

# ÉVOLUTION ET DÉTERMINANTS DE LA CRÉDIBILITÉ DE L'UNION MONÉTAIRE EUROPÉENNE DURANT LA PHASE DE TRANSITION UNE ÉTUDE COMPARATIVE FRANCE, ITALIE ET GRANDE-BRETAGNE

RAPHAËLLE BELLANDO, SERVANE PFISTER ET JEAN-PAUL POLLIN\*

Les marchés financiers ont mis du temps à se convaincre du projet d'union monétaire en Europe. Du moins si l'on en juge, comme on le fait d'ordinaire, par les tensions sur les changes et sur les taux d'intérêt qui ont affecté les pays concernés au début des années 1990. De sorte que la façon dont les marchés ont perçu l'entreprise d'unification monétaire a largement influencé la forme et le coût du processus de transition. C'est principalement ce qui motive une étude de cette question. Nous cherchons donc à mesurer, puis à expliquer la plus ou moins grande crédibilité que les marchés ont accordé au passage à la monnaie unique durant le processus de transition.

165

Toutefois, s'agissant de la méthode, nous pensons que l'observation des taux de change ou d'écart de taux d'intérêt à court ou à long terme ne peut pas conduire à une estimation satisfaisante de la crédibilité du projet de monnaie unique. Il se peut en effet que les marchés aient jugé irréaliste, à un moment donné, la parité d'une monnaie candidate, provoquant des tensions sur les taux courts, sans que ceci les conduise nécessairement à douter de la réalisation de l'union. De même, les taux longs combinent des anticipations à des échéances diverses qui brouillent la seule information qui nous intéresse : la valeur des écarts de taux anticipés à la date prévue pour la réalisation de l'Union monétaire<sup>1</sup>. C'est d'ailleurs pourquoi les travaux qui ont essayé d'expliquer la crédibilité comprise en ces termes (c'est-à-dire par les écarts instantanés de taux) ont généralement débouché sur des résultats ambigus<sup>2</sup>.

En fait, une union monétaire implique qu'au jour de sa mise en œuvre, le risque de change étant supprimé, les taux d'intérêt entre pays membres soient identiques pour des actifs financiers semblables en

\* Laboratoire d'Économie d'Orléans, (UMR CNRS 6586)

LEO, Faculté de droit, économie et gestion, rue de Blois, BP. 6739 - 45067 Orléans Cedex 2.

termes de risque et d'échéance. Dès lors, la mesure que nous proposons pour apprécier la crédibilité d'une telle union entre deux devises est très simple : il s'agit de comparer les taux d'intérêt implicites qui ressortent des structures par terme. Car si les marchés étaient convaincus, en 1996 par exemple, de la fusion du mark et du franc au 1<sup>er</sup> janvier 1999, les taux à terme (par exemple le taux à un an en 1999) français et allemand auraient dû être identiques à cette échéance. Si au contraire, le dispositif d'union n'était pas crédible, cela devait se traduire par des écarts de taux correspondant au risque de change, ou aux évolutions prévues du cours de la monnaie en marks. Nous cherchons donc à mesurer l'évolution des anticipations du marché financier vis-à-vis de l'Union monétaire en suivant les fluctuations dans le temps d'un même écart de taux (le taux à un an pour l'année 1999, puis pour l'année 2002), tel qu'il s'imprimait dans la chronique des structures par terme, au cours d'une période qui va de l'annonce de la mise en place de la monnaie unique à la moitié de 1997, un an et demi avant la monnaie unique.

On pourra nous objecter que l'évolution des écarts de taux à terme n'étaient pas exclusivement fonction du projet européen d'union monétaire. Le rapprochement des taux futurs implicites entre deux pays donnés peut se produire sans que ceux-ci aient la moindre intention de fondre leurs monnaies. Il peut simplement résulter de la convergence anticipée des équilibres financiers de ces deux économies. Cette critique ne nous paraît cependant pas très convaincante. D'abord, parce qu'il nous semble illusoire de prétendre distinguer dans l'évolution des écarts de taux ce qui relevait de la marche vers la monnaie unique et ce qui s'expliquait par d'autres facteurs plus ou moins liés aux fondamentaux des économies considérées<sup>3</sup>. D'autre part, notre problème n'est pas tant d'estimer l'éventualité de l'UEM sous la forme prévue par le Traité de Maastricht ; il s'agit plutôt de savoir dans quelle mesure les marchés ont anticipé une stabilisation des parités entre deux monnaies à un horizon donné, que celle-ci provienne ou non de la stratégie définie par le projet d'UEM. Or, c'est cette information qui s'inscrit pour l'essentiel dans l'évolution des écarts de taux au cours de la période sous revue, et c'est ce que nous résumons sous l'expression de crédibilité de l'union entre deux devises.

Une question délicate se pose toutefois concernant la mesure des taux à terme implicites. Car les structures par terme incorporent aux différentes échéances des primes de risque ou de liquidité qui empêchent de lire directement les anticipations des agents dans les écarts de taux entre titres de maturités différentes. Il est donc possible que les écarts de taux à terme que nous observons traduisent, au-delà des anticipations, des différences de primes de risque ou de liquidité entre marchés financiers. Mais, s'agissant de marchés largement internationalisés et qui portent sur des titres homogènes (de dette publique), il est raisonnable de considérer que

ces primes devaient être proches d'un pays à l'autre<sup>4</sup>, de sorte que les écarts que nous étudions sont essentiellement révélateurs de taux futurs anticipés. De plus, même s'il existait des différences significatives de primes de risque ou de liquidité entre les deux pays, il est probable que ces différences étaient assez stables dans le temps : elles tiennent aux préférences de terme des épargnants et des emprunteurs et sont donc peu susceptibles de changer d'un mois sur l'autre. Or, ce qui nous intéresse dans cette étude, ce sont les variations des écarts de taux à terme. Enfin, le problème des primes contenues dans les structures de taux est particulièrement gênant lorsque l'on mesure des taux implicites « longs », c'est-à-dire nécessitant le calcul d'écarts entre taux longs et taux courts. Il est probable que d'éventuelles primes contenues dans des taux à 6 ans et des taux à 7 ans, par exemple, sont sensiblement les mêmes. En calculant des taux à terme à un an, c'est-à-dire en regardant un segment relativement réduit de la courbe de taux, nous pensons gommer en partie l'effet des primes.

Dès lors, il nous semble que les écarts calculés, et leurs variations sont bien représentatifs de l'évolution de la crédibilité de l'Union monétaire que nous entendons mesurer et expliquer. Nous allons donc nous en servir pour étudier la phase de transition vers la monnaie unique, dans le cas de trois économies : la France, l'Italie et le Royaume-Uni. Plus exactement, nous allons étudier comment s'est forgée la crédibilité d'une fusion avec le mark des monnaies des trois pays dont les positions vis-à-vis de l'UEM ont été bien distinctes : la crédibilité de l'union France-Allemagne pouvait être considérée comme la condition première de l'existence d'une monnaie unique en Europe ; l'intégration de l'Italie a, au contraire, longtemps été considérée comme douteuse, car elle signifierait la constitution d'une zone monétaire large, aux caractéristiques différentes de la zone mark ; quant au Royaume-Uni, il a clairement montré, à partir de 1992 un détachement vis-à-vis de l'échéance de 1999, sinon vis-à-vis d'une échéance plus lointaine.

Nous procéderons en trois temps :

- nous allons tout d'abord présenter notre méthode pour extraire des structures de taux par pays, les écarts entre taux implicites qui constituent notre mesure de la crédibilité puisqu'ils reflètent l'espérance des variations anticipées de parité à une date donnée.

- puis nous décrirons et nous chercherons à interpréter l'évolution de ces écarts calculés pour les échéances de 1999 et 2002.

- enfin, nous essaierons d'expliquer ces évolutions, c'est-à-dire que nous tenterons d'identifier les variables qui ont affecté dans le temps la crédibilité de l'union entre les devises des trois économies considérées et le mark. Ce qui revient à se demander quels sont les coûts que ces économies ont supporté pour convaincre les marchés de leur volonté de l'Union monétaire.

## *MÉTHODE DE CONSTRUCTION DE L'INDICATEUR DE CRÉDIBILITÉ DE L'UEM*

### *Les données*

La base de données DATASTREAM fournit pour un grand nombre de pays, un ensemble d'obligations dites de référence (Benchmarks). Celles-ci sont choisies pour leur représentativité, compte tenu de leur liquidité et des volumes émis. Pour chaque échéance, on sélectionne un seul titre, qui est remplacé, lorsque son échéance ne correspond plus, par un titre dont l'échéance est mieux adaptée. On trouvera en annexe n° 1 un tableau récapitulatif des échéances disponibles pour chaque pays étudié, ainsi que le nombre d'observations et la période d'étude. Pour chaque titre de référence, on dispose en données quotidiennes d'une série du taux de rendement actuariel (noté  $y$  par la suite), et d'une série donnant la durée de vie résiduelle exacte en nombre de mois de l'obligation<sup>5</sup>, (notée  $h$ ). Pour ce travail, nous avons utilisé les données en fin de mois.

### *La méthode de construction des taux à terme*

Des travaux de la Banque de France (Ricart et Sicsic, 1995), ont permis d'établir une méthodologie rigoureuse pour reconstituer une structure par terme des taux d'intérêt, compte tenu des caractéristiques des titres disponibles sur le marché français. Toutefois, dans la mesure où la méthode est relativement coûteuse en information, et qu'il nous faudra par la suite construire des courbes de taux pour quatre pays différents, nous nous sommes limités ici à une méthode plus simple<sup>6</sup>.

168

#### **Les notations**

\*  $y(k, h, t)$  est le rendement actuariel d'une obligation en période  $t$ , où  $k$  est l'indice du pays :  $k=a$  pour l'Allemagne et  $k=b$  pour l'autre pays (France, Italie et Grande Bretagne), et où  $h$  est la durée de vie résiduelle de l'obligation en mois.

\* La variable  $h(d, t)$  est l'horizon de prévision : il s'agit du nombre de mois séparant l'observation  $t$  de l'échéance recherchée (le 31 décembre de l'année  $d$ , pour  $d=1998$  à  $2002$ ), avec  $h(1998, t) = 124-t$ , puisque 123 mois séparent la première observation (septembre 1988,  $t=1$ ) de décembre 1998. Il suffit pour les autres dates d'ajouter 12 mois à l'horizon de prévision selon  $h(d, t) = 12+h(d-1, t)$ .

