

## Le Franc français et la récente crise monétaire européenne

Cécilia Jona-Lasinio

---

**Citer ce document / Cite this document :**

Jona-Lasinio Cécilia. Le Franc français et la récente crise monétaire européenne. In: Économie & prévision, n°140-141, 1999-4-5. Economie des marché financiers. pp. 147-159;

doi : 10.3406/ecop.1999.5981

[http://www.persee.fr/doc/ecop\\_0249-4744\\_1999\\_num\\_140\\_4\\_5981](http://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_1999_num_140_4_5981)

---

Document généré le 17/06/2016

## **Abstract**

The French Franc and the Recent European Currency Crisis by Cecilia Jona-Lasinio

The 1992 and 1993 currency crises demonstrated the enormous pressures that can be raised against official exchange rate parities when investors perceive that significant exchange rate realignments may be imminent. In this paper I propose an empirical analysis of the 1992-1993 crises to establish whether speculators were able to perceive the exact timing of the devaluations and if and how the economic and political news influenced their devaluation expectations. In particular, I analyse the expected timing of devaluation of the French Franc relative to the Deutschmark before the 1992 and 1993 currency crisis. The empirical analysis shows that before the occurrence of both crisis agents were aware of the imminence of the devaluation and that they were very sensitive to the news spread daily over the markets.

## **Résumé**

Le franc français et la récente crise monétaire européenne par Cecilia Jona-Lasinio

Les crises monétaires de 1992 et 1993 ont prouvé que des pressions extrêmement fortes peuvent s'exercer sur les parités officielles lorsque les investisseurs réalisent que des réalignements monétaires importants sont peut-être imminents. Dans ce document, je présente une analyse empirique des crises de 1992-1993 visant à déterminer d'une part si les spéculateurs sont capables de prévoir exactement à quel moment des dévaluations vont intervenir, et d'autre part si les informations sur l'actualité politique et économique influencent leurs anticipations et dans l'affirmative, de quelle façon. En particulier, j'effectue une analyse des anticipations de la date de la dévaluation du franc français par rapport au deutsche mark avant les crises monétaires de 1992 et de 1993. L'analyse empirique montre qu'avant le déclenchement de ces deux crises, les investisseurs se rendaient compte que la dévaluation était imminente et qu'ils étaient très sensibles aux informations diffusées quotidiennement sur les marchés.

# Le franc français et la récente crise monétaire européenne

Cécilia Jona-Lasinio<sup>(\*)</sup>

Au cours de la dernière décennie, les marchés financiers internationaux ont été touchés principalement par la crise de change européenne de 1992 et 1993 et, depuis 1997, par la crise asiatique.

Une crise de change est un phénomène complexe qui peut s'analyser de différentes manières. À cet égard, la dynamique de la crise est un élément fondamental, en particulier en ce qui concerne le rôle joué par les anticipations de dévaluation des taux de change qui ont pour effet d'accélérer l'apparition de la crise. En fait, la crise européenne a démontré la très forte intensité des pressions qui peuvent s'exercer sur les taux de change officiels lorsque les investisseurs perçoivent un risque imminent de réalignements substantiels des taux de change. Comme en témoignent les recherches effectuées dans le domaine de la finance internationale (Flood et Garber, 1984), il existe un lien étroit entre l'effondrement d'un taux de change fixe et les anticipations des acteurs des marchés financiers. Aussi, l'analyse des facteurs déterminants des anticipations de change est devenue une étape fondamentale en économie. En outre, la récente crise de change européenne a relancé le débat sur la dynamique des attaques spéculatives pour lesquelles deux catégories de modèles ont été proposées. Le premier modèle (Krugman, 1979) repose sur l'hypothèse selon laquelle un système de change fixe doit être abandonné lorsque les réserves de change s'épuisent. En effet, les spéculateurs perspicaces attaquent alors inévitablement la devise avant que ces réserves ne soient entièrement épuisées, provoquant ainsi un changement de système. La seconde catégorie de modèles souligne le risque qu'une crise soit auto-réalisatrice, en ce sens que les spéculateurs prévoient un changement de politique monétaire dans le pays dont la devise est affaiblie si la crise de change se produit. Dans les deux cas, l'étude du comportement spéculatif et rationnel des agents permet de déterminer la date et l'ampleur des attaques.

Ceci signifie qu'il existe un lien étroit entre l'effondrement d'un système de taux de change fixe et les anticipations des acteurs sur les marchés financiers. Il est par conséquent nécessaire, pour comprendre les mécanismes qui sont à l'origine d'une crise, d'analyser quels ont été les facteurs déterminants des anticipations de réalignement avant que la crise ne survienne.

Dans cet article, j'entreprends donc de répondre aux questions suivantes : "les investisseurs discernent-ils le moment exact auquel va intervenir une dévaluation ?", "perçoivent-ils qu'un changement de système de taux de change est imminent ?" et "quels sont les principaux facteurs déterminants des anticipations de dévaluations ?" mais surtout "les nouvelles économiques et politiques influencent-elles ces anticipations ?".

(\*) Département de la Comptabilité nationale et des Analyses économiques. Institut italien de la Statistique (ISTAT) et Institut Universitaire de Hautes Études Internationales de Genève, Suisse.

Je tiens à remercier les Professeurs G. De Arcangelis, G. Gandolfo, H. Genberg et M. Obstfeld pour leurs commentaires, leurs suggestions et leurs encouragements constructifs. Bien entendu, l'auteur est seul responsable de toute erreur ou inexactitude.

On propose donc une analyse empirique des anticipations concernant la date de la dévaluation du franc français (FF) par rapport au Deutsche mark (DM) avant la crise de change de 1992 et 1993. J'examine en particulier l'approche de Collins (1984) qui est centrée sur la détermination d'une mesure quantitative des probabilités de réaligement anticipées perçues et sur l'évaluation économétrique de l'influence des nouvelles sur le comportement des spéculateurs. C'est sur la base de cette approche que je propose d'examiner les anticipations des investisseurs concernant la dévaluation du taux de change FF/DM et de mesurer la sensibilité de ces anticipations aux nouvelles politiques et économiques diffusées avant que la crise de change ne survienne.

Cet article comprend trois parties. La première partie est principalement consacrée à la modélisation des anticipations de change et à l'étude des modalités de fonctionnement du modèle de Collins. La deuxième partie expose les résultats empiriques obtenus et la dernière partie est principalement consacrée aux commentaires et aux conclusions.

---

## Le modèle

---

### Une brève revue de la littérature

Collins (1984, 1986) a été la première à recourir aux différentiels de taux d'intérêt pour l'étude des anticipations des réaligements dans le SME. Le modèle qu'elle a proposé pour la détermination des dates des réaligements ne s'apparente pas à la littérature qui interprète les marges de fluctuation du SME comme des zones-cibles. Tout d'abord, au lieu de proposer de mesurer les anticipations de dévaluations, Collins a étudié *les probabilités perçues d'une dévaluation* au cours de diverses périodes futures. Et surtout, elle a étudié l'impact de différents types d'informations sur l'espérance de la date de la dévaluation anticipée.

Les travaux théoriques sur les zones-cibles consistent au contraire à étudier le comportement des taux de change, en partant de l'hypothèse de la crédibilité de la zone-cible et qu'il n'existe pas de probabilité anticipée de réaligement (Krugman, 1991, ainsi que Bertola et Caballero, 1992, et Froot et Obstfeld, 1989). Généralement, les études réalisées dans le prolongement de ces travaux reposent sur les hypothèses suivantes : si une zone-cible s'effondre, le taux de change se met à flotter librement (Flood et Garber, 1991) ou, si un réaligement conduisant à une nouvelle zone-cible apparaît probable, cette probabilité est exogène (Svensson, 1992). Les vérifications empiriques des modèles de zones-cibles de première génération ne confortent pas la théorie car ces modèles ne tiennent pas compte

de la probabilité d'un réaligement. Flood, Rose et Mathieson (1991) concluent qu'ils ont trouvé peu de preuves de l'existence de zones-cibles. À ce stade, comme l'a indiqué Svensson (1992) "l'expérience peut apparaître comme un excellent exemple de belle théorie démentie par des faits très inquiétants".

