

ANTICIPATIONS STABILISATRICES

DANS UN SYSTEME DE SERPENT MONETAIRE :

THEORIE ET APPLICATION AU SYSTEME MONETAIRE EUROPEEN

Sanvi AVOUYI-DOVI^{*}

Jean-Pierre LAFFARGUE^{**}

N° 9 1 1 2

* Caisse des Dépôts et Consignations

** Université de Paris 1 et CEPREMAP

Nous remercions la Direction de la Prévision pour le soutien qu'elle a apporté à cette recherche, et le S.A.E. de la Caisse des Dépôts pour nous avoir fourni les séries statistiques utilisées. Les participants du Séminaire d'Economie Monétaire Internationale, et ceux du Séminaire Claude Fourgeaud de la Direction de la Prévision, particulièrement Olivier Davanne, nous ont fait des critiques et des suggestions judicieuses. Nous restons bien sûr les seuls responsables des erreurs et imperfections éventuelles de ce travail.

**ANTICIPATIONS STABILISATRICES DANS UN SYSTEME DE SERPENT MONETAIRE :
THEORIE ET APPLICATION AU SYSTEME MONETAIRE EUROPEEN**

RESUME

Un système de serpent monétaire contraint les nations qui y adhèrent à empêcher leurs parités bilatérales de sortir d'une bande de variation préétablie. La théorie de la détermination des taux de change sous un tel régime a connu un développement rapide au cours des quatre dernières années.

Le taux de change courant dépend de toutes les valeurs anticipées de son fondamental, et le public sait que celles-ci seront contraintes à chaque date par le système du serpent. Des perturbations courantes appréciables n'affecteront alors le taux de change que faiblement, et moins qu'en régime de changes flexibles pur.

Le S.M.E. ne semble pas avoir généré de telles anticipations stabilisatrices. Les politiques de taux de change ont été trop discrétionnaires pour que le public ait disposé du cadre de référence nécessaire à des prévisions suffisamment précises.

MOTS-CLES : Serpent monétaire, Système Monétaire Européen, Anticipations, Taux de change.

**TARGET ZONES AND STABILIZING EXPECTATIONS :
THEORY AND APPLICATION TO THE EUROPEAN MONETARY SYSTEM**

ABSTRACT

A target zone system constrains member countries to keep their bilateral exchange rates inside fixed bands. The theory of exchange rates under such a regime has known major developments for the last four years.

Current exchange rate depends upon all the expected future values of its fundamental. People know that these values will be constrained by a target zone agreement. Thus current shocks will have quite a limited effect on the exchange rate, much smaller than under a pure floating exchange rate system.

The EMS does not reveal itself as having induced such stabilizing expectations. Exchange rates policies have been too discretionary to provide the reference which people need in order to make precise enough forecasts.

KEY-WORDS : Target zone, European Monetary System, Expectations, Exchange rate.

J. E. L. Code : F31, F33.

INTRODUCTION

Un système de serpent monétaire contraint les nations qui y adhèrent à empêcher leurs parités bilatérales, ou celles par rapport à un panier de devises des pays membres, de sortir d'une bande de variation préétablie. A la suite de deux articles de KRUGMAN (1987, 1988), la théorie des taux de change sous un tel régime a connu un développement rapide. Une raison de celui-ci a été la disponibilité d'une technique mathématique récente, celle des mouvements browniens contrôlés, dont un livre de HARRISSON (1985) constitue une bonne présentation.

Les autorités monétaires peuvent respecter leur engagement par une grande variété de politiques : interventions fréquentes et de petites tailles, ou plus rares et plus amples, aux bornes de la bande de variation, ou à l'intérieur de celle-ci, etc.. Des anticipations précises du public nécessitent qu'il connaisse la modalité d'intervention retenue, ou à la rigueur qu'il ait la possibilité de l'identifier progressivement (ce qui requiert sa pérennité). Les théoriciens ont fait le plus souvent cette hypothèse ; autrement ils ne peuvent obtenir que des conclusions plus pauvres, limitées à la structure temporelle des différentiels d'intérêts (SVENSSON (1990b)). Ils concluent alors que les anticipations du public sont stabilisatrices : les parités répercutent moins les chocs aléatoires sur les offres et les demandes de monnaie qu'elles ne le feraient en régime de changes flexibles purs. Cette atténuation devient particulièrement marquée si la plage de variation du taux de change est étroite.

Les analyses théoriques, pour les modalités d'intervention qu'elles ont supposées, concluent qu'un taux de change sera plus fréquemment au voisinage de ses bornes de variation qu'ailleurs, et que ses variations seront les plus amples au milieu de la bande. Quand une monnaie approche de son plancher, elle a beaucoup plus de chances de s'apprécier notablement que de connaître l'évolution contraire. En conséquence les différentiels d'intérêts entre elle et

les autres devises doivent être négatifs. Le résultat inverse prévaut si la monnaie est à son plafond. Evidemment plus la maturité du bon auquel se rapporte le taux d'intérêt considéré est longue, moins ce taux dépend de la position de la parité dans la bande de change.

L'introduction de possibilités de réalignements amende les résultats précédents. Si nous négligeons leur dépendance de la position du taux de change dans sa bande de variation, la principale altération est d'ajouter une prime de risque, égale à l'espérance de dépréciation introduite par un changement éventuel de la parité centrale, dans les différentiels d'intérêts de toutes échéances.

L'observation du fonctionnement - du S.M.E. montre des caractéristiques différentes de celles identifiées par les modèles théoriques. Les taux de change évoluent aux voisinages de paliers successifs situés dans les bandes officielles. Le saut d'un palier au suivant, que nous pouvons interpréter comme un réalignement officieux, n'a pas de caractéristiques bien différentes des modifications officielles des parités centrales. La distribution des taux de change est concentrée au voisinage de ces paliers, et non de bornes de variations même implicites. Les variations de ces taux n'ont pas une amplitude moindre quand on s'éloigne des paliers. Enfin il n'y a pratiquement pas de lien négatif entre taux de change et différentiels d'intérêts. Ceux-ci semblent principalement révéler la probabilité d'un réalignement officieux ou officiel, qui serait fort variable au cours du temps.

Ainsi le S.M.E. n'apparaît pas avoir généré d'anticipations stabilisatrices. Une interprétation de ce résultat est que la règle que représente ce système est trop vague et laisse trop d'autonomie à des politiques discrétionnaires. Une autre est que la politique monétaire des pays européens a souvent inclus la fixation du taux de change à un niveau donné mais révisable, et cela dans un but de stabilisation interne. Les sauts entre paliers successifs auraient eu alors pour but de ramener périodiquement le taux de change réel à

son niveau souhaité.

La première section examine la théorie du serpent monétaire dans le cas où il ne peut y avoir de réalignements des parités centrales. Les conséquences de l'éventualité de ceux-ci sont considérées dans la deuxième section. La dernière présente les vérifications empiriques faites sur le S.M.E..

1 LA THEORIE DU SERPENT MONETAIRE EN L'ABSENCE DE POSSIBILITES DE REALIGNEMENTS

1.1 Un modèle monétaire de la balance des paiements

Nous considérons deux pays : la France et l'Allemagne, qui ont la même fonction de demande de monnaie, à un facteur multiplicatif près. Le rapport des équations d'équilibre du marché de la monnaie dans les deux pays s'écrit :

$$(1) m = w + p - \theta i$$

m et p sont les différences des logarithmes de l'offre de monnaie et du niveau des prix entre la France et l'Allemagne. i est le différentiel d'intérêts à court terme. θ est l'élasticité, supposée fixe, de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt. w est une variable exogène.

Nous appelons s le logarithme du taux de change nominal et nous supposons la parité absolue des pouvoirs d'achats¹ et celle des taux d'intérêts non couverts² :

$$(2) p = s ,$$

$$(3) i = {}_tE (ds / dt),$$

${}_tE$ représentant l'espérance conditionnelle à l'information

disponible à la date t . Nous déduisons des équations (1), (2) et (3) :

$$(4) \quad p = s = x + \theta \int_t^\infty E(ds / dt), \text{ avec : } x = m - w.$$

Nous faisons l'hypothèse que l'évolution du taux de change ne présente pas de bulles³. Alors :

$$(5) \quad s_t = (1 / \theta) \int_t^\infty e^{-\theta(\tau - t)} x_\tau d\tau$$

Le taux de change courant est une moyenne pondérée des prévisions de toutes les valeurs futures du fondamental x . Nous supposons que celui-ci suit un processus de Markov : l'information utile pour prévoir son évolution est résumée par sa valeur courante. En conséquence le taux de change ne dépendra que de celle-ci : $s = s(x)$. Nous allons nous limiter aux fonctions s qui sont deux fois différentiables.

Mais avant nous devons être plus précis sur la dynamique du fondamental. Celui-ci est la somme de deux composantes v et r , qualifiées respectivement d'autonome et d'intervention. v suit un mouvement brownien, avec éventuellement une tendance positive, exprimant le caractère plus inflationniste de l'économie française :

$$(6) \quad dv = \mu dt + \sigma dz, \quad v_0 \text{ donné, } \mu \geq 0.$$

r ne change de valeur que dans des circonstances particulières qui seront introduites plus tard. En dehors de celles-ci le lemme d'Itô nous permet de calculer l'expression de $\int_t^\infty E ds / dt$ en fonction des dérivées première et seconde de la fonction s . (4) se réécrit alors :

$$(7) \quad \theta [(\sigma^2 / 2) s''(x) + \mu s'(x)] - s(x) + x = 0$$

L'équation caractéristique de (7) a deux racines réelles, l'une α est positive, l'autre $-\beta$ est négative. Elles vérifient :

$$(8) \frac{1}{\alpha} - \frac{1}{\beta} = \mu \theta$$

La solution générale de (7) est :

$$(9) s(x) = x + \mu \theta + A e^{\alpha x} + B e^{-\beta x},$$

où A et B sont des paramètres à déterminer.

Le cas où il n'y a jamais d'interventions peut être qualifié de système de changes flexibles pur. L'hypothèse d'absence de bulles implique alors : $A = B = 0$, et le taux de change est déterminé par :

$$(10) s(x) = x + \mu \theta$$

Un système de serpent monétaire impose que le taux de change ne sorte pas d'une bande préétablie (s_1, s_2). Il existe un grand nombre de modes d'interventions permettant d'obtenir ce résultat. Nous en considérerons un particulier : les Banques Centrales laissent évoluer librement le fondamental sans intervenir à l'intérieur d'une bande (x_1, x_2). Quand x atteint sa borne supérieure, r est légèrement diminué afin d'amener le fondamental un peu au dessous de x_2 . r est légèrement augmenté quand x heurte sa borne inférieure. Cette politique est connue et comprise du public.

1.2 Le taux de change⁴

Dans la terminologie de HARRISSON (1985) x suit un mouvement brownien soumis à un contrôle instantané. A l'intérieur de leurs bandes respectives x et $s(x)$ vérifient l'équation (9). Les bornes x_1 et x_2 doivent être compatibles avec s_1 et s_2 :

$$(11) s_i = x_i + \mu \theta + A e^{\alpha x_i} + B e^{-\beta x_i}, i = 1, 2$$

Quand x atteint x_1 ou x_2 , DUMAS (1989) établit que la dérivée de s devient nulle :

$$(12) s'(x_i) = 1 + A \alpha e^{\alpha x_i} - B \beta e^{-\beta x_i} = 0, i = 1, 2$$

Une interprétation économique de cette condition sera proposée plus bas. L'Annexe 1 montre que les quatre relations (11) et (12) déterminent de façon unique x_1 , x_2 et les paramètres A et B , pour une bande donnée de variation du taux de change (s_1 , s_2), et que : $A < 0 < B$. Nous en déduisons que la dérivée du taux de change par rapport au fondamental est inférieure à l'unité :

$$(13) s'(x) = 1 + A \alpha e^{\alpha x} - B \beta e^{-\beta x} < 1,$$

et évidemment que la bande de variation du fondamental est plus large que celle du taux de change : $s_2 - s_1 < x_2 - x_1$.