\*  $f(k, d, t)$  est le taux à 1 an anticipé en  $t$  pour l'année  $d$  (du 31 décembre de l'année  $d-1$  au 31 décembre de l'année  $d$ ).

#### *Estimation de la courbe des rendements*

Nous supposons donc que la structure des taux en  $t$  peut être ajustée par un polynôme de degré deux sur la durée de vie résiduelle  $h$ , pour  $k$  et  $t$  donnés :

$$y(k, h, t) = b_0(k, t) + b_1(k, t) * (h) + b_2(k, t) * (h^2) + u(k, h, t) \quad (1)$$

Les coefficients ( $b_0(k, t)$ ,  $b_1(k, t)$  et  $b_2(k, t)$ ) sont estimés par les moindres carrés ordinaires sur les différents benchmarks disponibles en  $t$  pour le pays  $k$ .

### *Calcul des rendements estimés aux dates considérées*

On calcule ensuite pour chaque observation  $t$ , quatre variables correspondant au rendement actuariel estimé d'une obligation d'échéance le 31 décembre des 4 années nécessaires au calcul selon :

$$y(k, h(d, t), t) = b_0(k, t) + b_1(k, t) * (h(d, t)) + b_2(k, t) * (h(d, t)^2),$$

pour  $d = 1998, 1999, 2001, \text{ et } 2002$ .

### *Calcul des taux à terme implicites*

Enfin, on calcule les taux à terme implicites : il s'agit des taux à 1 an en 1999, et 2002 :

$$1 + f(k, d, t) = \frac{(1 + y(k, h(d, t), t))^{h(d, t)/12}}{(1 + y(k, h(d-1, t), t))^{h(d, t-12)/12}} \quad (2)$$

où  $f(k, d, t)$  est le taux anticipé à un an en l'an  $d$ , pour  $d=1999$  et 2002.

On obtiendra ainsi pour chaque pays étudié, deux séries de taux à terme à 1 an anticipés pour les années 1999 et 2002. Le choix de ces années se justifie pour 1999, par le fait qu'il s'agit de la date prévue initialement pour la mise en place de la monnaie unique, et pour 2002 parce que cette année est supposée clore le processus d'unification monétaire.

Les écarts de taux utilisés par la suite seront calculés comme suit :

$$ECb(d, t) = f(b, d, t) - f(a, d, t)$$

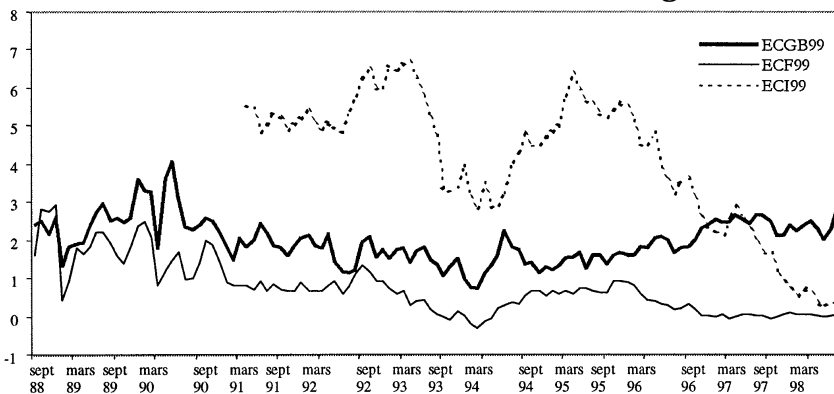
L'information que l'on peut inférer de l'observation des écarts de taux peut donner lieu à des interprétations plus ou moins précises selon les hypothèses sous-jacentes. Comme le montre l'annexe n° 2, l'hypothèse de parité de taux d'intérêt (PTI) non couverte implique que l'écart de taux à terme implicites à un an en 1999 est égal au taux de croissance anticipé du taux de change entre les deux devises considérées sur l'année 1999. On peut encore, à la suite de De Grauwe (1997), voir dans cet écart de taux, le produit de la probabilité de non réalisation de l'UEM entre les deux monnaies, et du taux de croissance anticipé du taux de change dans ce cas. A l'évidence, il est difficile de croire que la PTI est valide à des horizons si lointains. A ceci près que si les taux convergent durablement, cela signifie bien qu'on anticipe une stabilisation des parités. Il nous paraît toutefois hasardeux de tenter de distinguer dans l'écart de taux ce qui relève de la probabilité de rentrée dans l'union, et ce qui le relève du taux de croissance anticipé du cours de change<sup>7</sup>.

Nous considérons donc qu'il y a amélioration de la crédibilité de l'entrée d'une devise dans l'euro, s'il y a convergence entre ses taux d'intérêt à terme et le taux allemand. Comme, en règle générale, les taux implicites allemands sont inférieurs à ceux des autres pays, une réduction de l'écart de taux anticipés à une date future sera interprétée comme une amélioration de la crédibilité de l'entrée du pays dans l'UEM.

### ÉVOLUTION DES ÉCARTS DE TAUX

Nous commentons ici les principales caractéristiques des écarts calculés pour les 3 pays en 1999 (graphique n° 1) et en 2002 (graphique n° 2), entre septembre 1988 et juin 1998, date à laquelle on savait quels pays seraient dans l'union en 1999. Pour chaque pays, on s'intéresse au niveau et à l'évolution globale de ces écarts, puis à leurs positions respectives en fonction de l'échéance. Ce paragraphe s'achève par une analyse comparative entre pays.

**Graphique n° 1**  
**Comparaison des écarts de taux implicites en 1999**  
**entre la France, l'Italie et la Grande-Bretagne**



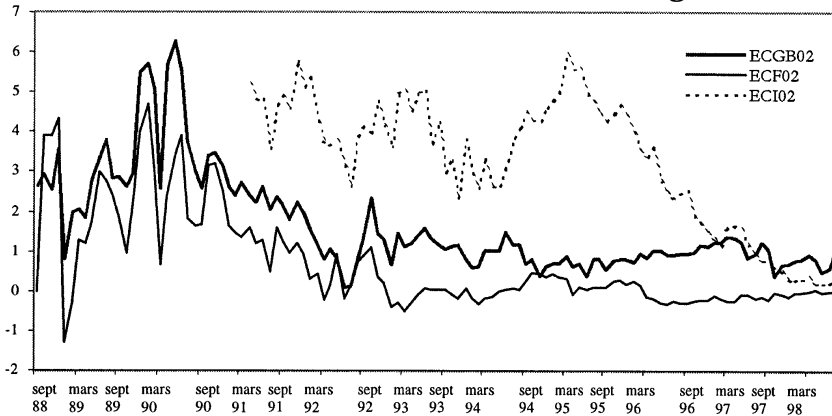
170

#### *Les écarts de taux France-Allemagne (ECF)*

Après avoir pris des valeurs assez élevées en début de période (entre 3 et 5 % selon l'échéance), les écarts de taux connaissent un mouvement de baisse plus ou moins rapide et plus ou moins marqué (les écarts en 2002 décroissent très nettement jusqu'en fin 1991 alors que les écarts en 1999 déclinent plus lentement) puis se stabilisent à des valeurs toujours inférieures à 1 %. On remarque aussi que les écarts de taux en septembre 1992 - date du référendum français sur la monnaie unique - se situent à un niveau jamais atteint ni dépassé par la suite, et ce, quel que soit l'horizon. Par ailleurs, avant la signature du Traité de Maastricht en février 1992, les taux implicites divergent d'autant plus que l'horizon est

éloigné. Après cette date, au contraire, l'hypothèse d'une convergence des taux à terme devient plus crédible en 2002 qu'en 1999. On peut y voir une incertitude sur la date de mise en place de la monnaie unique, alors qu'il semble que l'intégration in-fine (en 2002) du franc à l'UEM a été très rapidement considérée comme crédible.

**Graphique n° 2**  
**Comparaison des écarts de taux à termes implicites en 2002**  
**entre la France, l'Italie et la Grande-Bretagne**



De fait, la courbe du taux de croissance anticipé en 2002 fait preuve d'une remarquable stabilité à partir du mois d'avril 1993 : l'écart ne dépasse jamais le demi-point en valeur absolue après cette date. Un test de Student simple montre que ces écarts sont non significativement différents de zéro après cette date, alors que les écarts en 1999 sont en moyenne positifs, et demeurent significatifs plus longtemps. Il faut toutefois noter que, depuis la fin de l'année 1995, les écarts aux deux échéances tendent à se rapprocher et à s'annuler : en 1997, les marchés ne doutent plus de l'intégration de la France à l'union dès 1999. Ceci peut être rapproché de la confirmation solennelle, en octobre 1995, des engagements européens de la France.

### *Les écarts de taux Italie-Allemagne (ECI)*

Pour l'Italie<sup>8</sup>, il faut tout d'abord noter le niveau élevé de ces écarts de taux, même pour l'horizon 2002. Ils sont tous largement supérieurs à 1 % sur toute la période d'étude, et restent relativement importants sur la période récente. Par ailleurs, le profil temporel des écarts de taux paraît bien plus heurté que dans le cas français. On note en particulier une hausse brutale des écarts de taux sur la période précédant la dévaluation de la lire et sa sortie du SME, en septembre 1992. Après une relative stabilisation, la crédibilité de l'intégration de la lire à l'UEM

s'améliore jusqu'en mars 1994, date des élections législatives italiennes. La période qui suit connaît une évolution inverse, peut-être liée aux fréquentes attaques spéculatives sur la lire, dues en particulier à l'instabilité politique. Enfin, à partir de mai 1995, la crédibilité de l'intégration de la lire à l'UEM ne cesse de s'améliorer. Les autorités italiennes affichent alors leur volonté de mettre tout en œuvre pour respecter les critères de Maastricht. Enfin, comme dans le cas français, les écarts de taux se réduisent avec l'horizon. Pendant longtemps, l'entrée de la lire italienne dans la monnaie unique était plus plausible en 2002. Naturellement, les écarts de taux en 1999 tendent vers zéro à partir de mars 1998, alors que l'entrée de l'Italie dans l'union devient certaine dès la constitution de l'Union monétaire.