Le prolongement naturel des modèles de la première génération a consisté à retenir l'hypothèse d'une crédibilité imparfaite de la zone-cible. En fait, les différentiels de taux d'intérêt élevés qui ont été observés juste avant la plupart des réaligements opérés au sein du mécanisme de change du SME témoignent bien de cette crédibilité imparfaite du SME. Par conséquent, les modèles de zones-cibles de la deuxième génération prennent expressément en compte les réaligements et utilisent le risque de dévaluation comme mesure de la crédibilité de la zone-cible. Bertola et Caballero (1992) supposent que le réaligement se produit à la limite de la marge alors que dans le modèle de Bertola et Svensson (1993) la dévaluation est supposée indépendante de la position du taux de change à l'intérieur de la marge de fluctuation. En réalité, les réaligements opérés dans le cadre du SME se sont produits aussi bien lorsque le taux de change était proche d'une des limites de la marge de fluctuation que lorsqu'il était à l'intérieur de la marge et très proche du cours pivot.

Les vérifications empiriques effectuées grâce aux modèles de la deuxième génération ont été bien plus concluantes que celles qui reposaient sur la première approche. Rose et Svensson (1991) soutiennent que laisser ouverte la possibilité d'une probabilité de réaligement permet d'améliorer l'ajustement empirique des modèles à l'expérience du SME.

Rose et Svensson (1994) ont utilisé ces modèles afin de comprendre les causes, les effets et le comportement des anticipations de réaligement des taux de change européens durant l'existence du SME et en particulier au cours de la période qui a précédé la crise de change européenne de 1992. Ils ont trouvé qu'il existait peu de facteurs macro-économiques dans la formation des anticipations de réaligement, sauf un lien avec les différentiels d'inflation. Ils ont découvert, et ce point est plus intéressant encore, que les pays qui se sont rapprochés de l'Allemagne en termes de convergence macro-économique ne semblent pas s'être vus pour autant accorder constamment une crédibilité accrue de la part des marchés financiers. Leurs résultats ne permettent pas d'établir que les pays membres du mécanisme de change qui jouissent d'une crédibilité plus élevée, la Hollande notamment, ont acquis leur réputation grâce à un comportement nettement différent, sur le plan macro-économique, de celui adopté par des pays comme l'Italie. Ils montrent, pour l'essentiel, que les anticipations concernant le réaligement des taux de change paraissent, en règle générale, relativement déconnectées des phénomènes macro-économiques.

Les résultats de leurs travaux sont venus étayer l'idée selon laquelle la crise de change a pu être provoquée par des phénomènes dont les délais de gestation ne sont ni longs ni détectables. Cette constatation me conduit à me demander s'il existe un lien entre les anticipations de réaligement des taux de change et les informations économiques et politiques diffusées quotidiennement sur les marchés.

Toutefois, ces auteurs traitent la dévaluation anticipée essentiellement comme un résidu (à savoir comme la différence entre les écarts de taux d'intérêt et les prévisions concernant l'évolution des taux de change d'un réaligement à l'autre). En outre, leur approche ne comporte pas de distinction entre l'amplitude anticipée de la variation du taux de change et la probabilité perçue. Ils n'établissent pas non plus de distinction entre les probabilités de réaligement perçues pour différents horizons, contrairement à ce qu'a fait Collins (1983).

D'autre part, l'analyse proposée par Lindberg, Söderlind et Svensson (1993) est bien plus proche de celle de Collins. Ils ont étudié les anticipations de dévaluations de la couronne suédoise de 1985 à 1992. Leur objectif est de mesurer la fermeté de ces anticipations et d'en déduire la date de réaligement anticipée. À cette fin, ils utilisent la méthode de la " correction de la dérive " proposée par Bertola et Svensson (1993). En fait, ils commencent par estimer le taux anticipé de dévaluation à différents horizons, puis ils utilisent ces résultats pour estimer la date anticipée des dévaluations.

Il existe toutefois une grande différence entre les travaux traitant des zones-cibles, y compris ceux de Lindberg, Söderlind et Svensson (1993), et l'analyse proposée par Collins. Alors que les premiers proposent une méthode permettant de *mesurer* les anticipations de réaligement du marché, sans jamais rechercher les causes de ces anticipations, Collins propose une méthode permettant d'*étudier les facteurs déterminants* des anticipations de réaligement.

### Anticipations relatives aux taux de change et taux d'intérêt

Les anticipations relatives aux taux de change ne sont pas des quantités observables. Par conséquent, la majeure partie des travaux récents sur les anticipations de dévaluation, (Collins, 1984 ; Bertola et Svensson, 1993, ou Chen et Giovannini, 1993), reposent sur l'hypothèse d'une parité des taux d'intérêt non couverte en change (UIP). Autrement dit, les différentiels de taux d'intérêt sont utilisés comme variable représentative des anticipations de réaligement.

Les périodes d'incertitude quant aux taux de change futurs se caractérisent généralement par des taux d'intérêt extrêmement élevés et volatils. Il paraît naturel d'interpréter cette instabilité des taux

d'intérêt comme un indice de l'imminence d'un événement radical sur le marché – c'est-à-dire d'une dévaluation. En particulier, les taux sur les euro-devises sont alors plus volatils qu'en temps normal. Collins utilise donc les taux sur les euro-dépôts à des termes différents afin de déterminer un indicateur quantitatif de la probabilité que les spéculateurs attribuent à un réaligement dans l'avenir.

L'on suppose que : a) les intervenants du marché investissent dans des titres nationaux et étrangers de diverses maturités ; b) les investisseurs sont neutres vis-à-vis du risque ; c) l'arbitrage sur des marchés d'euro-devises en concurrence parfaite permettra d'assurer l'égalisation des rendements espérés des actifs disponibles, de telle sorte que l'hypothèse de la parité des taux d'intérêt non couverte en change soit vérifiée :

$$(1) E_t (S_{t+k}) (1 + i_{t:k}^*) / S_t = (1 + i_{t:k})$$

où  $i_{t:k}$  et  $i_{t:k}^*$  sont les rendements nominaux à la date  $t$  sur des dépôts à terme de  $k$  périodes libellés en devises nationales et en devises étrangères respectivement ;  $S_t$  est le cours de la devise étrangère exprimé en la devise nationale à la date  $t$ , et  $E_t (S_{t+k})$  est le taux de change anticipé à la date  $t + k$ .

Le rendement espéré (en monnaie nationale) d'une acquisition de devises étrangères effectuée ce jour en investissant dans un dépôt de  $k$  périodes libellé en devises étrangères et reconverti en monnaie nationale à l'échéance, est égal au rendement d'un dépôt de  $k$  périodes libellé en monnaie nationale. Cette relation devrait être valable pour toutes les échéances d'actifs disponibles dans les deux types de devises.

L'équation (1) peut aussi s'écrire comme suit :

$$(2) E_t (S_{t+k}) = [(1 + i_{t:k}) / (1 + i_{t:k}^*)] S_t$$

dans laquelle les anticipations relatives aux taux de change pour une période  $k$  donnée sont liées aux taux d'intérêt applicables sur la même maturité.