Ces derniers résultats établissent le caractère stabilisateur des anticipations générées par un système de serpent monétaire. En changes flexibles purs, (10) montre que : $s'(x) = 1$: toute variation du fondamental est immédiatement et intégralement répercutée sur le taux de change. Ici cette transmission n'est que partielle. La raison est que le taux de change est une somme escomptée des valeurs futures anticipées du fondamental (équation (5)). Or les agents savent que celles-ci ne pourront aller au delà des bornes de la bande. En revanche en régime de changes flexibles, le caractère brownien de x conduisait les agents à translater leurs anticipations du fondamental pour toutes les dates futures, du mouvement courant de cette variable. Pour bien saisir que la stabilisation provient des prévisions du public, nous pouvons encore remarquer que les Banques Centrales n'interviennent que quand x heurte ses bornes.

Le rôle stabilisateur des anticipations est particulièrement net quand la bande d'évolution du taux de change est étroite. L'Annexe 2 établit que nous avons alors :

$$(14) \ x_2 - x_1 = [(s_2 - s_1) / (\alpha + \beta)]^{1/3},$$

c'est-à-dire que les variations possibles du fondamental restent amples.

Le calcul de la dérivée seconde de $s(x)$ montre que cette fonction est d'abord convexe, admet un point d'inflexion, puis devient concave, et qu'elle est croissante. Nous sommes maintenant en mesure d'en tracer la représentation sur le Graphique 1.

Ici GRAPHIQUE 1

Il peut être intéressant d'introduire le taux de change fictif associé au même fondamental, mais qui prévaudrait si les changes étaient flexibles purs : $x + \mu \theta$. Il est égal à la parité effective pour une valeur x_4 du fondamental située à gauche du point d'inflexion (x_4 se confond avec ce point si : $\mu = 0$; si : $\mu > 0$, il n'est pas exclu que la droite : $x + \mu \theta$ ne coupe pas le segment de courbe $s(x)$). Quand x est supérieur (inférieur) à x_4 , le système de serpent monétaire conduit à un franc surévalué (sous-évalué) par rapport à la parité qui serait la sienne si les changes étaient flottants. Le franc sera toujours surévalué si μ est suffisamment élevé.

HARRISSON (1985) donne la densité de probabilité non conditionnelle du fondamental :

$$(15) \ f(x) = \Phi e^{\Phi x} / (e^{\Phi x_2} - e^{\Phi x_1}), \ \Phi = 2\mu / \sigma^2, \text{ si : } \mu > 0 \\ = 1 / (x_2 - x_1), \text{ si : } \mu = 0$$

Celle du taux de change s'en déduit aisément :

$$(16) \ g(s) = f[x(s)] \ x'(s),$$

où $x(s)$ est la fonction inverse de $s(x)$. $g(s)$ a deux asymptotes

verticales d'abscisses s_1 et s_2 : il y a donc une probabilité plus forte que le taux de change observé soit au voisinage de l'une ou l'autre borne de sa bande de variation, qu'ailleurs.

La densité conditionnelle du taux de change, en dehors des bornes où les interventins s'effectuent, se calcule en appliquant le lemme d'Itô, puis les équations (3), (4) et (7) :

$$\begin{aligned}(17) \quad ds &= [\mu s'(x) + (\sigma^2 / 2) s''(x)] dt + \sigma s'(x) dz \\ &= i(x) dt + \sigma s'(x) dz\end{aligned}$$

La variance conditionnelle de la variation du taux de change est donc : $\sigma^2 s'[x(s)]^2$. Elle atteint un maximum pour s_3 , qui est le taux de change du point d'inflexion de $s(x)$, et tend vers zéro quand s se rapproche de l'une des bornes de sa bande de variation.

Les résultats qui précèdent dépendent non seulement du choix de la bande de variation du taux de change, mais aussi de la politique d'intervention que nous avons attribuée aux Banques Centrales et de la compréhension de celle-ci par le public. Il existe beaucoup de modes d'interventions permettant d'assurer la pérennité d'un système de serpent monétaire, mais ils déterminent des dynamiques différentes de la parité. Par exemple FLOOD et GARBER (1989) supposent que les autorités monétaires continuent à fixer un intervalle de variation pour le fondamental (x_1, x_2) et n'agissent qu'à ses bornes. Mais leurs interventions ne sont plus infinitésimales puisqu'elles conduisent x à sauter de x_1 à : $x_1 + I_1$, ou de x_2 à : $x_2 - I_2$, avec $I_1, I_2 > 0$. Dans la terminologie de HARRISSON (1985, pages 52 et 53) x suit un mouvement brownien soumis à un contrôle discret. DUMAS (1989) établit qu'il suffit alors de remplacer la condition (12) par :

$$(12') \quad s(x_1) - s(x_1 + I_1) = s(x_2) - s(x_2 - I_2) = 0$$

Cette relation a une interprétation économique simple. Si le

fondamental est à un niveau légèrement inférieur à x_1 , les agents savent qu'il a une probabilité importante de valoir prochainement x_1 et de sauter au même instant à : $x_1 + I_1$. Pour qu'il n'y ait pas d'opportunité d'une espérance de gain infinie il faut que (12') soit vérifiée. Si nous faisons tendre I_1 vers zéro, le contrôle discret devient un contrôle instantané, et l'équation (12') se réduit à la condition (12).

FLOOD et GARBER montrent que quand x croît, c'est-à-dire quand l'offre de monnaie progresse plus vite en France qu'en Allemagne, au début s augmente jusqu'à sa borne supérieure s_2 , c'est-à-dire le franc se déprécie comme dans le cas d'un contrôle instantané. Mais ensuite s se met à baisser : en effet le public sait que l'on s'approche de l'instant où les Banques Centrales diminueront fortement le fondamental, et l'anticipation de cet événement conduit à un redressement du franc. Les interventions s'exercent ainsi quand le taux de change est à l'intérieur de sa bande de variation.

BERTOLA et CABALLERO (1990) ont calculé la densité non conditionnelle du taux de change pour ce type d'interventions. Elle continue à présenter deux asymptotes verticales en s_1 et s_2 . La variance conditionnelle de la variation du taux de change continue à être nulle à ces bornes, et à présenter un maximum pour x_3 .

La principale différence entre les résultats obtenus avec un contrôle instantané et avec un contrôle discret, est que dans le dernier cas le fondamental peut évoluer sur une plage plus large pour une même bande de variation du taux de change. Celui-ci apparaît ainsi moins sensible aux chocs monétaires.

KLEIN et LEWIS (1991) obtiennent ce dernier résultat avec un système d'interventions intra-bande différent de celui de FLOOD et GARBER : les Banques Centrales ont une probabilité d'intervention instantanée qui croît quand le taux de change se rapproche de son plancher ou de son plafond. Ils considèrent aussi que le public ne connaît pas initialement cette fonction de probabilité, mais

l'estime avec une précision croissante au fur et à mesure qu'il observe les interventions effectives des Banques Centrales. La courbe $s(x)$ se déplace tout au long de ce processus d'apprentissage.

1.3 Les différentiels d'intérêts

Les équations (3) et (4) donnent l'expression du différentiel d'intérêts à court terme i :

$$(18) i(x) = [s(x) - x] / \theta$$

En changes flexibles purs, nous déduisons de cette relation et de (10) que i reste constant au cours du temps et égal à μ , qui est l'excédent prévu de la création monétaire en France par rapport à celle en Allemagne, égal lui-même au différentiel anticipé d'inflation.

En régime de serpent monétaire il est facile de déduire du Graphique 1 la représentation de la fonction $i(x)$, qui est donnée dans le Graphique 2.

Ici GRAPHIQUE 2

i n'est plus constant, mais diminue de i_1 à i_2 quand x progresse de x_1 à x_2 ⁵. L'Annexe 3 montre que i est nul pour une valeur x_5 du fondamental, comprise entre x_1 et x_2 . La négativité de i_2 signifie que quand le franc atteint son plancher s_2 , le taux d'intérêt est plus faible en France qu'en Allemagne, car le public prévoit une intervention prochaine des Banques Centrales qui conduira à redresser le franc. Nous avons le résultat opposé ($i_1 > 0$) quand le franc est à son plafond s_1 .

Le différentiel d'intérêts entre la France et l'Allemagne est

inférieur à la valeur qu'il aurait en changes flexibles purs si et seulement si le franc est surévalué par rapport à ce régime. Nous remarquons ainsi que si la France a une forte dérive inflationniste μ , son adhésion à un système de serpent monétaire conduit à une appréciation de la valeur de sa monnaie et à une baisse des taux d'intérêt⁶.

L'Annexe 4 établit que si la bande du fondamental, et en conséquence celles du taux de change et du différentiel d'intérêts, sont étroites, alors : $i(x) \sim (x_1 - x) / \theta$. La courbe du Graphique 2 se confond avec le segment de droite joignant ses deux points extrêmes.

Si la largeur de la bande du fondamental, et donc celle du taux de change, augmentent indéfiniment dans les deux sens, et si x est loin de ses bornes, alors $i(x)$ tend vers μ , la valeur qu'il aurait en régime de changes flottants. Les bornes de variation du différentiel d'intérêts, i_1 et i_2 , tendent respectivement vers les limites finies : $\mu + 1 / \beta \theta$, et : $\mu - 1 / \alpha \theta$. En fait le rapport des largeurs des bandes de variation du différentiel d'intérêts et du taux de change : $(i_1 - i_2) / (s_2 - s_1)$, diminue de l'infini à zéro quand la plage $(s_2 - s_1)$ augmente.

La densité de probabilité non conditionnelle de i , $h(i)$, se déduit aisément de celle de x donnée par la formule (15) :

$$(19) \quad h(i) = - \theta f[x(i)] x'(i) ,$$

où $x(i)$ est la fonction inverse de $i(x)$. Si la bande de variation du taux de change est étroite, alors : $h(i) \sim f(x_1 - \theta i)$. Dans le cas particulier où μ est nul, la distribution de i devient uniforme. Si la bande de change est large, nous avons vu que quand x est loin de ses bornes, alors : $i(x) \sim \mu$, et : $i'(x) \sim 0$. La densité $h(i)$ possède donc un pic au voisinage de μ . Quand la largeur de la bande de change augmente indéfiniment, et que le système de serpent monétaire se rapproche des changes flexibles, alors i tend en

probabilité vers μ .

Nous remarquons que quand la largeur de la bande de variation du taux de change tend vers zéro ou l'infini, la variance non conditionnelle du différentiel d'intérêts tend vers zéro. Des simulations de SVENSSON (1989) suggèrent que cette variance atteint un maximum unique pour une largeur bien précise de la bande du fondamental.

Nous pouvons calculer la densité conditionnelle du différentiel d'intérêts i en dehors des bornes d'intervention, comme nous l'avons fait pour le taux de change, en appliquant le lemme d'Itô :

$$(20) di = [(i(x) - \mu) / \theta] dt + i'(x) \sigma dz$$

De cette relation et de (17) nous déduisons que la somme des écart-types conditionnels des variations du taux de change et de θ fois le taux d'intérêt, est égale à σ , qui mesure la volatilité du fondamental v . Cela montre qu'un système de serpent monétaire répartit les fluctuations du fondamental entre le taux de change et celui d'intérêt. Quand la bande de variation de la parité est étroite, $-\theta i'(x)$ est voisin de un, et l'essentiel de ces fluctuations sont supportées par le taux d'intérêt. Si la bande est large et que v est loin des bornes, $i'(x)$ est presque nul. Nous sommes sensiblement dans la situation d'un système de changes flexibles purs, et la plus grande part des fluctuations du fondamental se retrouvent dans le taux de change.

Le différentiel d'intérêts à la date t de bons de maturité τ est : $i(x_t, \tau) = [{}_tE s(x_{t+\tau}) - s(x_t)] / \tau$. Il ne dépend que de τ et de la valeur courante du fondamental, puisque celle-ci est un résumé exhaustif de l'information disponible.

En changes flexibles purs, les équations (6) et (10) impliquent que ce différentiel soit égal à μ pour toutes les maturités, c'est-à-dire au taux de dépréciation anticipé du franc.

Dans un système de serpent monétaire, quand la maturité du bon est longue, ${}_tE s(x_{t+\tau})$ est proche de l'espérance non conditionnelle du taux de change $E s$. Alors : $i(x_t, \tau) \sim [E s - s(x_t)] / \tau$, et sa représentation graphique en fonction de τ est une hyperbole. En particulier le différentiel d'intérêts est nul pour des bons de maturité infinie.