### *Les écarts de taux Grande-Bretagne / Allemagne (ECGB)*

Enfin, les écarts de taux implicites entre la Grande-Bretagne et l'Allemagne connaissent un mouvement de baisse jusque fin 1991 pour se stabiliser autour de 1 %. Cependant, à partir de fin 1994, ces écarts de taux augmentent à nouveau : pour l'échéance 1999, ils avoisinent les 3 % en fin de période. On pourrait lier ce constat à la montée de l'euro-scepticisme britannique qui a conduit, en juin 1996, au dépôt d'un projet de loi de référendum sur la monnaie unique. De fait, les écarts de taux implicites présentés ici conservent des niveaux relativement élevés et restent significatifs quelle que soit l'échéance. On observe par ailleurs, que, tout comme pour le cas de la France, c'est vers fin 1991 début 1992 que les écarts de taux se réduisent avec l'horizon. On note à cet égard, la relative stabilité de la courbe en 2002 qui évolue autour de 1 %. Ainsi, comme dans les cas précédents, plus la date d'entrée de la Grande-Bretagne dans l'Union monétaire est lointaine, plus sa participation est plausible. Seule la date de septembre 1992 - sortie de la livre sterling du SME - conduit à un retournement de cette situation<sup>9</sup>.

172

- *Parmi les trois pays étudiés, la France est celui dont l'entrée dans la monnaie unique est la plus crédible aux yeux des marchés.*
- *Les écarts de taux implicites avec l'Italie sont les plus importants en moyenne, en particulier relativement à la livre sterling. Il se peut alors qu'ils traduisent plus une tendance à la dépréciation de la lire qu'un écart de probabilité sur la participation de ce pays à l'Union monétaire.*
- *Cependant, la comparaison Italie / Grande-Bretagne montre que les écarts de taux entre l'Italie et l'Allemagne se sont considérablement réduits alors que ceux de l'Angleterre s'accroissent à partir 1995. La volonté affirmée des autorités italiennes de tout mettre en œuvre pour participer dès 1999 à la monnaie unique semble avoir été favorablement perçue par les marchés.*



## *DÉTERMINANTS DE LA CRÉDIBILITÉ DE L'UNION MONÉTAIRE*

Pour la suite de ce travail, nous nous intéressons aux écarts de taux à terme à partir d'octobre 1990 (à l'exception de l'Italie pour laquelle les taux implicites ne sont estimés qu'à partir d'avril 1991). La première motivation de ce choix est historique : c'est en octobre 1990, au Sommet de Rome, que les pays européens (à l'exception de la Grande-Bretagne) se sont accordés pour introduire la monnaie unique. D'autre part, c'est à cette date que la livre sterling intègre, avec des marges élargies, le SME. Une autre raison, plus technique, nous a conforté dans le choix de ce point de départ de nos estimations : les séries d'écarts de taux implicites pour la France et la Grande-Bretagne ne sont pas stationnaires sur la période totale de disponibilité des données alors qu'elles le sont si on fait débiter l'échantillon en 1990<sup>10</sup>.

C'est aussi pour des raisons du même ordre que nous avons décidé d'arrêter la période d'estimation au 2<sup>ème</sup> trimestre 1997. Au-delà de cette date, les écarts de taux pour la France deviennent négligeables et ne varient plus, ce qui rend illusoire toute tentative d'explication de leur évolution. Pour préserver l'homogénéité de la comparaison avec l'Italie et la Grande-Bretagne, nous avons renoncé à étudier la suite de la convergence (qui d'ailleurs se prolonge encore dans le cas du Royaume-Uni) pour ces deux pays.

Dans une première étape, nous présentons les variables explicatives retenues, puis nous cherchons leur degré d'intégration. Ensuite nous étudions, pays par pays, la causalité au sens de Granger de ces variables vers les écarts de taux en 1999 et en 2002, dans un cadre bivarié tout d'abord, puis dans des VAR d'ordre plus élevé<sup>11</sup> incluant l'ensemble des variables d'influence. Bien entendu, nous ne supposons pas l'existence d'un modèle stable sur lequel se fonderaient indéfectiblement les marchés pour évaluer la crédibilité de l'entrée d'une monnaie dans l'union. Au contraire, certaines variables ont dû jouer un rôle puis être abandonnées. Ce qui motive d'ailleurs la question de la stabilité de l'influence des variables, par laquelle nous concluons l'étude de chacun des écarts sous-revue.

### *Les variables explicatives*

Quatre types de variables sont utilisées. D'une part, nous nous sommes inspirés de la littérature concernant les crises spéculatives et les risques d'effondrement d'un régime de changes fixes, pour spécifier certaines variables explicatives. Nous avons ainsi retenu des indicateurs de la compétitivité extérieure des pays (les taux de couverture des exportations par les importations). En effet, les travaux sur les crises de balances des paiements<sup>12</sup> désignent des problèmes de compétitivité comme déclencheurs possibles des attaques spéculatives.

**Encadré n° 1****Séries et notations utilisées dans le travail économétrique**

Toutes les séries sont mensuelles. Une dernière lettre est ajoutée indiquant le pays (*A* pour l'Allemagne, *F*, *IT* ou *GB* pour les trois autres pays). Les données financières sont issues des Statistiques financières internationales du FMI, la production industrielle, les taux courts et les taux de chômage proviennent de l'OCDE, les autres données étant de sources nationales.

- *indicateurs de compétitivité extérieure*

*TC* : Taux de couverture

- *mesures des tensions sur l'activité*

*OG* : Output gap calculé sur l'indice de la production industrielle par le filtre de Hodrick-Prescott

*CH* : Taux de chômage

- *critères de Maastricht*

*DTPC* : Taux de croissance mensuel de la dette publique à prix constants (France et Allemagne seulement)

*INF* : Taux d'inflation (calculé à partir des prix à la consommation)

- *taux courts et situation du marché des changes*

*I* : taux à 3 mois à Londres (à Paris pour la Grande-Bretagne)

*ETIC* : Le différentiel de taux courts entre le pays considéré et l'Allemagne

*M* : Taux de change en fin de mois contre mark (nombre de marks pour une unité de monnaie de l'autre pays)

174

D'autre part, nous introduisons des variables reflétant les tensions sur l'activité (taux de chômage et *output gap*), il s'agit en quelque sorte de mesurer le coût en termes d'emploi ou de croissance de la transition vers l'Union monétaire. En effet, à la suite des travaux d'Obsfeld (1991) et des crises de changes de 1992-1993, s'est développée l'approche dite de clause de sortie<sup>13</sup>. Elle suppose qu'un gouvernement va décider de rester dans un système de change fixe en fonction de ses objectifs macroéconomiques (qui vont donc affecter la crédibilité de la parité) et d'un coût de sortie du système. Le principe sous-jacent est simple : une hausse du taux de chômage augmente le coût pour le pays de maintenir une politique monétaire restrictive. Lorsque le chômage devient trop élevé, on considère que le coût d'appartenance au système de change fixe devient supérieur au coût de sortie du système, ce qui réduit la crédibilité de la parité centrale. Certains auteurs ont alors attribué les crises de changes du SME en 1992 et 1993, à une perte de crédibilité du franc, due en particulier à un chômage trop élevé en France. En revanche, le fait d'accepter un chômage élevé, c'est-à-dire le choix d'une

politique de rigueur, peut être interprété comme faisant preuve de la volonté d'honorer, quoiqu'il en coûte, les engagements pris dans le cadre de la construction monétaire européenne. Le prix payé mesure en quelque sorte la détermination des autorités du pays considéré et conditionne la crédibilité de leur projet. Ainsi, les autorités monétaires françaises, en s'opposant à une dévaluation du franc dans le SME en dépit de la hausse du chômage, ont sans doute renforcé la crédibilité de leur discours.

C'est pourquoi les travaux empiriques font apparaître des résultats ambigus quant au signe de la liaison entre chômage et crédibilité<sup>14</sup>. Un de nos objectifs est précisément de détecter ces possibles effets à partir d'une méthode différente de celles utilisées jusqu'ici, puisque nous étudions l'incidence du chômage sur les écarts de taux à terme implicites et non sur les écarts de taux instantanés.

Nous intégrons par ailleurs l'évolution des dettes publiques<sup>15</sup> (pour la France et l'Allemagne uniquement) et le taux d'inflation, variables liées aux critères de Maastricht. Enfin, nous avons recours à des indicateurs des tensions sur le marché des changes : les taux d'intérêt courts (qui donnent aussi une information sur le caractère plus ou moins restrictif de la politique monétaire) et le taux de change par rapport au mark.

Pour chacune de ces séries, nous avons calculé le degré d'intégration à l'aide de tests de Dickey-Fuller augmentés, le nombre de retards étant sélectionné par le critère BIC. Les valeurs critiques sont calculées selon la méthode de Mackinnon (1991) en fonction du nombre d'observations. Le tableau n° 1 résume les résultats de ces tests.

Comme nous l'avons dit plus haut, les séries d'écarts de taux sont stationnaires, à l'exception notable de l'Italie. Dans la suite de ce travail, les séries stationnaires en niveau seront utilisées directement alors que les autres seront différenciées.

**Tableau n°1**  
**Résultats des tests de racines unitaires à 10 %<sup>16</sup>**

Séries	Allemagne	France	Italie	Grande Bretagne
EC99		I(0)	I(1)	I(0)
EC02		I(0)	I(1)	I(0)
TC	I(0)	I(0)	I(0)*	I(0)
OG	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
CH	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)*
DTPC	I(0)	I(0)		
INF	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
I	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
ETIC		I(0)	I(1)	I(1)
M		I(1)	I(1)	I(1)

\* Ces variables sont stationnaires en niveau mais possèdent un *trend* déterministe, elles seront utilisées *détrendées* lors des tests de causalité.

I(0) signifie que les variables sont stationnaires en niveau, I(1) en différences premières.

*La France**Etude des déterminants de l'écart de taux en 1999*

Nous utilisons les tests de causalité à la Granger pour examiner l'existence d'une causalité des déterminants supposés des écarts de taux. Le tableau n° 2 présente les résultats pour les seules variables dont l'absence de causalité a pu être rejetée à un seuil inférieur à 10 %. Pour évaluer le signe de l'influence d'une variable, nous avons utilisé de façon standard les fonctions de réponse.

