



Munich Personal RePEc Archive

Evaluation of the monetary integration process within the European Monetary System

Michel Galy

Banque de France, 39 rue Croix des Petits Champs, 75001 Paris,
France

April 1985

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/62353/>

MPRA Paper No. 62353, posted 25 February 2015 03:15 UTC

ÉVALUATION DU PROCESSUS D'INTÉGRATION MONÉTAIRE AU SEIN DU SYSTÈME MONÉTAIRE EUROPÉEN

Michel Galy (*)

Les économies des pays industrialisés ont dû faire face dans les années 70 à d'importants chocs réels affectant leurs équilibres externe et interne. L'adoption des taux de change flottants fut considérée alors par de nombreux observateurs comme la réponse pertinente à ces déséquilibres. De cette solution, on attendait une plus grande autonomie des politiques monétaires et le rétablissement d'une configuration plus harmonieuse des paiements extérieurs.

L'évolution de l'économie mondiale des quinze dernières années n'a pas confirmé cette attente. Si l'intégration des économies s'est poursuivie à vive allure, la croissance économique interne des principaux pays industrialisés a été inférieure à celle des années 60. Le sous-emploi et les déséquilibres des balances courantes ont atteint des niveaux sans précédent tandis que les taux de change ont enregistré des phases de sur ou sous-ajustement considérable. Seule l'inflation paraît en voie d'être maîtrisée.

La plupart des banques centrales se sont efforcées de réduire la volatilité du cours de leur monnaie en intervenant sur le marché des changes. Les tentatives institutionnelles les plus notables sont à mettre à l'actif des pays européens qui ont créé le « serpent » en avril 1972 puis le Système Monétaire Européen mars 1979 ⁽¹⁾.

Cependant, les réalignements fréquents des cours centraux et le fait que les monnaies des pays membres flottent vis-à-vis des autres devises ont suscité des doutes sur la capacité de l'union monétaire à stabiliser durablement les taux de change et à favoriser la convergence des politiques économique et monétaire. Le présent article s'interroge sur la validité de ces critiques.

La contribution du S.M.E. à la stabilisation des taux de change et à la coordination des politiques monétaires peut être mesurée selon deux méthodes.

La première consiste à estimer un modèle structurel des économies des pays membres, incluant les fonctions de réaction des autorités et à tester l'existence d'éventuels changements dans ces dernières relations après mars 1979. La création relativement récente du S.M.E. et l'absence de séries statistiques sur les interventions des banques centrales sur le marché des changes constituent les principales difficultés d'une telle entreprise.

La seconde méthode se fonde sur la comparaison de la variabilité de quelques paramètres économiques et monétaires mesurés avant et après 1979. La difficulté de cette solution tient dans l'impossibilité d'éliminer l'impact spécifiques des conditions économiques historiques sur les facteurs responsables de la volatilité des taux de change.

Cette étude est un compromis entre ces deux approches. La question de l'évolution de la variabilité des taux de change réels et nominaux est examinée dans la première section. Différents facteurs expliquant cette évolution sont proposés en deuxième section. L'accent est mis en particulier sur les changements intervenus après 1979 dans l'orientation des politiques monétaires et l'intensité des interventions sur le marché des changes. Afin d'obtenir une mesure plus précise de ces changements, on présente dans une dernière section une estimation des fonctions de réaction ad hoc de certaines banques centrales des pays du S.M.E.

(*) M. Michel Galy est directeur adjoint à la Direction Générale des Services Étrangers – Direction des Changes. Les thèses défendues dans cet article ne reflètent pas nécessairement la position des autorités monétaires françaises.

(1) L'annexe I présente l'évolution des différents régimes de taux de change adoptés par les principaux pays européens après l'effondrement du système de BREITON -WOODS. L'annexe II rappelle les principales caractéristiques techniques du Système Monétaire Européen.

I — ÉVOLUTION DE LA VARIABILITÉ DES TAUX DE CHANGE RÉELS ET NOMINAUX AU SEIN DU S.M.E.

Le mécanisme de stabilisation des taux de change mis en place à partir de mars 1979 a permis une réduction de la variabilité des taux de change au jour le jour. Toutefois, sur un horizon plus long, il n'est pas certain qu'un tel résultat soit assuré et ceci pour deux raisons. Les pays membres ont utilisé les possibilités de fluctuation que leur laissent des marges bilatérales relativement amples ($\pm 6\%$ pour la lire et $\pm 2,25\%$ pour les autres devises). Le S.M.E. est un système de taux de change fixes mais ajustables et les pays membres ont à sept reprises tiré parti de cette faculté. Dans ces conditions, le point de savoir si le S.M.E. a effectivement permis de réduire la variabilité des taux de change n'est pas une question triviale.

Afin d'y répondre, il est nécessaire tout d'abord de définir le concept de variabilité du taux de change. Bien qu'il n'y ait pas unanimité à cet égard⁽¹⁾, il semble qu'il soit nécessaire d'établir une distinction entre les variations anticipées et non-anticipées car seules ces dernières peuvent affecter l'économie réelle. Pour réaliser une telle dissociation, il convient de disposer du modèle de prévision utilisé par le secteur privé pour formuler ses anticipations. On sait que le taux de change à terme constitue l'estimateur le plus efficace des fluctuations futures du taux de change à condition toutefois que le marché des changes soit efficient et qu'aucune prime de risque ne soit exigée pour la détention de telle ou telle devise. Dans le monde réel, de nombreux travaux (SOLNIK 1978, HANSEN et HODRICK 1980) ont montré que les prévisions fournies par le taux de change à terme sont affectées de biais importants. On est donc fondé à considérer que le secteur privé s'efforce d'éliminer ces déviations systématiques en ayant recours à d'autres sources d'informations (évolution des prix relatifs, des balances de paiements, de l'endettement extérieur, etc.). Dans ces conditions, la validité de la détermination de la fraction non-anticipée des variations de taux de change dépend au premier chef de la pertinence des hypothèses faites sur les variables économiques et monétaires que le public utilise pour formuler ses prévisions⁽²⁾. De surcroît, une telle distinction suppose que les spéculateurs sont en mesure d'agir en fonction de leurs anticipations. Pour certains pays européens (France et Italie en particulier), cette possibilité est fortement réduite par l'existence d'entraves aux mouvements de capitaux.

Pour ces différentes raisons, on ne considère dans cette section que la variabilité totale des taux de change. Celle-ci a été calculée en retenant l'écart-type des variations relatives pour différents horizons (1, 2... 12 mois) afin de tester l'hypothèse selon laquelle plus l'horizon s'éloigne moins la variabilité des monnaies du S.M.E. diffère de celle des monnaies flottantes.

Il convient ensuite de définir les taux de change utilisés. Une première solution consiste à retenir les taux de change bilatéraux exprimés par rapport à un numéraire, le mark allemand par exemple. Cette approche demeure cependant incomplète car elle ne tient pas compte du comportement des agents économiques qui s'efforcent de réduire leur risque de change en diversifiant leurs placements sur diverses devises. L'attitude de ces agents est prise en compte de façon plus pertinente en recourant à un indice pondéré des taux de change des principales monnaies — désigné par la suite sous le terme d'indice effectif de taux de change —. Dans cette étude, on combine les avantages des deux approches en utilisant un concept spécifique de taux de change effectif (cf. annexe III)⁽³⁾.

Deux sortes d'indices de taux de change effectifs ont été calculés (tableaux 1.1, 1.2 et 1.3 ci-après). Le premier comprend uniquement les monnaies du S.M.E. Le second tient compte du fait que les économies des pays membres sont largement ouvertes sur le reste du monde et sont

(1) La méthode utilisée dans cette étude a été présentée en novembre 1982 à la réunion des économistes des banques centrales organisées par la Banque des Règlements Internationaux, sous le titre : « Regional Arrangements in a world of floating rates : the experience of the E.M.S. »

(2) Dans son article récent, K. ROGOFF (juillet 1984) s'est efforcé de faire le partage entre mouvements anticipés et non-anticipés des taux de change en utilisant la technique de modélisation des vecteurs autorégressifs. Les résultats obtenus en utilisant cette méthode ne diffèrent pas sensiblement de ceux de la présente étude du moins pour ce qui concerne la variabilité des taux de change nominaux.

(3) L'indice de taux de change bilatéral de deux pays est égal au rapport de leurs indices de taux de change effectif. La variabilité du taux de change bilatéral est égale à la somme des variances des taux de change effectifs moins deux fois leurs covariances. Par construction, ces indices effectifs évoluent comme les parts de marché en volume à l'exportation. La détermination du système de pondération est fondée sur l'hypothèse que les parts de marché en valeur à l'exportation sont constantes. Pour une description plus détaillée du cadre théorique, on se référera à l'annexe III.

donc affectées par les fluctuations des monnaies flottantes. Cet indice comprend les devises des 13 principaux pays industrialisés.

La méthodologie une fois précisée, il reste enfin à déterminer la période de flottement à comparer avec les cinq premières années du S.M.E. Le mark, le franc belge, la couronne danoise et le florin ayant toujours été membres du « serpent » depuis 1973, la seule période qui convienne est celle de janvier 1976 à février 1979, période pendant laquelle le franc, la lire et la livre sterling ont flotté simultanément.

Tableau 1.1

Moyenne des variations relatives mesurées sur un intervalle de 12 mois des taux de change effectifs nominaux réels(*) ()**

(pourcentage)

PAYS	Panier de 13 monnaies				Panier des monnaies du S.M.E.			
	1976-1/1979-2		1979-3/1984-3		1976-1/1979-2		1979-3/1984-3	
	Nominal	Réel	Nominal	Réel	Nominal	Réel	Nominal	Réel
Belgique	4,27	-3,03	-6,00	8,23	2,92	-1,65	-2,18	3,44
Danemark.....	-0,50	-2,29	-6,15	5,11	-2,28	-1,07	-2,02	0,81
France.....	-2,63	0,65	-6,60	4,86	-4,37	1,62	-2,92	0,32
Allemagne	5,17	-1,80	-1,29	4,50	3,90	-0,51	3,46	0,26
Italie	-8,26	0,50	-7,14	0,11	-10,39	1,74	-3,37	3,85
Pays-Bas	4,15	-2,54	-1,82	4,79	2,81	1,22	2,82	0,46
Irlande					-5,07	0,68	-1,09	-5,31
Moyenne.....	0,37	-1,42	-4,83	4,60	-1,78	0,29	-0,75	-0,55
Écart-type.....	4,77	1,45	2,35	2,37	4,89	1,26	2,55	2,77

(*) Les monnaies sont cotées au certain. Une variation positive correspond donc à une appréciation de la devise concernée.

(**) Pour obtenir les taux de change réels, on a déflaté l'évolution des taux de change nominaux par celle d'un indice de prix (prix à la consommation) relatifs. L'indice de taux de change effectif réel est présenté en terme d'indice de compétitivité de telle sorte qu'une variation positive corresponde à un gain de compétitivité de la monnaie concernée.

