel qu'il faut chercher l'origine des écarts de coûts.

b- des écarts de productivités et de salaires entre secteur exposé et secteur abrité de la concurrence internationale. Toutes choses égales par ailleurs, le DM sera surévalué lorsque l'écart de productivité en faveur du secteur exposé est plus fort dans les pays européens qu'en Allemagne et/ou lorsque la différence des salaires en faveur du secteur exposé est plus forte en Allemagne.

La sous-évaluation du mark allemand en termes de coûts pourra résulter à l'inverse d'une sous-évaluation en termes de prix. Ceci semble être le cas pour la Suède, le Danemark et le Royaume-Uni, si on se réfère aux PPA en niveau (*cf.* tableau 2).

L'analyse du graphique 1 a montré que cette situation résultait de tendances longues, pouvant remonter à l'origine du SME. Aussi, on va s'intéresser à l'évolution des taux réels. Celle-ci peut être obtenue à partir des variations logarithmiques. L'équation (11) devient alors :

$$\begin{aligned} \dot{ER}^{cu}_{t,i/all} = \dot{ER}^{p}_{t,i/all} + (1-\theta)\left[\left(\dot{a}^{i}_{e,t} - \dot{a}^{i}_{ne,t}\right) - \left(\dot{a}^{all}_{e,t} - \dot{a}^{all}_{ne,t}\right)\right] - \quad \cdots \\ (1-\theta)\left[\left(\dot{w}^{i}_{e,t} - \dot{w}^{i}_{ne,t}\right) - \left(\dot{w}^{all}_{e,t} - \dot{w}^{all}_{ne,t}\right)\right] \end{aligned} \qquad (12)$$

avec pour chaque variable x, $\dot{x} = \dfrac{\Delta x}{x}$.

14. Le taux de change réel en termes de coûts s'écrit maintenant :

$$ER^{cu}_{t,i/all} = \left(\frac{a^{i}_{e,t} / a^{i}_{ne,t}}{a^{all}_{e,t} / a^{all}_{ne,t}} \right)^{1-\theta} \cdot \left(\frac{w^{i}_{ne,t} / w^{i}_{e,t}}{w^{all}_{ne,t} / w^{all}_{e,t}} \right)^{1-\theta} .$$

Si le taux de change réel en termes de prix reste stable sur l'ensemble de la période, ce qui semble être le cas pour de nombreux pays, on peut admettre que $\dot{ER}^{p}_{i/all} = 0$, et on obtient

$$\begin{aligned}\dot{ER}^{cu}_{t,i/all} = (1-\theta)\left[\left(\dot{a}^{i}_{e,t} - \dot{a}^{i}_{ne,t}\right) - \left(\dot{a}^{all}_{e,t} - \dot{a}^{all}_{ne,t}\right)\right] - \quad \cdots \\ (1-\theta)\left[\left(\dot{w}^{i}_{e,t} - \dot{w}^{i}_{ne,t}\right) - \left(\dot{w}^{all}_{e,t} - \dot{w}^{all}_{ne,t}\right)\right].\end{aligned} \tag{13}$$

Si on lève maintenant l'hypothèse simplificatrice selon laquelle le poids du secteur exposé est le même dans tous les pays européens, l'équation (13) devient :

$$\begin{aligned}\dot{ER}^{cu}_{t,i/all} = (1-\theta)\left[\left(\dot{a}^{i}_{e,t} - \dot{a}^{i}_{ne,t}\right) - \left(\dot{a}^{all}_{e,t} - \dot{a}^{all}_{ne,t}\right)\right] - \quad \cdots \\ (1-\theta)\left[\left(\dot{w}^{i}_{e,t} - \dot{w}^{i}_{ne,t}\right) - \left(\dot{w}^{all}_{e,t} - \dot{w}^{all}_{ne,t}\right)\right] \\ -(\theta-\theta^{i})\left[\left(\dot{w}^{i}_{e,t} - \dot{w}^{i}_{ne,t}\right) - \left(\dot{a}^{i}_{e,t} - \dot{a}^{i}_{ne,t}\right)\right]\end{aligned} \tag{13 \textit{bis}}$$

où θ et θ^{i} représentent respectivement les parts des biens échangés en Allemagne et dans le pays *i*.

Toutes choses égales par ailleurs, il y aura détérioration de la compétitivité-coûts allemande :

1- Lorsque $\dot{a}^{i}_{e} - \dot{a}^{i}_{ne} > \dot{a}^{all}_{e} - \dot{a}^{all}_{ne}$, c'est-à-dire quand la croissance relative de la productivité du travail du secteur des biens échangés est plus forte dans le pays européen *i* qu'en Allemagne.

2- Pour $\dot{w}^{i}_{e} - \dot{w}^{i}_{ne} < \dot{w}^{all}_{e} - \dot{w}^{all}_{ne}$, c'est-à-dire pour une croissance relative des salaires du secteur des biens échangés plus rapide en Allemagne que dans le reste de l'Europe.

3- Si $\theta > \theta^{i}$, lorsque le coût unitaire du secteur exposé croit moins vite que celui du secteur abrité de la concurrence internationale, dans le pays *i*. Notons que ce dernier effet disparaît quand $\theta = \theta^{i}$, ce qui est le cas pour les plus grands pays européens.

Or, les travaux récents publiés par Strauss et Ferris (1996) confirment ces conclusions (*cf.* tableau 3). On remarque que c'est seulement en Allemagne et en Suède qu'il n'y a pas d'écarts significatifs entre les taux de croissance des productivités des secteurs exposés et abrités de la concurrence internationale. Pour tous les autres pays, la productivité augmente plus vite dans le secteur exposé. Mais alors qu'en Suède les salaires augmentent au même rythme dans les deux secteurs, on observe une croissance plus rapide des salaires allemands du secteur des biens échangés. En d'autres termes, les coûts unitaires du secteur exposé allemand s'accroissent plus rapidement que ceux du secteur des biens non échangés. De plus, cet écart est plus fort en Allemagne que dans tous les principaux pays européens, à l'exception du Royaume-Uni (*cf.* tableau 3, ligne 5).