Pour des maturités arbitraires le calcul de la fonction $h(x_t, \tau) = {}_tE s(x_{t+\tau})$ est compliqué. SVENSSON (1990a), en s'appuyant sur des résultats de HARRISSON (1985, pages 94 à 98), montre que $h(x, \tau)$ vérifie l'équation aux dérivées partielles et les conditions aux limites :

$$\begin{aligned} (21) \quad h'_\tau(x, \tau) &= \mu h'_x(x, \tau) + (1/2) \sigma^2 h''_{xx}(x, \tau) \\ h(x, 0) &= s(x) \quad \text{pour : } x_1 \leq x \leq x_2 \\ h'_x(x_1, \tau) &= h'_x(x_2, \tau) = 0 \end{aligned}$$

Il calcule ensuite une expression analytique de $h(x, \tau)$ sous forme d'une série de Fourier, et en obtient par simulation des représentations graphiques pour diverses valeurs des paramètres. Son résultat le plus intéressant est le Graphique 3, qui donne $i(x, \tau)$ en fonction de τ pour diverses valeurs de l'état courant du fondamental x , et sous les hypothèses : $\mu = 0$, $x_1 = -x_2$.

Ici GRAPHIQUE 3

$i(x, \tau)$ décroît généralement avec la maturité τ . Cependant quand τ , qui est aussi le dénominateur de l'expression de $i(x, \tau)$, augmente de 0 à l'infini, le numérateur de cette expression croît en valeur absolue de 0 à : $|E s - s(x)|$. Ce parallélisme de mouvement explique pourquoi les simulations de SVENSSON concluent que pour des maturités courtes et des valeurs intermédiaires de x , les courbes du Graphique 3 sont approximativement horizontales. SVENSSON montre aussi que $i(x, \tau)$ décroît avec x , mais d'autant moins que τ est élevé.

La densité conditionnelle du différentiel d'intérêts pour la maturité τ s'obtient en appliquant le lemme d'Itô à la fonction $i(x, \tau)$:

$$(22) \quad di(x, \tau) = [\mu i'_x(x, \tau) + (1/2) \sigma^2 i''_{xx}(x, \tau)] d\tau + \sigma i'_x(x, \tau) dz$$

Or nous avons : $i'_x(x, \tau) = [h'_x(x, \tau) - s'(x)] / \tau$, qui est nul pour x égal à x_1 ou x_2 d'après les équations (12) et (21). Ainsi l'écart-type conditionnel du différentiel d'intérêts pour une maturité positive est nul aux bornes du fondamental. En revanche il est égal à σ / θ quand la maturité est nulle, d'après le Graphique 2 et l'équation (20). Le Graphique 4 représente cet écart-type conditionnel en fonction du fondamental pour différentes maturités, dans le cas où μ est nul.

Ici GRAPHIQUE 4

2 LES REALIGNEMENTS DES PARITES CENTRALES

Pour beaucoup de réalignements effectués dans le S.M.E., l'ancienne et la nouvelle bande de variation du taux de change ont une intersection vide. Si le public pouvait prévoir exactement la date de ceux-ci, il disposerait alors d'une opportunité d'arbitrage. Certes des contrôles des changes pourraient la supprimer, et il convient de remarquer la coïncidence entre la libéralisation des mouvements des capitaux au cours de ces dernières années et le fait que dans les réalignements les plus récents l'ancienne et la nouvelle bandes se recoupent. Mais même alors la plupart des modifications de parités centrales sont accompagnées d'un saut des taux de change observés (voir Graphiques 5 à 9).

Cela suggère qu'une modélisation des réalignements doit introduire une incertitude sur les instants auxquels ils prendront place. BERTOLA et CABALLERO (1990) imputent celle-ci aux autorités monétaires qui, dans des situations précises, auraient une probabilité donnée d'altérer les parités centrales. Attribuer un caractère aléatoire à un choix politique aussi fondamental n'est cependant pas très satisfaisant, et il semble plus raisonnable de considérer l'incertitude de l'environnement économique.

La section précédente supposait que la composante autonome du fondamental suivait un mouvement brownien. SVENSSON (1989, 1990a) propose de lui superposer un processus de Poisson : à la date t le fondamental a une probabilité : $\pi dt > 0$, de connaître un saut d'une amplitude fixe connue : $g > 0$, dans chaque période future de durée dt . Quand ce mouvement se produit la valeur centrale du franc est dévaluée du même montant, et le taux de change effectif connaît la même évolution. Plus précisément la bande de variation du taux de change et du fondamental sont translatées de g .

Commençons par examiner l'économie à la date 0, et supposons qu'à la date t nous ayons eu q dévaluations de la parité centrale du franc. Le domaine courant de la variation du taux de change est noté : $(s_1(q), s_2(q))$, et celui du fondamental : $(x_1(q), x_2(q))$. Le lemme d'Itô permet d'établir :

$$\begin{aligned}
 (23) \quad {}_tE ds(x, q) &= (1 - \pi dt) [\mu s'_x(x, q) + (\sigma^2 / 2) s''_{xx}(x, q)] dt \\
 &\quad + \pi dt [s(x + g, q + 1) - s(x, q)] \\
 &= \mu s'_x(x, q) + (\sigma^2 / 2) s''_{xx}(x, q) + \pi g,
 \end{aligned}$$

en négligeant le terme en $(dt)^2$. En substituant cette expression dans (4), nous obtenons la relation qui remplace l'équation (7) :

$$(24) \quad \theta [(\sigma^2 / 2) s''_{xx}(x, q) + \mu s'_x(x, q) + \pi g] - s(x) + x = 0$$

Sa solution (qui remplace les équations (9), (11) et (12) et

conserve les mêmes α et β que dans le paragraphe 1.1) est :

$$(25) \quad s(x, q) = x + \mu \theta + \pi g \theta + A e^{\alpha (x - g q)} + B e^{-\beta (x - g q)}$$

$$(26) \quad s_i(0) = x_i(0) + \mu \theta + \pi g \theta + A e^{\alpha x_i(0)} + B e^{-\beta x_i(0)}$$

$$(27) \quad s'_x(x_i(0), 0) = 1 + A \alpha e^{\alpha x_i(0)} - B \beta e^{-\beta x_i(0)} = 0$$

avec : $i = 1, 2$

Ces relations montrent comment l'éventualité de réalignements altère la liaison entre taux de change et fondamental, établie dans la section précédente et représentée sur le Graphique 1. Avant que le premier réalignement ait eu lieu ($q = 0$) la courbe de ce graphique doit être translatée horizontalement vers la gauche de $\pi g \theta$. A chaque dévaluation de la parité centale du franc, elle est déplacée horizontalement vers la droite et verticalement vers le haut pour un montant g (donc selon une ligne à 45°). Les valeurs courantes du taux de change et du fondamental connaissent alors un saut de cette même amplitude.

Quand q est nul le différentiel d'intérêts à court terme $i(x, 0)$, vérifie toujours la formule (18) et est égal à : $[s(x, 0) - x] / \theta$. La courbe du Graphique 2, qui représente la liaison entre i et le fondamental, doit ainsi être translatée horizontalement vers la gauche de $\pi g \theta$ et verticalement vers le haut de πg . Le plus fort différentiel d'intérêts entre la France et l'Allemagne que nous obtenons maintenant, est justifié par la nécessité de compenser les détenteurs de bons en francs du risque de dévaluation de cette monnaie : πg est l'espérance de dépréciation par période de celle-ci résultant de la possibilité d'un réalignement. Chaque fois que l'un d'entre eux se produit cette courbe est déplacée horizontalement vers la droite de g .

Ces derniers résultats s'étendent aux taux d'intérêts des bons de maturités arbitraires. Les courbes du Graphique 3 sont toutes

translatées verticalement vers le haut de πg ; elles ne sont plus indexées par x , mais par : $x + \pi g \theta - q g$. Nous remarquons que le différentiel d'intérêts pour une maturité infinie est égal à πg .

BERTOLA et SVENSSON (1991) étendent cette analyse en supposant que l'intensité de probabilité et l'amplitude du saut de Poisson, π et g , sont aléatoires. Plus précisément ils considèrent que $\pi_t E g$ suit un processus stochastique (par exemple brownien), et que le taux de change s connaît les mêmes sauts que le fondamental et la parité centrale. Alors ils montrent que si π augmente, il en est de même de s (le franc se rapproche de son plancher) et des différentiels d'intérêts. Cela tend à instaurer une corrélation positive entre ceux-ci et le taux de change, qui peut l'emporter sur la corrélation négative que l'on observe en l'absence de possibilités de réalignements, et qui ressort des Graphiques 1 et 2.

3 VERIFICATIONS EMPIRIQUES

Celles-ci sont effectuées sur des données de périodicité hebdomadaire (cotation du mercredi à Londres) allant du 28 janvier 1981 (1981/4) au 4 avril 1990 (1990/14), soit sur 480 points. Elles concernent les taux de change de cinq monnaies européennes (franc français, lire italienne, franc belge (commercial), couronne danoise et florin hollandais) par rapport au Deutsche mark. Elles portent aussi sur les différentiels d'intérêts entre les pays émettant ces devises et l'Allemagne, pour les euro-dépôts de maturités 1, 2, 3, 6 et 12 mois.

Le S.M.E. contraint les variations de toutes les parités bilatérales des monnaies européennes, et pas seulement celles par rapport au mark. Comme nous n'examinerons que ces dernières il a semblé préférable d'omettre de la vérification deux périodes de faiblesse du mark : la fin 1980 en conséquence de la relance concertée du sommet de Bonn et du second choc pétrolier, les trois

derniers quarts de 1990 et 1991, avec les difficultés de l'intégration de l'ex-R.D.A..

3.1 Les taux de change

Les graphiques 5 à 9 représentent les logarithmes des taux de change par rapport au mark pour les cinq monnaies étudiées. Ils incluent aussi les cours planchers et plafonds par lesquels le S.M.E. limite la variation des parités observées⁷. Nous remarquons que les réalignements ont lieu le plus souvent alors que le taux de change est loin de son plafond.

Ici GRAPHIQUES 5 à 9

Les développements théoriques sur les distributions non conditionnelles des parités concluaient qu'entre deux réalignements, celles-ci devaient être situées plus fréquemment au voisinage de leurs planchers qu'ailleurs. Nous constatons qu'il n'en est pas ainsi. En fait un taux de change reste souvent un certain temps à proximité d'un certain niveau, pour évoluer ensuite rapidement vers un autre, et ainsi de suite. Par exemple, si nous nous concentrons sur la période postérieure au réalignement du 11 janvier 1987, nous observons très clairement cette caractéristique pour le franc français (d'abord situé aux alentours de 3,327 puis de 3,380) et le franc belge (20,75 puis 20,95). La situation est un peu moins nette pour la lire (735 et 742) et la couronne (3,76 puis 3,84 et 3,90). Le florin est pour sa part toujours resté au voisinage de sa parité centrale depuis sa dernière dévaluation. Les histogrammes des parités de ces cinq monnaies sur la même période confirment ces résultats. Nous observons une distribution bimodale pour les francs français et belge et pour la lire, trimodale pour la couronne et unimodale pour le florin (AVOUYI DOVI et LAFFARGUE (1991)).

Il semble donc qu'entre deux réalignements officiels les

autorités monétaires défendent des parités centrales officieuses, qui peuvent être révisées de temps en temps, et autour desquelles celles effectives ne peuvent varier qu'avec une amplitude limitée. Si cela avait abouti à un système de bande implicite à l'intérieur de celui du S.M.E., et s'il avait été compris du public, nous aurions dû observer dans les histogrammes précédents des fréquences plus fortes aux plafonds qu'aux parités centrales officieux. Egalement les développements théoriques sur les distributions conditionnelles des taux de change impliquent, entre deux réalignements officieux, une liaison entre la valeur absolue de la variation du taux de change $|\Delta s|$, et s_{-1} , en forme de U renversé. Nous n'avons observé celle-ci que pour le franc français sur la période la plus récente.

Il semble donc que le S.M.E. laisse une trop grande marge à des politiques discrétionnaires non prévisibles par le public, pour pouvoir générer des anticipations stabilisatrices⁸.

3.2 Les différentiels d'intérêts

Les Graphiques 10 à 14 représentent les différentiels d'intérêts des cinq pays analysés par rapport à l'Allemagne, pour les dépôts de maturités de un et de douze mois, ainsi que les logarithmes des taux de change, depuis le réalignement du 18 janvier 1987⁹.