Tableau 1.2

Écart-type des variations relatives mesurées sur un intervalle de 12 mois des taux de change effectifs nominaux et réels

(pourcentage)

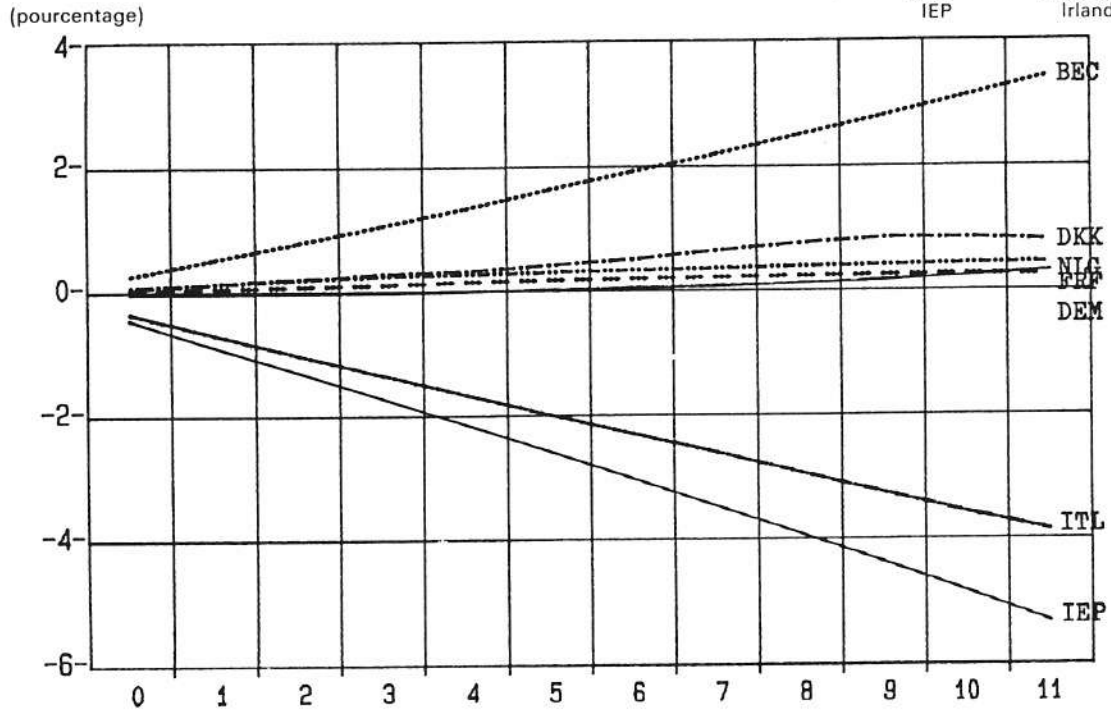
Panier de 13 monnaies

PAYS	RÉEL		NOMINAL	
	$\frac{1976-1}{1979-2}$	$\frac{1979-3}{1983-3}$	$\frac{1976-1}{1979-2}$	$\frac{1979-3}{1983-3}$
Belgique	2,78	4,86	2,11	4,11
Danemark.....	3,32	3,07	4,34	2,92
France.....	4,89	4,82	3,99	4,32
Allemagne	1,79	5,86	1,60	4,96
Italie	3,54	5,38	6,12	4,29
Pays-Bas	3,00	6,00	2,29	5,10
Irlande				
Japon.....	3,38	10,03	5,94	11,28
États-Unis.....	2,70	5,31	4,57	6,86
Royaume-Uni.....	7,21	10,17	5,83	7,42

Graphique 1

**TAUX DE CHANGE EFFECTIFS RÉELS
VARIATIONS RELATIVES MOYENNES POUR (79-3 A 84-3)
DES HORIZONS DE 1 A 12 MOIS (S.M.E.)**

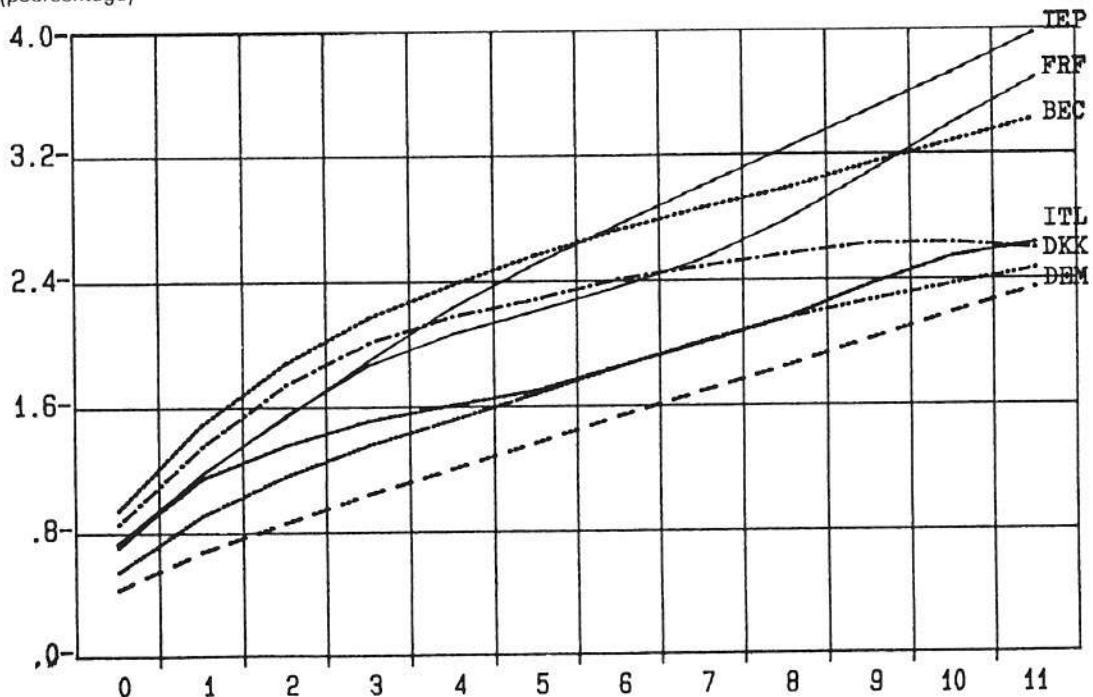
FRF France
BEC Belgique
DKK Danemark
DEM Allemagne
ITL Italie
NLG Pays-Bas
IEP Irlande



Graphique 2

**ÉCART-TYPE DES TAUX DE CHANGE EFFECTIFS RÉELS
VARIATIONS RELATIVES MOYENNES POUR (79-3 A 84-3)
DES HORIZONS DE 1 A 12 MOIS (S.M.E.)**

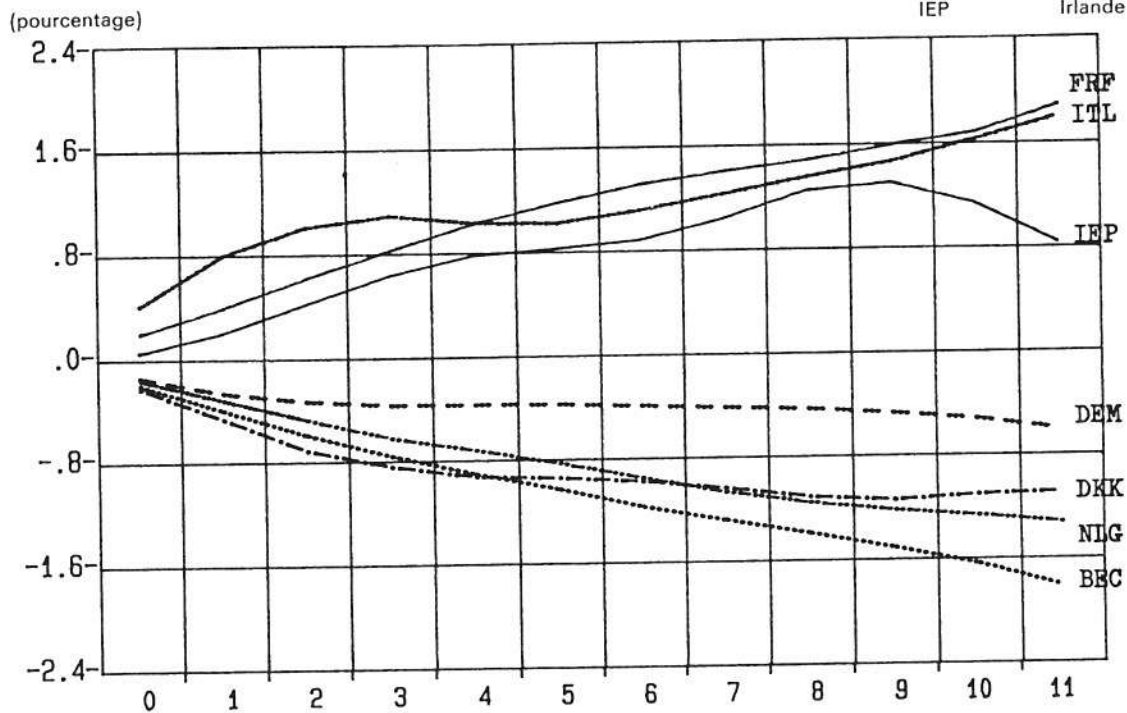
(pourcentage)



Graphique 3

**TAUX DE CHANGE EFFECTIFS RÉELS
VARIATIONS RELATIVES MOYENNES POUR (76-1 A 79-2)
DES HORIZONS DE 1 A 12 MOIS (S.M.E.)**

FRF	France
BEC	Belgique
DKK	Danemark
DEM	Allemagne
ITL	Italie
NLG	Pays-Bas
IEP	Irlande



Graphique 4

**ÉCART-TYPE DES TAUX DE CHANGE EFFECTIFS RÉELS
VARIATIONS RELATIVES MOYENNES POUR (76-1 A 79-2)
DES HORIZONS DE 1 A 12 MOIS (S.M.E.)**

(pourcentage)

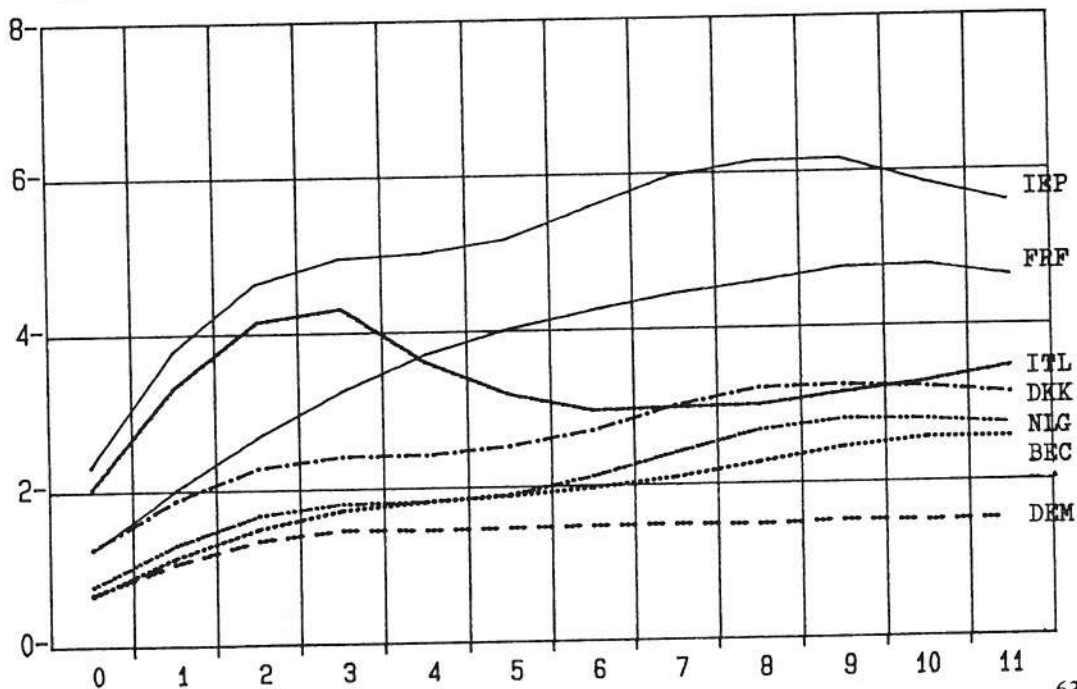


Tableau 1.3

**Écart-type des variations relatives mesurées sur un intervalle de 12 mois
des taux de change effectifs nominaux et réels**

Panier des monnaies du S.M.E.