L'on suppose également que, juste avant un réaligement, les anticipations relatives aux taux de change sont univoques. Cela signifie qu'une devise faible pourrait être dévaluée ou demeurer inchangée, mais ne pourrait en aucun cas être réévaluée. Le taux de change anticipé peut par conséquent être représenté sous la forme d'une moyenne pondérée du taux de change anticipé en l'absence de dévaluation ( $S_{t+k}^*$ ), et du taux de change anticipé en cas de dévaluation ( $Z_{t,k}$ ). Les coefficients de pondération sont les probabilités correspondant, respectivement, à l'absence de dévaluation et à l'occurrence d'une dévaluation.

$$(3) E_t (S_{t+k}) = (1 - P_{t,k}) S_{t+k}^* + P_{t,k} Z_{t,k}$$

où  $(S^*_{t+k})$  désigne le taux de change anticipé en l'absence de dévaluation,  $(Z_{t;k})$  le taux de change anticipé en présence de dévaluation et  $P_{t;k}$  la probabilité *subjective* qu'une dévaluation se produise entre la date  $t$  et la date  $t+k$ . Il convient de noter que selon les modèles de zones-cibles (Svensson, 1993),  $(Z_{t;k})$  devrait être décomposé en deux parties : la variation anticipée du cours pivot et la variation anticipée du pourcentage d'écart par rapport au cours pivot.

Puis, Collins suppose que le taux au comptant futur anticipé par les investisseurs en cas d'absence de dévaluation est égal au taux au comptant courant, de telle sorte que :

$$(4) S^*_{t+k} = S_t$$

Cette hypothèse se justifie dans le cadre du SME au sein duquel le taux de change est, normalement, "presque fixe". Ce fut le cas, en particulier, pendant une période de cinq années, de janvier 1987 à septembre 1992, au cours de laquelle aucun réalignement n'eut lieu entre les devises des pays participant au SME, qui ont ainsi bénéficié de la plus longue période de stabilité depuis 1979.

L'on suppose également que le taux de change anticipé, si l'on admet qu'une dévaluation doit survenir entre la date  $t$  et la date  $t+k$ , est une fonction arbitraire des informations disponibles à la date  $t$ , mais indépendante de l'horizon  $k$ , de telle sorte que :

$$(5) Z_{t;k} = Z_t$$

Étant donné les équations (2), (4) et (5), l'équation (3) devient :

$$(6) [(1+i_{t;k}) / (1+i^*_{t;k})] S_t = S_t + (Z_t - S_t) P_{t;k}$$

L'équation (6) souligne la relation qui existe entre la structure par terme des taux d'intérêt correspondant à une maturité de  $k$  périodes donnée et la *probabilité subjective* qu'une dévaluation se produise au cours de  $k$  périodes.

### La loi multinomiale

Le terme clé de l'équation (6) est la probabilité attribuée à la survenue d'une dévaluation entre les dates  $t$  et  $t+k$ ,  $P_{t;k}$ . On peut par conséquent étudier la date de dévaluation anticipée en définissant une loi de distribution des probabilités attribuées sur des intervalles de temps futurs. Collins propose d'utiliser une loi multinomiale, selon laquelle des probabilités individuelles sont affectées à l'hypothèse d'une dévaluation survenant au cours de chacun des intervalles de temps définis, sachant que

ces intervalles correspondent aux durées des dépôts à terme disponibles. Le fait qu'un réalignement ait lieu au cours d'une période donnée exclut qu'il puisse se produire au cours des autres périodes.

Supposons qu'il existe  $J-1$  durées différentes de dépôt, classées de la plus courte à la plus longue. À la date  $t$ , il existe  $J$  états de la nature possibles futurs. Il est possible qu'une dévaluation ait lieu avant l'échéance du dépôt le plus court, entre les échéances du  $k^{\text{ième}}$  et du  $(k+1)^{\text{ième}}$  dépôt, ou qu'il n'y ait aucune dévaluation avant l'échéance du dépôt le plus long (Collins, 1984, page 8). Introduisons des variables stochastiques  $N_{t;j}, j=1, \dots, J$  dont dépend la survenance d'une dévaluation à une date fixée à  $j$  unités de temps après  $t$ . Soit  $r^*_{t;j}$  la probabilité que  $N_{t;j}$  se produise, et  $y$  la date à laquelle la dévaluation a effectivement lieu. Définissons :

$$(10) N_{t,1} = 1 \text{ si } y < t+1, N_{t,1} = 0 \text{ sinon}$$

$$N_{t,k} = 1 \text{ si } t+k-1 < y < t+k, N_{t,k} = 0 \text{ sinon}$$

$$N_{t,j} = 1 \text{ si } t+J < y, N_{t,j} = 0 \text{ sinon}$$

$$(11) P_{t,j} (N_{t,j} = 1) = r^*_{t,j}$$

où

$$(12) \sum_{j=1}^J r^*_{t,j} = 1$$

La probabilité pour qu'un réalignement se produise avant l'échéance du  $k^{\text{ième}}$  dépôt est alors :

$$(13) P_{t,k} = \sum_{j=1}^k r^*_{t,j}$$

Il convient de noter que  $P_{t,k}$  est une *probabilité subjective vraie*. Étant donné que les probabilités subjectives vraies ne sont pas observables, il nous faut estimer  $P_{t,k}$ . À partir de l'équation (6), les taux d'intérêt relatifs sur les dépôts à terme différents libellés en monnaie nationale et en devises étrangères fournissent des informations sur  $P_{t,k}$ . Ces valeurs estimées sont toutefois affectées par des erreurs de mesure provenant des différences entre les dates de cotation des taux et du fait que l'on utilise la moyenne des cours acheteur et vendeur. Nous écrivons donc :

$$(14) r_{t,j} = r^*_{t,j} + e_{t,j}$$

où  $r_{t,j}$  représente les probabilités estimées et  $e_{t,j}$  <sup>(1)</sup> les erreurs de mesure.

À la place de l'équation (6), nous utilisons la relation suivante, plus générale :

$$(15) [(1 + i_{t,k}) / (1 + i_{t,k}^*)] S_t = S_t + (Z_t - S_t) \sum_{j=1}^k r_{t,j}$$

Pour simplifier, nous posons  $[(1 + i_{t,k}) / (1 + i_{t,k}^*)] = a_k$ . Puis, en retenant par hypothèse des dépôts à terme de 1, 7 et 30 jours, on peut écrire :

Si  $k = 1$  :

$$(a_1 - 1) S_t = (Z_t - S_t) r_{t,1} ;$$

d'où :

$$r_{t,1} = [S_t / (Z_t - S_t)] (a_1 - 1) ;$$

en posant  $[S_t / (Z_t - S_t)] = \beta$ , l'expression précédente devient :

$$(16) r_{t,1} = \beta (a_1 - 1).$$

Si  $k = 7$  :

$$(a_7 - 1) S_t = (Z_t - S_t) (r_{t,1} + r_{t,7}) ;$$

d'où :

$$(a_7 - 1) \beta - r_{t,1} = r_{t,7} ;$$

en remplaçant  $r_{t,1}$  par l'égalité (16), la dernière expression devient :

$$(17) r_{t,7} = \beta (a_7 - a_1)$$

Si  $k = 30$  :

$$(18) (r_{t,30} = \beta (a_{30} - a_7))$$

Par conséquent, l'expression générale sera :

$$(19) r_{t,j} = \beta (a_j - a_{j-1})$$

où il convient de se souvenir que  $r_{t,j}$  est une valeur indicative de la probabilité de réalignement au cours de la période  $(t ; t + j)$ .

À partir des équations (16), (17) et (18) nous pouvons déterminer la probabilité anticipée d'un réalignement respectivement sur un jour, sept jours et un mois, à condition de connaître  $\beta^{(2)}$ , c'est-à-dire  $Z_t$ . Dans la partie suivante, j'indiquerai un moyen d'éviter ce problème.

## Le modèle *Logit* multinomial

Il convient maintenant de définir la distribution de probabilités pour pouvoir effectuer une analyse économétrique. À cet effet, nous utilisons une version des modèles *Logit* multinomiaux (MNL) qui repose sur l'hypothèse selon laquelle la probabilité d'obtenir le  $i^{\text{ème}}$  résultat est proportionnelle à  $\exp(X_t b_i)$ , où  $X_t$  représente les informations dont disposent les investisseurs à la date  $t$ , et où  $b_i$  est un vecteur de paramètres spécifiques au  $i^{\text{ème}}$  résultat (voir Collins (1984) pour plus de détails).