Ici GRAPHIQUES 10 à 14

Les semaines précédant ce réalignement, et plus encore celui du 6 avril 1986, ont été caractérisées par des différentiels d'intérêts élevés et erratiques (d'avantage pour les maturités à un mois que pour celles à douze mois). Les graphiques montrent que cette caractéristique prévaut aussi pour les dévaluations "officieuses".

Si les autorités monétaires s'en tenaient à un système de bande de change, officielle ou officieuse, compris du public, et si les probabilités et les amplitudes des réalignements ne variaient pas trop, les développements théoriques des deux premières sections montrent que nous devrions observer une liaison négative entre taux de change et différentiels d'intérêts. Celle-ci devrait s'atténuer avec la maturité, ce qui impliquerait une moindre variabilité des différentiels d'intérêts à douze mois qu'à un mois.

Cette liaison négative ne s'observe que pour les Pays Bas et le Danemark au cours des vingt derniers mois (elle apparaît clairement dans le nuage de points que nous pouvons tracer dans le système d'axes : différentiel à un mois, logarithme du taux de change ; voir AVOUYI DOVI et LAFFARGUE (1991°).

Pour les autres pays ou périodes, les différentiels d'intérêts reflètent principalement le risque d'un réalignement (officiel ou officieux), qui a diminué progressivement (mais irrégulièrement) depuis la fin 1987. Nous rappelons que dans ce cas BERTOLA et SVENSSON (1991) démontraient la baisse parallèle du taux de change et des différentiels d'intérêts. La similarité de ceux à un mois et à douze mois suggère qu'à un instant donné, le public attribue une probabilité de dévaluation par période indépendante de l'horizon qu'il considère.

CONCLUSION

Cet article a présenté la théorie du serpent monétaire dans le cas où les bandes de parité qui le composent sont irrémédiablement fixes. Il a ensuite considéré les corrections à apporter quand des révisions des valeurs centrales des taux de change sont effectués de temps en temps. Enfin il a montré que les caractéristiques des parités et des écarts d'intérêts entre nations du S.M.E. étaient très différentes de celles de la théorie, tout au moins sur la

période étudiée qui s'arrête en avril 1990.

Qu'observe-t-on depuis cette date et que peut-on prévoir pour la phase 2 du Plan Delors ? Le public semble maintenant admettre que la parité centrale du franc français par rapport au mark ne sera pas révisée, ce qui se reflète dans la faiblesse des différentiels d'intérêts même pour des maturités importantes. Cette opinion pourrait expliquer pourquoi on observe depuis la mi-1990 une liaison négative entre la parité franc-mark d'une part et l'écart des taux d'intérêt à court terme entre la France et l'Allemagne d'autre part. Notre monnaie aurait alors acquis depuis peu des caractéristiques analogues à celles du florin.

En revanche les différentiels d'intérêt de toutes maturités entre l'Italie et la R.F.A. restent élevés, comme les écarts d'inflation des prix et des salaires. L'appréciation du taux de change réel de la lire depuis le réalignement de 1987 a été importante. Ainsi le public semble prévoir, et ce à juste titre, que la parité centrale de cette monnaie finira par être dévaluée. FROOT et ROGOFF (1991) remarquent que ce réalignement devra s'effectuer avant la fin de la phase 2 du Plan Delors, et que sa probabilité augmentera quand on s'approchera de cette échéance. Les taux d'intérêt en Italie progresseront parallèlement, à moins que ce pays ne rétablisse un système de contrôle des changes.

ANNEXES

Annexe 1

1) Si nous attribuons à x_1 et x_2 des valeurs arbitraires ($x_1 < x_2$), (12) détermine les valeurs associées des paramètres A et B :

$$(A1) e^{\alpha x_1} A = (1 - e^{-\beta Dx}) / [\alpha (e^{-\beta Dx} - e^{\alpha Dx})] < 0$$

$$(A2) e^{-\beta x_1} B = (1 - e^{\alpha Dx}) / [\beta (e^{-\beta Dx} - e^{\alpha Dx})] > 0$$

$$\text{avec : } Dx = x_2 - x_1$$

(11) permet alors de calculer les valeurs correspondantes de s_1 et s_2 , qui seront probablement différentes de celles requises.

2) Pour remédier à ce fait nous effectuons d'abord une translation δ de x_1 et x_2 , de façon à ce que la nouvelle bande associée du taux de change soit convenablement centrée. La bande du fondamental devient ainsi : $(x'_1, x'_2) = (x_1 + \delta, x_2 + \delta)$. (A1) et (A2) montrent que les anciennes valeurs des paramètres A et B sont remplacées par : $A' = A e^{-\alpha \delta}$, $B' = B e^{\beta \delta}$. Nous déduisons de (11) que s_1 et s_2 sont aussi translatés de δ . Il suffit donc de choisir δ égal à l'écart entre la parité centrale recherchée et celle associée à x_1 et x_2 .

3) Nous recherchons maintenant les variations des deux bornes du fondamental, dx_1 et dx_2 , qui élargissent la bande de variation du taux de change d'un même montant dans les deux directions : $-ds_1 = ds_2 > 0$. En différentiant (11) et en utilisant (12) nous obtenons les variations associées des paramètres dA et dB :

$$(A3) \, dA = (e^{-\beta x_1} + e^{-\beta x_2}) ds_2 / \Delta$$

$$(A4) \, dB = - (e^{\alpha x_1} + e^{\alpha x_2}) ds_2 / \Delta$$

$$\text{avec : } \Delta = e^{(\alpha - \beta) x_1} (e^{\alpha Dx} - e^{-\beta Dx})$$

D'après (8) Δ est positif. Il en est donc de même de dA , alors que dB est négatif. En différentiant (12) nous obtenons alors les expressions de dx_1 et dx_2 :

$$(A5) \, s''(x_i) dx_i = -\alpha e^{\alpha x_1} dA + \beta e^{-\beta x_1} dB < 0, \quad i = 1, 2$$

Comme : $s''(x_1) > 0$, et : $s''(x_2) < 0$, dx_i a le même signe que ds_i , $i = 1, 2$. Il est donc possible d'élargir (réduire) la bande du taux de change autour d'une valeur centrée inchangée, en élargissant (réduisant) dans les deux sens la bande du fondamental.

4) De (11), (A1) et (A2) nous déduisons que quand Dx tend vers l'infini : $s_1 \sim x_1 + \mu \theta + 1 / \beta$, et : $s_2 \sim x_2 + \mu \theta - 1 / \alpha$. Quand Dx tend vers zéro, alors $s_1 \sim x_1 \sim x_2 \sim s_2$. Ainsi lorsque nous élargissons la bande de variation du taux de change autour d'une parité centrale fixe, de zéro à l'infini, x_2 augmente (x_1 diminue) de zéro à l'infini (de zéro à moins l'infini).

Annexe 2

Posons : $Ds = s_2 - s_1$. De (11), (A1) et (A2) nous déduisons:

$$(A6) ds = [(e^{-\beta Dx} - e^{\alpha Dx}) Dx + (e^{\alpha Dx} - 1) (1 - e^{-\beta Dx}) (\alpha + \beta) / \alpha \beta] / (e^{-\beta Dx} - e^{\alpha Dx})$$

Faisons tendre Dx vers zéro. Un développement limité de (A6) montre que : $Ds \sim (\alpha + \beta) Dx^3$.

Annexe 3

Il suffit de démontrer que : $s_2 - x_2 < 0 < s_1 - x_1$.

$s_1 - x_1 > 0$, équivaut, en utilisant (8), (11), (A1) et (A2), à : $(1 / \alpha) [1 + (1 - e^{-\beta Dx}) / (e^{-\beta Dx} - e^{\alpha Dx})] - (1 / \beta) [1 - (1 - e^{\alpha Dx}) / (e^{-\beta Dx} - e^{\alpha Dx})] > 0$. Cette condition équivaut à : $(1 / \alpha) (1 - e^{\alpha Dx}) - (1 / \beta) (e^{-\beta Dx} - 1) < 0$. En notant que : $e^v > 1 + v$, nous déduisons que le premier terme du membre de gauche est inférieur à $-Dx$, et le second à Dx . L'inégalité est donc démontrée.

Une preuve symétrique établit que : $s_2 - x_2 < 0$.

Annexe 4

De (9), (18), (A1) et (A2) nous déduisons :

$$(A7) \theta i(x) = \mu \theta + [e^{\alpha (x - x_1)} (1 - e^{-\beta Dx}) / \alpha + e^{-\beta (x - x_1)} (1 - e^{\alpha Dx}) / \beta] / (e^{-\beta Dx} - e^{\alpha Dx})$$

1) Si la bande du fondamental Dx est étroite, nous déduisons de cette expression et de (8) : $i(x) \sim (x_1 - x) / \theta$.

2) Si Dx est grand, nous obtenons :

$$i(x) \sim \mu + [e^{-\beta (x - x_1)} / \beta - e^{\alpha (x - x_2)} / \alpha] / \theta$$

Si x est loin des bornes x_1 et x_2 , cette expression se simplifie en : $i(x) \sim \mu$. Aux bornes elle devient : $i_1 \sim \mu + 1 / \beta \theta$,
 $i_2 \sim \mu - 1 / \alpha \theta$.

Annexe statistique

Les données statistiques proviennent de la banque de données de Data Resource. Les taux de change sont ceux au comptant par rapport au dollar, qui prévalaient en moyenne ("center of market") à Londres le mercredi à la fermeture du marché. Les taux d'intérêts concernent les euro-dépôts de maturités 1, 2, 3, 6 et 12 mois. Ils portent sur des cotations "bid", à Londres le mercredi, à la mi-matinée avant le 8 octobre 1986, à la fermeture du marché à partir de cette date. Quand le mercredi est férié, nous avons utilisé les données pour le jour antérieur le plus proche. Les taux de change par rapport au mark et les différentiels d'intérêts avec l'Allemagne, ont été ensuite calculés.

NOTES DE BAS DE PAGE

1. Le modèle est ainsi trop pauvre pour permettre d'étudier les variations du taux de change réel. Une possibilité serait de supposer que la PPA n'est valide qu'à long terme et de substituer une équation d'ajustement vers celle-ci à (2). Cette hypothèse compliquerait considérablement le traitement analytique.

2. Cette hypothèse suppose qu'il n'existe pas de prime de risque. Dans un système de serpent monétaire elle pourrait résulter du caractère aléatoire des fluctuations à l'intérieur de la bande de change, et de l'incertitude qui précède les modifications des parités centrales. SVENSSON (1990c) évalue la borne supérieure d'une telle prime, conclut que sa valeur est faible et qu'elle reflète principalement la seconde incertitude. FLOOD, ROSE et MATHIESON (1990) développent une argumentation concluant que dans une étude empirique la prime de risque est d'autant plus négligeable que la durée entre observations successives est brève. Elle est d'un jour dans l'article de ces auteurs et d'une semaine chez nous. Une conséquence des relations (2) et (3) est que le modèle ne permet pas d'étudier les variations de taux d'intérêt réels.

3. BUITER et PASENTI (1990) discutent cette hypothèse, et donnent des exemples de bulles rationnelles, qui reposent cependant sur des hypothèses de comportement des autorités monétaires assez particulières.

4. Outre KRUGMAN (1988) la référence classique est FROOT et OBSTFELD (1989). DELGADO et DUMAS (1991) apportent des compléments importants.

5. Le lien biunivoque entre le différentiel d'intérêts i et le fondamental x , montre l'équivalence entre une intervention directe sur l'offre de monnaie (vente de réserves de changes, hausse des

coefficients de réserves obligatoires) et une politique d'open market prenant la forme d'une élévation des taux d'intervention sur le marché monétaire.

6. Une argumentation de ce type était utilisée au Royaume-Uni dans la période qui précéda l'entrée de la livre dans le mécanisme de change du S.M.E. pour critiquer le retard de celle-ci.

7. Ces graphiques montrent que la lire, le franc belge et la couronne ont parfois percé leurs planchers. Nous n'avons pas d'explication de ces phénomènes.

8. Sur la période commençant au réalignment de 1987, AVOUYI DOVI et LAFFARGUE (1991) montrent que le test de Dickey et Fuller augmenté ne permet pas en général de rejeter l'hypothèse de racine unitaire dans les processus suivis par les logarithmes des taux de change. Ce résultat reflète probablement la faible puissance de ce test quand l'hypothèse alternative est un processus borné (FROOT et OBSTFELD (1989)). En effet un test différent proposé par DIEBOLD (1988) et mieux adapté à cette alternative, rejette aisément l'hypothèse de racine unitaire.