(pourcentage)

PAYS	RÉEL		NOMINAL	
	$\frac{1976-1}{1979-2}$	$\frac{1979-3}{1983-3}$	$\frac{1976-1}{1979-2}$	$\frac{1979-3}{1984-3}$
Belgique	2,65	3,42	2,13	3,53
Danemark.....	3,07	2,60	4,36	3,22
France.....	4,78	3,69	3,93	3,00
Allemagne	1,57	2,34	1,68	2,28
Italie	3,43	2,63	6,10	1,64
Pays-Bas	2,74	2,47	2,27	2,48
Irlande	5,56	3,97	6,91	2,03

Le résumé des principaux résultats concernant les taux de change nominaux présenté dans les tableaux 1.1, 1.2 et 1.3 appelle les commentaires suivants :

i) Après 1979, la variabilité « inter-groupe » des taux de change effectifs nominaux des monnaies du S.M.E. a été réduite de façon significative ainsi qu'en témoigne la diminution de l'écart-type des variations relatives sur 12 mois présenté dans le tableau 1.1. Si l'on considère la variabilité « intra-groupe » mesurée dans les mêmes conditions (tableau 1.3), l'amélioration est notable uniquement pour les monnaies non membres du « serpent ». Les taux de change des autres devises enregistrent en revanche une augmentation modérée de leur volatilité. La même analyse appliquée à des intervalles de temps inférieurs à 12 mois suggère que l'instabilité est d'autant plus faible que l'horizon considéré est court.

ii) Si l'on inclut dans l'indice effectif les monnaies flottantes, il apparaît que la variabilité « intra-groupe » (tableau 1.2) s'est accrue après 1979, exception faite pour la lire et la couronne danoise. Toutefois, la variabilité des monnaies du S.M.E. demeure plus faible que celle des autres devises.

Ces différents résultats indiquent globalement que la création du S.M.E. s'est accompagnée d'une certaine réduction de la variabilité des taux de change nominaux.

Ceci ne constitue cependant qu'une indication partielle de l'efficacité du mécanisme de change européen. Le point de savoir si les taux de change réels ont également été stabilisés est d'un intérêt plus grand du point de vue de l'économie réelle.

Les indices effectifs de taux de change réels ont été calculés selon la méthodologie présentée en annexe III ⁽¹⁾. Les résultats des calculs de variabilité qui apparaissent dans les tableaux 1.1, 1.2 et 1.3 et les graphiques nos 1 à 4 conduisent à des conclusions quelque peu contradictoires. La variabilité « inter-groupe » (dernière ligne du tableau 1.1) des taux de change réels est presque deux fois plus grande après 1979 que pendant la période de flottement. A l'opposé, la variabilité « intra-groupe » (tableau 1.3) enregistre une diminution pour la plupart des devises, mark et franc belge exceptés (voir également les graphiques 2 et 4). Quant aux taux de change effectifs incluant les monnaies flottantes, ils sont affectés d'une substantielle augmentation de volatilité après 1979. Cette augmentation n'est pas très éloignée de celle enregistrée par les principales monnaies flottantes, yen excepté.

En fait, il semble que depuis la création du S.M.E. la déformation des taux de change réels tend à être plus durable et plus prononcée que pendant la période antérieure (cf. graphiques 1 et 3). Il en est résulté pour les pays non membres du « serpent » une tendance à la détérioration de leur compétitivité. C'est le cas de l'Italie et de l'Irlande et à un moindre degré de la France (cf. graphique 1).

Des différents éléments présentés dans cette section on peut tirer la conclusion provisoire suivante : l'établissement du S.M.E. n'a pas entraîné, dans les premières années, d'amélioration radicale dans la variabilité des taux de change réels des pays membres vraisemblablement du fait de la coexistence de larges différentiels d'inflation avec des taux de change nominaux relativement plus stables que précédemment.

(1) Une augmentation du taux de change réel traduit un gain de compétitivité de la monnaie concernée.

II — LE RÔLE DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE ET DES INTERVENTIONS DANS LA STABILISATION DES TAUX DE CHANGE NOMINAUX AU SEIN DU SYSTÈME MONÉTAIRE EUROPÉEN

La création d'une union monétaire a pour principale conséquence de supprimer l'autonomie de la politique monétaire nationale, à tout le moins dans le cadre très simplifié envisagé dans le modèle MUNDELL-FLEMING, à savoir : mobilité parfaite des capitaux, prix fixes et pays de petite taille. En outre, si l'on ajoute les hypothèses de stabilité totale des taux de change et d'anticipations statiques, le taux d'intérêt interne ne peut diverger durablement de celui pratiqué dans le pays à monnaie de réserve.

Considéré sous cet angle et compte tenu des conclusions de la Section I le fonctionnement du S.M.E. aurait dû déboucher sur une certaine convergence des taux d'intérêt et des politiques monétaires même si l'hypothèse de parfaite substituabilité des actifs en différentes devises n'est pas vérifiée. Une telle convergence aurait, elle-même, contribué au processus de stabilisation des taux de change.

On a tenté, dans une première approche, de tester l'hypothèse de convergence en appliquant séparément aux périodes antérieures et postérieures à la création du S.M.E. l'analyse en composantes principales ⁽¹⁾ sur les séries mensuelles de taux d'intérêt à court terme des pays du S.M.E. et des principaux marchés financiers — États-Unis, Japon et Royaume-Uni. Ainsi que le suggèrent les résultats du tableau n° 2 ci-après, la variance des taux d'intérêt peut être expliquée pour l'essentiel (75 % avant 1979 et 83 % après) par les deux premières composantes. La première semble caractériser le cycle mondial du mouvement des taux d'intérêt, les coordonnées des monnaies européennes sur cet axe apparaissent en général assez proches de celle du taux d'intérêt mondial. Après 1979, la première composante explique 58 % de la variance totale contre 49 % précédemment. Cette augmentation signifie que la convergence internationale des taux d'intérêt s'est sensiblement accrue dans la période récente. La deuxième composante principale qui absorbe grossièrement la même variance pendant les deux périodes (25 à 26 %) caractérise les spécificités de la conjoncture européenne.

Tableau n° 2

Analyse en composantes principales appliquée aux taux d'intérêt intérieurs à 3 mois

PAYS	Première composante		Deuxième composante	
	(a)	(b)	(a)	(b)
France	0,36	-0,68	0,81	-0,64
Allemagne	0,76	-0,92	0,40	0,01
Belgique	0,83	-0,79	0,05	-0,24
Pays-Bas	0,71	-0,84	-0,34	0,39
Italie	0,65	-0,44	0,51	-0,84
Irlande	0,83	-0,72	-0,32	0,54
Monde (c).....	0,64	-0,84	-0,71	0,33
Variance totale expliquée.....	49,42 %	58,40 %	26,00 %	25,00 %

(a) Première période : de janvier 1976 à février 1979.

(b) Deuxième période : de mars 1979 à décembre 1983.

(c) Le taux d'intérêt mondial est une moyenne pondérée des taux du dollar, du yen et de la livre sterling : USD = 46,4 % ; JPY = 31,7 % ; GBP = 21,9 %.

(1) L'analyse en composantes principales permet d'identifier un ou plusieurs éléments appelés « composantes principales » capables d'expliquer la variabilité d'un ensemble de séries individuelles. La première composante principale est la combinaison linéaire de l'ensemble des séries qui explique la plus grande part de la variance de ces séries, et ainsi de suite pour les autres composantes. Les séries dont les fluctuations ont en commun un fort élément conjoncturel n'auront besoin que d'un petit nombre de composantes pour expliquer l'ensemble de leur variance, le premier élément pouvant à lui seul, représenter plus de 50 à 60 % de la variance totale.

Ces résultats suggèrent qu'après 1979 la stabilisation des taux de change au sein du S.M.E. n'a pas joué un rôle déterminant dans la convergence des taux d'intérêt des pays membres. Celle-ci paraît davantage avoir été induite par le développement généralisé des politiques monétaires restrictives dans l'ensemble des principaux pays industrialisés, en particulier aux États-Unis et par l'intégration croissante des marchés financiers internationaux.

Si la convergence des politiques monétaires ne permet pas d'expliquer la réduction de la variabilité des taux de change nominaux au sein du S.M.E. deux candidats restent en lice : les interventions sur le marché des changes et le contrôle des changes. ROGOFF (1984) attribue à ce dernier facteur un rôle prédominant en se fondant sur le fait que l'impact des interventions sur l'offre de monnaie a été pour l'essentiel stérilisé. Dans ce contexte, les cessions et achats de devises des banques centrales européennes n'ont pu exercer d'effets significatifs qu'en raison de l'imparfaite mobilité des capitaux. Cette proposition est cohérente avec les principales conclusions du Groupe de Travail sur les Interventions (1983) créé à l'initiative de sept principaux pays industrialisés.

On ne peut nier que les entraves apportées aux mouvements de capitaux ont aidé à la réduction de la volatilité des taux de change. Il est cependant important de souligner que ces réglementations existaient avant 1979 et qu'elles peuvent, en conséquence, expliquer la diminution de la variance des taux de change observée après 1979 même si l'on tient compte du renforcement du contrôle des changes français après mai 1981.

Dans la section suivante, on examine une autre hypothèse ayant trait à l'impact des changements éventuels survenus dans les fonctions de réaction des banques centrales après 1979.