TABLEAU 3

TAUX DE CROISSANCE MOYENS DES PRODUCTIVITÉS ET DES SALAIRES (1970-1990)

	Allemagne	France	Belgique	Pays-Bas	Italie	Suède	Finlande	Royaume-Uni	Danemark
(1) $\dot{a}_e^i - \dot{a}_{ne}^i$	0,47 *	1,55	3,82	2,80	2,96	0,94 *	1,68	1,70	1,82
(2) $\left(\dot{a}_e^i - \dot{a}_{ne}^i\right) - \left(\dot{a}_e^{all} - \dot{a}_{ne}^{all}\right)$		1,12	3,35	2,33	2,49	0,47	1,21	1,23	1,35
(3) $\dot{w}_e^i - \dot{w}_{ne}^i$	1,82	1,15 *	3,96	2,99	3,89	1,08 *	1,95	3,02	2,28
(4) $\left(\dot{w}_e^i - \dot{w}_{ne}^i\right) - \left(\dot{w}_e^{all} - \dot{w}_{ne}^{all}\right)$		-0,67	2,14	1,17	2,07	-0,74	0,13	1,20	0,40
(5) = (2) – (4)		1,79	1,21	1,16	0,42	1,21	1,08	0,03	0,95
(6) $\left(\dot{w}_e^i - \dot{w}_{ne}^i\right) - \left(\dot{a}_e^i - \dot{a}_{ne}^i\right)$		-0,40	0,14	0,19	0,93	0,14	0,27	1,32	0,46

SOURCE : Strauss et Ferris (1996); lignes (1) et (3). On en déduit les différences présentées dans (2), (4), (5) et (6).

NOTE : * Non significativement différent de zéro.

Il se confirme donc que ce sont les faibles gains de productivité dans le secteur des biens échangés allemand comparés aux gains du secteur abrité qui sont à l'origine de la perte de compétitivité-coût de ce pays. L'étude de Strauss et Ferris d'une part, l'examen du graphique 1 d'autre part, confirment que ce phénomène n'est pas nouveau et qu'il ne peut être mis sur le seul compte de la réunification allemande. Ainsi, en fixant les parités bilatérales sur la base des prix relatifs, ces écarts de coûts ont été validés.

La question qui peut se poser à ce stade est donc de savoir si ces distorsions de coûts jouent un rôle déterminant au niveau de l'activité économique

4. Taux de change réel et activité économique

Le choix décidé par les autorités européennes a été de s'appuyer sur la parité des prix pour fixer définitivement les parités bilatérales entre les monnaies. Or, on est en droit de se demander si cette décision est pertinente dans la mesure où elle s'accompagne d'écarts souvent importants dans la compétitivité-coût entre l'Allemagne et les autres pays européens. Une parité des prix qui valide de tels écarts peut-elle être considérée comme une parité d'équilibre? En d'autres termes, ne s'est-on pas trompé de point de référence?

Pour répondre à cette question, on ne va pas réaliser de nouveaux tests de PPA, mais plutôt s'intéresser aux distorsions de change et à leurs conséquences. En effet, si le taux PPA est un bon point de référence, les écarts entre le taux de change nominal et ce taux PPA, qui peuvent être appréhendés à travers le taux de change réel, affecteront significativement les principales variables macroéconomiques. On peut d'ailleurs rappeler que dès 1922 Jacques Rueff, dans son étude sur la PPA, privilégiait l'analyse des relations entre les disparités de change (c'est-à-dire les variations du taux de change réel) et la balance des comptes (c'est-à-dire la balance courante). C'est dans cette perspective que l'on se place ici.

On a indiqué plus haut que le taux de change réel d'équilibre doit être représentatif d'un équilibre interne et externe. Si l'on retient le produit intérieur brut réel[15] (variable d'activité) et le taux d'inflation comme indicateurs de l'équilibre interne, et la balance courante réelle comme indicateur de l'équilibre externe, un taux de change réel sera pertinent (et donc le taux PPA ou la parité des coûts qui le sous-tend) s'il influence significativement ces variables macroéconomiques[16].

---

15. Pour certains pays on ne dispose pas de statistiques du PIB satisfaisantes sur l'ensemble de la période 1973-1998. Aussi, on retiendra la production de l'industrie manufacturière comme indicateur d'activité. *Cf.* annexe statistique.

16. L'objet de cette étude est de comparer l'influence des différents taux réels bilatéraux. Cette démarche se justifie car ce sont des taux bilatéraux qui ont été fixés au moment du passage à l'euro. On peut cependant penser qu'une étude portant sur des taux effectifs ne donnerait pas dans la plupart des cas des résultats très différents dans la mesure où l'Allemagne constitue pour presque tous les pays européens un des principaux si ce n'est le principal partenaire commercial. Les résultats du rapport Trichet (1996) montrent que le taux effectif du franc français se comporte de la même manière que le taux bilatéral franc-mark. De même, Lafrance *et alii* (1998) arrivent à la conclusion que le taux effectif de dollar canadien a un comportement très proche de celui du taux bilatéral dollar canadien-dollar américain.