FLOOD, ROSE et MATHIESON (1990) effectuent sur données journalières une étude similaire à celle de ce paragraphe, et aboutissent aux mêmes conclusions. Ils construisent aussi des séries du fondamental à partir des taux de change et d'intérêt en utilisant l'équation (18). Ils tracent alors pour chaque devise européenne et pour chaque période s'écoulant entre deux réalignements successifs, le nuage des points observés dans le système d'axes x et s . La plupart des figures obtenues sont incompatibles avec le Graphique 1 et la présence d'anticipations stabilisatrices. Cependant ROSE et SVENSSON (1991) montrent pour le franc français qu'en soustrayant au fondamental une estimation de la dévaluation anticipée de la parité centrale, qu'ils calculent par ailleurs, on obtient des figures compatibles avec le Graphique 1.

9. Le florin néerlandais n'ayant pas subi ce réalignment, le

graphique pour les Pays Bas commence le 4 septembre 1985. La forte valeur observée à la fin 1985 pour le différentiel d'intérêts à 12 mois (de l'ordre de 6%) concerne une seule journée, et nous semble refléter une erreur de Data Resource. Le différentiel d'intérêts à 12 mois pour le Danemark n'est pas disponible, et nous l'avons remplacé par celui à 6 mois dans le graphique pour ce pays. Au moment où nous avons interrogé la banque de Data Resource, elle n'incluait pas les différentiels d'intérêts des cinq dernières semaines de la période que nous étudions, pour la Belgique. Il nous a semblé inutile d'ajouter au graphique pour ce pays le logarithme du taux de change financier, son observation ne nous ayant pas apporté d'enseignements complémentaires.

BIBLIOGRAPHIE

- AVOUYI DOVI Sanvi et Jean-Pierre LAFFARGUE - "Dynamique des taux de change dans un système de serpent monétaire : une application au Système Monétaire Européen", Document de Travail du Service des Etudes Economiques et Financières de la Caisse des dépôts et consignations, n° 1991-05/T, 1991.
- BERTOLA Guiseppe et Ricardo J. CABALERO - "Target Zones and Realignment", Centre for Economic Policy Research Discussion Paper n° 398, mars 1990.
- BERTOLA Guiseppe et Lars E. O. SVENSSON - "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models", N.B.E.R. Working Paper n° 3576, janvier 1991.
- BUITER Willem H. et Paolo A. PESENTI - "Rational Speculative Bubbles in a Exchange Rate Target Zone", N.B.E.R. Working Paper n° 3467, octobre 1990.
- DELGADO Francisco et Bernard DUMAS - "Target Zones Big and Small", N.B.E.R. Working Paper n° 3601, janvier 1991.
- DIEBOLD Francis X. - "Testing fot Bubbles, Reflecting Barriers and Other Anomalies", Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 1988, p. 63-70.
- DUMAS Bernard - "Super Contact and Related Optimality Conditions : A Supplement to Avinash DIXIT's : A Simplified Exposition of some Results Concerning Regulated Brownian Motion", N.B.E.R. Technical Working Paper n° 77, avril 1989.
- FLOOD Robert P. et Peter M. Garber - "The Linkage between Speculative Attack and Target Zone Models of Exchange Rates",

N.B.E.R. Working Paper n° 2918, avril 1989.

FLOOD Robert P., Andrew K. ROSE et Donald J. MATHIESON - "An Empirical Exploration of Exchange Rate Target-Zones", N.B.E.R. Working Paper n° 3543, décembre 1990. A paraître dans Carnegie-Rochester Series on Public Policy.

FROOT Kenneth A. et Maurice OBSTFELD - "Exchange-Rate Dynamics under Stochastic Regime Shifts : A Unified Approach", ronéotypé, N.B.E.R. Working Paper n° 2835, février 1989.

FROOT Kenneth A. et Kenneth ROGOFF - "The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency", N.B.E.R. Working Paper n° 3684, avril 1991.

HARRISSON J. Michael - Brownian Motions and Stochastic Flows Systems, John Wiley and Sons, New York, 1985.

KLEIN Michael W. et Karen K. LEWIS - "Learning about Intervention Target Zones", N.B.E.R. Working Paper n° 3674, avril 1991.

KRUGMAN Paul R. - "Trigger Strategies and Price Dynamics in Equity and Foreign Exchange Markets", N.B.E.R. Working Paper n° 2459, décembre 1987.

KRUGMAN Paul R. - "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", N.B.E.R. Working Paper n° 2481, janvier 1988. A paraître dans The Quarterly Journal of Economics.

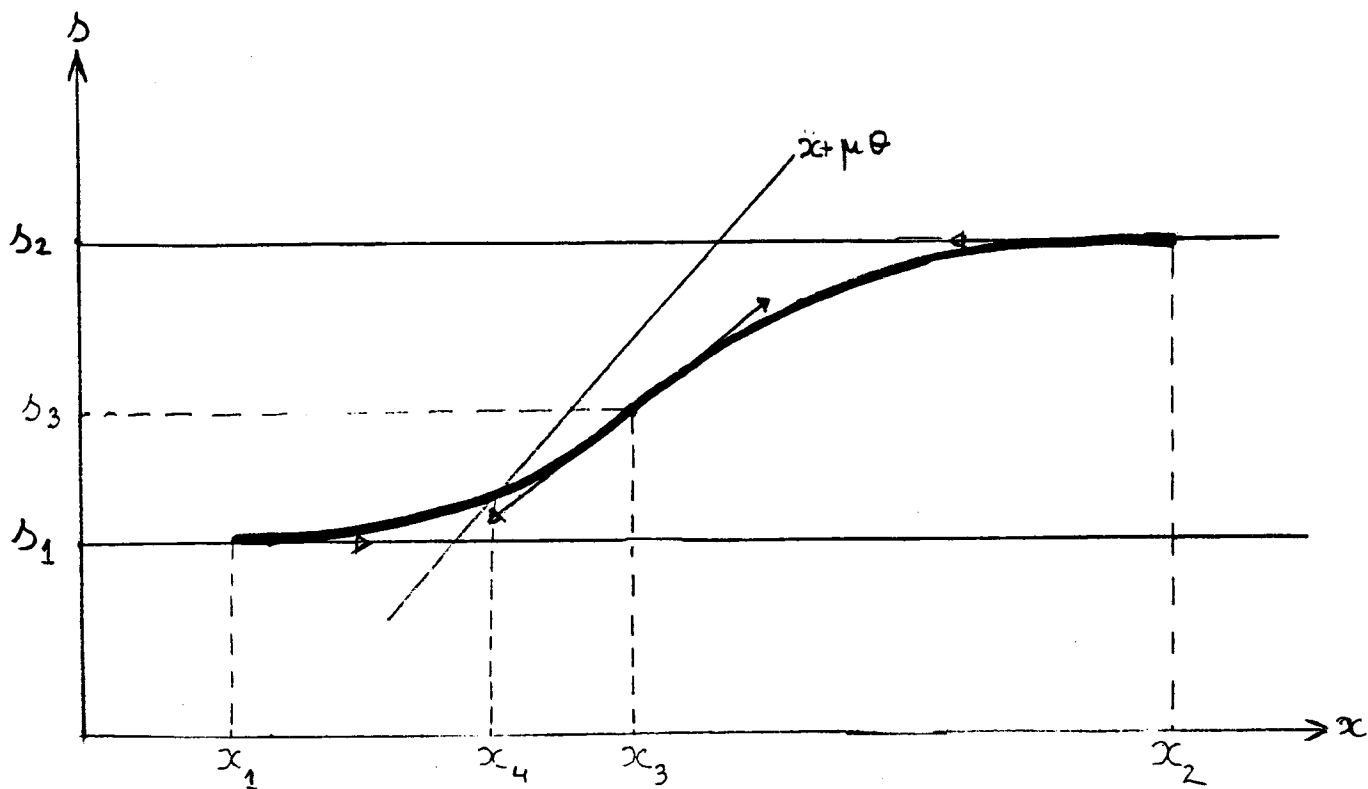
ROSE Andrew K. Et Lars E. O. SVENSSON - "Expected and Predicted Realalignments : the FF/DM Exchange Rate during the EMS", N.B.E.R. Working Paper n° 3685, avril 1991.

SVENSSON Lars E. O. - "Target Zones and Interest Rate Variability", N.B.E.R. Working Paper n° 3218, décembre 1989.

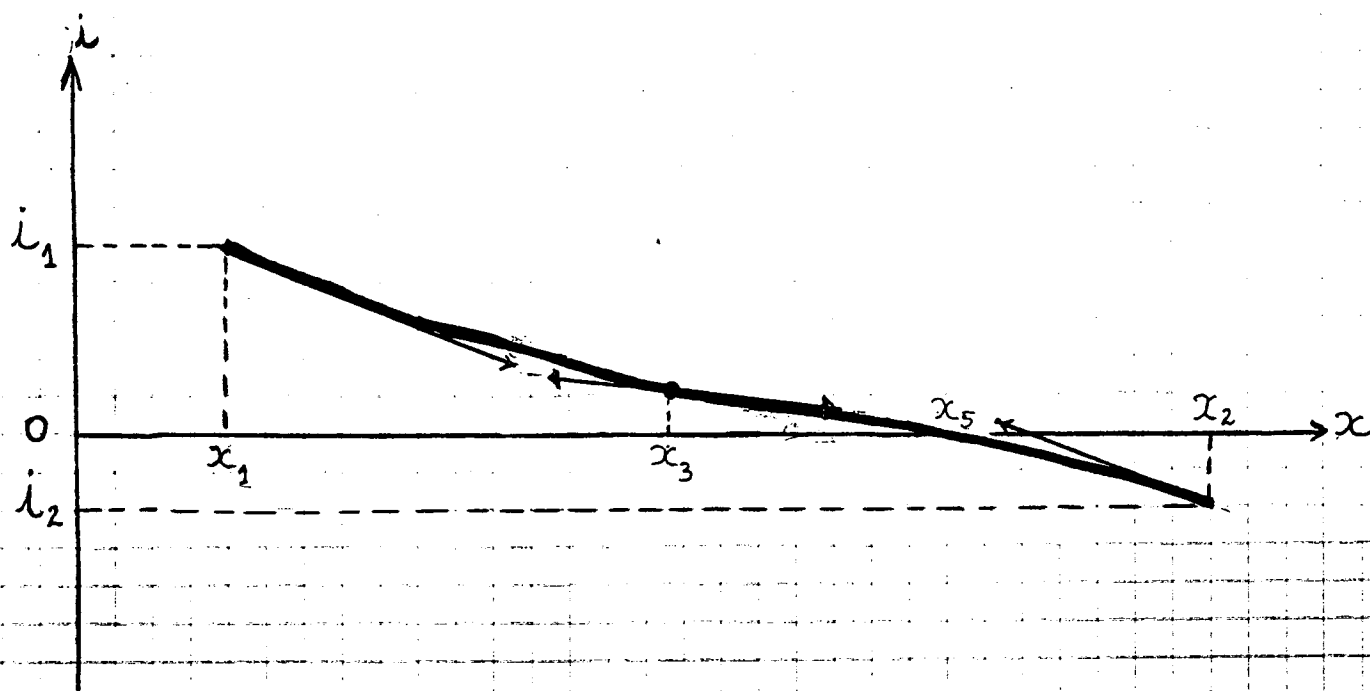
SVENSSON Lars E. O. - "The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone : Theory and Swedish Data", N.B.E.R. Working Paper n° 3374, juin 1990a.

SVENSSON Lars E. O. - "The Simplest Test of Target Zone Credibility", N.B.E.R. Working Paper n° 3394, juin 1990b.