Cette version des modèles MNL repose sur l'hypothèse selon laquelle les informations sont les mêmes pour chacune des  $j$  possibilités, bien qu'elles puissent avoir des effets différents sur les probabilités qu'une dévaluation survienne au cours de  $J$  périodes différentes :

$$(20) r_{t,j}^* = \exp(X_t b_j) / \sum_{i=1}^J \exp(X_t b_i), j = 1, \dots, J$$

L'équation utilisée pour procéder à l'estimation économétrique s'obtient à partir des expressions (14) et (20). L'équation (14) peut également s'écrire sous la forme suivante :

$$(21) r_{t,j} = r_{t,j}^* (1 + e_{t,j} / r_{t,j}^*)$$

À partir du logarithme de l'équation (21) :

$$(22) \log(r_{t,j}) = \log(r_{t,j}^*) + \log(1 + e_{t,j} / r_{t,j}^*)$$

puis, en substituant le logarithme de l'équation (20) dans l'équation (22), on obtient :

$$(23) \log(r_{t,j}) = X_t b_j - \log \left[ \sum_{i=1}^J \exp(X_t b_i) \right] + v_{t,j}$$

où

$$v_{t,j} = \log(1 + e_{t,j} / r_{t,j}^*)$$

Dans l'équation (23), la variable dépendante est une fonction du  $Z_t$  inconnu et inobservable, par le canal du coefficient  $\beta$  de l'équation (19). Collins a suggéré d'utiliser les ratios  $r_{t,j} / r_{t,i}$ ,  $i, j = J$  pour résoudre ce problème. Donc, si l'on prend pour dénominateur la série de coefficients de probabilité appliqués à la maturité la plus longue, l'équation (23) devient :

$$(24) \log(r_{t,j} / r_{t,J-1}) = X_t (b_j - b_{J-1}) + (v_{t,j} - v_{t,j-1})$$

Cette expression est un indicateur des ratios de probabilité vraie qui sont *indépendants* de l'ampleur inobservable de la dévaluation anticipée. Les termes qui sont fonction de  $Z_t$  (les coefficients  $\beta$ ) disparaissent dans la construction des ratios.

Dans l'équation (24), la variable endogène ne représente plus la probabilité anticipée qu'un réalignement survienne au cours d'une période donnée ; elle représente *la tendance de cette probabilité par rapport à la probabilité que l'événement se produise à une autre date future*.

Supposons que  $j$  soit égal à 1 jour et  $J-1$  à 30 jours, et que le logarithme de la série  $(r_{t,j} / r_{t,J-1})$  ait une tendance positive, constante ou négative. Si la tendance est positive, cela veut dire que les spéculateurs prévoient qu'une dévaluation va avoir lieu dans un très proche avenir et que leurs transactions seront centrées sur les maturités les plus courtes. Une tendance constante indique que les spéculateurs n'anticipent pas de réalignement ou ne savent pas exactement quand il va se produire. Enfin, une tendance négative signifie que les spéculateurs pensent qu'un réalignement aura lieu à une date proche des échéances les plus lointaines.

Pour procéder à l'analyse de l'influence de l'actualité politique et économique sur les anticipations de dévaluation, l'on introduit toutes les informations pertinentes diffusées sur le marché dans le membre droit de l'équation (24).

L'approche fondée sur les logarithmes des succès présente la particularité suivante : elle permet d'obtenir des estimations de l'incidence d'informations nouvelles sur la probabilité attribuée à une dévaluation au cours de différentes périodes et, par conséquent, de répondre à certaines questions concernant la date anticipée et ce, même si elle ne permet pas d'identifier la valeur individuelle  $b_j$ . Elle est également utile pour l'étude de l'impact des informations sur les prévisions relatives à la date probable de dévaluation, car elle établit une nette distinction entre les anticipations qui concernent la date et celles qui ont trait à l'ampleur (anticipée).

---

## Analyse empirique

---

L'analyse empirique se décompose en deux parties. Dans un premier temps, je détermine la série des indicateurs de probabilité  $r_{t:1}$ ,  $r_{t:7}$  et  $r_{t:30}$  à partir des expressions (16), (17) et (18) ; puis j'analyse les probabilités que les spéculateurs attribuent à la survenance d'un réalignement dans un délai d'un, sept et trente jours respectivement. Il est utile de disposer d'une analyse très détaillée des anticipations relatives à la dévaluation du taux de change avant les crises, afin de comprendre si les spéculateurs ont surtout été influencés par les nouvelles relatives aux déséquilibres macro-économiques ou par les rumeurs déstabilisantes<sup>(3)</sup> diffusées sur les marchés. Ainsi, je serai en mesure de déterminer, entre autres, si les crises ont eu tendance à s'auto-valider ou si elles sont apparues en fonction de données économiques fondamentales (voir Eichengreen et Wyplosz, 1993). En second lieu, je propose une application de l'approche fondée sur les logarithmes des succès, présentée dans la partie précédente.

### Les données

La base de données est composée de données quotidiennes couvrant la période du 1<sup>er</sup> juin 1992 au 2 août 1993. Les données quotidiennes sont utilisées pour rendre compte des variations, y compris les modifications mineures, qui affectent les anticipations de dévaluation. Ces données sont fournies par la Banque des Règlements Internationaux. Les taux de change au comptant sont les cours de l'Écu cotés à 14 heures 15, heure de Bruxelles. Les taux de change correspondent à la contre-valeur d'un écu en unités de monnaie nationale. Pour des durées d'un jour et de 30 jours, les taux d'intérêt sur l'euro-marché correspondent aux taux acheteurs cotés à 10 heures environ, heure suisse. Pour une durée de 7 jours en revanche, les taux de l'euro-marché correspondent à la moyenne des taux acheteurs et vendeurs publiés dans le journal italien " Sole 24 ore ".

### France : 2 juin 1992 – 2 août 1993

Le graphique 1 représente le taux de change FF/DM du mois de juin 1992 au mois d'août 1993. Sur l'ensemble de cette période, le taux de change FF/DM est demeuré dans la limite supérieure de la marge de fluctuation. Cette tendance à la hausse résultait de plusieurs événements :

– la crise de change de septembre 1992 et l'approche du référendum français prévu pour le 20 septembre ;



– l’attaque spéculative massive de novembre 1992 contre les couronnes danoise et suédoise, le franc français et la livre irlandaise ; en particulier, l’attaque énorme contre la devise suédoise l’a contrainte à flotter le 19 novembre, ce qui eut pour effet de déclencher la spéculation contre le franc ;

– le niveau élevé des taux d’intérêt allemands. En fait, les marchés financiers doutaient de la capacité de pays comme le Danemark, la France ou l’Irlande à continuer à ancrer leurs taux de change – et, par conséquent, leurs taux d’intérêt – sur ceux de l’Allemagne alors que leurs économies n’en avaient pas les moyens.

En règle générale, on peut affirmer que l’ensemble de la période a été marqué par un affaiblissement progressif du franc français. En fait, la politique du franc fort menée par le nouveau gouvernement conservateur, nommé à la suite des élections de mars 1993, et la publication d’un plan de redressement ambitieux de l’économie française n’ont pas permis d’empêcher la vague spéculative qui s’est abattue sur le franc en juillet 1993.