Cette influence peut être mesurée à partir d'une analyse de causalité, telle qu'elle a été proposée par Granger(1969), dans le cadre de processus bivariés. Ainsi, on dira par exemple que le taux de change réel (*ER*) « cause » au sens de Granger la variable *X*, si la prise en compte de l'information passée sur le taux de change réel permet d'améliorer la prédiction de *X*. D'un point de vue pratique, cette hypothèse peut être testée en introduisant des restrictions dans un modèle VAR (*Vector Autoregression*) à deux variables. Ainsi, tester l'hypothèse nulle que le taux de change réel ne « cause » pas *X* reviendra à tester la restriction que tous les coefficients des valeurs passées du taux réel sont nuls. On peut pour cela utiliser un F-test, sur la base d'une estimation par les moindres carrés, à la condition qu'on ait affaire à des variables stationnaires[17]. Geweke (1982,1984) a proposé de compléter cette approche en développant, toujours dans le cas de processus bivariés, des indicateurs de mesure du degré de causalité (*measure of linear feedback*). Si on applique cette démarche à notre problème[18], une mesure de la causalité du taux de change réel vers la variable *X* (notée $C_{ER \to X}$) sera donnée par la relation suivante :

$$C_{ER \to X} = \text{Log}(\sigma_c^2 / \sigma^2) \qquad (14)$$

où σ_c^2 représente la variance de l'innovation de *X* relative à son propre passé (modèle contraint) et σ^2 la variance de l'innovation de *X* relative à son propre passé et au passé de *ER*. Si *ER* « ne cause » pas *X*, on a $\sigma_c^2 = \sigma^2$ et un degré de causalité égal à zéro. Si *ER* « cause » *X*, on a $\sigma_c^2 > \sigma^2$ et $C_{ER \to X} > 0$. Plus la causalité sera forte, plus $C_{ER \to X}$ sera élevé. On pourra donc comparer le degré de causalité des différents taux de change réels sur les variables internes et externes, et ainsi déterminer quel est le meilleur point de référence.

C'est ce travail que l'on a effectué en testant des relations causales entre d'un côté le taux de change réel, suivant les différentes définitions, et successivement, la variable d'activité, le taux d'inflation et les comptes courants. Comme on l'a rappelé plus haut, la pratique de ces tests impose que l'on ait des processus stationnaires. On a donc procédé dans un premier temps à des tests de racine unitaire, test ADF (*Augmented* Dickey Fuller), et à des tests de stationnarité KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin, 1992) sur les différentes variables[19]. Les résultats sont présentés dans les annexes 1A et 1B[20]. Les séries stationnaires sont

17. Il s'agit ici de stationnarité au sens faible, c'est-à-dire de variables dont les moments d'ordre 1 et 2 sont indépendants du temps.

18. On s'inspire ici du travail de Lafrance *et alii* (1998) mené dans la cadre de l'économie canadienne.

19. Les taux de change réels et la variable d'activité sont exprimés en logarithme. Les comptes courants sont dégonflés par les prix de gros pour être exprimés en termes réels. Le taux d'inflation est défini comme le taux de croissance des prix à la consommation.

20. Les résultats concernant la variable d'activité (produit intérieur brut ou production de l'industrie manufacturière) ne sont pas présentés car dans presque tous les cas, on a des variables stationnaires en différence. La seule exception notoire est la production de l'industrie du Danemark qui est, quelque soit le test utilisé, stationnaire autour d'une tendance. D'autre part, pour les autres variables, lorsque les tests ADF et KPSS donnent des résultats divergents, on privilégie toujours le test KPSS. Lorsqu'il n'est pas possible de trancher à l'aide des tests ADF et KPSS, on a pris le parti de retenir deux formulations différentes pour les taux réels (série en niveau et série différenciée par exemple, ...).

utilisées en niveau et celles qui contiennent une racine unitaire sont différenciées. Notons que lorsqu'une variable est stationnaire autour d'une tendance, on l'a « purgé » de sa tendance en la régressant sur une constante et une tendance, et on a retenu pour l'estimation des VAR le résidu de la régression. On suit en cela la proposition de Stock et Watson (1989).

Les tableaux 5 et 6 présentent les résultats des estimations des modèles VAR bivariés. Pour chaque modèle, on donne le seuil de significativité du F-test et le degré de causalité. Les résultats sont les suivants :

1- Concernant la variable d'activité, on peut constater que le taux de change réel défini sur la base des coûts unitaires a une influence causale significative (seuil de 10 % ou moins) dans les cas des Pays-Bas, de la Belgique, de l'Autriche, de la Finlande, de l'Irlande et de la Suède. Dans le cas de la France, cette variable n'est pas significative, mais c'est celle qui donne le plus fort degré de causalité. Notons de plus que les variables d'activité en Finlande et en Suède sont très sensibles aux taux de change réels, et ce quelque soit la définition de ces taux. Au total donc, c'est le rapport des coûts unitaires exprimés en monnaie commune, qui explique le mieux les variations du produit (ou de la production industrielle) intérieur.

2- Si on s'intéresse maintenant aux taux d'inflation, le taux de change réel défini sur la base des coûts unitaires a une influence causale significative dans les cas de l'Italie, de l'Espagne, de la Finlande, la Grèce et le Danemark. Pour les quatre premiers pays, c'est cet indicateur qui donne le plus fort degré de causalité. Le taux réel défini sur la base des prix à la consommation « cause » l'inflation dans les cas de l'Espagne, du Portugal, de la Grèce et du Danemark. Enfin, quand on retient les prix de gros, on a une causalité significative pour la Belgique, l'Espagne, l'Autriche, la Grèce, la Suède et le Royaume-Uni. Pour ce qui est de l'inflation, ce sont donc les prix relatifs de gros et les coûts relatifs du secteur des biens échangés qui ont le plus grand pouvoir explicatif.

3- L'examen des résultats concernant les comptes courants ne fait que renforcer les conclusions précédentes puisque les coûts relatifs ont une influence significative dans les cas de la France, de l'Italie, de l'Espagne, de la Grèce, de la Suède, du Danemark et du Royaume-Uni. De plus, ce taux a soit le degré de causalité le plus fort (France, Italie, Espagne), soit un degré de causalité comparable aux autres taux significatifs (Suède, Royaume-Uni).