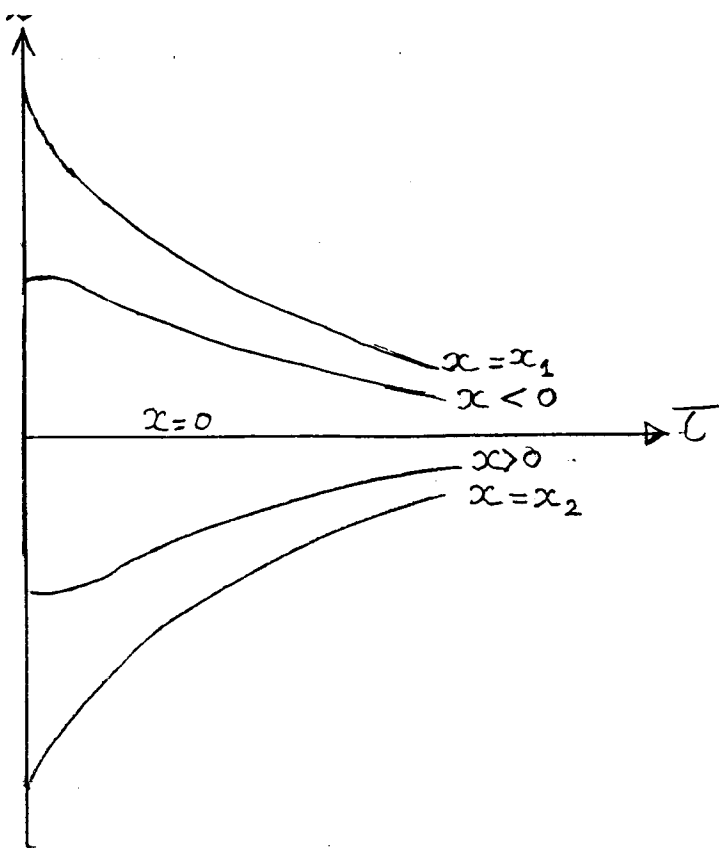
SVENSSON Lars E. O. - "The Foreign Exchange Risk in a Target Zone with Devaluation Risk", N.B.E.R. Working Paper n° 3466, octobre 1990c.