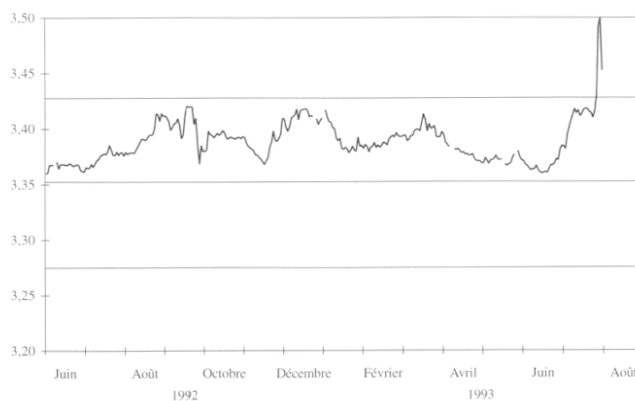
#### La crise de septembre et le référendum français

Examinons maintenant les anticipations concernant la dévaluation du franc français. Les indicateurs de probabilité,  $r_{t;1}$ ,  $r_{t;7}$  et  $r_{t;30}$ , ont été déterminés à partir des expressions (16), (17) et (18) et de l’hypothèse d’une dévaluation dont l’amplitude prévue était de 2,7 %. En réalité, en juillet 1993, il n’y eut pas de réalignement officiel mais un simple élargissement des marges de fluctuation pour toutes les devises participant au mécanisme de change. Même si le franc français n’a pas subi de dévaluation officielle, il a été dévalué du seul fait d’une utilisation maximale des nouvelles marges de fluctuation.

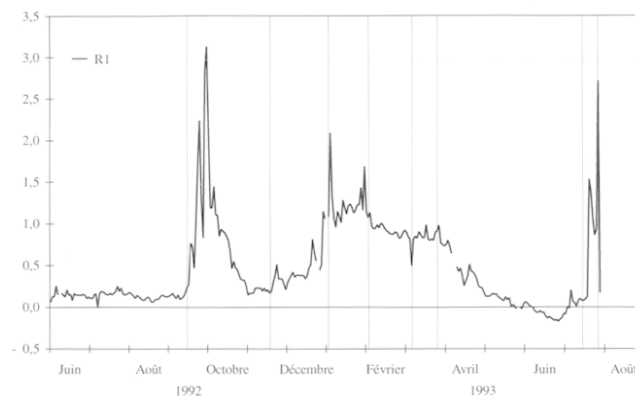
Je suppose en effet que l’adoption de marges plus larges a entraîné une dévaluation *de facto* du franc français. En fait, après l’élargissement de la marge de fluctuation, le taux de change FF/DM est demeuré supérieur au cours pivot jusqu’en décembre. J’ai donc retenu le pourcentage d’écart entre le taux de change FF/DM et le cours pivot cinq mois<sup>(4)</sup> avant et après la crise. J’ai ensuite calculé les valeurs moyennes des écarts ainsi obtenus ainsi que la différence entre les valeurs moyennes. J’ai trouvé un taux de dévaluation de 2,7 % qui constitue une bonne approximation de la dévaluation que le franc français a effectivement subie du fait de l’élargissement de la marge.

Les graphiques 2, 3 et 4 représentent respectivement les séries  $r_{t;1}$ ,  $r_{t;7}$  et  $r_{t;30}$ .  $r_{t;1}$  et  $r_{t;7}$  illustrent bien l’approche de la crise de septembre et celle du référendum français. Leur comportement similaire montre que les investisseurs ont bien perçu la faiblesse du franc français.

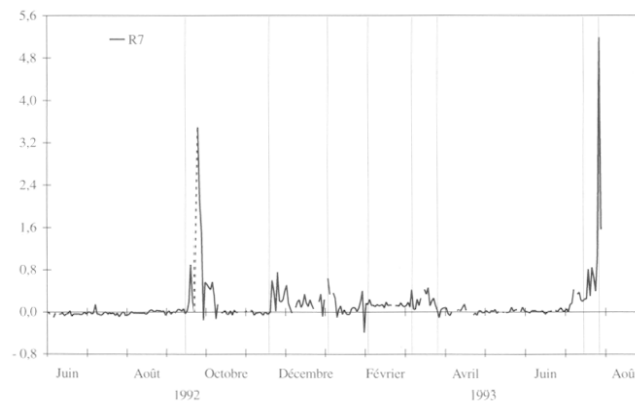
Graphique 1 : franc français/Deutsche mark



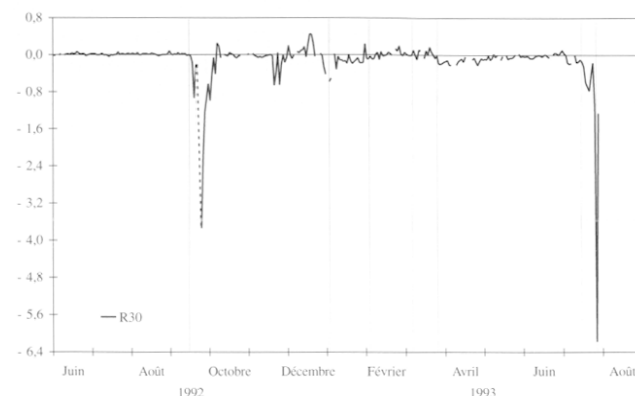
Graphique 2 : franc français : probabilités de dévaluation indiquées



Graphique 3 : franc français : probabilités de dévaluation indiquées



Graphique 4 : franc français : probabilités de dévaluation indiquées



Selon le graphique 4, les valeurs négatives de  $r_{t;30}$  atteignent un maximum au cours de la deuxième moitié de septembre. Les investisseurs ne s'attendaient pas à une dévaluation du franc français à long terme. Aussi n'ont-ils pas exigé des rendements élevés sur les dépôts d'une durée de 30 jours ; ils se sont concentrés sur des opérations à court terme.

En octobre (graphiques 2 et 3), la probabilité d'une dévaluation imminente du franc a diminué tant grâce à l'engagement pris par l'Allemagne de ne pas procéder à un réalignement qu'en raison de l'augmentation très substantielle des taux d'intérêt français. Cependant, bien que les pressions spéculatives exercées sur le franc se soient temporairement relâchées, les marchés n'étaient pas convaincus de la capacité du gouvernement français à maintenir les taux d'intérêt à un niveau élevé pendant longtemps.

#### *Les troubles sur les marchés des changes de novembre à janvier*

Les indicateurs de probabilité (graphiques 2, 3 et 4), illustrent très bien les troubles sur les marchés des changes de novembre à janvier. Le fait que les fluctuations de  $r_{t;1}$  soient plus fortes que celles de  $r_{t;7}$  indique que les agents économiques ont pressenti une dévaluation imminente du franc français. En revanche,  $r_{t;30}$  affiche des valeurs négatives record.

En réalité, les marchés surveillaient de très près le franc français, car son lien avec le Deutsche mark était considéré comme l'épine dorsale d'un mécanisme de change européen fragile.

#### *La reprise et la crise de juillet*

$r_{t;7}$  (graphique 3) a enregistré une baisse le 4 février exactement, lorsque la Bundesbank a, contre toute attente, fixé le taux Lombard à 9 %, soit une baisse d'un demi point, et le taux d'escompte à 8 %, soit une diminution d'un quart de point, réduisant ainsi la tension sur les marchés des changes. À la même époque  $r_{t;1}$  a commencé à baisser. Sa valeur négative record du mois de mars coïncide avec la publication des derniers sondages d'opinion concernant les élections politiques françaises du 21 et du 28 mars. Ces sondages prévoyaient une victoire écrasante de l'alliance conservatrice, qui devait remporter près de 80 % des sièges. Étant donné que les principales questions abordées dans le programme conservateur étaient la défense d'un franc fort, le soutien d'une unité européenne accrue et le renforcement de la coopération avec l'Allemagne, les marchés crurent de nouveau à une reprise de l'économie française.

$r_{t;7}$  et  $r_{t;30}$  sont tous deux stables d'avril à juillet. La victoire du parti conservateur aux élections du mois de mars, ainsi que les cinq réductions opérées sur les taux d'intérêt à court terme depuis l'accession de la droite au pouvoir, ont ramené le taux de change

FF/DM à un niveau très proche du cours pivot (graphique 1).