TABLEAU 4

TESTS DE CAUSALITÉ DU TAUX DE CHANGE RÉEL SUR LA VARIABLE D'ACTIVITÉ ET SUR LE TAUX D'INFLATION – 1973 : 1-1998 : 1.

		Variable d'activité			Taux d'inflation		
Pays	Taux de change réel	Retards	Seuil significatif	Degré de causalité	Retards	Seuil significatif	Degré de causalité
France	Pc	1	0,9207	0,0001	1	**0,3768**	**0,0081**
	DTPg	1	0,4405	0,0020	1	0,9232	0,0010
	DULC	1	**0,1825**	**0,0186**	1	0,7386	0,0012
	DTULC	1	0,3256	0,0099	1	0,4170	0,0068
Pays-Bas	DPc	1	0,3028	0,0111	2	**0,0710**	**0,0355**
	DPg	1	0,3318	0,0098	2	0,7046	0,0075
	DULC	1	**0,0399**	**0,0442**	2	0,1858	0,0149
Belgique	DPc	1	0,1955	0,0175	1	0,8463	0,0004
	DPg	1	0,4266	0,0066	1	**0,0684**	**0,0348**
	DULC	1	**0,0657**	**0,0355**	1	0,5087	0,0046
Italie	DPc	1	**0,1062**	**0,0273**	1	0,0759	0,0330
	DTPg	1	0,1180	0,0263	1	0,4377	0,0062
	ULC	1	0,1308	0,0172	1	0,3120	0,0106
	DULC	1	0,6766	0,0018	2	**0,0011**	**0,1246**
Espagne	DPc	2	**0,1566**	**0,0101**	4	**0,0019**	**0,1405**
	Pg	1	0,3757	0,0083	2	0,0033	0,1003
	ULC	1	0,7234	0,0014	2	0,0864	0,0310
	DULC	1	0,3983	0,0075	3	0,0280	0,0677
Portugal	DTPc	1	0,0249	0,0516	1	0,0158	0,0239
Autriche	DPc	1	0,2415	0,0144	4	0,5198	0,0009
	DTPg	1	0,4409	0,0031	4	**0,0733**	**0,0516**
	DTULC	1	**0,0113**	**0,0721**	4	0,2362	0,0178
Finlande	DPc	4	0,0963	0,0445	1	0,2790	0,0110
	DPg	4	0,0910	0,0461	3	0,2614	0,0115
	DULC	4	**0,0778**	**0,0506**	2	**0,0167**	**0,0667**
Irlande	DPc	1	0,2238	0,0155	1	**0,4638**	**0,0056**
	Pg	1	0,9337	0,0001	1	0,7452	0,0011
	DULC	1	**0,0027**	**0,0940**	1	0,6463	0,0022
Grèce	Pc	4	0,1879	0,0236	5	**0,00001**	**0,2970**
	Pg	4	**0,1373**	**0,0323**	5	0,00001	0,2774
	ULC	1	0,3352	0,0095	5	0,0143	0,1011
	DULC	1	0,3269	0,0099	5	0,0107	0,1089
Suède	DTPc	4	**0,0011**	**0,1593**	1	0,3919	0,0076
	DTPg	4	0,0797	0,0493	1	**0,2331**	**0,0147**
	DTULC	4	0,0057	0,1193	1	0,5036	0,0046

TABLEAU 4 (suite)

		Variable d'activité			Taux d'inflation		
Pays	Taux de change réel	Retards	Seuil significatif	Degré de causalité	Retards	Seuil significatif	Degré de causalité
Danemark	DPc	1	0,1238	0,0248	1	0,0196	0,0571
	Pg	1	0,6015	0,0036	1	0,0499	0,0398
	DPg	1	0,3810	0,0080	1	0,0758	0,0330
Royaume-Uni	DPc	1	0,1421	0,0226	1	0,4289	0,0066
	DPg	1	**0,1275**	**0,0243**	1	**0,0986**	**0,0286**
	DULC	1	0,2964	0,0114	1	0,1299	0,0240

NOTES : Pc, Pg et ULC pour les prix à la consommation, les prix de gros et les coûts unitaires du travail. D signifie que la série est prise en différence première et DT indique que la série a été purgée de sa tendance. En caractères gras, on note les variables qui ont le plus fort degré de causalité.

Le nombre de retards est déterminé à l'aide du critère AIC d'Akaike.

TABLEAU 5

TESTS DE CAUSALITÉ DU TAUX DE CHANGE RÉEL SUR LES COMPTES COURANTS
1973 : 1-1998 : 1

		Comptes courants		
Pays	Taux de change réel	Retards	Seuil significatif	Degré de causalité
France	Pc	1	0,1354	0,0233
	DTPg	1	0,2300	0,0151
	DULC	4	**0,1063**	**0,0417**
	DTULC	3	0,2841	0,0092
Pays-Bas	DPc	3	**0,2971**	**0,0080**
	DPg	2	0,7442	0,0053
	DULC	2	0,5048	0,0075
Belgique	DPc	3	**0,0037**	**0,1157**
	DPg	3	0,0071	0,1007
	DULC	1	0,3971	0,0075
Italie	DPc	2	0,9762	0,0005
	DTPg	2	0,0112	0,0808
	ULC	2	**0,0011**	**0,1322**
	DULC	2	0,0970	0,0288

TABLEAU 5 (suite)