On rappelle tout d'abord le principe d'interprétation : une variable ayant une influence positive entraînera, en cas de hausse, une réduction de la crédibilité de l'Union monétaire, alors que l'augmentation d'une variable d'influence négative correspondra à une amélioration de la crédibilité.

**Tableau n° 2**  
**Tests de causalité bivariés : les écarts France-Allemagne en 1999**

Série	Lag	F(Granger)	Signe
TCF	1	3.32*	-
TCA	1	4.38**	-
OGF	1	13.33***	+
OGA	1	10.48***	+
$\Delta$ CHF	2	4.63***	-
$\Delta$ CHA	3	2.94**	-
DTPCF	3	3.50**	+
DTPCA	1	3.87**	-

L'hypothèse nulle est ici l'absence de causalité de la série sur l'écart de taux.

\* indique que l'hypothèse nulle est rejetée à 10 % \*\* elle est rejetée à 5 % \*\*\* elle est rejetée à 1 %

L'influence du taux de couverture français joue dans le sens attendu : une amélioration du solde extérieur français améliore la crédibilité de l'Union en 1999. Le signe de la variable allemande s'explique, nous y reviendrons, par la liaison entre les deux variables.

On observe ensuite que les variables de croissance (*output gap* et variations du taux de chômage) sont toutes présentes. Elles jouent toutes dans le même sens : une croissance réelle faible, qui correspond à un *output gap* négatif et à une augmentation du chômage, implique selon nos résultats, une amélioration de la crédibilité. Le fait que les signes des variables soient les mêmes pour les deux pays considérés traduit peut-être simplement la corrélation entre les conjonctures française et allemande<sup>17</sup> : ce serait donc la situation globale de la zone qui serait déterminante plutôt que les écarts de conjoncture. On peut alors

interpréter les différents effets mis en évidence ici : le simple fait que les autorités françaises acceptent de payer un coût élevé en termes de croissance et d'emploi, pour s'aligner sur le cheminement de l'économie allemande, et sur sa politique économique, et ce, alors même que le coût en termes de chômage est plus élevé en France, renforce la conviction des marchés que l'on fera l'Union.

Enfin, les variables de dettes jouent avec un signe opposé : une hausse de la dette française augmente l'écart de taux, tandis que l'accroissement de la dette allemande le réduit. Plus que le respect du critère de Maastricht concernant la dette, c'est donc le rapprochement de l'évolution des dettes publiques des deux pays qui rend plus probable l'unification monétaire. Nous verrons toutefois par la suite que seule la dette française joue significativement dans un modèle global, et que l'influence de celle-ci s'estompe au cours du temps.

Nous cherchons ensuite à détecter d'éventuelles redondances entre les causalités individuelles des variables de même type. Il s'agit de voir, d'une part, si un même indicateur observé en France et en Allemagne contient deux informations complémentaires ou substituables. Il s'agit enfin de vérifier si les deux indicateurs des tensions sur l'activité (*output gap* et variations du taux de chômage) contiennent des informations différentes pour prévoir l'écart de taux. Les résultats sont présentés dans le tableau n° 3. Pour chaque relation testée, le nombre de retards est égal au nombre maximum des *lags* obtenus dans les tests de causalité bivariés pour les deux explicatives (voir tableau n° 2). Par ailleurs, les cinquième et sixième colonnes donnent le résultat d'un test sur la significativité globale des deux explicatives. Comme nous avons de bonnes raisons de penser que celles-ci sont colinéaires, le Fisher global fournit alors un test plus fiable de l'influence des variables que les Fisher individuels.

Le tableau n° 3 fait apparaître deux résultats. D'une part, les variables allemandes contiennent une information redondante relativement aux variables françaises. Le Fisher de causalité est à chaque fois nettement inférieur pour la variable allemande, et la probabilité d'une absence de causalité est toujours supérieure à 25 %. Pour les variables françaises, on observe un relatif affaiblissement des indicateurs de causalité après introduction de la variable allemande équivalente. D'autre part, l'introduction simultanée de l'*output gap* français et de la variation du chômage entraîne une diminution relative des indicateurs de causalité pour chacune des variables, alors même que leur influence globale semble très significative. Cela traduit simplement le fait que les deux variables contiennent logiquement une information très proche sur l'écart de taux en 1999.

**Tableau n° 3**  
**VAR d'ordre 3 : redondance des causalités des variables de même nature sur l'écart en 1999**

Variables		Fisher	Proba	Fisher global *	Proba	Lag
Taux de couverture	TCF	2,08	0,15	2,43	0,095	1
	TCA	0,96	0,33			
<i>Output gap</i>	OGF	3,35	0,07	6,37	0,003	1
	OGA	1,24	0,27			
Variations du taux de chômage	$\Delta$ CHF	2,20	0,10	2,13	0,06	3
	$\Delta$ CHA	0,50	0,68			
Variations des Dettes publiques	DTPCF	2,20	0,10	2,20	0,05	3
	DTPCA	1,24	0,30			
<i>Output gap</i> et chômage français	OGF	2,12	0,13	3,82	0,007	2
	$\Delta$ CHF	1,96	0,15			

Cette statistique teste l'influence globale des deux variables explicatives sur l'écart de taux, l'influence des décalages de la variable expliquée n'étant pas incluse.

A l'issue de l'étape précédente, il semble souhaitable d'introduire dans un VAR global visant à étudier les déterminants des écarts de taux, les seules variables françaises, et de mettre alternativement l'*output gap* ou les variations du chômage à côté des autres variables. Dans la mesure où les variables subsistant après ce premier tri sont de nature différente, on peut penser - et vérifier - que chacune d'elle conserve une causalité après introduction des autres.

Le tableau ci-dessous résume les résultats. Le nombre de retards est simplement égal à 3, ce qui est nécessaire pour prendre en compte la causalité de la variable de dette publique.

**Tableau n°4**  
**Modèle VAR global pour les écarts France-Allemagne en 1999**

		TCF	OGF	$\Delta$ CHF	DTPCF	F global *
<b>Modèle 1</b>	signe	-	+		+	
	Fisher	4,60	5,36		4,60	4,35
	Pr**	(0,006)	(0,002)		(0,006)	(0,0002)
<b>Modèle 2</b>	signe	-		-	+	
	Fisher	3,56		3,79	3,58	3,69
	Pr**	(0,02)		(0,01)	(0,02)	(0,001)

\* Cette statistique teste l'influence globale des trois variables explicatives sur l'écart de taux.

\*\*Entre parenthèses figure la probabilité de l'hypothèse nulle d'absence de causalité.

Les différentes variables introduites gardent une causalité significative et de même signe sur les écarts de taux. On retrouve l'ensemble des effets

décrits dans l'étude de causalité simple : une amélioration du solde extérieur français, une dégradation de la conjoncture française (*output gap* négatif, ou hausse du taux de chômage), ou une diminution de la dette française renforcent la croyance selon laquelle la monnaie unique se fera en 1999. Au total, les variables de rigueur sont toutes présentes et agissent sur l'écart de taux dans le sens précédemment commenté lors des tests de causalité bivariés.

Pour terminer cette étude des déterminants de la crédibilité de l'Union monétaire mark-franc en 1999, nous cherchons à tester la robustesse des modèles obtenus, par une étude de leur stabilité temporelle<sup>18</sup>. On observe tout d'abord une nette dégradation de l'influence de la dette française, et ce, dans les deux modèles. L'influence n'est plus significative à partir du début 1992. A cet égard, il est d'ailleurs vite apparu que le niveau et l'évolution des dettes publiques ne seraient pas un critère discriminant pour l'entrée dans l'UEM.

En outre, on remarque un affaiblissement en fin 1993 de l'influence du taux de couverture. Enfin, on note qu'au seuil de 5 %, la seule variable à causer significativement les écarts de taux en 1999 est la variation du chômage français. Ainsi, encore une fois, le coût supporté par l'économie française renforce, pour les marchés, la croyance selon laquelle l'unification monétaire se fera à la date initialement prévue, en 1999.

179

### *Etude des déterminants de l'écart de taux en 2002*

L'étude des déterminants de l'écart de taux implicites entre France et Allemagne en 2002 s'avère plus délicate, dans la mesure où, nous l'avons vu plus haut, cet écart se stabilise rapidement autour de zéro.

Seule la conjoncture allemande joue un rôle ici. Une amélioration de conjoncture ou une baisse du taux de chômage allemand augmente les écarts de taux. On retrouve par ailleurs l'effet des dettes publiques avec le même signe que pour les écarts en 1999. De même, le taux de couverture français semble influencer la crédibilité de l'Union monétaire à l'échéance 2002. Au contraire, la variable allemande ne joue plus.

Enfin, la causalité des variations du taux français joue dans le sens suivant : une hausse du taux court français renforce la crédibilité de l'union en 2002. Ceci traduit peut-être le fait que la résistance très forte des autorités monétaires françaises aux attaques de change en 1992 et 1993 a renforcé la conviction des marchés sur la volonté française de passer à l'euro.

A l'exception des variables de dette publique, il n'est pas nécessaire ici de tenter de détecter une éventuelle redondance entre variables françaises

**Tableau n° 5**  
**Tests de causalité bivariés : les écarts France-Allemagne en 2002**

Série	Lag	F(Granger)	Signe
TCF	1	6,50**	-
OGA	1	3,28*	+
$\Delta$ CHA	3	2,99**	-
DTPCF	3	3,24**	+
DTPCA	1	3,48*	-
$\Delta$ IF	1	3,46*	-

Voir notes du tableau n° 2.

et allemandes. On observe que les indicateurs de dette publique restent significativement influents, avec les mêmes signes que dans les tests de causalité bivariés. Par contre, les deux variables allemandes (*output gap* et variations du taux de chômage) portent une information semblable sur l'écart de taux en 2002. L'*output gap* allemand perd toute influence significative dès lors qu'on l'introduit conjointement à variable de chômage. La significativité d'ensemble des deux variables ne semble toutefois pas très forte.

A cet égard, lorsque nous introduisons dans un modèle global les variables dont les étapes précédentes nous ont montré l'influence présumée, on observe que le chômage allemand n'intervient plus de façon significative. Le tableau n° 6 fait apparaître les résultats d'un modèle global excluant cette variable. Les influences des autres indicateurs restent de même signe encore une fois.