Mais au cours de la première semaine de juillet, le franc français fut de nouveau dans la ligne de mire des spéculateurs. En l'espace de quelques jours, il apparut que le franc français risquait d'être dévalué, voire contraint de sortir du système. Dans la deuxième moitié de juillet, comme l'indiquent les graphiques 2, 3 et 4, les marchés se mirent soudain à considérer la dévaluation du franc comme un événement très probable.  $r_{t;1}$  et  $r_{t;7}$  ont enregistré une forte augmentation tandis que  $r_{t;30}$  a diminué. Les investisseurs ont donc perçu l'imminence d'une crise de change.

Il est intéressant de noter que ces constatations sont corroborées par les résultats des travaux empiriques de Campa, Chang et Reider (1996), qui ont testé la crédibilité des zones-cibles en mettant en œuvre une méthodologie fondée sur l'arbitrage et utilisant des options croisées dans le mécanisme de change. Ils ont constaté que la marge du taux de change mark-franc était parfaitement crédible pour la période comprise entre septembre 1991 et août 1992. Puis, ainsi que je l'ai indiqué ci-dessus, les périodes comprises entre août et octobre 1992 puis entre novembre 1992 et avril 1993 ont été caractérisées par une crédibilité imparfaite ; alors que du mois d'avril au début du mois de juillet 1993, la marge était crédible.

#### **L'analyse économétrique**

Pour l'estimation économétrique nous utilisons le logarithme de la valeur absolue des ratios suivants :

$$R1 = r_{t;1} / (r_{t;30} - r_{t;7})$$

$$R7 = (r_{t;7} - r_{t;1}) / (r_{t;30} - r_{t;7})$$

qui représentent respectivement la probabilité attribuée à la survenue d'un réalignement en un jour par rapport à la probabilité qu'un réalignement ait lieu entre le 8<sup>ième</sup> et le 30<sup>ième</sup> jour, et la probabilité qu'un réalignement se produise entre le 2<sup>ième</sup> et le 7<sup>ième</sup> jour par rapport à celle d'un réalignement survenant entre le 8<sup>ième</sup> et le 30<sup>ième</sup> jour.

Pour estimer les deux séries  $R1$  et  $R7$  à partir de l'équation (25), il convient de choisir une série d'informations susceptibles d'avoir affecté les anticipations des investisseurs sur la date de dévaluation. Pour effectuer ce choix, nous avons examiné toutes les informations politiques et économiques jugées pertinentes au cours des périodes précédant les crises. Le tableau 2 présente les informations économiques et politiques que nous avons sélectionnées. Parmi ces informations, nous avons sélectionné celles qui, à notre avis, étaient de nature à laisser croire aux investisseurs non seulement qu'il y avait davantage de probabilités qu'une dévaluation se produise, mais aussi qu'il y

avait davantage de probabilités qu'elle ait lieu dans un proche avenir.

Ces informations ont été introduites sous la forme de variables muettes posées égales à 1 à compter de leur diffusion sur les marchés. L'idée est de vérifier si une seule information nouvelle peut avoir pour effet de modifier les anticipations des spéculateurs.

Les estimations ont été réalisées à partir des équations suivantes :

$$(26) X1 = a_1 + b_1 T + c_1 E_t + d_1 E_{t-1} + e_1 S_t + f_1 D_i + i_1 WE$$

$$(27) X7 = a_7 + b_7 T + c_7 E_t + d_7 E_{t-1} + e_7 S_t + f_7 D_j + i_7 WE$$

où  $X1$  et  $X7$  représentent, respectivement, le logarithme de la valeur absolue de la probabilité attribuée à l'occurrence d'une dévaluation le premier jour du mois, par rapport à une dévaluation entre le huitième et le trentième jour ( $R1$ ), et le logarithme de la valeur absolue de la probabilité attribuée à l'occurrence d'une dévaluation entre le

deuxième et le septième jour par rapport à une dévaluation entre le huitième et le trentième jour, ( $R7$ ) ;  $a$  est la constante ;  $T$  est une tendance correspondant au temps, que l'on inclut en raison du risque de changement d'avis des investisseurs quant à la date de la variation du taux de change au cours de la période.  $E_t$  désigne le taux de change monnaie nationale/Écu et  $E_{t-1}$  le taux au comptant retardé ;  $S_t$  correspond au taux de change monnaie nationale/DM. Je suppose ici que les investisseurs interprètent le fait que  $E_t$  et  $S_t$  se rapprochent des marges de fluctuation comme un signe de faiblesse de leur devise et, par conséquent, de l'imminence d'un réalignement. J'inclus donc les taux de change FF/Ecu et FF/DM dans les régressions.

Les  $D_i$  représentent les variables muettes fixées à un le jour de la diffusion des informations nouvelles sur les marchés ;  $WE$  est une variable d'ajustement qui permet de détecter, le cas échéant, l'incidence des "effets week-end" (des "effets jeudi"). Comme l'a suggéré Collins, il est possible que les investisseurs croient qu'un réalignement a plus de chances de se produire un lundi, car il est plus probable que les gouvernements se réunissent et négocient au cours d'un week-end. Si les investisseurs croient à l'"effet week-end", alors les probabilités attribuées à l'occurrence d'une dévaluation dans un intervalle de temps donné devraient augmenter en fonction du nombre de lundis compris dans cet intervalle. Une variable d'ajustement est donc introduite dans l'estimation au titre du jeudi pour tenir compte du fait que le lundi peut être perçu comme le jour où un réalignement a le plus de chances de se produire.

Le tableau 1 rapporte les résultats de l'estimation. Les deux équations ont été testées au moyen du test de spécification de Hausman (1978) afin de vérifier, le cas échéant, l'existence d'une corrélation entre le taux de change monnaie nationale/Ecu et les résidus (Collins, 1984, page 18). L'hypothèse nulle a été rejetée de façon très nette pour les deux équations, et donc chacune d'entre elles a été estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Étant donné les problèmes posés par l'existence d'une autocorrélation et par l'hétéroscédasticité du terme d'erreur, nous avons inclus l'estimateur de covariances de Newey-West dans la procédure des MCO. Nous avons effectué le test  $F$  de Fisher afin de vérifier l'hypothèse selon laquelle tous les coefficients, à l'exception de la constante, sont nuls. Les résultats obtenus ont permis de rejeter très nettement l'hypothèse nulle.

Compte tenu de la nature quotidienne des données, il n'est pas réaliste de croire que les régressions peuvent permettre d'expliquer entièrement la variabilité des séries examinées. Nous avons donc estimé que des valeurs de  $R^2$  voisines de 0,50 constituaient un résultat suffisant.

**Tableau 1**

	X1	X7
Constante	354,868 (5,235)	133,425 (1,983)
Temps	0,126 (2,500)	0,035 (0,822)
FF/DM	-318,272 (-4,533)	-250,004 (-2,215)
FF/Ecu	97,289 (2,276)	90,401 (1,401)
FF/Ecu {-1}	6,541 (1,041)	15,942 (0,851)
$D1$	-1,897 (-4,909)	-1,590 (-2,466)
$D2$	1,989 (2,738)	1,813 (1,494)
$D3$	2,393 (2,629)	1,259 (0,937)
$D4$	1,572 (2,714)	1,308 (1,787)
$D5$	1,488 (1,773)	-0,258 (-0,170)
WE	-1,711 (-4,066)	-0,946 (-2,256)
$R^2$	0,806	0,669
$R^2$ (aj.)	0,713	0,511
$F$	14025,3 (s.l. 0,000)	3271,466 (s.l. 0,000)
DW	2,804	2,305
Test de Hausman	0,390 (s.l. 0,999)	0,799 (s.l. 0,999)
Test de Chow	1124,6 (s.l. 0,000)	474,558 (s.l. 0,000)
Nombre obs.	35	35

Note : les  $t$  de Student sont indiqués entre parenthèses.