		Comptes courants		
Pays	Taux de change réel	Retards	Seuil significatif	Degré de causalité
Espagne	DPc	1	0,3800	0,0026
	Pg	1	0,0037	0,0475
	ULC	1	**0,0027**	**0,0669**
	DULC	1	0,6453	0,0011
Portugal	DTPc	1	0,8324	0,0005
Autriche	DPc	7	0,3199	0,0151
	DTPg	9	**0,2053**	**0,0309**
	DTULC	4	0,5460	0,0001
Finlande	DPc	1	**0,3449**	**0,0093**
	DPg	1	0,4469	0,0060
	DULC	1	0,6373	0,0023
Irlande	DPc	N.C.	N.C.	N.C.
	Pg	N.C.	N.C.	N.C.
	DULC	N.C.	N.C.	N.C.
Grèce	Pc	3	**0,00002**	**0,2236**
	Pg	3	0,0003	0,1673
	ULC	3	0,0236	0,0688
	DULC	3	0,0148	0,0795
Suède	DTPc	1	**0,0003**	**0,1286**
	DTPg	1	0,0085	0,0613
	DTULC	1	0,0006	0,1094
Danemark	DPc	5	0,5350	0,0074
	Pg	5	0,0882	0,0600
	DPg	4	0,0318	0,0646
Royaume-Uni	DPc	1	**0,0179**	**0,0586**
	DPg	1	0,0352	0,0464
	DULC	1	0,0242	0,0531

NOTES : Pc, Pg et ULC pour les prix à la consommation, les prix de gros et les coûts unitaires du travail. D signifie que la série est prise en différence première et DT indique que la série a été purgée de sa tendance.

Le nombre de retards est déterminé à l'aide du critère AIC d'Akaike.

Au total, l'étude de la causalité montre que dans 18 cas[21], le taux de change réel basé sur les coûts unitaires « cause » une des variables interne ou externe, alors que pour les prix de gros l'hypothèse de causalité est acceptée dans 13 cas et seulement dans 8 cas pour les prix à la consommation. La hiérarchie constatée dans les degrés de causalité conforte ces conclusions. Signalons enfin que l'estimation d'un modèle VAR intégrant les quatre variables ne remet pas en cause le rôle prépondérant des coûts relatifs du secteur manufacturier (*cf.* les résultats présentés dans l'annexe 2).

Cela confirme donc que ce sont les distorsions de coûts, plus que les distorsions de prix, qui affectent l'activité économique[22]. De ce point de vue la parité des coûts est une meilleure référence que la parité des prix pour déterminer la valeur du taux de change d'équilibre.

Conclusion

On a proposé dans ce travail un calcul des taux de change d'équilibre des pays européens vis-à-vis de l'Allemagne. L'utilisation de plusieurs indicateurs de prix et de coûts a permis de mettre en évidence les risques d'adopter des parités inadéquates. En particulier, un taux PPA défini sur la base des prix à la consommation paraît peu judicieux. Or, ce résultat est en contradiction avec la stratégie retenue par les autorités européennes qui ont souvent suivi cette hypothèse au moment des réalignements[23]. Le cas du franc français en est un bon exemple. De plus, les taux de parité qui paraissent pertinents donnent dans de nombreux cas de fortes sur ou sous-évaluations des monnaies au début de l'année 1998, que l'on compare ces taux de parité aux taux du marché ou aux taux pivots bilatéraux fixés de manière irrévocable.

Il y a matière à s'interroger sur les conséquences de tels écarts de coûts qui ne pourront plus être dans le futur réduits par des ajustements des taux de change nominaux. De plus, on sait que depuis quelques années, l'Allemagne a fait des efforts considérables pour corriger son handicap (*cf.* graphiques des annexes 3A et 3B). Qu'en sera-t-il alors des pays qui sont déjà dans une position défavorable. Certes, on peut toujours arguer que la Grèce et le Royaume-Uni n'étant pas encore entrés dans l'euro, ils auront d'ici là la possibilité de déprécier leur monnaie. Rien n'est moins sûr car l'écart de coûts est très important. Que dire aussi de l'Espagne[24]

---

21. On ne prend en compte ici que les modèles pour lesquels on dispose des trois taux de change réels.

22. On peut remarquer que ces résultats obtenus pour l'Europe sont compatibles avec ceux de Lafrance *et alii* (1998) obtenus pour le Canada.

23. C'est d'autant plus critiquable que tant la littérature théorique (Samuelson, 1964 et Balassa, 1964), qu'empirique (Breuer, 1994) conduisent au rejet de cette référence.

24. Une étude récente de la commission européenne (1997) montre que la compétitivité-coût de l'économie du Portugal s'est fortement détériorée durant les années quatre-vingt-dix. On peut penser que le Portugal a une position médiane entre la Grèce et l'Espagne, même si nous ne disposons pas ici de toutes les données pour effectuer cette comparaison.

ou de l'Italie qui pourraient perdre très rapidement leurs légers avantages? Il y a manifestement un problème pour les pays du Sud de l'Europe. On peut même craindre qu'avec la monnaie unique il n'y ait plus d'autres solutions pour ces pays que d'essayer d'ajuster les productivités et au bout du chemin l'emploi. Les pays du Sud pourraient être les premières victimes de l'euro.

On doit néanmoins pondérer ces conclusions par le fait que les distorsions de coûts n'auront pas les mêmes impacts pour tous les pays. Pour être complets, mais cela nécessiterait un travail complémentaire, il faudrait mettre en perpective les taux de change réels et les spécialisations des différents pays européens.

Enfin, ce constat doit aussi nous amener à réfléchir sur ce que d'aucuns appellent un SME *bis* auquel sont appelés à participer les quatre pays de l'Union Économique qui restent en attente, mais aussi certains pays d'Europe centrale et orientale (PECO). Il conviendrait au vu de ces résultats de mieux tenir compte des disparités de coûts pour fixer les taux de change entre les différentes monnaies.

ANNEXE STATISTIQUE

1- Les séries concernant les prix à la consommation, les prix de gros (et à la production) et les taux de change nominaux sont extraites du cédérom du FMI (I.F.S.).

2- Les séries sur les productions manufacturières, les PIB, l'emploi dans le secteur manufacturier et les coûts salariaux dans l'industrie proviennent des sources suivantes : *Bulletin de L'IRES* (Université de Louvain) n° 162; Principaux Indicateurs de l'OCDE et EUROSTAT.