Nous terminons enfin cette étude des déterminants des écarts de taux en 2002, par une étude de stabilité de l'influence des variables dont nous avons conclu à la causalité sur la période totale. La conclusion est immédiate : à l'exception des variations du taux court français, l'influence de toutes les variables s'effondre très rapidement. Le taux court français en différences premières joue de façon assez significative sur les échantillons incluant des dates antérieures à février 1993.

**Tableau n° 6**  
**Influence jointe des variables dans un modèle VAR global pour les écarts en 2002**

	TCF	DTPCF	DTPCA	$\Delta$ IF	F global
signe	-	+	-	-	
Fisher	3.21	3.43	3.23	2.36	3.03
Pr	(0.029)	(0.024)	(0.029)	(0.080)	(0.002)

Voir notes tableau n° 4.

Cela est compatible avec l'idée développée plus haut : dans le même temps où les marchés testent la résistance du franc, les autorités françai-



ses résistent à la tentation de dévaluer en relevant leurs taux, et renforcent leur crédibilité par cette action. Au-delà de 1993, aucune variable n'a d'influence significative. Nous l'avons vu plus haut, à partir de cette époque nos écarts ne sont plus significatifs, et indiquent que le marché croît dans la mise en place de la monnaie unique en 2002.

La question est alors de savoir pourquoi les taux français agissent sur l'écart en 2002 sans affecter l'écart en 1999 ? On peut concevoir que la « résistance » des autorités françaises aux attaques contre le franc a renforcé la croyance dans le passage à l'euro *in fine*, tout en n'affectant pas la croyance selon laquelle celui-ci se ferait à l'échéance prévue dans le Traité de Maastricht, celle-ci se fondant sur le coût en chômage que la France était prête à supporter pour rentrer en temps et en heure dans l'Union.

- *Au total, en 1999, c'est la montée du chômage qui paraît avoir forgé progressivement la croyance des marchés en l'unification monétaire, alors même que l'on a souvent considéré que la gravité des problèmes d'emploi risquait de provoquer la rupture de la parité mark-franc. Toutes les autres variables, et notamment les indicateurs retenus par le Traité de Maastricht, ne semblent avoir joué qu'un rôle éphémère dans la conviction des marchés.*
- *Il en est de même pour l'échéance de 2002, où seules les évolutions du taux court français, semblent avoir joué un rôle significatif au début des années 1990. Mais dans ce cas, la réduction rapide des écarts de taux à terme rend sans objet toute tentative d'explication.*

181

### *L'Italie*

#### *Etude des déterminants de l'écart de taux en 1999*

Les écarts de taux implicites italiens étant intégrés d'ordre 1, nous avons vérifié la possible co-intégration bivariée entre ces écarts et les variables explicatives non stationnaires en niveau, en testant la stationnarité des résidus de la régression des écarts sur l'explicative. Aucune des variables n'est co-intégrée avec les écarts de taux en 1999 ni en 2002. Nous travaillerons donc sur les différences premières de la série.

Le tableau n° 7 présente les résultats des tests de causalité bivariés pour les seules variables dont la causalité a été démontrée. De façon logique, une amélioration du solde extérieur italien conduit à un accroissement de la crédibilité d'une union mark-lire. On retrouve, comme dans le cas français, l'influence des variables d'*output gap* et de chômage, à l'exception notable du chômage italien. On observe une relation positive entre

l'*output gap* italien et l'écart de taux. C'est-à-dire qu'une dégradation de la conjoncture italienne améliore la crédibilité d'entrée de la lire dans la monnaie unique. De même, une réduction de l'*output gap* allemand, ou une augmentation du chômage entraînerait une variation négative de l'écart de taux en 1999 et donc à une amélioration de la crédibilité d'une union mark-lire. Une mauvaise conjoncture allemande (c'est-à-dire un *output gap* négatif ou une hausse du chômage) conduirait à un relâchement de la rigueur économique impliquée par la phase de transition vers la monnaie unique, et donc à une introduction plus plausible de la lire italienne dans l'union monétaire.

**Tableau n° 7**  
**Tests de causalité bivariés : les écarts Italie-Allemagne en 1999<sup>19</sup>**

Série		Lag	F(Granger)	Signe
Taux de couverture italien	TCIT	1	5,42**	-
<i>Output gap</i> allemand	OGA	1	5,90**	+
<i>Output gap</i> italien	OGIT	1	2,70*	+
Variations du chômage allemand	$\Delta$ CHA	2	2,48*	-
Variations du taux court allemand	$\Delta$ IA	1	9,73***	+

Voir notes tableau n° 2

182

Enfin, la variable la plus influente est le taux court allemand dont l'augmentation semble conduire à une réduction de la crédibilité d'une union mark-lire. On pourrait interpréter ceci de la manière suivante : une augmentation du taux court allemand peut être le signe d'un resserrement de la politique monétaire allemande. Or, la volonté affichée des autorités italiennes de respecter les critères de Maastricht, associée à un processus de convergence vers la situation allemande, risque de pousser les taux italiens vers des niveaux difficilement soutenable pour l'économie. Un accroissement de la rigueur monétaire allemande compromettrait alors l'introduction de la lire dans la monnaie unique.

Dans notre recherche des influences jointes et d'éventuelles redondances dans l'influence des variables, nous obtenons un résultat au premier abord difficilement interprétable. On a déjà vu que le chômage italien ne causait pas les écarts de taux, or, il s'avère que, dans des modèles joints, aucune variable italienne ne joue. Le tableau n° 8 en fournit plusieurs exemples : le modèle 1 montre la perte de significativité relative des deux *output gaps*, perte beaucoup plus nette pour l'indicateur italien. Le modèle 2 atteste de la perte d'influence du taux de couverture italien en présence des variables allemandes.

**Tableau n° 8**  
**Causalités jointes des variables explicatives sur l'écart  
de taux en 1999**

	Série		Fisher	Proba	Fisher global	Proba	Lag
<b>Modèle 1</b>	<i>Output gap</i> allemand	OGA	2,407	0,126	3,302	0,043	1
	<i>Output gap</i> italien	OGIT	0,732	0,395			
<b>Modèle 2</b>	Taux de couverture italien	TCIT	0,863	0,356	4,366	0,007	1
	<i>Output gap</i> allemand	OGA	1,017	0,32			
	Variations du taux court allemand	$\Delta$ IA	5,231	0,026			
<b>Modèle 3</b>	Taux de couverture italien	TCIT	1,566	0,217	3,435	0,006	2
	Variations du chômage allemand	$\Delta$ CHA	3,097	0,053			
	Variations du taux court allemand	$\Delta$ IA	3,933	0,025			

Voir notes tableau n° 3.

Dans le modèle 3, le même résultat est obtenu et ne restent significatives que les variables allemandes : taux d'intérêt et chômage. D'autres combinaisons des différentes variables individuellement significatives donnent des résultats identiques.

Il peut paraître choquant de n'expliquer l'écart de taux en 1999 entre l'Italie et l'Allemagne qu'à partir de variables allemandes. Toutefois, nous n'avons testé jusqu'ici que la crédibilité d'une union mark-lire sans prendre en compte l'éventuelle entrée d'autres pays dans l'Union monétaire. Or, il se peut que l'entrée de l'Italie dans l'UEM soit soumise à la condition nécessaire de la participation de la France, par exemple.

Dans la mesure où l'entrée de l'Italie dans l'UEM est largement conditionnée par celle de la France, nous introduisons les différences premières de l'écart de taux France-Allemagne en 1999. On observe que ses variations causent celles de l'écart de taux italien avec un signe positif. C'est-à-dire que les marchés estiment que l'union mark-lire est d'autant plus probable que la crédibilité de l'union mark-franc est forte.

**Tableau n° 9**  
**Causalité simple de la variable de crédibilité de l'union  
mark-franc sur la crédibilité italienne en 1999**

Série		Lag	F(Granger)	Signe
Variations des écarts de taux France -Allemagne en 1999	$\Delta$ ECF99	1	5,56**	+

Quand on introduit cette variable dans un modèle global, on fait ressortir comme seules variables significatives non redondantes, le taux court allemand et l'écart de taux France-Allemagne. Le tableau n° 10

présente les résultats de cette estimation. Les deux variables sont significativement influentes, et ce, dans le même sens que celui décrit dans les tests bivariés. Par ailleurs, une procédure récursive montre que seul le taux allemand garde durablement une influence.

**Tableau n°10**  
**Modèle global pour l'écart de taux en 1999 en Italie**

	$\Delta ECF99$	$\Delta IA$	F global *
signe	+	+	
Fisher	4,36	8,28	7,44
Pt**	(0,041)	(0,005)	(0,001)

Voir notes tableau n° 4.

En définitive, notre tentative d'explication des déterminants de la crédibilité d'une union monétaire, incluant la lire italienne, débouche sur des résultats plutôt décevants. Ceci s'explique probablement par la faible probabilité que les marchés ont longtemps accordé à cette hypothèse. Tout juste peut-on noter le rôle déterminant de la convergence des conditions monétaires entre les partenaires du noyau dur de la zone monétaire en constitution. Et dans ce processus, la politique de taux d'intérêt de la Bundesbank semble exercer un rôle tout particulier. Par la fixation de ses taux, la banque centrale allemande semblait pouvoir exercer (dans l'esprit des opérateurs) une sorte de droit de veto sur l'entrée de la lire italienne dans l'euro.

184

*Etude des déterminants de l'écart de taux en 2002*

L'étude des déterminants de la crédibilité en 2002 est plus intéressante : on a longtemps considéré que l'entrée de l'Italie dans l'Union n'était pas réellement envisageable dès 1999, alors que la candidature italienne pourrait être retenue lors d'un second tour. Les résultats de cette étude<sup>20</sup> sont présentés dans le tableau n° 11. L'écart de taux en 2002 étant intégré d'ordre 1, il est utilisé ici en différences premières.

**Tableau n° 11**  
**Tests de causalité bivariés :**  
**écarts de taux Italie-Allemagne en 2002**

Série		Lag	F(Granger)	Signe
Variations du taux court italien	$\Delta IIT$	1	3.98**	+
Variations des écarts de taux courts	$\Delta ETICIT$	1	4.93**	+
Variations du taux de change	$\Delta MIT$	1	4.74**	-

Voir notes tableau n° 2.