III — ESTIMATION DES FONCTIONS DE RÉACTION DE QUELQUES BANQUES CENTRALES DU SYSTÈME MONÉTAIRE EUROPÉEN SUR LE MARCHÉ DES CHANGES ET LE MARCHÉ MONÉTAIRE AVANT ET APRÈS 1979

III—1. Le modèle

L'utilisation de techniques d'analyse de la variance (cf. Section II), aussi sophistiquées soient-elles, ne permettant pas d'obtenir des réponses en termes de causalité, il a paru préférable de construire une maquette « explicative » du comportement des autorités monétaires. Pour ce faire, il est nécessaire de partir d'un modèle structurel de l'économie et d'y inclure les fonctions de réaction des banques centrales sur les marchés des changes et le marché monétaire. L'estimation d'un tel modèle avant et après 1979 devrait permettre de faire apparaître les éventuels changements intervenus dans l'arbitrage que réalisent quotidiennement les autorités monétaires entre interventions sur le marché des changes, variations des taux de change et des taux d'intérêt.

La validité de ce test repose sur l'hypothèse que la nature des objectifs économiques adoptés par les banques centrales n'a pas changé en dépit de leur participation à l'arrangement monétaire européen. Au plan théorique, une telle hypothèse peut paraître inadaptée. En effet, avant 1979, certains des membres du S.M.E. ont connu un régime de flottement imparfait où le taux d'intérêt et les interventions constituaient les instruments utilisés par les autorités pour atteindre des objectifs interne et externe fixés en termes de plein emploi, de taux de change réel ou de balance courante. En revanche, après 1979, ces pays ont perdu, en théorie, leur indépendance monétaire. Leur objectif est maintenant de stabiliser le taux de change nominal et l'intervention sur le marché des changes est devenue une variable purement endogène.

Dans la pratique, ainsi qu'il est indiqué en Section I, la stabilité des taux de change n'a pu encore être parfaitement assurée au sein du S.M.E. et le principal changement, après 1979, semble être le ralentissement de l'ajustement du taux de change réel à son sentier d'équilibre de long terme. En conséquence, il semble correct de considérer que les banques centrales du S.M.E. participent à un système où les taux de change peuvent être ajustés de façon discrétionnaire et où existent des degrés de liberté dans le maniement des interventions et du taux d'intérêt interne.

On supposera, en outre, que ces instruments sont utilisés en conformité avec des fonctions de réaction dont les paramètres peuvent être obtenus à partir d'un modèle structurel de l'économie où la politique budgétaire est supposée neutre. Le modèle est spécifié comme suit ⁽¹⁾ :

La demande globale (y) est fonction du taux de change réel ($s - p^* + p$), du taux d'intérêt réel ($i - \bar{p}$) et de la valeur retardée de la variable endogène y_{-1} .

$$(1) \quad y = \alpha_1 (s - p^* + p) + \beta_1 (i - \bar{p}) + \gamma_1 y_{-1} + u_1$$

$$\alpha_1 > 0 \quad \beta_1 < 0 \quad \gamma_1 > 0$$

Les balances réelles ($m - p$) sont déterminées par le taux d'intérêt interne (i) et le revenu réel (y).

$$(2) \quad m - p = \alpha_2 y + \beta_2 i + u_2$$

$$\alpha_2 > 0 \quad \beta_2 < 0$$

L'inflation (\dot{p}) est affectée par les déviations du revenu réel (y) de son niveau de plein emploi (\bar{y}), par la croissance de l'offre de monnaie (\dot{m}) et par les variations du taux de change (\dot{s}).

$$(3) \quad \dot{p} = \alpha_3 (y - \bar{y}) + \beta_3 \dot{m} + (1 - \beta_3) \dot{s} + u_3$$

$$\alpha_3 > 0 \quad \beta_3 > 0 \quad (1 - \beta_3) > 0$$

La dernière équation décrit la contrainte de balance des paiements. Les variations de réserve de la banque centrale sont fonction des flux de capitaux $\alpha_4 (i - i^* + \dot{s})$ et du déséquilibre de la balance courante déterminée par le revenu réel et le taux de change réel.

$$(4) \quad \frac{\Delta R}{M} = \alpha_4 (i - i^* + \dot{s}) + \beta_4 y + \gamma_4 (s - p^* + p) + u_4$$

$$\alpha_4 < 0 \quad \beta_4 < 0 \quad \gamma_4 > 0$$

Avec les définitions suivantes :

R = Réserves nettes de la banque centrale en devises ; les variations de réserves sont supposées égales aux interventions sur le marché des changes.

M = Offre de monnaie.

s = Prix en monnaie nationale de la monnaie de réserve du S.M.E.

\dot{s} = Variation anticipée du taux de change. Les anticipations de taux de change sont supposées statiques ⁽²⁾.

p, i = Indice des prix et taux d'intérêt internes.

p^* , i^* = Indice des prix et taux d'intérêt étrangers.

\bar{p} = Taux d'inflation anticipé.

Ce modèle dynamique fixe le cadre des contraintes dans lequel opèrent les autorités du S.M.E. Sous ces contraintes, elles s'efforcent d'ajuster leurs instruments de façon à minimiser une fonction de coût quadratique exprimée en termes de déviations des objectifs et des instruments par rapport à leurs niveaux désirés. Ainsi qu'il est démontré dans la littérature sur la détermination optimale des politiques économiques (voir par exemple THEIL 1964, 1980 et TURNOVSKY 1973, 1981), ceci implique que dans les fonctions de réaction des banques centrales, le taux d'intérêt et les interventions soient déterminés en fonction des valeurs antérieures des objectifs et des valeurs contemporaines des variables exogènes du modèle.

Il est important de souligner que dans ce modèle à la fois dynamique et stochastique, le nombre d'objectifs ne doit pas être nécessairement égal à celui des instruments comme c'est le cas dans le monde statique de MUNDEL et FLEMING (voir TURNOVSKY 1981). Il est possible, en effet, d'avoir moins d'instruments que d'objectifs si l'on accepte que la transition entre deux situations « optimales » s'opère sur plusieurs périodes. De la même façon, il peut être intéressant de disposer de plus d'instruments que d'objectifs si l'ajustement des instruments présente un coût et si leur impact est imprécis. Il sera, dans ce cas, préférable d'ajuster par petites touches plusieurs instruments plutôt que d'en faire varier un seul de façon importante. Ainsi, les banques centrales des pays du S.M.E. sont-elles amenées à utiliser parfois simultanément, les interventions et les variations de taux d'intérêt pour stabiliser leur taux de change, nonobstant les déséquilibres internes de leurs économies.

(1) Les lettres minuscules indiquent que les variables sont exprimées en logarithmes naturels.

(2) Même dans l'hypothèse où le secteur privé est doté d'anticipations rationnelles, les politiques de change et monétaire demeurent efficaces à condition que le public ne dispose pas de toutes les informations nécessaires (BUITER 1979). Il en va bien ainsi au sein du S.M.E. où les données sur les interventions ne sont pas divulguées.

Au niveau empirique, pour obtenir une estimation correcte des paramètres du modèle, il est nécessaire d'introduire un certain nombre de variables exogènes supplémentaires chargées de prendre en compte les principales relations financières des économies du S.M.E. avec le reste du monde. Ont été retenus le taux d'intérêt sur le marché de l'eurodollar et le taux de change du dollar vis-à-vis de la monnaie de réserve du S.M.E. Il est nécessaire, de surcroît, de tenir compte dans la spécification des équations de taux de change et de réserves, du fait que les monnaies des pays participants peuvent fluctuer à l'intérieur d'une bande dont la taille varie selon la devise et la période considérée.

Pour lors, le modèle n'a pas été estimé dans sa globalité. Les résultats présentés dans cette section sont limités à l'équation de détermination du taux de change et aux fonctions de réaction des banques centrales sur le marché monétaire et le marché des changes. Ces trois relations ont été estimées pour la Belgique, la France, l'Italie et les Pays-Bas en tenant compte des modifications ad hoc mentionnées ci-dessus. On notera également que dans la fonction de réaction sur le taux d'intérêt, il a été nécessaire, pour obtenir des ajustements satisfaisants, de faire figurer la variable endogène contemporaine représentant l'évolution des réserves. Compte tenu de ces divers aménagements, la spécification du modèle empirique est la suivante ⁽¹⁾ :

a. L'équation des réserves nettes de change

$$(5) \quad \frac{R}{M} = a_0 s + b_0 \text{smg} + c_0 \Delta sd + d_0 (ie - ied) + e_0 \left(\frac{R}{M} \right)_{-1}$$

$$a_0 < 0 ; b_0 = -a_0 ; c_0 > 0 ; d_0 \geq 0 ; e_0 > 0$$

avec :

- s = Le taux de change du mark vis-à-vis de la monnaie considérée.
- smg = Pendant la période de flottement, cette variable est égale à s_{-1} . Pendant les autres périodes (« Serpent » et S.M.E.), smg est égal à la marge inférieure de fluctuation du système de taux de change fixe. Cette valeur est révisée après chaque réaligement.
- Δsd = Variations relatives du taux de change du mark contre dollar.
- $ie - ied$ = Différentiels de taux d'intérêt à court terme sur les euromarchés entre la devise concernée et le mark.

Cette équation décrit la règle d'intervention adoptée en taux de change fixe ou flottant selon la spécification particulière de la variable smg . Les autorités monétaires s'efforcent d'absorber les pressions spéculatives sur leur monnaie, ce qui implique qu'une dépréciation du taux de change ($s - \text{smg} > 0$) entraînera une diminution du rapport $\frac{R}{M}$.

L'introduction des variations du taux de change du dollar contre mark (Δsd) vise à prendre en compte l'influence de la mobilité imparfaite des capitaux au sein du S.M.E. ⁽²⁾. Du fait de l'existence du contrôle des changes pratiqué par certains pays membres, les mouvements spéculatifs sur le dollar n'affectent pas, en effet, avec la même intensité le mark et les autres monnaies du Système.

Les ajustements de portefeuille des résidents et non-résidents sur les marchés financiers internationaux influencent la balance des paiements et les réserves par le truchement de l'évolution de l'écart des taux d'intérêt sur les euromarchés ($ie - ied$). Si l'on adopte l'hypothèse que les anticipations de taux de change sont statiques, la dérivée partielle doit être positive. Cette hypothèse est, sans doute, acceptable au sein du S.M.E. dans les quelques mois qui suivent un réaligement. Elle l'est beaucoup moins lorsque le taux de change est proche de sa limite maximale de dépréciation.

(1) Lorsqu'une variable endogène retardée figure dans une équation, elle est introduite pour prendre en compte le mécanisme habituel d'ajustement entre les valeurs réelles et désirées de l'instrument utilisé.

(2) Les simulations effectuées avec le modèle multinational de FAIR (1981) indiquent que la sensibilité des balances de paiements et des taux de change à une augmentation du taux d'intérêt du dollar varie de façon substantielle selon les pays membres du S.M.E.