Les coûts unitaires dans l'industrie manufacturière ont été calculés en rapportant les coûts salariaux à la productivité moyenne, cette dernière étant définie comme le rapport entre la production et l'emploi dans le secteur manufacturier.

N.B. : Dans le cas du Danemark, nous ne disposons pas de données complètes sur la période pour l'emploi dans le secteur manufacturier. Pour le Portugal, les séries sur les salaires (gains horaires) et les prix de gros sont incomplètes sur la période.

3- Dans le cadre des tests de causalité, le produit intérieur brut a été retenu pour la France, l'Italie, l'Espagne, la Finlande, la Suède et le Royaume-Uni. Pour les autres pays, les séries de PIB ne sont pas toujours disponibles pour l'ensemble de la période étudiée. On a donc adopté comme indicateur d'activité la production de l'industrie manufacturière. Notons que pour les Pays-Bas et le Portugal, les statistiques du PIB posant problème avant 1977, des tests comparatifs réalisés sur la période 1977-1998 avec le PIB et la production montrent que les résultats en matière de causalité ne sont pas affectés par ce choix. On a cependant privilégié la production pour garder la cohérence de l'étude sur la période 1973-1998.

ANNEXE 1A

TESTS DE RACINE UNITAIRE ET TESTS DE STATIONNARITÉ SUR LES TAUX DE CHANGE RÉELS (LOGARITHMES) – 1973 : 1-1998 : 1

	Prix à la consommation		**Prix de gros**		**Coûts unitaires**	
Monnaies	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
Franc français	$I(0)$ $r = 3$	S	$I(0)$(a) $r = 3$	ST	$I(1)$ $r = 5$ (b)	ST ou NS (b)
Florin	$I(1)$ $r = 11$	NS	$I(0)$ $r = 0$	NS	$I(1)$ $r = 3$	NS
Franc belge	$I(1)$ $r = 1$	NS	$I(1)$ $r = 0$	NS	$I(1)$ $r = 1$	NS
Lire italienne	$I(1)$ $r = 0$	NS	$I(0)$ $r = 0$	ST	$I(0)$(a) $r = 0$	NS
Peseta	$I(1)$ $r = 0$	NS	$I(0)$ $r = 0$	S	$I(0)$(a) $r = 0$	NS
Escudo	$I(0) + t$ $r = 4$	ST	N.C.		N.C.	
Shilling autrichien	$I(0)$ $r = 4$	NS	$I(0) + t$ $r = 10$	NS	$I(0) + t$ $r = 6$ (b)	ST
Markka finlandais	$I(1)$ $r = 6$	NS	$I(1)$ $r = 3$	NS	$I(1)$ $r = 7$	NS
Livre irlandaise	$I(1)$ $r = 0$	NS	$I(0)$(a) $r = 0$	S	$I(1)$ $r = 5$	NS
Drachme	$I(0)$(a) $r = 4$	S	$I(0)$ $r = 0$	S	$I(0)$(a) $r = 1$	NS
Couronne suédoise	$I(1)$ $r = 1$	ST	$I(1)$ $r = 0$	ST	$I(0) + t$ $r = 4$	ST
Couronne danoise	$I(0)$(a) $r = 2$	NS	$I(0)$(a) $r = 0$	S	N.C.	
Livre sterling	$I(1)$ $r = 0$	NS	$I(1)$ $r = 0$	NS	$I(1)$ $r = 4$	NS

NOTES : $I(0)$ pour série stationnaire; $I(1)$ pour série intégrée d'ordre 1 et t pour la tendance. NS pour non stationnaire, c'est-à-dire que les hypothèses de stationnarité et de stationnarité autour d'une tendance sont rejetées ; S signifie que l'hypothèse de stationnarité n'est pas rejeté ; ST indique enfin qu'on ne rejette pas l'hypothèse de stationnarité autour d'une tendance. r est le nombre de retards du test ADF, déterminé par le critère AIC.

(a) significatif au seuil 10 %. (b) Certains tests concluent à la stationnarité autour d'une tendance, d'autres à la présence d'un racine unitaire.

ANNEXE 1B

TESTS DE RACINE UNITAIRE ET TESTS DE STATIONNARITÉ
SUR LES COMPTES COURANTS ET SUR LE TAUX D'INFLATION
1973 : 1-1998 : 1

	Comptes courants		**Taux d'inflation**	
Pays	ADF	KPSS	ADF	KPSS
France	$I(1)$ $r = 7$	NS	$I(0)$ $r = 2$	S
Pays-Bas	$I(1)$ $r = 4$	NS	$I(0)$ $r = 4$	S
Belgique	$I(1)$ $r = 3$	NS	$I(0) + t$ $r = 14$	ST
Italie	$I(0)$ (a) $r = 4$	S	$I(0) + t$ $r = 9$	ST
Espagne	$I(0)$ $r = 12$	S	$I(0) + t$ (a) $r = 12$	S
Portugal	$I(0) + t$ $r = 12$	NS	$I(0) + t$ $r = 13$	S
Autriche	$I(1)$ $r = 9$	S	$I(0)$ $r = 8$	S
Finlande	$I(1)$ $r = 5$	S	$I(0) + t$	ST
Grèce	$I(1)$ $r = 15$	NS	$I(0)$ $r = 8$	S
Suède	$I(0)$ $r = 15$	S	$I(0) + t$ $r = 5$	ST
Danemark	$I(1)$ $r = 4$	NS	$I(0) + t$ $r = 3$	ST
Royaume-Uni	$I(0)$ $r = 5$	S	$I(0) + t$ $r = 15$	ST

NOTE. : Les résultats s'interprètent de la même manière que dans le tableau précédent.