Les marchés ont traité de façon très différente la perspective d'union monétaire selon l'échéance considérée. Les déterminants explicatifs de l'union mark-lire n'ont plus rien de commun avec ceux relatifs à 1999 : seules ressortent des variables financières italiennes.

Ainsi, une variation positive du taux court italien ou des écarts de taux courts Italie-Allemagne conduit à une détérioration de la crédibilité d'une union mark-lire. De même, une dépréciation de lire<sup>21</sup> joue aussi dans le sens d'une dégradation de cette crédibilité. En dépit de la liberté prise par l'Italie à l'égard des mécanismes du SME à partir de 1992, les autorités italiennes ont manipulé leurs taux courts dans le but de défendre la parité de leur monnaie. Or, il apparaît que ces interventions et les attaques contre la lire qui les ont motivées ont rendu moins plausible pour les marchés l'intégration future de la lire à la zone euro. Ils ont d'ailleurs été confortés dans cette opinion par le fait que les autorités italiennes ont été contraintes à plusieurs reprises de renoncer à leurs engagements. Au contraire de la France (et précisément parce que le comportement des autorités monétaires a été différent) on observe une certaine coïncidence entre crédibilité instantanée de la parité, et crédibilité de l'Union monétaire.

L'étude des redondances de causalité entre les variables de taux d'intérêt et celle de change nous conforte dans cette interprétation. Le tableau n° 12 montre que l'information contenue dans les trois variables distinguées est identique : on retrouve des Fisher individuels non significatifs, alors que l'influence globale des variables reste significative.

Enfin, une étude de la stabilité des résultats montre que l'influence globale des deux variables sur l'écart de taux en 2002 se dégrade immédiatement après la sortie de la lire italienne du mécanisme de change du SME.

185

**Tableau n° 12**  
**Redondance des causalités des variables explicatives**  
**sur l'écart de taux en 2002 en Italie**

Série		Signe	Fisher	Proba	Fisher global	Proba	Lag
Variations des écarts de taux courts	$\Delta$ ETICIT	+	1,681	0,199	3,213	0,047	1
Variations du taux de change	$\Delta$ MIT	-	1,455	0,232			
Variations du taux court italien	$\Delta$ IIT	+	1,388	0,243	3,056	0,054	1
Variations du taux de change	$\Delta$ MIT	-	2,113	0,151			

Voir notes tableau n° 3

- *Pour l'horizon 1999, la crédibilité de l'Union monétaire mark-lire paraissait peu vraisemblable au début des années 1990, et ne semblait*

*pouvoir se construire que par une réduction des exigences monétaires allemandes, et la convergence des partenaires du noyau dur.*

- *Au contraire, la crédibilité italienne à l'échéance 2002, semble dépendre des variations du taux court italien, et de la situation de la lire sur le marché des changes. A la différence du cas français, une augmentation des taux courts italiens joue ici en défaveur de la crédibilité. Ce résultat est d'ailleurs logique : alors que les autorités monétaires françaises ont réussi à tenir leur parité grâce à des taux d'intérêt élevés, les Italiens ont dû renoncer à tenir leurs objectifs de change. Dans ces conditions, les marchés interprètent les tensions sur les taux italiens comme l'indice précurseur d'une politique plus laxiste rendant moins plausible la stratégie d'Union monétaire.*

### *La Grande-Bretagne*

#### *Etude des déterminants de l'écart de taux en 1999*

Ce travail sur les écarts de taux implicites en 1999 n'est effectué qu'à titre indicatif puisque l'entrée de la Grande-Bretagne, au sein de l'Union monétaire à cette date, n'a jamais été considérée comme probable. Tout au plus peut-on s'intéresser à l'éventuelle stabilisation de la livre sterling à cet horizon relativement aux monnaies de l'Union. Nous traiterons par conséquent plus rapidement ce paragraphe pour nous consacrer plus largement à l'explication des écarts en 2002.

Comme dans le cas français, une augmentation du chômage britannique semble conduire, selon nos estimations, à une réduction de l'écart de taux en 1999. Toutefois, compte tenu de la position opposée adoptée par les autorités des deux pays, en particulier du point de vue de l'UEM, la lecture que nous donnons à ce résultat est différente. Le refus des autorités britanniques de sacrifier les objectifs internes de politique monétaire, semble avoir convaincu les marchés depuis 1994-1995, que la Grande-Bretagne n'intégrera pas la monnaie unique en 1999. Dans ces conditions, la relative embellie de l'économie britannique, et la réduction notable du chômage, depuis cette date, ont conduit à l'accroissement de l'écart de taux en 1999.

**Tableau n° 13**  
**Tests de causalité bivariés : le taux de croissance anticipé en 1999**

Série		Lag	F(Granger)	Signe
Chômage britannique	CHGB	1	2.91*	-
Variations du taux de change	$\Delta$ MGB	1	3.00*	+

Voir notes tableau n° 2

Par ailleurs, une dépréciation de la livre sterling conduit à une réduction de l'écart de taux entre la Grande-Bretagne et l'Allemagne. Nous reviendrons sur ce point lors de l'étude sur l'écart en 2002, cette variable perdant ici toute influence dès que nous l'introduisons aux côtés du taux de chômage britannique.

En effet, lorsque nous introduisons ces deux variables dans un VAR d'ordre 3 (voir tableau n° 14), les variations du taux de change ne sont plus significatives à 10 %. Les évolutions du taux de change mark-livre apporteraient une information vraisemblablement redondante par rapport à celle introduite par le chômage britannique.

**Tableau n° 14**  
**VAR d'ordre 3 pour l'écart en 1999 en Grande-Bretagne**

Série		Signe	Fisher	Proba	Fisher global*	Proba	Lag
Chômage britannique	CHGB	-	3,66	0,06	3,39	0,04	1
Variations du taux de change	$\Delta$ MGB	+	2,41	0,12			

Voir notes tableau n° 3.

En définitive, la seule relation d'intérêt est ici la causalité bivariée entre chômage britannique et écarts de taux en 1999. Notons à cet égard que l'influence du chômage sur l'écart de taux en 1999 reste significative à 5 % jusqu'en 1993, date où il devient clair que la Grande-Bretagne n'intégrera pas l'euro en 1999.

187

*Etude des déterminants de l'écart de taux en 2002*

L'étude des déterminants de l'écart de taux Grande-Bretagne Allemagne en 2002 apparaît à bien des égards plus intéressante que celle des écarts en 1999, puisqu'on a su très rapidement que la livre ne ferait pas partie du premier tour de l'euro. De fait, les résultats tranchent nettement avec ceux de l'étude de l'écart en 1999. Ils sont exposés dans le tableau n° 15.

**Tableau n° 15**  
**Tests de causalité bivariés :**  
**le taux de croissance anticipé en 2002<sup>22</sup>**

Série		Lag	F(Granger)	Signe
Chômage britannique	CHGB	2	3,21**	+
Taux court britannique	IGB	1	4,28**	+
Variations du taux de change	$\Delta$ MGB	1	2,75*	+

Voir notes tableau n° 2

Tout d'abord, nous obtenons, pour la première fois dans le cadre de cette étude, une influence négative du chômage sur notre indicateur de crédibilité. Autrement dit, dès lors que les autorités britanniques ont privilégié leur objectif interne de lutte contre le chômage, les marchés ont semblé lier la crédibilité qu'ils accordent à une éventuelle entrée de la livre dans l'euro en 2002 à la réalisation de cet objectif. Le Royaume-Uni n'intégrera l'union que si celle-ci se fait à moindre coût<sup>23</sup>. C'est un peu comme si la Grande-Bretagne s'était épargné le caractère contraignant des critères de Maastricht, en affichant clairement, dès l'origine, que l'échéance de 1999 ne la concernait pas.

D'autre part, une hausse du taux court anglais entraîne une réduction de la crédibilité de l'union mark-livre. Cette relation doit être reliée à la précédente : une baisse du taux d'intérêt anglais parce qu'elle stimule l'activité, rend moins coûteuse l'entrée de la livre dans l'euro<sup>24</sup>. D'ailleurs, le tableau n° 16 nous montre que les deux variables sont fortement liées dans leur influence sur l'écart de taux en 2002.

De même, l'influence du taux de change s'interprète difficilement en dehors de toute référence à la liaison entre chômage et crédibilité évoquée plus haut. Les périodes de dépréciation de la lire semblent coïncider avec une amélioration de l'indicateur de crédibilité. Du reste, les dépréciations de la monnaie anglaise ont été menées pour relancer l'activité et de ce fait réduire le chômage. Les estimations confirment ce fait, puisque l'introduction simultanée des deux variables dans un VAR d'ordre 3 rend non significative l'influence du taux de change britannique.

188

**Tableau n° 16**  
**Redondance des causalités des variables sur l'écart en 2002**

Série		Signe	Fisher global	Proba	Fisher	Proba	Lag
Taux court britannique	IGB	+	0,50	0,606	1,84	0,132	2
Chômage britannique	CHBG	+	1,11	0,335			
Chômage britannique	CHBG	+	3,55	0,034	2,63	0,042	2
Variations du taux de change	$\Delta$ MGB	+	1,83	0,167			
Taux court britannique	IGB	+	4,86	0,031	3,88	0,025	1
Variations du taux de change	$\Delta$ MGB	+	3,34	0,072			

Voir notes tableau n° 3

Enfin, des tests de stabilité montrent que les influences de toutes ces variables nécessitent la présence dans l'échantillon des premières années d'observations<sup>25</sup>. Il est vrai qu'après avoir été au centre des débats (au moment du Sommet de Rome, puis par les positions « originales » des anglais lors de tous les sommets qui ont mené à la signature du Traité de Maastricht, puis encore lors de la dévaluation de la livre), la question de



l'entrée de la livre sterling dans l'euro n'était plus une hypothèse cruciale pour la formation des prévisions monétaires. Dès lors, sur la fin de la période, notre indicateur n'est que très peu sensible à l'anticipation d'une éventuelle Union monétaire<sup>26</sup>.

En définitive, nos résultats font apparaître une stratégie bien particulière du Royaume-Uni à l'égard de l'Union monétaire.