Dans ces circonstances, le manque de crédibilité du maintien des cours centraux est tel qu'aucune augmentation des taux d'intérêt ⁽¹⁾ — du moins au niveau considéré comme acceptable en Europe — ne peut compenser les gains de change d'un réalignement escompté à bref délai (quelques jours à 2 ou 3 semaines). Pendant ces périodes, une augmentation du taux d'intérêt interne tend à être associée avec une sortie de capitaux et, toutes choses égales par ailleurs, à une diminution des réserves de change. Dans ces conditions, le signe dominant de la dérivée partielle du différentiel d'intérêt ne peut être déterminé qu'au niveau empirique.

b. L'équation de détermination du taux d'intérêt

$$(6) \quad i = a_1 id + b_1 ius + c_1 \frac{CA}{Y} + d_1 (y - \bar{y}) + e_1 \frac{R}{M}$$

$$a_1 > 0 ; b_1 > 0 ; c_1 < 0 ; d_1 > 0 ; e_1 < 0$$

La mise en œuvre de la politique de taux d'intérêt répond aux impératifs suivants :

— la situation des déséquilibres interne et externe :

$\frac{CA}{Y}$: le rapport du compte courant au produit national brut en valeur ;

$(y - \bar{y})$: l'écart relatif entre la production effective et la production potentielle.

— Le niveau des taux d'intérêt à court terme en Allemagne (id) et aux États-Unis (ius).

— L'évolution des réserves nettes de la banque centrale.

Sous l'hypothèse que la convergence des politiques monétaires soit parfaite et les anticipations statiques, on devrait obtenir après 1979 une valeur proche de zéro pour l'ensemble des paramètres à l'exception de a_1 qui devrait tendre vers l'unité.

c. L'équation de détermination du taux de change

$$(7) \quad s = a_2 (m - md) + b_2 (y - yd) + c_2 (ie - ied) + d_2 \Delta \frac{R}{M} + e_2 \Delta sd + f_2 smg$$

$$a_2 > 1 ; b_2 < 0 ; c_2 \geq 0 ; d_2 > 0 ; e_2 < 0 ; f_2 > 0$$

Avec :

$m - md$ = L'écart entre les taux de croissance des offres de monnaie du pays concerné et de l'Allemagne.

$y - yd$ = L'écart entre les taux de croissance des PNB en volume du pays concerné et de l'Allemagne.

$ie - ied$ = Le différentiel d'intérêt sur les euromarchés.

La spécification de cette équation est conforme à l'approche monétariste de la détermination du taux de change. Ont été ajoutées, cependant, des variables prenant en compte les imperfections des marchés de capitaux, les interventions des banques centrales et les particularités techniques du mécanisme de change européen.

La variable retraçant les mouvements du mark contre dollar (Δsd) devrait avoir ici un signe opposé à celui figurant dans l'équation (1), signifiant qu'une dépréciation du mark contre dollar entraîne une appréciation de la monnaie nationale concernée. L'évolution du rapport des réserves de change à l'offre totale de monnaie permet de mesurer l'impact des interventions sur le taux de change. Une augmentation des réserves devrait se traduire par un mouvement similaire (dépréciation) de la monnaie nationale. Pour ce qui concerne le différentiel d'intérêt, pendant la période de flottement le signe de la dérivée partielle peut être positif ou négatif selon que la variabilité des taux d'intérêt trouve son origine dans les anticipations inflationnistes ou dans les variations du taux d'intérêt réel (FRENKEL, 1981). Après la création du S.M.E., la même indétermination subsiste pour les raisons indiquées au paragraphe III.1.a.

(1) Il y a cependant quelques exceptions lorsque le contrôle des changes permet de fragmenter les marchés interne et externe de la monnaie nationale. Sur le marché extérieur, le loyer de l'argent est déterminé uniquement en fonction des offres et demandes des non-résidents de telle sorte qu'il tend à refléter parfaitement les anticipations de taux de change des opérateurs. Ainsi au sein du S.M.E., dans les semaines précédant un réalignement, les taux d'intérêt à 1 mois peuvent parfois être supérieurs à 100 % pour certaines devises.

III-2. Les résultats empiriques

Les trois équations concernant la Belgique, la France, l'Italie et les Pays-Bas sont présentées en Annexe IV. Elles ont été estimées à partir de séries mensuelles ⁽¹⁾⁽²⁾, en utilisant les moindres carrés ordinaires. Dans une étape ultérieure, il devra être tenu compte de façon plus satisfaisante des non-linéarités et des simultanités intervenant dans le modèle en ayant recours à la procédure d'estimation F.I.M.L. En dépit des limitations de la méthode utilisée, les résultats ne sont pas dénués de signification. En appliquant un test de Chow aux estimations obtenues avant et après 1979, on peut tirer quelques conclusions prudentes sur la stabilité des équations et des comportements.

Les résultats du test présenté dans le tableau n° 3 ci-après suggèrent que s'il y a eu stabilité, elle est liée à l'appartenance antérieure au « serpent » ainsi qu'en témoignent les équations de taux de change où la stabilité est de règle, excepté pour l'Italie. Pour ce qui concerne les fonctions de réaction des autorités sur le marché des changes et le marché monétaire, il semble que la plupart des banques centrales aient modifié leur comportement après la création du S.M.E.

Tableau n° 3

Résumé du test de Chow

	Belgique	France	Pays-Bas	Italie
EQUATIONS CONCERNANT :				
— Les réserves nettes de change	R	R	A	R
— Le taux d'intérêt.....	R	R	R	A
— Le taux de change	A	A	A	R

R : L'hypothèse de stabilité globale du modèle après 1979 est rejetée au seuil de 5 %.

A : L'hypothèse de stabilité globale du modèle après 1979 ne peut être rejetée au seuil de 5 %.

L'examen des principaux paramètres appelle les observations suivantes ⁽³⁾ :

i) Dans l'équation sur les interventions tous les coefficients ont le signe attendu, excepté dans le cas de la lire. La valeur des paramètres a tendance à s'accroître de façon significative dans la seconde période en particulier pour les pays non membres du « serpent », la France et l'Italie. Ce résultat semble indiquer que les banques centrales interviennent, depuis mars 1979, sur le marché des changes de façon plus agressive afin de stabiliser le cours de leur monnaie contre mark.

ii) Dans l'équation de taux de change, la variable représentative des différentiels de croissance interne des économies qui n'est jamais significative, a été abandonnée. Pour les autres variables, les paramètres ont en général les signes attendus et ont des tests statistiques convenables durant la période du S.M.E. à l'exception de la variable retraçant les interventions ($\frac{\Delta R}{M}$). Celle-ci ne fait apparaître un signe positif que dans le cas de l'équation du franc français. On assiste, en outre, après 1979, à une certaine tendance à la réduction des élasticités des variables expliquant les déviations du taux de change de son sentier d'équilibre, à savoir (ie—ied) et Δsd .

iii) Quant à l'équation de taux d'intérêt, le point fondamental est l'émergence après 1979 du taux d'intérêt allemand qui devient la variable la plus significative pour tous les pays, Italie exceptée. Cette évolution remarquable semble en contradiction avec les conclusions tirées en Section II de l'analyse en composantes principales. Parmi les coefficients des autres variables, ceux du compte courant et des réserves ont également gagné en précision après 1979.

(1) Les données sont extraites de I.F.S. Pour le calcul des réserves nettes de change, les réserves en or ont été maintenues à leur valeur de janvier 1972.

(2) La transformation des séries trimestrielles en séries mensuelles a été réalisée en retenant les indicateurs conjoncturels suivants :

— pour le P.N.B., la production industrielle,
— pour le déflateur implicite du P.N.B., l'indice des prix à la consommation,
— pour le compte courant, la balance commerciale.

Chaque fois que nécessaire, les séries ont été corrigées des variations saisonnières.

(3) Notons que la comparaison des équations sur la seule base du « R² » est ici incorrecte du fait de la taille des coefficients RHO qui transforment pratiquement certaines relations en équations portant sur des différences premières.

CONCLUSION

Dans cette étude, on s'est efforcé tout d'abord d'évaluer l'influence exercée par la création du S.M.E. sur la variabilité des taux de change effectifs des pays membres. Il apparaît que si la volatilité des taux de change nominaux a été clairement réduite, il n'en va pas de même pour les taux de change réels.

La diminution de la variabilité nominale des taux de change peut être attribuée à différents facteurs et, au premier chef, à la convergence des politiques monétaires, aux interventions ainsi qu'aux contrôles des changes. Les résultats tirés d'une application de l'analyse en composantes principales aux taux d'intérêt des pays membres et les premières estimations d'un modèle ad hoc décrivant les fonctions de réaction des banques centrales du S.M.E. conduisent à privilégier, encore que pour des raisons différentes, le facteur de convergence des politiques monétaires.

Les changements substantiels qui affectent les paramètres de ces fonctions après 1979 témoignent des comportements nouveaux adoptés par les autorités sur le marché monétaire et le marché des changes. Ces changements sont cohérents avec les objectifs du S.M.E., objectifs qui visent à améliorer la stabilité des taux de change et à accroître la convergence des politiques monétaires.

Michel GALY
Direction Générale des Services Étrangers
Direction des Changes
Avril 1985

BIBLIOGRAPHIE

BUITER W., « Optimal foreign exchange market intervention with rational expectations » in, Trade and Payments Adjustments under Flexible Exchange Rates by J.P. MARTIN and A. SMITH.

FAIR C.R., « Estimated output, price, interest rate and exchange rate linkages among countries », National Bureau of Economic Research, working paper n° 677.

FRENKEL J.A., « Flexible, exchange rates, prices and the role of « news » : lessons from the 1970's », Journal of Political Economy 89 n° 4.

HANSEN L.P. and HODRICK R.J., « Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates : an econometric analysis », Journal of Political Economy 88 — october 1980.

ROGOFF K., « Can exchange rate predictability be achieved without monetary convergence ? Evidence from the EMS », Perugia Conference — July 1984.

SOLNIK B., « L'influence du système monétaire international sur le comportement des taux de change », Centre d'Enseignement Supérieur des Affaires n° 101.

THEIL H., « Optimal Decisions rules for Government and Industry », North-Holland Amsterdam (1964).

« The system wide approach to micro-economics », University Press of Chicago (1980).

TURNOVSKY S.J., « Optimal Stabilization Policies for Deterministic and Stochastic Linear Systems », Th. Review of Economic Studies, January 1973.

« Macroeconomic Analysis », Cambridge University Press, 1981.

ANNEXES

ANNEXE I : Régimes de change adoptés par les pays membres du « serpent » et du S.M.E. après l'abandon du système de BRETTON-WOODS.

ANNEXE II : Les principales caractéristiques techniques du S.M.E.

ANNEXE III : Dérivation d'indices de taux de change effectifs à partir d'un système d'équations de demande d'exportation.

ANNEXE IV : Fonctions de réaction de quelques banques centrales du S.M.E.