ANNEXE 2A

TESTS DE CAUSALITÉ DES TAUX DE CHANGE RÉELS DANS LE MODÈLE À QUATRE VARIABLES – 1973 : 1-1998 : 1 – SEUILS DE SIGNIFICATIVITÉ DU F-TEST

Pays	Taux de change réel	Retards	Variable d'activité	Comptes courants	Taux d'inflation
France	Pc	1	0,9144	0,1087	0,3892
	DTPg	1	0,5180	0,2081	0,6080
	DULC	4	0,3257	0,0785	0,7589
	DTULC	4	0,330	0,3775	0,3117
Pays-Bas	DPc	5	0,1999	0,8014	0,1779
	DPg	5	0,4649	0,9878	0,0107
	DULC	5	0,0481	0,7981	0,0598
Belgique	DPc	3	0,5635	0,0021	0,1235
	DPg	3	0,6733	0,0102	0,2430
	DULC	3	0,2982	0,1645	0,6597
Italie	DPc	6	0,7695	0,1145	0,0267
	DTPg	6	0,6219	0,1398	0,0173
	ULC	6	0,4138	0,0756	0,0146
	DULC	6	0,6071	0,0392	0,0323
Espagne	DPc	6	0,4823	0,2370	0,1769
	Pg	6	0,2255	0,2093	0,2411
	ULC	6	0,3941	0,1077	0,3249
	DULC	6	0,3901	0,4508	0,2201
Portugal	DTPc	5	0,1312	0,2012	0,1404
Autriche	DPc	5	0,1888	0,7785	0,4195
	DTPg	4	0,1727	0,4550	0,1822
	DTULC	5	0,3371	0,3911	0,1896
Finlande	DPc	4	0,3645	0,0809	0,5124
	DPg	4	0,3007	0,1052	0,4195
	DULC	4	0,5379	0,0361	0,1439
Grèce	Pc	6	0,4577	0,00004	0,0001
	Pg	6	0,3453	0,0001	0,0006
	ULC	6	0,4806	0,0002	0,0575
	DULC	6	0,7040	0,0003	0,1872
Suède	DTPc	5	0,1658	0,0005	0,7171
	DTPg	5	0,7279	0,0029	0,7337
	DTULC	5	0,1205	0,0013	0,9365
Danemark	DPc	4	0,3750	0,1222	0,0738
	Pg	5	0,4737	0,0953	0,2756
	DPg	5	0,1377	0,0948	0,4574
Royaume-Uni	DPc	5	0,5143	0,0665	0,0119
	DPg	5	0,6486	0,0774	0,0125
	DULC	5	0,4559	0,0254	0,0019

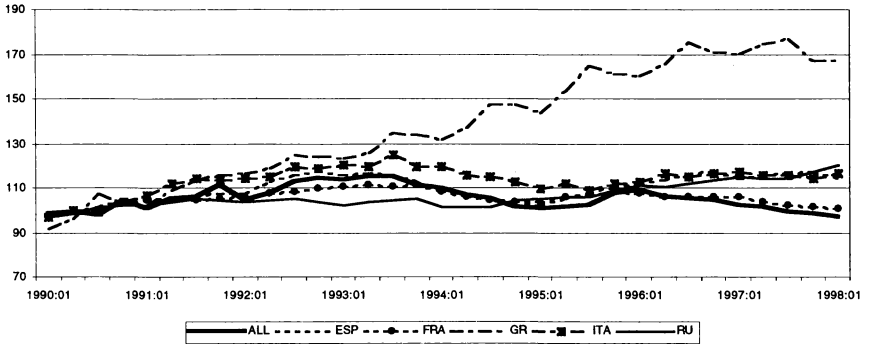
NOTES : Pc, Pg et ULC pour les prix à la consommation, les prix de gros et les coûts unitaires du travail. D signifie que la série est prise en différence première et DT indique que la série a été purgée de sa tendance. ·

ANNEXE GRAPHIQUE

On présente l'évolution des coûts unitaires sur la période récente 1990-1998 en distinguant deux groupes de pays, selon que leurs coûts unitaires augmentent plus rapidement (annexe 3A) ou moins rapidement (annexe 3B) que ceux de l'Allemagne.

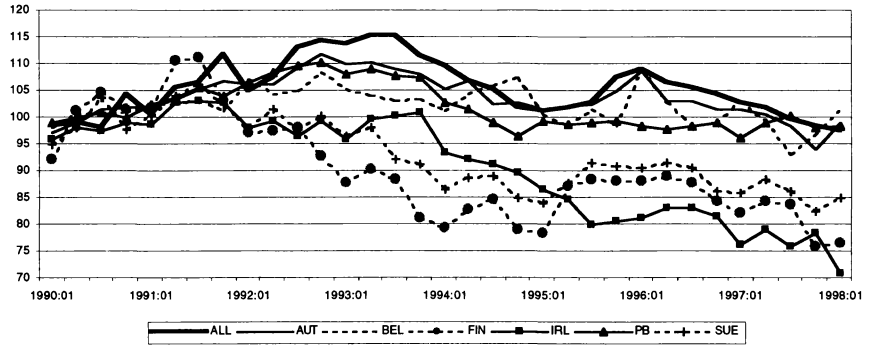
ANNEXE 3A

ÉVOLUTIONS DES COÛTS UNITAIRES DU TRAVAIL EN MONNAIE NATIONALE
1990 : 100



ANNEXE 3B

ÉVOLUTIONS DES COÛTS UNITAIRES DU TRAVAIL EN MONNAIE NATIONALE
1990 : 100



BIBLIOGRAPHIE

ALEXIUS, A. et H. LINDBERG (1996), « The Krona's Equilibrium Real Exchange Rate », *Sveriges Riksbank Quarterly Review,* 1.

BALASSA, D. (1964), « The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal », *Journal of Political Economy*, 72 : 584-596.