**Tableau 2 : France : de juin à août 1993**

Dates	Nouvelles	Variables auxiliaires
17 juin	La Bundesbank annonce que le taux d'escompte allemand et que le taux Lombard demeurent inchangés.	D1
21 juin	Réunion de la CEE à Copenhague.	
1 <sup>er</sup> juillet	La Bundesbank fixe le taux d'escompte officiel à 6,5 %, soit une baisse de 0,5 point, et le taux Lombard à 8 %, soit une baisse de 0,25 point.	
2 juillet	La Banque de France réduit le taux d'escompte officiel.	
7 juillet	L'Insee publie le rapport économique sur le second semestre 1993. Ce rapport prévoit une diminution de 0,7 % du PIB ainsi qu'une très forte augmentation du taux de chômage avant la fin de l'année.	D2
15 juillet	Réunion attendue du Comité de la Bundesbank et prévision d'une baisse des taux d'intérêt allemands.	D3
21 juillet	Les Allemands annoncent une augmentation de leurs agrégats monétaires M3 plus forte que prévu au cours des six derniers mois.	D4
29 juillet	La Bundesbank baisse son taux Lombard de 0,5 point mais laisse le taux d'escompte inchangé.	D5
1 <sup>er</sup> août	Les ministres des Finances des pays qui participent au mécanisme de change du SME conviennent que désormais les devises devront fluctuer dans des marges de 15 % au-dessus ou au-dessous de leurs cours pivots.	

Il est important de noter que les séries X1 seront toujours plus volatiles que les X7. L'influence de  $r_{t-1}$  est à l'évidence plus forte pour X1 que pour X7. Ce qui veut dire que l'analyse de X7 devrait être plus fiable que celle de X1.

Nous allons procéder maintenant à l'analyse des résultats de l'estimation.

### Les résultats de l'estimation

J'ai testé un point de rupture entre les périodes du 2 juin 1992 au 16 juin 1993 et du 17 juin au 2 août 1993. Le 17 juin 1993, lors d'une réunion du Comité de la Bundesbank, les Allemands ont décidé de ne pas modifier leur taux d'escompte ni le taux Lombard. Aussi les marchés ont-ils cru que la plupart des devises des pays participant au mécanisme de change aurait de sérieuses difficultés à maintenir leur taux d'intérêt à un niveau aussi élevé que les taux allemands. Ils savaient, en particulier, que la France ne connaîtrait pas de sitôt une reprise en raison de la progression du chômage et du ralentissement de la croissance du PIB. Les investisseurs doutaient de la capacité du franc fort à maintenir sa position au sein du SME. Les résultats du test de Chow (tableau 1) confirment cette hypothèse. Par conséquent, la période prise en compte pour l'estimation économétrique va du 17 juin au 2 août 1993.

La qualité de l'ajustement est bonne. Dans la première équation, 80 % de la variation de X1 est expliquée, tandis que dans la deuxième 66 % de la variation de X7 est expliquée. La tendance temporelle est positive et très significative pour X1. La probabilité à un jour que le franc soit dévalué a donc augmenté avec le temps. Ainsi que nous l'avons vu sur le graphique 2, après la réunion du Comité de la Bundesbank du 17 juin, les marchés s'attendaient à une dévaluation imminente du franc. En fait, les

cambistes, après avoir examiné de plus près les données économiques et politiques fondamentales de la France, décidèrent que le franc était un jeu équitable. Le gouvernement français était dans une impasse politique. D'une part, il risquait une réaction brutale, sur le plan social, s'il augmentait les taux d'intérêt pour défendre le franc alors que l'économie française traversait une période de récession aussi marquée. D'autre part, l'abandon de la politique du franc fort, que le gouvernement s'était fermement engagé à respecter, aurait été une erreur politique.

Dans les deux cas, les agents économiques ne manquèrent pas de s'intéresser aux taux de change, et en particulier au taux de change FF/DM car la France dépendait étroitement de la politique monétaire allemande. Le taux FF/Ecu est moins significatif.

Examinons maintenant l'influence des nouvelles sur les anticipations en matière de dévaluation.

$D1 = 1$  à compter du 17 juin 1993, date à laquelle la Bundesbank annonça que le taux d'escompte allemand et le taux Lombard demeureraient inchangés. D1 est la variable muette la plus significative pour les deux régressions. Ceci veut dire que les marchés furent très réactifs aux décisions prises par la Bundesbank en matière de politique monétaire.

$D2 = 1$  à compter du 7 juillet 1993, autrement dit à compter de la publication du rapport économique de l'Insee sur le second semestre 1993. Ce rapport prévoyait une diminution de 0,7 % du PIB et une très forte augmentation du taux de chômage avant la fin de l'année. Les prévisions pessimistes de l'Insee, ainsi que la politique monétaire sans cesse plus stricte menée par l'Allemagne, donnèrent aux

spéculateurs de bonnes raisons de parier contre le franc français, qui tomba à 3,396 par rapport au DM.  $D2$  est plus significatif pour  $X1$  que pour  $X7$ . À partir du 17 juin, les marchés ont bien perçu la faiblesse voilée du franc ; en juillet, ils n'attendaient plus que la confirmation de l'incapacité des Français à défendre le franc grâce à des taux d'intérêt élevés. En fait, le franc ne subit une attaque que le lendemain de la publication du rapport de l'Insee.

$D3 = 1$  à compter du 15 juillet, date de la réunion tant attendue du Comité de la Bundesbank dont on attendait une forte baisse des taux d'intérêt allemands. Puisqu'un relèvement des taux d'intérêt français était exclu, seule une réduction des taux allemands pouvait éviter au franc d'être dévalué ou de quitter le mécanisme de change.  $D3$  est très significatif pour  $X1$ . Par conséquent, l'annonce des décisions prises par l'Allemagne en matière de politique monétaire eut davantage d'impact sur les anticipations d'une dévaluation du jour au lendemain que sur les anticipations d'une dévaluation au cours du reste du mois.

$D4 = 1$  à compter du 21 juillet, en raison de l'annonce d'une augmentation des agrégats monétaires  $M3$  de l'Allemagne plus forte que prévu au cours des six derniers mois. Cette information réduisait l'espoir de voir la Bundesbank baisser ses taux lors de la réunion de son Comité le 29 juillet. Par voie de conséquence, les anticipations concernant la dévaluation du franc français s'intensifiaient.

$D5 = 1$  à compter du 29 juillet, soit à compter de la réunion attendue du Comité de la Bundesbank.

En conclusion, toutes les variables muettes correspondant aux nouvelles allemandes en matière de politique monétaire sont très significatives.

La variable d'ajustement utilisée pour détecter l'"effet week-ends" est significative dans les deux équations mais elle est de signe négatif. Avec l'approche des week-ends, la probabilité qu'une dévaluation à un jour par rapport à la probabilité de dévaluation pendant le reste du mois a diminué, et cette remarque vaut également pour la probabilité qu'une dévaluation à une semaine par rapport à celle qu'une dévaluation ait lieu pendant le reste du mois. Les investisseurs ont probablement cru que les gouvernements, s'ils se réunissaient pour négocier, soutiendraient la devise française. L'approche du week-end pouvait donc être perçue comme une opportunité de retarder le réalignement.

---

## Commentaires et conclusions

---

Mon analyse poursuivait deux objectifs principaux. Le premier était de déterminer si les spéculateurs ont été en mesure de prévoir les dates *exactes* des dévaluations de 1992 et 1993. Le second était de rechercher s'ils ont utilisé – et selon quelles modalités – les informations économiques et politiques quotidiennes pour fonder leurs anticipations de dévaluation du taux de change avant la crise de change de 1993.

Au cours des périodes qui ont immédiatement précédé les crises, les agents économiques se sont surtout concentrés sur les opérations à court terme. Ces résultats confirment qu'ils ont correctement appréhendé les événements qui allaient survenir sur les marchés. L'analyse des indicateurs de probabilité a révélé que les investisseurs étaient conscients de l'imminence d'une dévaluation mais qu'ils n'étaient pas en mesure d'en prévoir la date exacte.