ANNEXE I

**RÉGIMES DE CHANGE ADOPTÉS
PAR LES PAYS MEMBRES DU « SERPENT » ET DU S.M.E.
APRÈS L'ABANDON DU SYSTÈME DE BRETTON-WOODS**

		<i>Taux de change fixes</i>	<i>Taux de change flottants</i>
	<i>« Serpent »</i>	<i>S.M.E.</i>	
BELGIQUE-LUXEMBOURG	24.04.72 31.12.78	Depuis mars 1979	
DANEMARK	01.05.72 23.06.72	Depuis mars 1979	24.06.72 09.10.72
	10.10.72 31.12.78	Depuis mars 1979	
FRANCE	24.04.72 19.01.74	Depuis mars 1979	20.01.74 09.07.75
	10.07.75 15.03.76	Depuis mars 1979	16.03.76 01.03.79
ALLEMAGNE	24.04.72 31.12.78	Depuis mars 1979	
ITALIE	24.04.72 13.02.73	Depuis mars 1979	14.02.73 01.03.79
PAYS-BAS	24.04.72 31.12.78	Depuis mars 1979	
ROYAUME-UNI	01.05.72 23.06.72		24.06.72
IRLANDE	01.05.72 23.06.72	Depuis mars 1979	24.06.72 01.03.79
SUEDE	19.03.73 29.08.77		30.08.77
NORVEGE	23.05.72 31.12.77		01.01.78

ANNEXE II

LES PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES TECHNIQUES DU SYSTÈME MONÉTAIRE EUROPÉEN

Instauré en mars 1979 entre les neuf pays membres de la Communauté européenne, le Système Monétaire Européen présente les principales caractéristiques suivantes :

1— La création de l'ÉCU et des arrangements de taux de change

L'ÉCU, unité de compte européenne, est défini comme un « panier » de monnaies constitué de montants constants des devises des pays membres, à savoir :

0,719	deutschemark
1,310	franc français
0,256	florin
0,00871	livre irlandaise
0,0878	livre sterling
140,0	lire
3,85	franc belge et franc luxembourgeois
0,219	couronne danoise
1,15	drachme

La valeur de l'ÉCU exprimée en termes d'une monnaie donnée est obtenue en sommant ces montants valorisés par les cours des devises exprimées dans cette monnaie. Chaque pays définit sa parité en termes d'ÉCU et s'engage à maintenir ses cours bilatéraux dans une fourchette de $\pm 2,25\%$ autour des cours centraux bilatéraux. Il convient cependant de noter que l'Italie est autorisée à pratiquer une fluctuation de $\pm 6\%$ et que ni le Royaume-Uni ni la Grèce ne participent au fonctionnement du mécanisme de change.

2 — Les mécanismes d'intervention et de soutien

L'indicateur de divergence constitue la principale originalité du Système Monétaire Européen. Il est égal à 75 % de la marge de déviation maximale autorisée par rapport à la parité de la monnaie contre ÉCU. Le franchissement de cette limite par une monnaie donnée constitue une présomption que les autorités concernées mettront en œuvre des politiques de change, monétaires et économiques, destinées à corriger cette situation. Les interventions sur le marché des changes sont effectuées en monnaies des pays membres qui peuvent être acquises contre or, dollar, D.T.S. ou ÉCU. Ces derniers sont créés sur une base temporaire contre remise au F.E.C.O.M. de 20 % des réserves en or et dollars des pays membres. Ces ÉCUS sont utilisés pour régler les dettes à court terme nées du recours aux facilités à court terme (45 jours) illimitées, que se consentent les pays membres. Le taux d'intérêt pratiqué est égal à la moyenne pondérée des taux d'escompte nationaux. Pour l'instant, l'existence de l'ÉCU n'a pas un caractère définitif, le F.E.C.O.M. n'ayant pas été remplacé par le Fonds Monétaire Européen qui devait en assurer l'émission et le contrôle.

En outre, les arrangements de crédits mutuels antérieurement existants entre pays de la Communauté Économique Européenne ont été accrus pour atteindre 25 milliards d'ÉCUS destinés à des crédits à 3 mois renouvelables par deux fois et à des financements à moyen terme.

ANNEXE III

DÉRIVATION D'INDICES DE TAUX DE CHANGE EFFECTIFS A PARTIR D'UN SYSTÈME D'ÉQUATIONS DE DEMANDE D'EXPORTATION DOUÉ DE PROPRIÉTÉS D'AGRÉGATION

Le cadre théorique utilisé pour la construction de ces indices est fondé sur les hypothèses suivantes :

- a. Le monde est constitué de « n » pays et chaque pays produit un bien « composite » susceptible d'être échangé. Le prix de ce bien est exprimé en monnaie nationale.
- b. Le consommateur répartit ses dépenses entre les biens des secteurs exposés et abrités selon des fonctions d'utilité dotées de propriété d'indépendance de groupe telle que définie dans THEIL (1980). Cette hypothèse autorise à traiter de façon indépendante la fonction d'utilité des biens échangés.
- c. L'analyse considère que tous les biens échangés peuvent être définis comme des « substituts spécifiques » au sens de THEIL (1980). Cette hypothèse revient à supposer que les biens composites sont pour l'essentiel des biens industriels. Il est vraisemblable en effet que matières premières et biens industriels sont plutôt des « biens complémentaires spécifiques ».
- d. Tous les consommateurs sont rationnels et les paramètres de leur fonction de demande sont stables. Ils sont dotés du même système de préférence. En outre, l'élasticité de la demande de biens par rapport au revenu est égale à l'unité, pour tous les agents. De cette façon, il est possible d'agrèger les comportements des consommateurs et de les considérer comme un seul agent qui répartit ses dépenses entre les biens « composites » des « n » pays sous la contrainte de budget suivante :

$$(1) \quad M_i = \sum_j \frac{P_j}{l_{ij}} Q_j \quad \circ \quad j = 1, \dots, n$$

où M_i est le montant total des exportations mondiales exprimées en monnaie i , Q_j est le volume des biens exportés par le pays j au prix P_j exprimé en monnaie j et l_{ij} est le taux de change bilatéral entre les monnaies i et j (*). On suppose en outre que le consommateur mondial répartit ses dépenses entre les « n » biens composites, de façon à maximiser une fonction de préférence $V_i(M_i, Pw_i)$ exprimée en fonction des prix et du revenu ou fonction indirecte d'utilité de la forme :

$$(2) \quad V_i(M_i, Pw_i) = \frac{\prod_j Pw_{ij}^{\alpha_j}}{M_i} \quad \text{avec } 0 < \alpha_j < 1 \quad \forall j, \quad \sum_j \alpha_j = 1$$

$$(3) \quad Pw_{ij} = \frac{P_j}{l_{ij}} \quad i \neq j \quad \text{avec } Pw_{ii} = P_i$$

$$(4) \quad Pw_i = \prod_j Pw_{ij}^{\alpha_j}$$

où les relations (3) et (4) définissent respectivement le prix du bien j et un indice mondial du prix des biens exportés exprimés en monnaie i .

(*) l_{ij} est le prix d'une unité de la monnaie i exprimé en unités de la monnaie j .

L'application du théorème de ROY (1942) à la fonction (2) permet d'obtenir un ensemble cohérent d'équations de demande (*) pour les « n » biens composites. L'équation de demande du bien i (Q_i) extraite de la fonction indirecte d'utilité présente la forme suivante :

$$(5) \quad Q_i = - \frac{\partial V_i}{\partial Pw_{ii}} / \frac{\partial V_i}{\partial M_i} \quad (\text{identité de ROY})$$

Dans le cas présent les deux termes de cette équation seront égaux à :

$$(6) \quad \frac{\partial V_i}{\partial Pw_{ii}} = \alpha_i Pw_{ii}^{(\alpha_i-1)} \prod_{j \neq i} Pw_{ij}^{\alpha_j} M_i^{-1}$$

$$(7) \quad \frac{\partial V_i}{\partial M_i} = - \frac{1}{M_i^2} \prod_{j \neq i} Pw_{ij}^{\alpha_j} = - \frac{Pw_i}{M_i^2}$$

La combinaison des relations (5), (6) et (7) permet d'obtenir l'équation de demande du bien i dans laquelle conformément à l'hypothèse (d.) l'élasticité-revenu est égale à l'unité.

$$(8) \quad Q_i = \alpha_i Pw_{ii}^{(\alpha_i-1)} \prod_{j \neq i} Pw_{ij}^{\alpha_j} \frac{M_i}{Pw_i} \quad \text{avec} \quad \sum_{j \neq i} \alpha_j = 1 - \alpha_i$$

Notons ici, que cette relation est une forme simplifiée de la fonction classique de demande d'exportations. Elle comprend, en effet, une variable représentative du volume de la demande mondiale $\left(\frac{M_i}{Pw_i}\right)$, un indice du prix du bien exporté (Pw_{ii}) avec une élasticité négative (α_i-1), et un indice agrégé du prix des biens concurrents $\left(\prod_{j \neq i} Pw_{ij}^{\alpha_j}\right)$ doté d'une élasticité positive $(\sum_{j \neq i} \alpha_j = 1 - \alpha_i)$.

La part de marché de chaque bien peut être obtenue en remplaçant dans l'égalité (1) Q_i par son expression dans la relation (8) :

$$(6) \quad w_i = \frac{Pw_{ii} Q_i}{M_i} = \alpha_i$$

Ce résultat signifie que dans la fonction indirecte d'utilité (2) sont incluses deux hypothèses particulièrement fortes :

- L'élasticité de substitution de chaque bien est égale à sa part de marché dans le commerce mondial.
- Le système d'équations de demande, ainsi défini, suppose la stabilité des parts de marché en valeur.

A partir de ce cadre théorique, il est possible de définir un ensemble cohérent d'indices de taux de change effectifs nominaux et réels. Pour ce faire il suffit de diviser les deux membres de l'équation (8) par la quantité $\frac{M_i}{\alpha_i Pw_i}$ soit :

$$(10) \quad Q_i \frac{Pw_i}{\alpha_i M_i} = Pw_{ii}^{\alpha_i-1} \prod_{j \neq i} Pw_{ij}^{\alpha_j} \quad \text{avec} \quad \sum_{j \neq i} \alpha_j = 1 - \alpha_i$$

La relation (10) indique que la part de marché en volume (**) dépend simplement des indices de prix, de taux de change et des élasticités de substitution entre les différents biens composites. Cette égalité définit le concept de taux de change effectif réel (PPP_i) retenu dans cette note :

$$(11) \quad PPP_i = Pw_{ii}^{\alpha_i-1} \prod_{j \neq i} Pw_{ij}^{\alpha_j} = \frac{\prod_j Pw_{ij}^{\alpha_j}}{Pw_{ii}} = \frac{Pw_i}{P_i}$$

(*) Ce système est cohérent en ce sens qu'il est doté d'une propriété d'agrégation parfaite : c'est-à-dire que la résolution du système de « n » équations en fonction des prix et du revenu, donne un vecteur des quantités parfaitement cohérent avec la contrainte de budget (1).

(**) α_i étant constant, peut être ignoré dans l'analyse, la part de marché est normalement égale à $\frac{Q_i Pw_i}{M_i}$.