BEGG, D., F. GIAVAZZI et C. WYPLOSZ (1997), « Options for the Future Exchange-rate Policy of the EMU », CEPR Occasional Paper, n° 17.

BREUER, J.B. (1994), « An Assessment of The Evidence on Purchasing Power Parity », *in* J. WILLIAMSON (éd.), *Estimating Equilibrium Exchanges Rates,* Institute for International Economics, Washington.

CASSEL, G. (1916), « The Present Situation of The Foreign Exchanges », *Economic Journal,* sept.

CASSEL, G.(1923), *La monnaie et le change après 1914*, Paris, Giard.

COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES (1991), « The Economics of EMU: One Market, One Money », *European Economy*, n° 44.

COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES (1997), « The Economic and Financial Situation in Portugal », Reports and Studies, n° 1.

DE GRAUWE, P. (1983), « Symptoms of an Overvalued Currency: The Case of the Belgium Franc », *in* DE CECCO (éd.), *International Economic Adjustment: Small Countries System*, Basic Blackwell, Angleterre.

DE GRAUWE, P. (1994), *The Economics of Monetary Integration*, Oxford University Press, 2e édition.

DE GRAUWE, P. (1997a), « The Indeterminacy of The Euro Conversion Rates. Why It Matters and How It Can Be Resolved », Communication aux Journées du GDR-E.F.I.Q., Le prix de l'euro, Université de Bordeaux IV.

DE GRAUWE, P. (1997b), « How to Fix Conversion Rates at the Start of EMU », Communication aux Journées du GDR-E.F.I.Q., Le prix de l'euro, Université de Bordeaux IV.

DE GRAUWE, P. et L. SPAVENTA (1997), « Setting Conversion Rates for the Third Stage of EMU », CEPR Discussion Paper, n° 1638, mai.

EICHENGREEN, B. et C. WYPLOSZ (1994), « Pourquoi le SME a explosé et comment le relancer? », *Revue Économique*, 45(3).

FAYOLLE, J. et C. MATHIEU (1998), « Les positions compétitives en Europe à la veille de l'Union Monétaire », *Lettre de l'OFCE*, juin.

GEWEKE, J. (1982), « Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series », *Journal of the American Statistical Association*, 77 : 304-324.

GEWEKE, J. (1984), « Inference and Causality in Economic Time Series Models », *in* GRILICHES et INTRILIGATOR (éds), *Handbook of Econometrics*, vol. 2, North Holland.

GIAVAZZI, F. et L. SPAVENTA (1990), « The " New " EM's », *in* P. DE GRAUWE et L. PAPADEMOS (éds), *The European Monetary System in the 1990s*, New York, Longman.

GRANGER, C.W.J. (1969), « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, 37 : 424-438.

HAKKIO, C.S. (1992), « Is Purchasing Power Parity a Useful Guide to the Dollar? », *Federal Reserve Bank Of Kansas City Economic Review.*

ICARD, A (1994), « La stabilité des changes en Europe : enjeux et réalité », Communication aux congrès de l'Association Internationale des Économistes de Langue Française, Luxembourg, 26-28 mai 1994.

KATSELI, L.T. (1990), « Economic Integration in the Enlarged European Community: Structural Adjustment of the Greek Economy », *in* BLISS, C. et J. BRAGA DE MACEDO (éds), *Unity with Diversity in the European Economy*, Cambridge University Press.

KEYNES, J.M. (1924), *La réforme monétaire*, Éditions du Sagittaire.

KRAVIS, I.B., A. HESTON et R. SUMMERS (1982), *World Product and Income: International Comparisons of Real Product*, The John Hopkins University Press, Baltimore.

KWIATKOWSKI, D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHIMDT et Y. SHIN (1992), « Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? », *Journal of Econometrics*, 54 : 159-178.

LAFRANCE, R., P. OSAKWE et P. ST-AMANT (1998), « Evaluating Alternative Measures of the Real Effective Exchange Rate », Banque du Canada, Document de travail 98-20.

MOREAU, E. (1954), *Souvenirs d'un Gouverneur de la Banque de France*, Éd. Génin, Paris.

OFFICER, L.H. (1976), « The Purchasing Power Parity Theory and Exchange Rates: A Review Article », *International Monetary Fund Staff Papers*, mars.

OFFICER, L.H. (1982 a), *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory, Evidence and Relevance*, JAI Press, Londres.

OFFICER, L.H. (1982 b), « The Relationschip Between the Absolute and the Relative PPP Theory of Cassel », *History of Political Economy*.

PADOA-SCHIOPPA, T. (1994), *The Road to Monetary Union in Europe*, Clarendon Press, Oxford.

RUEFF, J. (1922), « Le change, phénomène naturel », *Revue Générale des Sciences Pures et Appliquées*, réédité dans Jacques RUEFF, *Oeuvres complètes*, Tome II, Théorie Monétaire, Plon, 1979.

SAMUELSON, P.A. (1964), « Theoritical Notes on Trade Problems », *Review of Economics and Statistics*, 46 : 595-608.

STOCK, J.H. et M.W. WATSON (1989), « Interpreting the Evidence on Money-Income Causality », *Journal of Econometrics*, 40 : 161-181.

STRAUSS, J. et M.E. FERRIS (1996), « The Role of Non-Traded and Traded Wages in the Productivity Differential Model », *Southern Economic Journal*, 63(2) : 327-338.

TRICHET, J.C. (1996), *Rapport adressé à Monsieur le Président de la République et au parlement*, Banque de France.

VON HAGEN, J. et M. NEUMANN (1994), « Real Exchange Rates Within and Between Currency Areas: How Far Away in EMU? », *Review of Economics and Statistics*, 76 : 236-244.

WYPOLSZ, C. (1991), « On the Real Exchange Rate Effect of German Unification », *Welt wirtschaftliches Archiv*, 127 : 1-17.