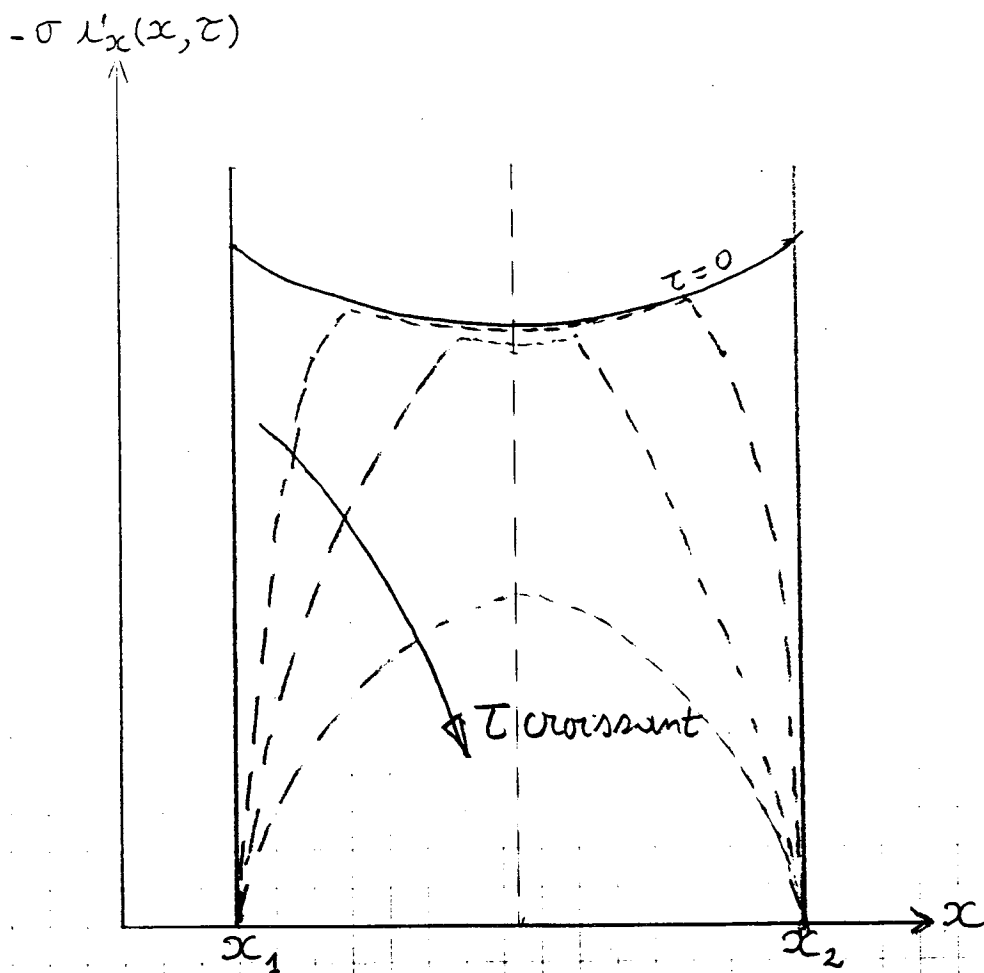
GRAPHIQUE 1



GRAPHIQUE 2

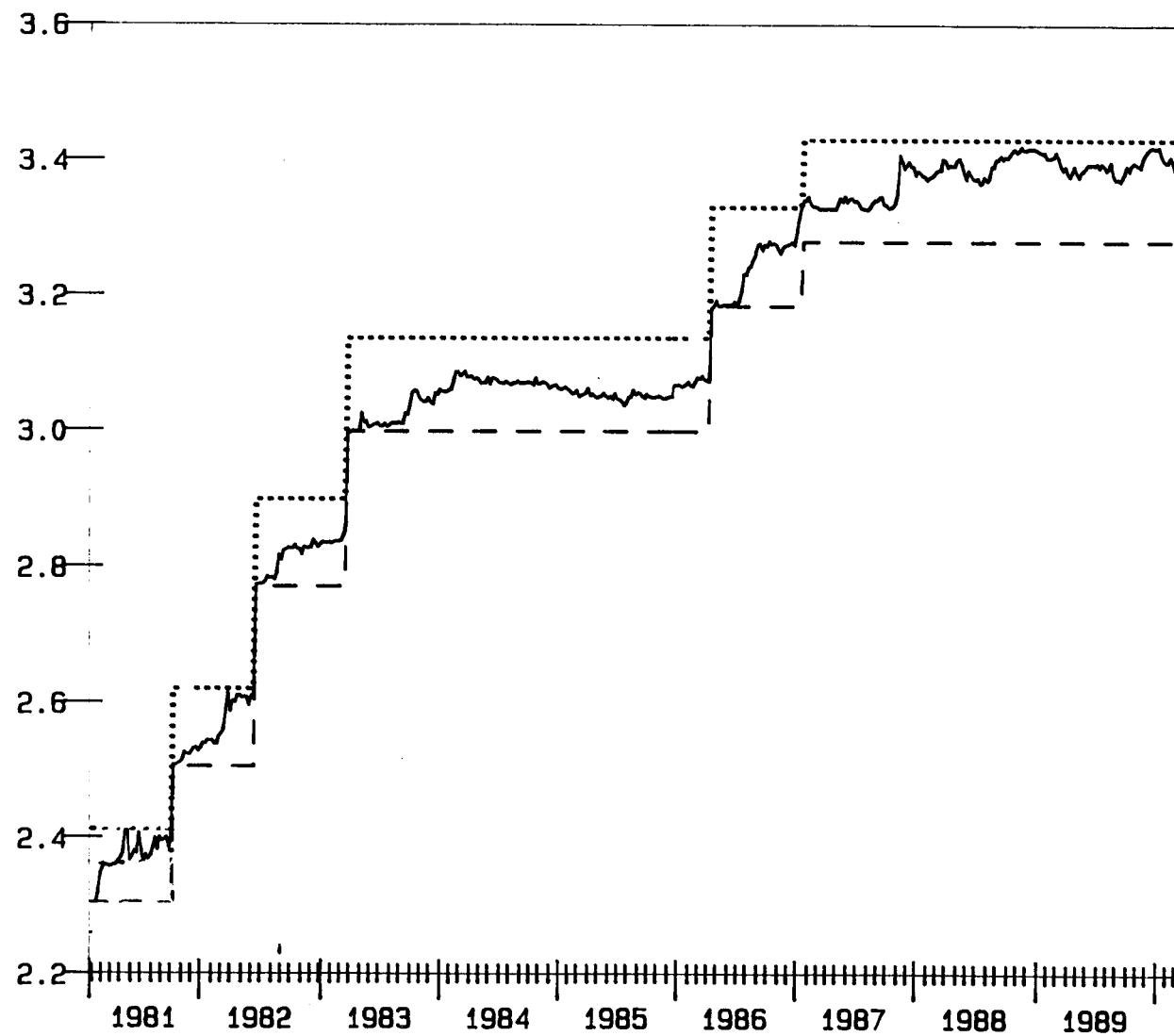


GRAPHIQUE 3

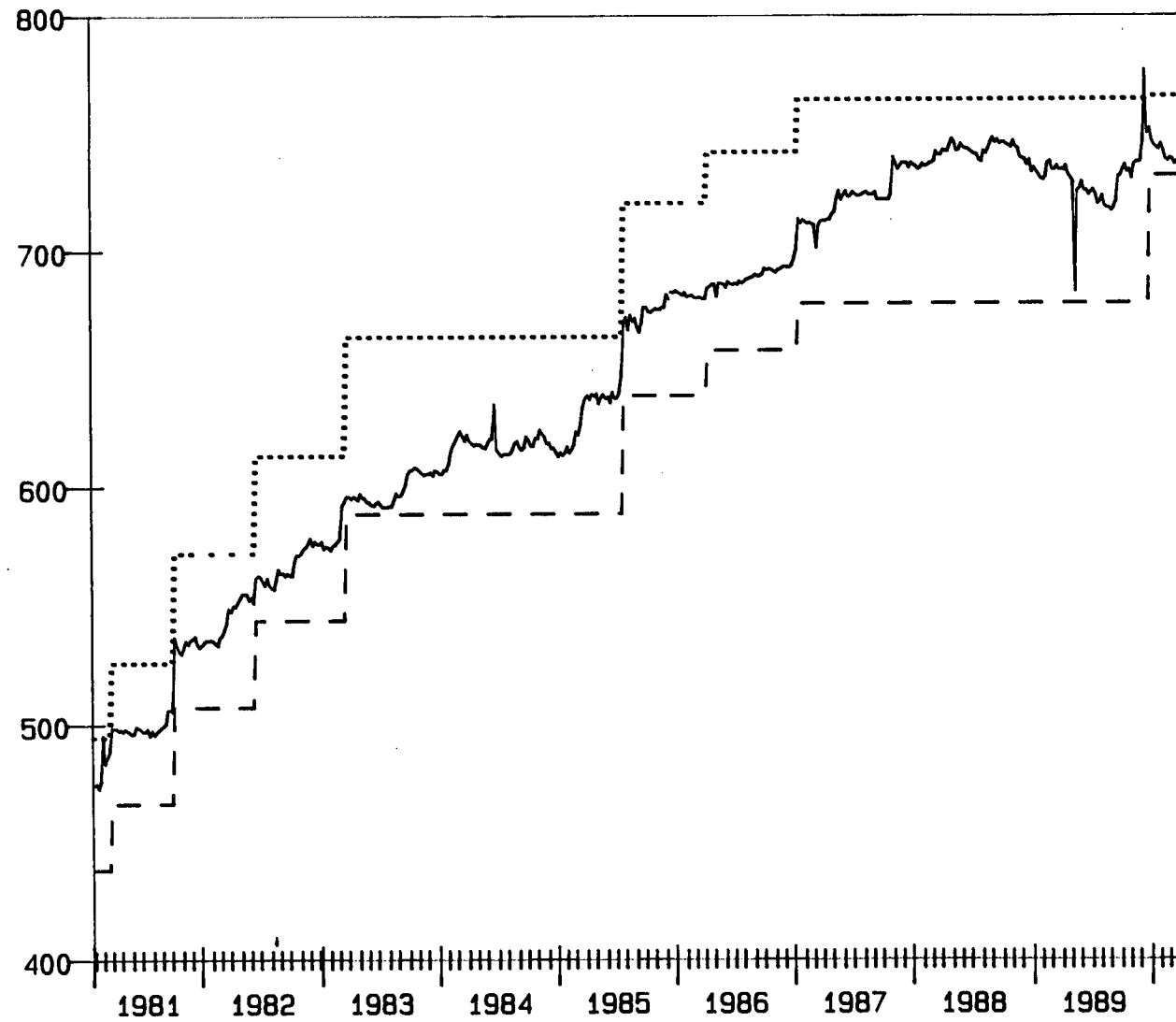


GRAPHIQUE 4

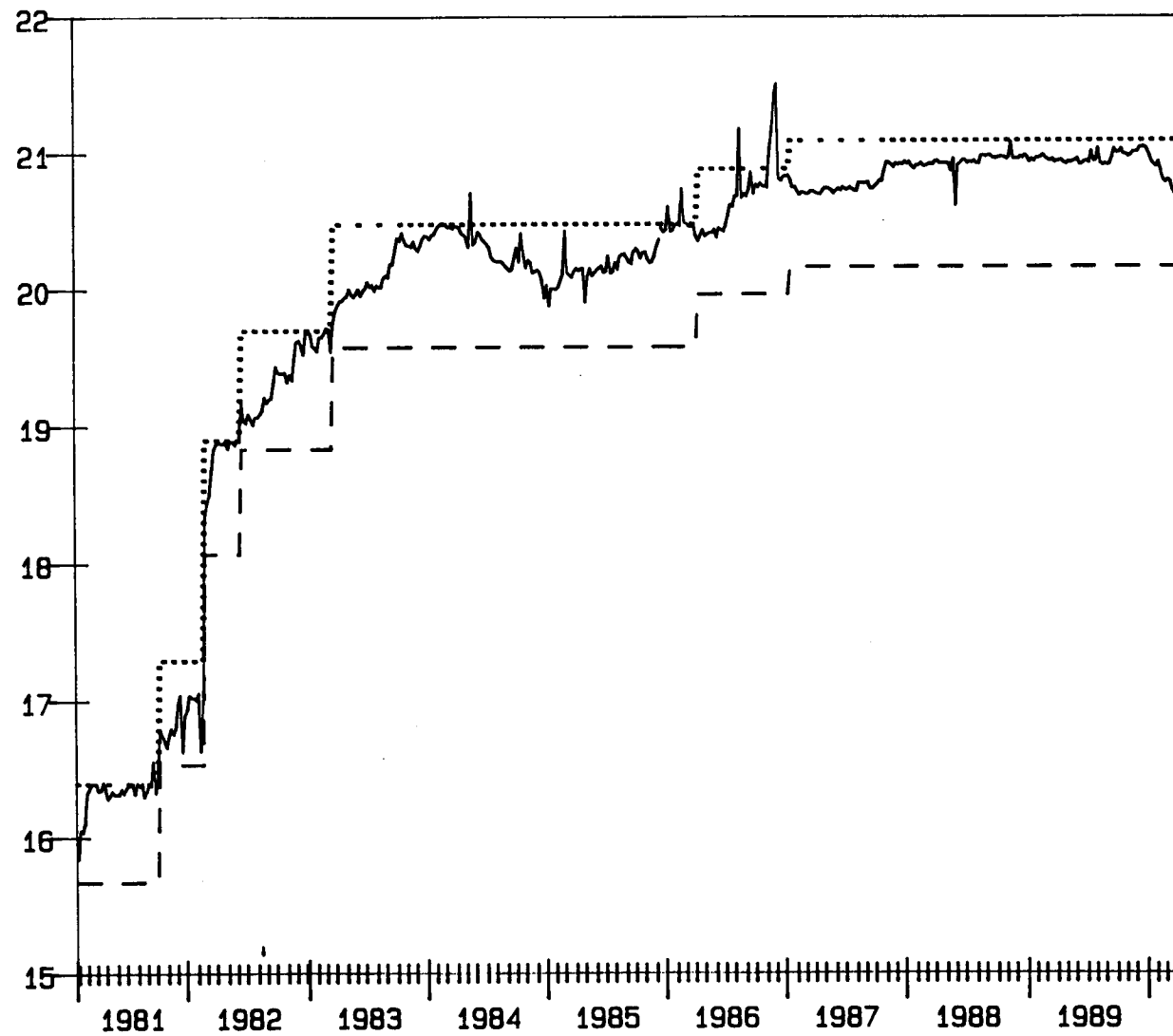
GRAPHIQUE 5 : Taux de change Franc Francais/DM



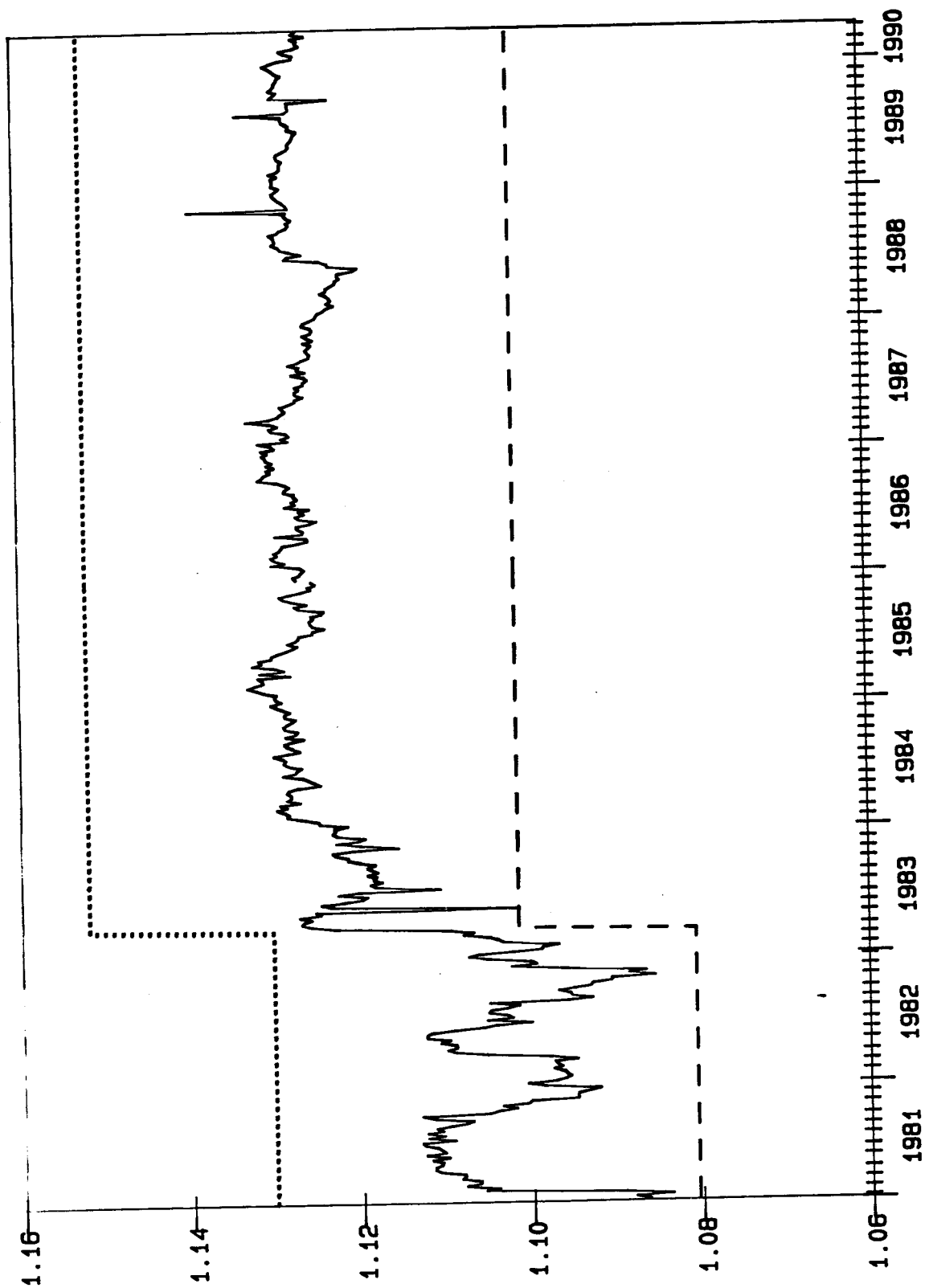
GRAPHIQUE 6 : Taux de change Lire/DM



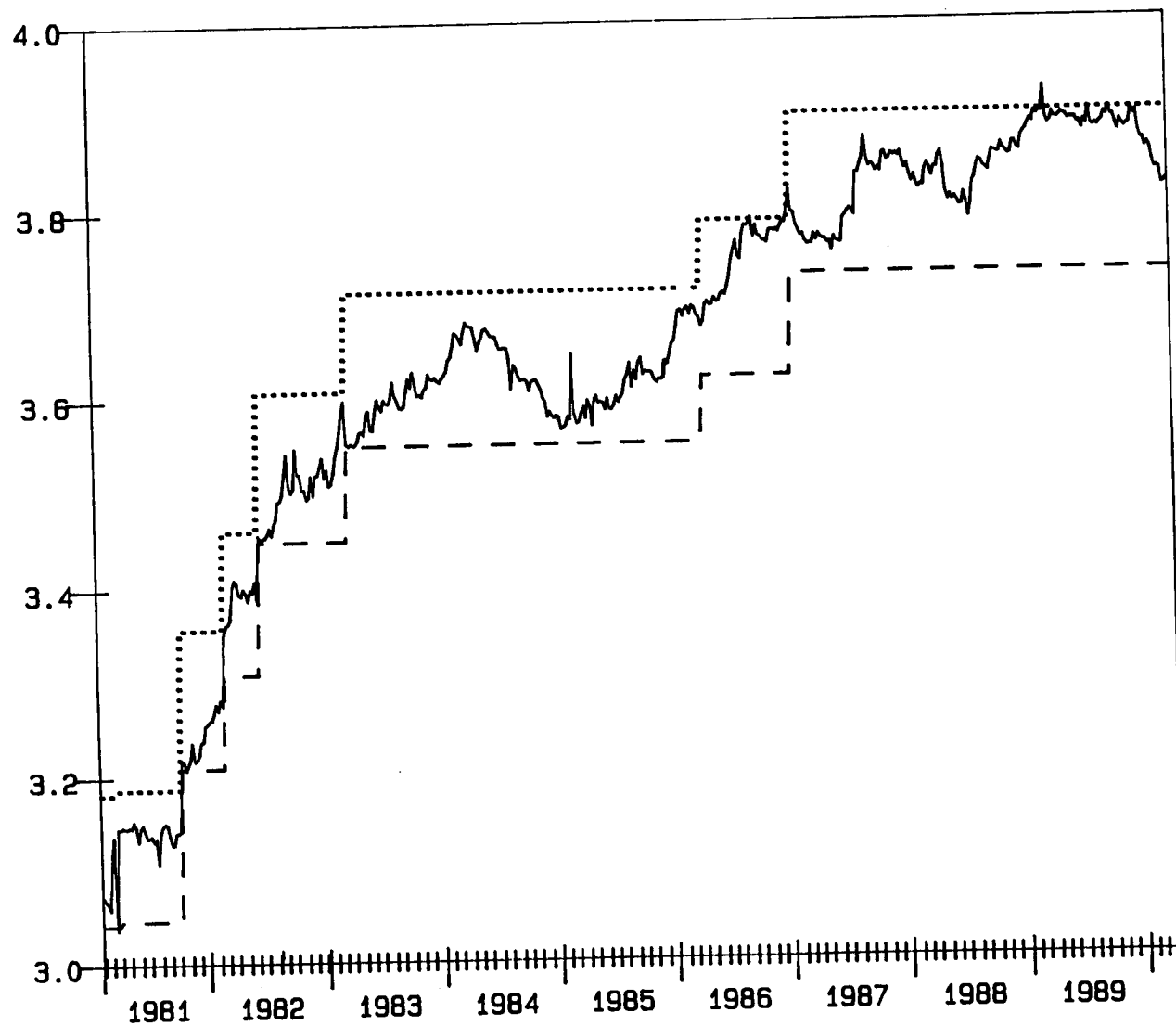
GRAPHIQUE 7 : Taux de change Franc Belge/DM