La relation (11) indique que le taux de change effectif réel d'un pays donné est égal au rapport d'un indice des prix mondiaux — comprenant tous les pays, y compris le pays concerné — à l'indice des prix de ce pays.

Afin d'obtenir l'indice de taux de change effectif nominal, il suffit de réécrire l'équation (11) en utilisant les relations (3) et (4) comme suit :

$$(12) \quad PPP_i = \frac{\prod_{j \neq i} P_j^{\alpha_j}}{\prod_{j \neq i} l_{ij}^{\alpha_j} \cdot P_i} = \frac{\bar{P}}{l_i P_i}$$

où l_i est précisément le taux de change effectif nominal et \bar{P} un indice pondéré des prix mondiaux non déflaté par les variations de taux de change :

$$(13) \quad l_i = \prod_{j \neq i} l_{ij}^{\alpha_j} \text{ avec } \sum_{j \neq i} \alpha_j = 1 - \alpha_i$$

$$(14) \quad \bar{P} = \prod_j P_j^{\alpha_j} \text{ avec } \sum_j \alpha_j = 1.$$

L'intérêt des indices de taux de change effectifs (PPP_i et l_i) est double :

— ils reçoivent une interprétation directe en termes d'évolution de la part de marché du pays concerné ;

— ils sont en outre directement cohérents avec les indices de taux de change bilatéraux (PPP_{ij} , l_{ij}).

Ce dernier point peut être démontré de la façon suivante :

— soit PPP_i et PPP_j les taux de change effectifs réels des pays i et j , et PPP_{ij} leur indice bilatéral tel que :

$$(15) \quad PPP_{ij} = \frac{P_j}{l_{ij} P_i}$$

— Sachant que, le rapport des indices PPP_i et PPP_j est égal à :

$$(16) \quad \frac{PPP_i}{PPP_j} = \frac{P_j}{P_i} \cdot \frac{l_j}{l_i}$$

— La définition (13) permet d'écrire :

$$(17) \quad \frac{l_i}{l_j} = l_{ij}^{(\alpha_i + \alpha_j)} \cdot \prod_{\substack{k \\ k \neq i \\ k \neq j}} \left[\frac{l_{ik}}{l_{jk}} \right]^{\alpha_k} = l_{ij}^{(\alpha_i + \alpha_j)} \cdot l_{ij}^{(1 - \alpha_i - \alpha_j)} = l_{ij}$$

— L'application de ce résultat à la relation (16) indique que le taux de change bilatéral réel est égal au rapport des taux de change effectifs réels.

$$(18) \quad \frac{PPP_i}{PPP_j} = \frac{P_j}{l_{ij} P_i} = PPP_{ij}$$

ANNEXE IV

FONCTIONS DE RÉACTION DE QUELQUES BANQUES CENTRALES DU S.M.E. ET DÉTERMINATION DU TAUX DE CHANGE ⁽¹⁾

I — BELGIQUE

A - ÉQUATION DES RÉSERVES NETTES DE CHANGE

— 1973-7/1979-2

$$\frac{R}{M} = - \frac{0.214}{(0.04)} s + \frac{0.027}{(0.1)} smg + \frac{0.055}{(0.017)} \Delta sd - \frac{0.069}{(0.018)} (ie-ied) + \frac{0.859}{(0.04)} \left(\frac{R}{M}\right)_{-1} + \frac{0.534}{(0.31)}$$

$R^2 = 0.98 \quad SEE = 0.0044 \quad h = 1.54 \quad F(5,62) = 689.8$

— 1979-3/1983-9

$$\frac{R}{M} = - \frac{0.139}{(0.07)} s + \frac{0.102}{(0.07)} smg + \frac{0.035}{(0.028)} \Delta sd - \frac{0.118}{(0.03)} (ie-ied) + \frac{0.688}{(0.08)} \left(\frac{R}{M}\right)_{-1} + \frac{0.159}{(0.04)}$$

$R^2 = 0.84 \quad SEE = 0.0064 \quad h = 1.18 \quad F(5,49) = 56.3$

CHOW-TEST = 1.88 (*) ⁽²⁾

B - ÉQUATION DU TAUX D'INTÉRÊT

— 1973-7/1979-2

$$i = - \frac{0.126}{(0.11)} id + \frac{0.313}{(0.25)} ius + \frac{1.97}{(0.96)} \frac{CA}{Y} + \frac{2.29}{(0.89)} (y - \bar{y}) - \frac{3.32}{(2.3)} \frac{R}{M} - \frac{1.825}{(0.85)}$$

$R^2 = 0.39 \quad SEE = 0.188 \quad DW = 2.12 \quad F(9,58) = 5.4 \quad RHO = 0.736$

Retards (ALMON)	$\frac{CA}{Y}$		$y - \bar{y}$	
	Coef.	Erreur-type	Coef.	Erreur-type
0	.035	.03	.195	.15
1	.076	.06	.345	.19
2	.119	.09	.445	.19
3	.162	.10	.485	.20
4	.199	.11	.459	.19
5	.229	.12	.358	.19
6	.248	.12		
7	.252	.12		
8	.239	.12		
9	.204	.10		
10	.145	.07		
11	.058	.03		

(1) Les chiffres entre parenthèses soulignant les coefficients sont les écarts-types de ces coefficients. Lorsqu'une transformation COCHRANE-ORCUTT est utilisée, les statistiques permettant d'apprécier la qualité de l'ajustement sont calculées sur les variables transformées.

(2) Une étoile suivant le test de CHOW indique que l'hypothèse de stabilité globale du modèle, après la création du S.M.E., est rejetée au seuil de signification de 5 %.

— 1979-3/1983-2

$$i = \underset{(0.17)}{0.529} id - \underset{(0.13)}{0.075} ius - \underset{(3.3)}{3.46} \frac{CA}{Y} + \underset{(0.4)}{0.679} (y - \bar{y}) - \underset{(1.4)}{2.68} \frac{R}{M} - \underset{(0.58)}{0.853}$$

$$R^2 = 0.70 \quad SEE = 0.132 \quad DW = 1.83 \quad F(9,45) = 15.07 \quad RHO = 0.14$$

Retards (ALMON)	$\frac{CA}{Y}$		$y - \bar{y}$	
	Coef.	Erreur-type	Coef.	Erreur-type
0	-.280	.14	.013	.14
1	-.441	.24	.177	.14
2	-.503	.30	.352	.09
3	-.491	.34	.399	.13
4	-.424	.36	.180	.12
5	-.327	.38	-.443	.19
6	-.221	.39		
7	-.129	.39		
8	-.073	.38		
9	-.075	.33		
10	-.157	.28		
11	-.342	.27		

CHOW-TEST = 2.51 (*)

C - ÉQUATION DU TAUX DE CHANGE

— 1973-7/1979-2

$$s = \underset{(0.14)}{0.312} (m - md) - \underset{(0.02)}{0.023} (ie - ied) - \underset{(0.11)}{0.146} \Delta \frac{R}{M} + \underset{(0.02)}{0.001} \Delta sd - \underset{(0.22)}{0.068} smg + \underset{(0.61)}{2.845}$$

$$R^2 = 0.996 \quad SEE = 0.006 \quad DW = 1.95 \quad F(6,61) = 2845.55 \quad RHO = 0.916$$

Retards (ALMON)	(m - md)	
	Coef.	Erreur-type
0	.065	.02
1	0.101	.04
2	0.106	.04
3	0.080	.03
4	0.023	.04
5	-0.06	.07

— 1979-3/1983-9

$$s = \underset{(0.18)}{0.587} (m - md) - \underset{(0.04)}{0.002} (ie - ied) - \underset{(0.13)}{0.08} \Delta \frac{R}{M} - \underset{(0.03)}{0.052} \Delta sd + \underset{(0.05)}{0.803} smg + \underset{(0.11)}{0.433}$$

$$R^2 = 0.995 \quad SEE = 0.009 \quad DW = 1.919 \quad F(6,48) = 1894.86 \quad RHO = 0.525$$

Retards (ALMON)	(m - md)	
	Coef.	Erreur-type
0	.065	.03
1	.108	.05
2	.129	.05
3	.127	.04
4	.103	.05
5	.056	.09

CHOW-TEST = 1.39

II — FRANCE

A - ÉQUATION DES RÉSERVES NETTES DE CHANGE

— 1973-7/1979-2

$$\frac{R}{M} = -0.034 s + 0.028 smg + 0.021 \Delta sd - 0.045 (ie - ied) + 0.845 \left(\frac{R}{M}\right)_{-1} + 0.015$$

$R^2 = 0.967 \quad SEE = 0.002 \quad h = 1.08 \quad F(5,62) = 401.97$

— 1979-3/1983-9

$$\frac{R}{M} = -0.079 s + 0.072 smg + 0.049 \Delta sd - 0.076 (ie - ied) + 0.896 \left(\frac{R}{M}\right)_{-1} + 0.061$$

$R^2 = 0.971 \quad SEE = 0.004 \quad h = 1.18 \quad F(5,49) = 56.2$

CHOW-TEST = 2.57 (*)

B - ÉQUATION DU TAUX D'INTÉRÊT

— 1973-7/1979-2

$$i = -0.001 id + 0.183 ius + 30.77 \frac{CA}{Y} + 0.271 (y - \bar{y}) - 5.68 \frac{R}{M} - 1.61$$

$R^2 = 0.636 \quad SEE = 0.056 \quad DW = 1.724 \quad F(9,58) = 13.05 \quad RHO = 0.96$

Retards (ALMON)	CA Y		y - \bar{y}	
	Coef.	Erreur-type	Coef.	Erreur-type
0	-1.682	.52	-.106	0.37
1	-2.855	.86	-.112	0.49
2	-3.582	1.07	-.045	0.52
3	-3.926	1.20	.063	0.55
4	-3.951	1.29	.184	0.50
5	-3.719	1.36	.289	0.37
6	-3.294	1.41		
7	-2.740	1.42		
8	-2.118	1.36		
9	-1.493	1.20		
10	-0.928	.89		
11	-0.485	.53		

— 1979-3/1983-2

$$i = 0.435 id + 0.213 ius - 43.1 \frac{CA}{Y} + 3.843 (y - \bar{y}) - 3.78 \frac{R}{M} - 0.30$$

$R^2 = 0.94 \quad SEE = 0.096 \quad DW = 1.95 \quad F(9,45) = 79.46 \quad RHO = 0.782$

Retards (ALMON)	CA Y		y - \bar{y}	
	Coef.	Erreur-type	Coef.	Erreur-type
0	1.144	1.01	.887	0.40
1	1.148	1.52	1.281	0.52
2	.218	1.64	1.251	0.55
3	-1.183	1.51	.870	0.58
4	-2.976	1.30	.210	0.54
5	-4.824	1.21	-.656	0.40
6	-6.456	1.35		
7	-7.603	1.58		
8	-7.990	1.71		
9	-7.348	1.67		
10	-5.405	1.55		
11	-1.890	1.98		

CHOW-TEST = 2.74 (*)