Ces résultats sont en contradiction avec les conclusions de Collins selon lesquelles les agents économiques étaient parfaitement capables de prévoir la date exacte du réalignement survenu en 1983 entre le franc français et le deutsche mark. D'autre part, ils corroborent les résultats de l'analyse effectuée par Cetorelli (1991) sur les anticipations relatives au réalignement de la lire au cours des périodes qui ont précédé chaque réalignement survenu au sein du SME de 1979 à 1990.

Les résultats de l'estimation ont prouvé que les spéculateurs étaient très sensibles aux informations diffusées quotidiennement sur les marchés. Et, avant les crises, ils étaient très réactifs à chaque rumeur concernant un éventuel changement de politique monétaire (pourtant déjà stricte) de la Bundesbank. On peut également remarquer qu'avant la crise les rumeurs semblaient avoir sur les agents économiques un effet déstabilisant plus important que les nouvelles bien fondées. Ceci me conduit à penser que les mécanismes d'auto-validation des anticipations ont joué un rôle dans la dynamique de cette crise de change.

Les turbulences qui ont agité les marchés des changes au cours de l'été 1992 et de l'été 1993 témoignent de l'intensité des pressions qui peuvent s'exercer sur les taux de change officiels lorsque les acteurs du marché perçoivent un risque imminent de réalignements significatifs des taux de change. Bien entendu, mon propos n'est pas d'affirmer que les turbulences qui affectent les taux de change sont provoquées par les pressions du marché, mais au contraire que les divergences macro-économiques sous-jacentes, combinées aux mécanismes d'auto-validation des crises anticipées ont alimenté ces pressions du marché.

Par rapport à la littérature classique sur les anticipations en matière de taux de change et sur la crise de change, l'approche de Collins nous permet d'analyser un nouvel aspect du comportement des spéculateurs. En fait, l'étude de l'influence des informations nouvelles sur le processus de détermination des anticipations relatives aux dévaluations des taux de change est une démarche novatrice et potentiellement utile pour comprendre en profondeur le comportement spéculatif.

En ce qui concerne les recherches futures, nous proposons de procéder à une analyse très détaillée de la méthode de sélection des informations nouvelles, et peut-être aussi de trouver une méthode quantitative. Puis il sera intéressant d'analyser l'influence des informations nouvelles au cours de périodes de stabilité relative des taux de change afin de comprendre pourquoi elles ont un pouvoir déstabilisant si important au cours des périodes d'incertitude. D'autre part, il serait également intéressant de rechercher s'il existe un lien entre les anticipations "visqueuses" que j'ai examinées et les modèles théoriques (Masson, 1994), dans lesquels les anticipations de dévaluation sont également fonction du degré de "rigueur" du gouvernement<sup>(5)</sup>.

En conclusion, l'analyse ci-dessus peut trouver des applications en matière de politique économique. Si les autorités monétaires savent à l'avance que les spéculateurs peuvent prévoir l'approche d'un réaligement, elles peuvent prévenir les effets déstabilisants de leurs actes. En fait, dans le cadre d'un système de change tel que le SME, si les spéculateurs anticipent une dévaluation, ils vont demander des devises en vue de les revendre à un cours plus élevé en réalisant un profit. En cas de déséquilibre fondamental (c'est-à-dire en cas de déficit budgétaire élevé), les autorités doivent vendre des devises afin de défendre la parité, car les pressions exercées sur le taux de change risquent de provoquer une dévaluation. Dans ce cas, si les spéculateurs demandent des devises étrangères supplémentaires, ils contribuent à accroître la pression sur le taux de change, ruinant ainsi les moyens de défense mis en œuvre par les autorités monétaires. Il convient de noter que ces moyens de défense auraient pu réussir en l'absence de spéculation.

---

## Notes

---

(1) On peut ici supposer que le terme d'erreur inclut la prime de risque, le cas échéant (Engel, 1996).

(2) On peut ici remarquer que B devrait être modélisé de façon plus précise comme dans les modèles de zones-cibles. Mais, dans ce contexte, il n'est pas important de le modéliser car nous supposons qu'il n'existe qu'une seule ampleur anticipée de réaligement et que cette ampleur constitue une donnée à chaque instant.

(3) Par rumeurs nous entendons les informations souvent sans fondement que les spéculateurs diffusent intentionnellement sur les marchés afin de les déstabiliser.

(4) En retenant des durées de 2, 3, 5 et 6 mois avant et après la crise, nous avons obtenu des taux de dévaluation compris entre 2,3 et 3,2 %. Aussi avons-nous choisi le chiffre correspondant à une durée de 5 mois, soit 2,7 %, qui est aussi égal à la moyenne entre 2,3 % et 3,2 %.

(5) Je voudrais remercier un rapporteur anonyme pour cette remarque constructive.

---

## Bibliographie

---

- Bertola G. et Svensson L.E.O. (1990).** "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zones Models", *Seminar Paper* n° 481, Institute for International Economic Studies, Stockholm.
- Blanco H. et Garber P. (1986).** "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso", *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 1, février.
- Campa J.M., Chang P.H. et Reider R. (1996).** "Arbitrage Based Tests of Target Zone Credibility: Evidence from ERM Cross-Rate Options", *American Economic Review*.
- Cetorelli N. (1991).** "La Speculazione sulla Lira e le Attese di Riallineamento delle Parità nello SME", *Quaderni di Discussione, Banca d'Italia*.
- Chen Z. et Giovannini A. (1993).** "The Determinants of Realignment Expectations Under the EMS: Some Empirical Regularities", National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, n° 4291.
- Collins S.M. (1984).** "Exchange Rate Expectations and Interest Parity During Credibility Crises. The French Franc, March 1983", Harvard Institute of Economic Research, *Discussion Paper*, n° 1080.
- Collins S.M. (1992).** "The Expected Timing of EMS Realignment: 1979-83", National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, n° 4068.
- Dornbusch R. (1987).** "Collapsing Exchange Rate Regimes", *Journal of Development Economics*, vol. 27, octobre.
- Eichengreen B. et Wyplosz C. (1993).** "The Unstable EMS", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, pp. 51 à 124.
- Engel Ch. (1996).** "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium", *Journal of Empirical Finance*.
- Flood R.P. et Garber P. (1984).** "Collapsing Exchange Rate Regimes. Some Linear Examples", *Journal of International Economics*, vol. 17, pp. 1 à 13.
- Flood R.P. et Garber P. (1991).** "The Linkage between Speculative Attack and Target Zones Models of Exchange Rate", *Quarterly Journal of Economics*, n° 106-4, pp. 1367 à 1372.
- Froot K. et Obstfeld M. (1989).** "Exchange Rate Dynamics under Stochastic Regime Shifts: A Unified Approach", *NBER Working Paper*, n° 2835.
- Johnston J. (1984).** "Econometric Methods", 3<sup>ème</sup> éd., McGraw-Hill International Editions.
- Linberg H., Söderlind P. et Svensson Lars E.O. (1993).** "Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1985-92", *The Economic Journal*, vol. 103, pp. 1170 à 1179, septembre.
- McFadden D. (1984).** "Econometric Analysis of Qualitative Response Models", ch. 24, in Griliches, Z., Intriligator, M.D., 1984, *Handbook of Econometrics*, vol. II, eds., Elsevier Science Publishers, B.V.
- Rose A.K. et Svensson Lars E.O. (1991).** "Expected and Predicted Realignment: The FF/DM Exchange Rate During the EMS", *CEPR Discussion Paper*, n° 552.
- Rose A.K. et Lars E.O. Svensson (1994).** "European Exchange Rate Credibility Before The Fall", *European Economic Review*, vol. 38, pp. 1185 à 1216.
- Svensson Lars E.O. (1992).** "The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk", *Journal of International Economics*, vol. 33, pp. 21 à 40.
- Taylor M. (1995).** "The Economics of Exchange Rates", *Journal of Economic Literature*, vol. 33, n° 1.