- *Pour l'échéance 1999, nos tentatives d'explication s'avèrent décevantes, ce qui est conforme avec le fait que les autorités britanniques ont très vite renoncé à une politique de convergence à cet horizon.*
- *Quant à l'échéance 2002, l'effet des variables retenues joue à l'inverse de ce qui a été observé dans les cas précédents : la crédibilité de l'union s'accroît ici avec la diminution du chômage, la baisse des taux d'intérêt et la dépréciation de la livre. Tout se passe donc comme si les marchés avaient considéré que l'entrée de la livre dans l'euro ne pouvait se concevoir qu'à condition que son coût économique ne soit pas trop élevé. Et ceci ne fait en réalité que refléter les préférences affichées dans le discours de politique économique britannique.*

Les résultats obtenus dans cette étude nous semblent témoigner de l'intérêt de la méthode que nous avons adoptée. Les écarts de taux à terme implicites révèlent des informations originales et plus intéressantes que celles contenues dans les écarts de taux instantanés : ils permettent d'observer les anticipations des marchés pour des échéances précises. Ceci justifie sans doute que l'on consacre plus de soin à l'avenir aux calculs de ces taux à terme qui constituent un point crucial de notre démarche.

Quoiqu'il en soit, nos calculs mettent en évidence dans le cas des trois monnaies analysées, des niveaux et des évolutions de crédibilité de leur union au mark très dissemblables, mais faciles à interpréter. L'attachement affirmé de tous les gouvernements français, depuis le début des années 1990 à la mise en place de l'UEM, a conféré assez vite une bonne crédibilité à l'union franc-mark, même si les marchés ont hésité pour un temps sur la date de sa réalisation.

L'évolution de la crédibilité de l'union lire-mark a été en revanche beaucoup plus chaotique et le niveau des écarts de taux à terme reste encore élevé au 1<sup>er</sup> semestre 1997. Il n'empêche que le renforcement de cette crédibilité depuis le début de 1995 est impressionnant, et ceci a permis une forte réduction des taux d'intérêt italiens. Etant donné l'importance du coût de la dette pour l'équilibre du budget italien, le mouvement est devenu cumulatif : tout gain de crédibilité rendant plus probable le respect des critères. En revanche, la crédibilité de l'union

livre-mark s'est dégradée depuis la fin de 1994, traduisant une stratégie politico-économique qui tourne délibérément le dos au projet de monnaie unique.

Dans ces deux derniers cas, on notera que la sortie du SME en 1992 n'a pas vraiment altéré la crédibilité de l'union au mark, ce qui semble montrer que l'acceptation d'une certaine flexibilité des parités n'était pas nécessairement incompatible avec la réalisation de la monnaie unique. Cette observation est aussi la preuve qu'il importe de dissocier les explications relatives à la crédibilité du processus d'union, des explications concernant la crédibilité à court terme d'une parité. Ceci confirme la distinction entre les informations transmises par les écarts de taux à terme, et celles contenues dans les écarts de taux instantanés. Il apparaît ainsi que la dégradation de la conjoncture et la montée du chômage ont, dans certains cas, renforcé la croyance des marchés dans l'unification monétaire, alors même que ces difficultés incitaient à rompre la contrainte de change.

Pour la France en particulier, la crédibilité du projet de monnaie unique s'est fondée sur le coût que le pays a accepté de supporter en termes d'emplois et de croissance perdus. Ce résultat est d'ailleurs conforme à la littérature sur la réputation des politiques économiques : un objectif est d'autant plus crédible que l'on fait coûteusement la preuve de sa volonté à l'atteindre. En privilégiant l'Union monétaire par rapport à l'emploi, les autorités françaises ont fait la démonstration de leur détermination : la valeur du message délivré est à la mesure des sacrifices consentis.

Dans le cas de l'Italie (mais c'est également vrai en partie pour la France), l'effort à consentir s'exprimait essentiellement par référence à l'Allemagne, ce qui tend à prouver que le processus de convergence s'est identifié en réalité à un alignement sur la situation allemande. C'est pourquoi la dégradation de la situation italienne, dans les années précédant l'union, a été pour beaucoup dans l'accroissement de la crédibilité et au bout du compte dans le redimensionnement de l'Union monétaire. On peut dès lors se demander si des engagements d'une autre forme, une conception plus équilibrée du passage à l'Union monétaire n'auraient pas conduit à une transition moins douloureuse.

C'est évidemment ce qui explique la distance prise très tôt par le Royaume-Uni vis-à-vis du projet d'UEM. Parce que ce pays ne partageait manifestement pas la conception dominante de la construction européenne, mais aussi parce que les caractéristiques de l'économie britannique rendaient insoutenable le maintien d'une rigueur monétaire excessive et d'une surévaluation de la livre. L'analyse des déterminants des écarts de taux reflète bien la différence de stratégie qui en est

résultée : la convergence est ici favorisée par l'amélioration de l'emploi ou de la compétitivité.

Ces observations sont cependant insuffisantes pour esquisser ce qu'aurait pu être un processus moins contraignant de passage à la monnaie unique. Ce type de considération dépasse naturellement le cadre de notre étude.

## ANNEXE 1

**Tableau récapitulatif des benchmarks disponibles par pays**

Echéances	2	3	5	7	10	15	20	30	Période
Allemagne	oui	oui	oui	oui	oui	non	depuis 12/93	non	09/88-06/98
France	oui	oui	oui	oui	oui	depuis 08/92	non	non	09/88-06/98
Italie	oui	oui	oui	oui	oui	non	non	oui	04/91-06/98
Angleterre	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	09/88-06/98

\* Avant avril 1991 nous ne disposons pas d'assez de benchmarks italiens pour faire une estimation correcte de la structure par terme des taux d'intérêt.

## ANNEXE 2

191

### **Méthode de construction des taux de croissance anticipés du mark-autre devise (franc, lire italienne ou livre sterling)**

Nous calculons la série des écarts de taux à terme pour les deux échéances entre un des trois pays sélectionnés et l'Allemagne, ce qui correspond, selon la relation de Parité des Taux d'Intérêt non couverte, au taux de croissance anticipé du taux de change au cours de l'année 1999, puis de l'année 2002.

#### NOTATIONS

$S(t)$  le taux de change au comptant en  $t$ .  $S^a(h(d,t),t)$  est ce même taux de change anticipé en  $t$  pour le 31 décembre de l'année  $d$ , avec  $h(d,t)$  l'horizon de prévision en mois calculé comme cela a été vu plus haut. On note  $s^a$  le logarithme de  $S^a$ .

Enfin,  $\Delta s^a(d,t)$  est le taux de croissance attendu du taux de change en  $t$  au cours de l'année  $d$  (plus précisément, entre le 31 décembre de l'année  $d-1$  et le 31 décembre de l'année  $d$ ).

Selon les notations définies plus haut, la relation de PTI donne :

$$(3) \frac{S^a(h(d-1,t),t)}{S(t)} = \frac{1+y(f,h(d-1,t),t)}{1+y(a,h(d-1,t),t)}$$

$$(3') \quad \frac{S^s(h(d,t), t)}{S(t)} = \frac{1 + y(f, h(d,t), t)}{1 + y(a, h(d,t), t)}$$

d'où d'après la relation (2), et après division de (3') par (3), on obtient :

$$(4) \quad \frac{S^s(h(d,t), t)}{S^s(h(d-1,t), t)} = \frac{1 + f(f, d, t)}{1 + f(a, d, t)}$$

D'où l'on peut extraire, après approximation logarithmique et en notant sa le logarithme de  $Sa$ , le taux de croissance anticipé du taux de change entre le 31 décembre de l'année  $d-1$  et le 31 décembre suivant :

$$(5) \quad \Delta sa(d,t) = s^s(h(d,t), t) - s^s(h(d-1,t), t) = f(f, d, t) - f(a, d, t)$$

### NOTES

1. La même critique s'applique aux séries d'anticipations glissantes de taux à terme (par exemple le taux à 5 ans dans 5 ans, comme le fait De Grauwe (1996)), car elles ne permettent pas de se centrer sur une échéance précise : les agents peuvent au même moment croire que la monnaie unique se fera, mais avoir des doutes sur le fait qu'elle se fera précisément à la date prévue. Or, le fait de faire bouger simultanément le moment où est émise la prévision et sa date d'échéance ne permet pas de distinguer si l'origine d'un mouvement des écarts de taux provient d'une nouvelle information, ou s'explique par le fait que la prévision porte sur une échéance plus tardive. La méthode appliquée ici vise à remédier à ce problème : nous nous intéressons à l'écart de taux à un an anticipé pour diverses dates possibles de mise en place de la monnaie unique.

2. En particulier Drazen & Masson (1994) montrent que le niveau du chômage a un effet ambigu sur la crédibilité d'une politique de parité fixe entre la France et l'Allemagne, mesurée par les écarts de taux longs entre les deux pays. Ils expliquent que l'acceptation d'une montée du chômage peut signaler la volonté de maintenir la parité ; mais en contrepartie, un niveau trop élevé du chômage va inciter, à partir d'un certain moment, à rompre la stratégie de parité fixe. Au total, l'effet du chômage sur les écarts de taux d'intérêt à long terme apparaît variable selon les périodes. Ce résultat ne dit rien quant à la crédibilité de l'Union monétaire puisque le maintien d'une parité fixe n'était pas nécessaire à l'entrée dans l'euro, du moins jusqu'en 1997. Mais il montre bien que les taux longs mélangent des signaux différents (les anticipations aux différentes échéances) qui empêchent de mesurer la crédibilité. Masson (1995) obtient des résultats semblables dans le cas du Royaume-Uni.

3. L'idée consisterait à comparer l'écart de taux calculé à ce qu'il devrait être en l'absence d'union monétaire. Favero et *alii* (1997) par exemple se proposent d'apprécier la probabilité de fusion de la lire dans l'euro en 1999. Ils cherchent donc à distinguer dans les écarts de taux à terme (les écarts de taux à 3 mois italien et allemand au 1<sup>er</sup> janvier 1999) extraits des structures de taux, ce qui relève d'une intégration de la lire à la monnaie unique et ce qui provient de l'évolution des fondamentaux. Pour mesurer ce dernier terme, ils considèrent qu'en l'absence d'union, la Banque centrale italienne fixerait son taux selon une « règle de Taylor », et ils estiment les valeurs de l'inflation et du PIB anticipées (les deux arguments de la règle) en utilisant les données du « Consensus Forecasts ». Au-delà des critiques que l'on peut apporter aux hypothèses retenues, on doit se demander s'il est bien sérieux d'admettre que les anticipations d'inflation et d'activité sont indépendantes de l'entrée ou non de la lire dans l'euro. Les auteurs sont conscients de cette difficulté, mais cherchent à la minimiser (cf. page 16 de leur papier).