C - ÉQUATION DU TAUX DE CHANGE

- 1973-7/1979-2

$$s = \frac{0.007}{(0.03)} (m - md) - \frac{0.254}{(0.11)} (ie - ied) - \frac{3.723}{(1.00)} \Delta \frac{R}{M} - \frac{0.155}{(0.08)} \Delta sd + \frac{0.985}{(0.04)} smg + \frac{0.029}{(0.03)}$$

$R^2 = 0.97$ $SEE = 0.019$ $DW = 1.99$ $F(6,61) = 360.3$ $RHO = 0.971$

(m - md)

Retards (ALMON)	Coef.	Erreur-type
0	0.002	0.02
1	0.004	0.03
2	0.004	0.02
3	0.002	0.01
4	-0.006	0.02
5	-0.005	0.05

- 1979-3/1983-9

$$s = \frac{0.725}{(0.12)} (m - md) - \frac{0.043}{(0.03)} (ie - ied) + \frac{0.355}{(0.19)} \Delta \frac{R}{M} - \frac{0.081}{(0.03)} \Delta sd + \frac{0.466}{(0.07)} smg + \frac{0.485}{(0.06)}$$

$R^2 = 0.97$ $SEE = 0.010$ $DW = 2.43$ $F(6,48) = 266.46$ $RHO = 0.654$

(m - md)

Retards (ALMON)	Coef.	Erreur-type
0	-0.139	0.06
1	0.215	0.08
2	0.229	0.07
3	0.180	0.03
4	0.068	0.07
5	-0.107	0.19

CHOW-TEST = 1.05

III — PAYS-BAS

A - ÉQUATION DES RÉSERVES NETTES DE CHANGE

— 1973-7/1979-2

$$\frac{R}{M} = -0.140 s + 0.007 smg + 0.052 \Delta sd - 0.024 (ie-ied) + 0.91 \left(\frac{R}{M}\right)_{-1} + 0.017$$

(0.06) (0.09) (0.02) (0.03) (0.04) (0.007)

R² = 0.955 SEE = 0.006 h = 0.79 F(5,62) = 290.9

— 1979-3/1983-9

$$\frac{R}{M} = -0.145 s + 0.044 smg + 0.005 \Delta sd - 0.076 (ie-ied) + 0.777 \left(\frac{R}{M}\right)_{-1} + 0.036$$

(0.06) (0.04) (0.02) (0.05) (0.08) (0.008)

R² = 0.758 SEE = 0.004 h = 2.0 F(5,49) = 34.89

CHOW-TEST = 1.11

B - ÉQUATION DU TAUX D'INTÉRÊT

— 1973-7/1979-2

$$i = -0.18 id + 0.987 ius + 12.614 \frac{CA}{Y} - 1.771 (y - \bar{y}) - 7.525 \frac{R}{M} - 0.109$$

(0.22) (0.47) (8.55) (2.47) (5.59) (1.32)

R² = 0.24 SEE = 0.364 DW = 1.766 F(9,58) = 1.966 RHO = 0.722

Retards (ALMON)	$\frac{CA}{Y}$		$y - \bar{y}$	
	Coef.	Erreur-type	Coef.	Erreur-type
0	1.648	.66	.437	.45
1	2.574	1.03	.232	.55
2	2.905	1.18	-.286	.55
3	2.766	1.18	-.787	.58
4	2.286	1.11	-.943	.57
5	1.591	1.06	-.423	.63
6	.806	1.07		
7	.060	1.13		
8	-.521	1.16		
9	-.811	1.10		
10	-.683	.92		
11	-.010	.83		

— 1979-3/1983-2

$$i = 0.612 id + 0.100 ius - 4.79 \frac{CA}{Y} + 0.248 (y - \bar{y}) - 10.85 \frac{R}{M} + 0.539$$

(0.08) (0.10) (0.93) (0.38) (1.93) (0.23)

R² = 0.877 SEE = 0.085 DW = 1.97 F(9,45) = 43.78 RHO = 0.287

Retards (ALMON)	CA Y		y - \bar{y}	
	Coef.	Erreur-type	Coef.	Erreur-type
0	-.307	.159	.039	.10
1	-.481	.232	.032	.11
2	-.549	.241	.006	.09
3	-.537	.205	-.004	.10
4	-.470	.155	.031	.09
5	-.377	.135	.144	.13
6	-.282	.169		
7	-.212	.218		
8	-.195	.246		
9	-.255	.240		
10	-.419	.229		
11	-.713	.329		

CHOW-TEST = 1.85 (*)

C - ÉQUATION DU TAUX DE CHANGE

- 1973-7/1979-2

$$s = \frac{0.055}{(0.04)} (m - md) - \frac{0.041}{(0.07)} (ie - ied) - \frac{0.230}{(0.13)} \Delta \frac{R}{M} - \frac{0.015}{(0.03)} \Delta sd + \frac{0.766}{(0.18)} smg + \frac{0.141}{(0.08)}$$

$R^2 = 0.358$ $SEE = 0.009$ $DW = 2.29$ $F(6,61) = 7.11$ $RHO = 0.77$

Retards (ALMON)	(m - md)	
	Coef.	Erreur-type
0	0.115	0.04
1	0.023	0.06
2	0.023	0.05
3	0.016	0.02
4	0.000	0.04
5	-0.023	0.12

- 1979-3/1983-9

$$s = -\frac{0.100}{(0.14)} (m - md) + \frac{0.054}{(0.08)} (ie - ied) - \frac{0.237}{(0.11)} \Delta \frac{R}{M} - \frac{0.072}{(0.01)} \Delta sd + \frac{0.347}{(0.1)} smg - \frac{0.114}{(0.26)}$$

$R^2 = 0.55$ $SEE = 0.005$ $DW = 1.64$ $F(6,48) = 9.80$ $RHO = 0.742$

Retards (ALMON)	(m - md)	
	Coef.	Erreur-type
0	0.151	0.06
1	0.245	0.09
2	0.279	0.08
3	0.255	0.03
4	0.173	0.06
5	0.031	0.18

CHOW-TEST = 1.10

IV — ITALIE

A — ÉQUATION DES RÉSERVES NETTES DE CHANGE

— 1973-7/1979-2

$$\frac{R}{M} = - \frac{0.042}{(0.01)} s - \frac{0.049}{(0.01)} smg - \frac{0.007}{(0.01)} \Delta sd - \frac{0.011}{(0.008)} (ie-ied) + \frac{0.963}{(0.02)} \left(\frac{R}{M}\right)_{-1} - \frac{0.037}{(0.009)}$$

$R^2 = 0.966 \quad SEE = 0.003 \quad h = 2.68 \quad F(5,62) = 385.78$

— 1979-3/1983-9

$$\frac{R}{M} = - \frac{0.084}{(0.02)} s + \frac{0.071}{(0.02)} smg + \frac{0.0358}{(0.01)} \Delta sd - \frac{0.012}{(0.01)} (ie-ied) + \frac{0.731}{(0.07)} \left(\frac{R}{M}\right)_{-1} + \frac{0.105}{(0.03)}$$

$R^2 = 0.70 \quad SEE = 0.003 \quad h = 1.63 \quad F(5,49) = 26.04$

CHOW-TEST = 3.49 (*)

B — ÉQUATION DU TAUX D'INTÉRÊT

— 1973-7/1979-2

$$i = - \frac{0.044}{(0.04)} id + \frac{0.231}{(0.15)} ius - \frac{43.898}{(11.8)} \frac{CA}{Y} + \frac{3.916}{(2.03)} (y - \bar{y}) - \frac{8.787}{(2.77)} \frac{R}{M} - \frac{1.547}{(0.59)}$$

$R^2 = 0.52 \quad SEE = 0.069 \quad DW = 1.69 \quad F(9,58) = 8.40 \quad RHO = 0.99$

Retards (ALMON)	$\frac{CA}{Y}$		$y - \bar{y}$	
	Coef.	Erreur-type	Coef.	Erreur-type
0	-1.448	0.71	0.657	0.43
1	-2.710	1.14	0.931	0.50
2	-3.765	1.36	0.920	0.47
3	-4.588	1.42	0.730	0.50
4	-5.159	1.41	0.462	0.51
5	-5.454	1.36	0.216	0.50
6	-5.134	1.33		
7	-4.473	1.30		
8	-3.448	1.25		
9	-3.448	1.14		
10	-2.038	1.00		
11	-0.220	1.06		

— 1979-3/1983-2

$$i = \frac{0.086}{(0.08)} id + \frac{0.055}{(0.05)} ius - \frac{5.081}{(8.01)} \frac{CA}{Y} + \frac{2.372}{(1.22)} (y - \bar{y}) - \frac{0.314}{(1.2)} \frac{R}{M} - \frac{1.47}{(0.31)}$$

$R^2 = 0.63 \quad SEE = 0.0363 \quad DW = 1.44 \quad F(9,45) = 11.00 \quad RHO = 0.98$

Retards (ALMON)	CA Y		y - \bar{y}	
	Coef.	Erreur-type	Coef.	Erreur-type
0	.034	.508	.181	.162
1	-.008	.809	.367	.232
2	-.108	.948	.513	.270
3	-.246	.984	.571	.292
4	-.401	.959	.496	.263
5	-.552	.918	.242	.167
6	-.681	.888		
7	-.766	.873		
8	-.788	.845		
9	-.727	.773		
10	-.562	.663		
11	-.272	.668		

CHOW-TEST = 3.17 (*)

C - ÉQUATION DU TAUX DE CHANGE

- 1973-7/1979-2

$$s = \frac{0.178}{(0.06)} (m - md) + \frac{0.097}{(0.06)} (ie - ied) - \frac{2.351}{(0.94)} \Delta \frac{R}{M} - \frac{0.495}{(0.09)} \Delta sd + \frac{0.862}{(0.05)} smg - \frac{0.077}{(0.11)}$$

$$R^2 = 0.989 \quad SEE = 0.022 \quad DW = 1.95 \quad F(6,61) = 1072.3 \quad RHO = 0.912$$

Retards (ALMON)	(m - md)	
	Coef.	Erreur-type
0	0.193	0.109
1	0.302	0.154
2	0.328	0.134
3	0.268	0.055
4	0.125	0.107
5	-0.102	0.319

- 1979-3/1983-9

$$s = \frac{0.751}{(0.12)} (m - md) - \frac{0.079}{(0.03)} (ie - ied) - \frac{0.363}{(0.23)} \Delta \frac{R}{M} - \frac{0.096}{(0.03)} \Delta sd + \frac{0.322}{(0.06)} smg + \frac{0.319}{(0.51)}$$

$$R^2 = 0.998 \quad SEE = 0.009 \quad DW = 2.14 \quad F(6,48) = 8285.4 \quad RHO = 0.897$$

Retards (ALMON)	(m - md)	
	Coef.	Erreur-type
0	-.002	.03
1	.018	.05
2	.062	.05
3	.128	.03
4	.216	.04
5	.328	.11

CHOW-TEST = 5.89 (*)