4. Comme le montrent les travaux de Penati et Corielli (1996), et de Artus, Doineau et Rocher (1996).

5. À l'évidence, il n'existe pas d'obligations d'échéance exactement 2 ans en tout point du temps. Pour la France par exemple, le benchmark 2 ans en fin mars 1997 est le BTAN France 1996 à 4.5 % d'échéance le 12 octobre 1998, soit une durée de vie résiduelle de 18,3 mois. Plus généralement la durée de vie résiduelle du benchmark 2 ans en France sur la période étudiée évolue entre un an et demi et deux ans et demi.

6. Les fonctions de taux à terme de Nelson et Siegel (1987) et de Svensson (1994) ne peuvent être correctement estimées qu'avec un nombre suffisant de titres.

7. De Grauwe (1997) extrait la probabilité de réalisation de l'UEM en supposant que le taux de croissance anticipé d'un cours reste constant et correspond à l'écart de taux à la date précédent l'annonce de la mise en place de la monnaie unique. Le caractère arbitraire de cette hypothèse est évident : elle revient à supposer que les marchés n'ont pas pris en compte la relative convergence des fondamentaux des pays désireux d'intégrer l'UEM. Ceci doit entraîner une surestimation du taux de croissance anticipé des cours de change et donc une sous-estimation de la probabilité que le pays en question n'intègre pas l'UEM. Problème dont l'auteur est tout à fait conscient puisque les probabilités obtenues sont parfois supérieures à l'unité....
8. Comme le fait apparaître le tableau présenté en annexe 1, ce n'est qu'à partir d'avril 1991 que nous disposons de suffisamment de titres pour estimer « correctement » une courbe des taux.
9. Cependant, ces perturbations restent relativement faibles, ce qui pourrait s'expliquer par le fait que la Grande-Bretagne, n'ayant pas ratifié le Traité de Maastricht l'engageant à passer à la monnaie unique avant l'an 2000, n'était aucunement dans l'obligation de respecter le critère de stabilité des changes. De plus, même si la Grande-Bretagne décidait de suivre officieusement ces critères, rien dans le Traité ne l'empêchait de dévaluer en 1992 (les pays avaient jusqu'au début de l'année 1997 pour dévaluer leur monnaie et respecter encore le critère de stabilité des changes).
10. Dans une précédente version de ce travail (Bellando, Pfister & Pollin, 1997) qui traitait du seul cas français, nous évoquons aussi le fait que les coefficients de détermination des courbes de taux sont mauvais de 1988 à 1990 dans les cas français et allemand.
11. La méthodologie retenue, ainsi que les problèmes éventuels qui se sont posés, sont exposés dans le détail dans Bellando, Pfister & Pollin (1997).
12. Voir par exemple les travaux d'Eichengreen et Wyplosz (1993).
13. Voir par exemple Bensaïd et Jeanne (1994). On trouvera une excellente revue de ces travaux dans Jeanne (1996).
14. De Grauwe (1994) met en lumière une relation positive entre le chômage et les anticipations de dévaluation au sein du SME et Masson (1995) montre aussi que la hausse du chômage en Grande-Bretagne peut expliquer le décrochage de la livre en septembre 1992. Rose et Svensson (1994) étudient cette relation sur la période de 1979 à 1992, mais ne trouvent pas de lien statistiquement significatif. De même, Coeuré et Magnier (1996) trouvent, en tenant compte de la non stationnarité des séries, des résultats ambigus en ce qui concerne le lien entre les fondamentaux et les anticipations de dévaluation.
15. Il aurait été préférable, bien entendu, de calculer un indicateur plus proche du critère mais cela est rendu impossible du fait de l'indisponibilité du PIB en données mensuelles.
16. Seules les séries utilisées par la suite sont présentées ici.
17. A cet égard, on remarque une corrélation positive très marquée (0,72) pour les variables d'output gap, mais moins nette pour les variations du taux de chômage (0,37).
18. On trouvera dans Bellando, Pfister & Pollin (1997) une version plus détaillée de cette étude de stabilité dans le cas français, avec en particulier des graphiques représentant l'évolution du seuil de significativité de l'influence des différentes variables.
19. Nous trouvons de même une influence négative significative de l'inflation. Son interprétation est problématique. Selon nos résultats, une augmentation de l'inflation italienne conduirait à une amélioration de la crédibilité d'une union mark-lire. C'est pourquoi nous éliminerons cette donnée dans la suite de notre étude.
20. Pour les mêmes raisons que précédemment, nous avons éliminé de notre étude le taux d'inflation italien malgré son influence significative sur l'écart de taux en 2002. Nous avons encore recherché sans succès une co-intégration entre cette variable et les autres variables explicatives non stationnaires.
21. Le taux de change utilisé ici est celui de la lire cotée à l'incertain en Allemagne : nombre de marks contre 1000 liras.
22. Nous avons de même trouvé une influence positive significative du taux de couverture allemand vers l'écart de taux en 2002, cependant, étant dans l'incapacité d'interpréter logiquement cet effet, nous avons soustrait cette variable de l'étude.
23. On peut interpréter ceci comme traduisant la faible « réputation » des autorités britanniques. Notons toutefois que dans cette configuration, les Britanniques sont plutôt gagnants : les marchés semblent avoir entériné les choix stratégiques des gouvernements.
24. Nous avons par ailleurs vérifié l'existence d'une causalité positive des taux d'intérêt vers le chômage britannique sur notre période d'étude.

25. Autrement dit, lorsque nous enlevons les premiers points de l'échantillon, les variables deviennent rapidement non significatives, alors que les résultats sont remarquablement stables si l'on retire de façon récursive les dernières observations.

26. On observe depuis quelques mois une remontée d'euro-scepticisme au Royaume-Uni qui éloigne la perspective de son entrée dans l'Union monétaire en 2002. Au plan strictement économique, ce revirement s'explique peut-être par le fait que la mise en place de l'euro n'a nullement entamé la prédominance de la place financière de Londres. Il s'explique aussi par l'observation d'un décalage sensible et durable entre les cycles économiques de la Grande-Bretagne et de l'Europe Continentale. Il serait intéressant de vérifier ces interprétations par l'application de notre méthode sur la période récente.

## BIBLIOGRAPHIE

- ARTUS P. (1993), « Définition de la crédibilité et politiques rigoureuses », *Document de travail de la Caisse des dépôts et consignations*, n°1993-23/T, décembre.
- ARTUS P. DOINEAU J.C. & ROCHER A. (1996), « La question des spreads entre émetteurs souverains en euro », *Document de travail de la Caisse des dépôts et consignations*, n°96-38, Juillet.
- BELLANDO R., PEISTER S. & POLLIN J.P. (1997), « La crédibilité de l'union monétaire mark-franc : évolution et déterminants », Article présenté au XIV<sup>e</sup> Journées Internationales d'économie monétaire et bancaire, juin.
- BENSAID B. & JEANNE O. (1994), « The Instability of Fixed Exchange Rate Systems when Raising the Nominal Interest Rate is Costly », *London School of Economics Financial Markets Group, Discussion Paper* n°190, juillet.
- BENSAID B. & JEANNE O. (1996), « Fragilité des systèmes de change fixe et contrôle des capitaux », *Economie et Prévision*, n°123-124 1996-2/3.
- COEURE B. & MAGNIER A. (1996), « An Exploration of EMS Credibility : Devaluation Expectations and Macroeconomic Fundamentals : 1983-1993 », *Economie et Prévision*, n°123-124 1996-2/3.
- DE GRAUWE P. (1994), « Towards EMU without the EMS » *Economic Policy*, vol.18.
- DE GRAUWE P. (1996), « Forward Interest Rates as Predictors of EMU », *CEPR Discussion Paper*, n°1395, Mai.
- DRAZEN A. & MASSON P. (1994), « Credibility of Policies Versus Credibility of Policymakers », *The Quarterly Journal of Economics*, vol.CIX, n°3, Août.
- EICHENGREEN B. & WYPLOSZ C. (1993), « The Unstable EMS », *Brookings Paper on Economic Activity*, n°1.
- FAVERO C., GIAVAZZI F., IACONE F. & TABELLINI G. (1997) : « Extracting information from asset prices : the methodology of EMU calculators », *CEPR Discussion Paper*, n°1676, juillet.
- JEANNE O. (1996), « Les modèles de crise de change : un essai de synthèse en relation avec la crise du franc de 1992-1993 » *Economie et Prévision*, n°123-124 1996-2/3.
- MACKINNON J. (1991), « Critical Values for Cointegration Tests », in Long Run Economic Relationship, ed. by R. ENGLE & C. GRANGER, Oxford University Press, p. 267-276.
- MASSON P. (1995), « Gaining and Losing ERM Credibility : the Case of the United Kingdom », *The Economic Journal*, vol.105, p.571-582, mai.
- NELSON C. & SIEGEL A. (1987), « Parsimonious Modeling of Yield Curves », *Journal of Business*, vol.60, p.473-489.
- OBSTFELD M. (1991), « Destabilizing Effects of Exchange Rate Escape Clauses », *NBER Working Papers Series* n°3603, janvier.
- PENATTI A. & CORIELLI F. (1996), « European financial markets integration and the risk premium on Italian government debt », *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Special issue « European monetary Union : the problems of the transition », mars.
- RICART R., SICSIC P. (1995), « Estimation d'une structure par termes des taux d'intérêt sur données françaises », *Bulletin de la Banque de France* n°22, octobre, p. 117-125.
- ROSE A. & SVENSSON L. (1994), « European Exchange Rate Credibility Before the Fall », *European Economic Review*, vol.38.
- SVENSSON L. (1994), « Estimating and interpreting forward interest rates : Sweden 1992-4 », *CEPR Discussion Paper* n°1051.
- SVENSSON L. (1992), « An Interpretation of Recent Research on Exchange Rate Target Zones », *Journal of Economic Perspectives*, vol.6, n°4, p.119-144.
- WEBER A. (1991), « Reputation and Credibility in the European Monetary System », *Economic Policy*, vol.12, avril.