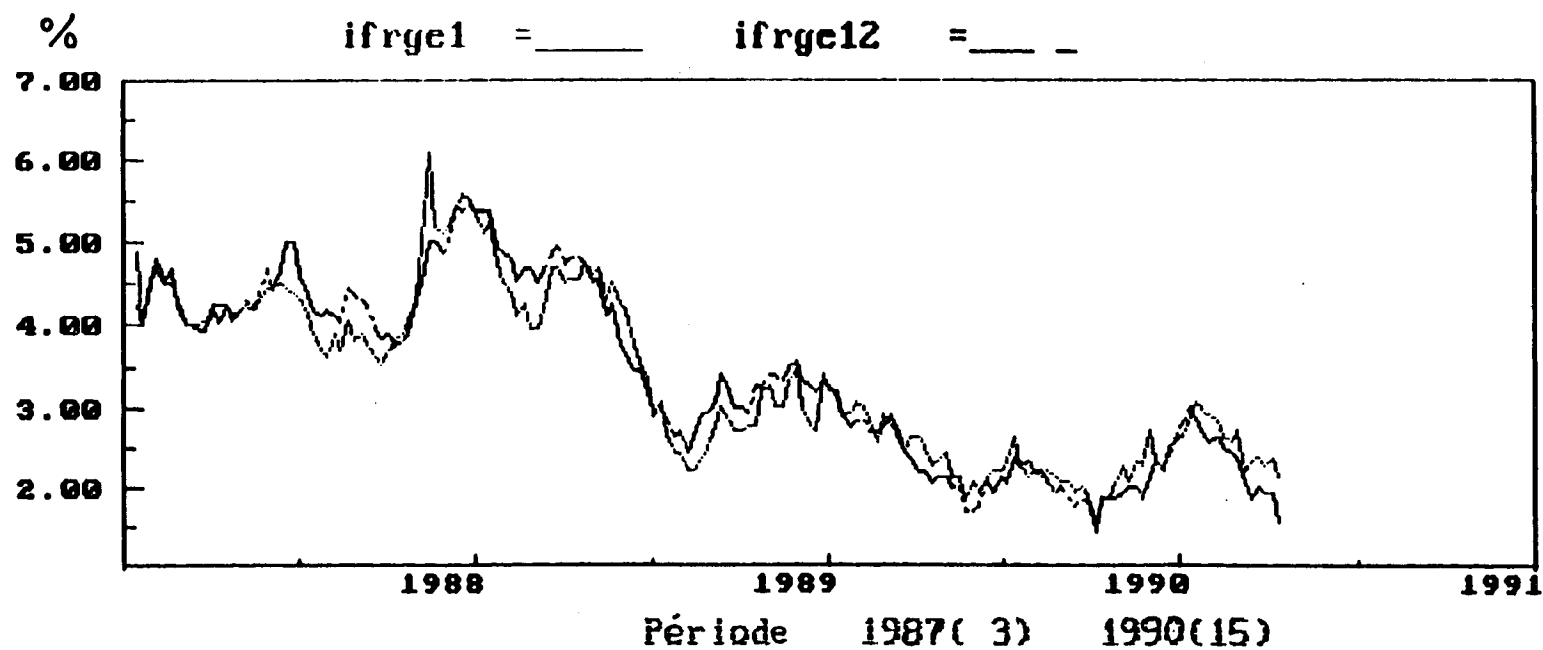
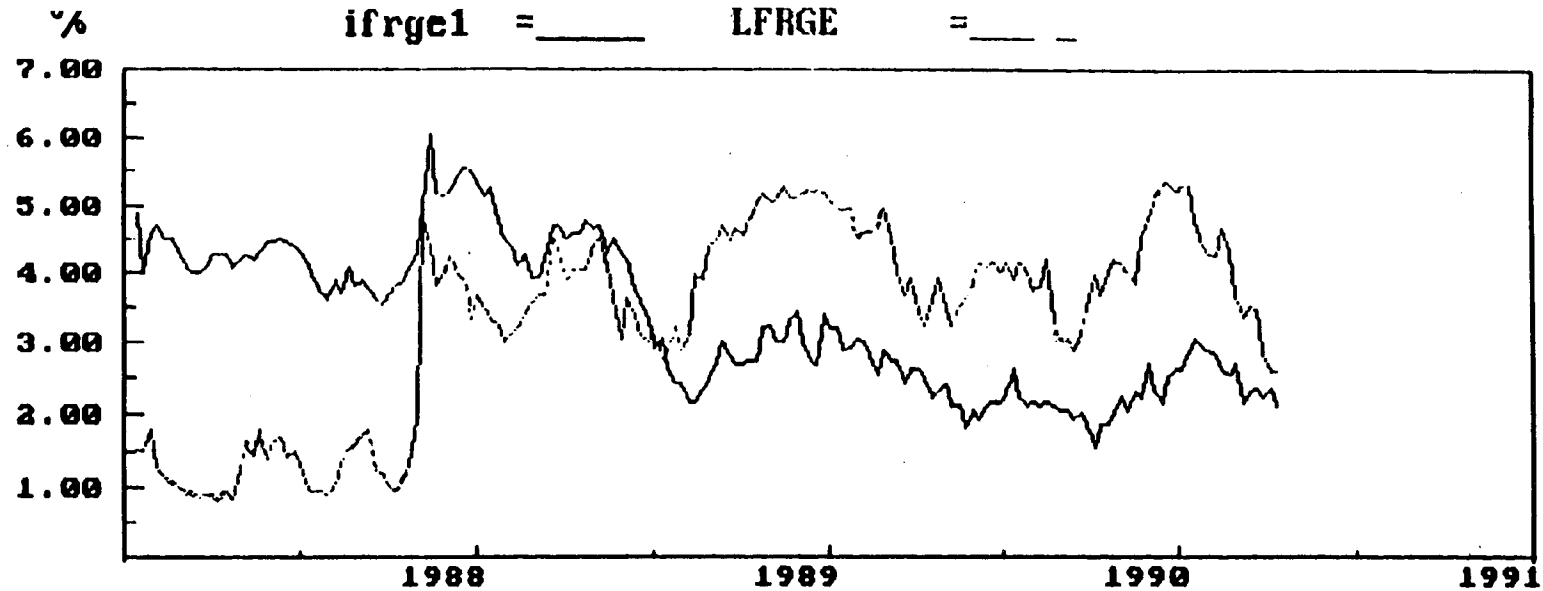


GRAPHIQUE 8 ; Taux de change Florin/DM



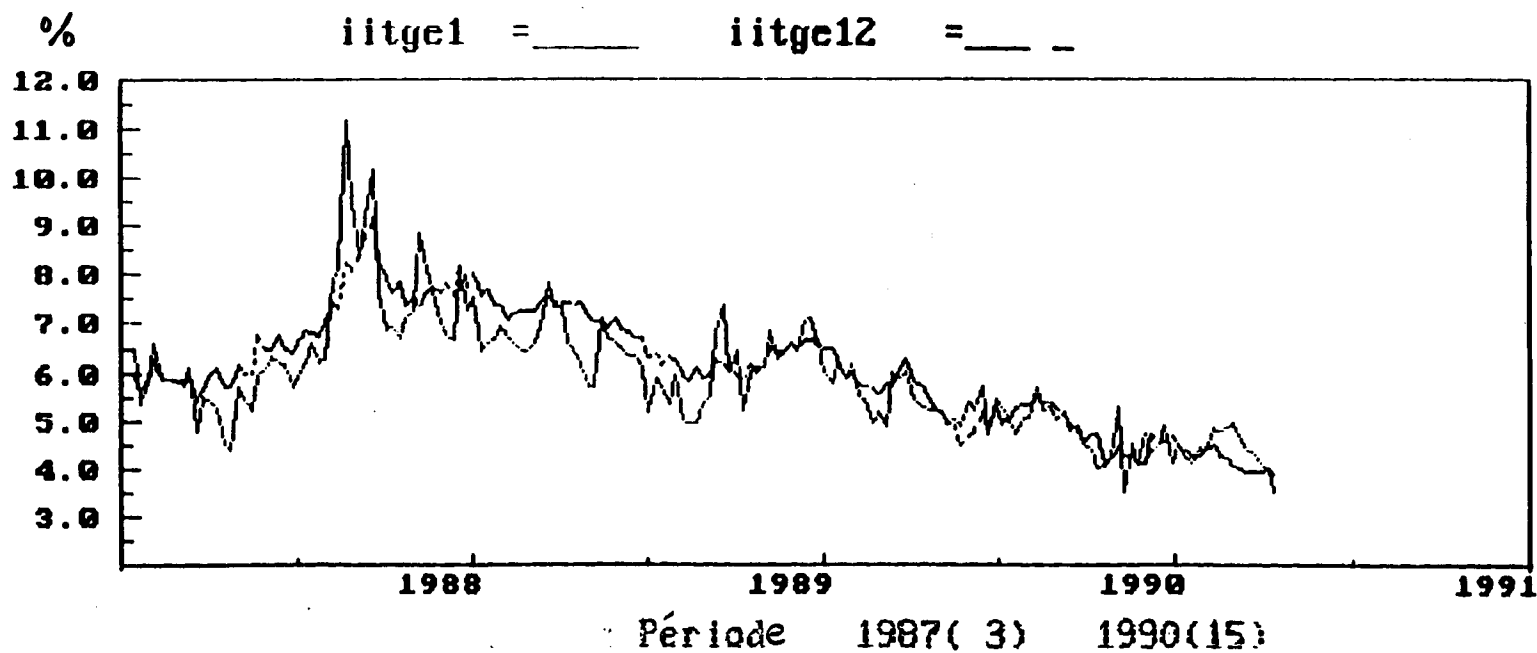
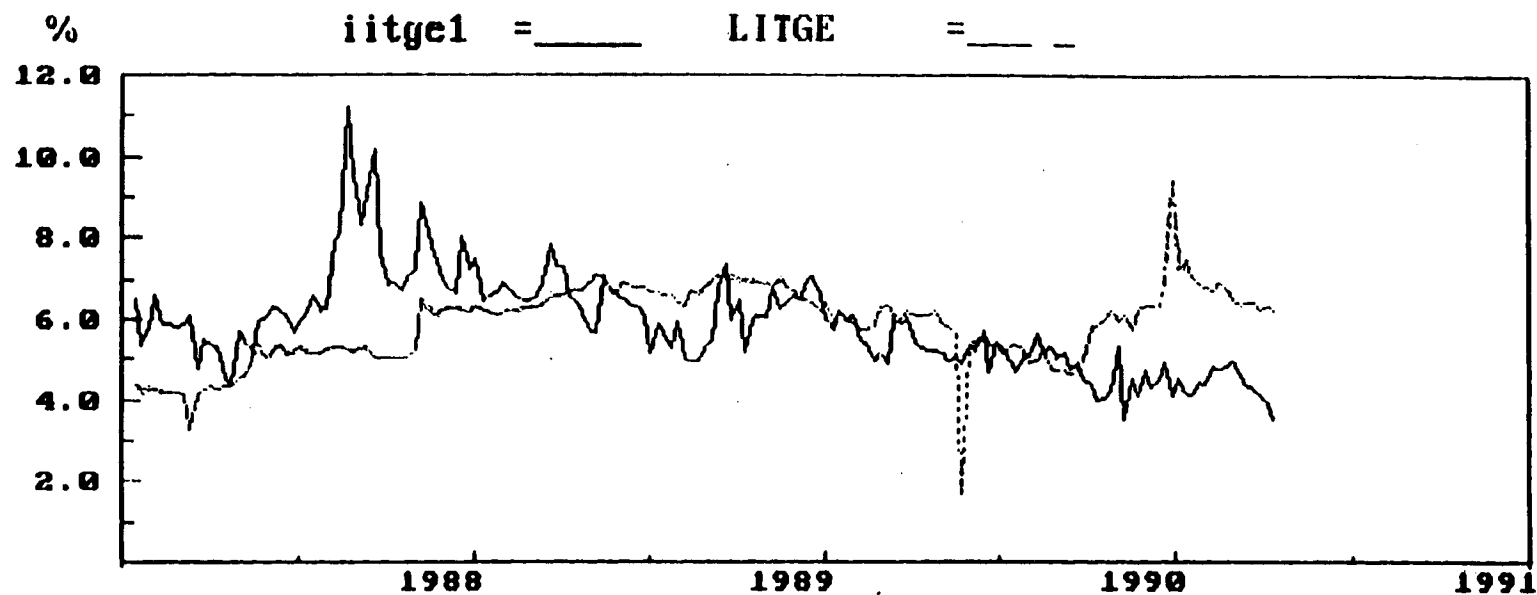
GRAPHIQUE 9 : Taux de change Couronne Danoise/DM





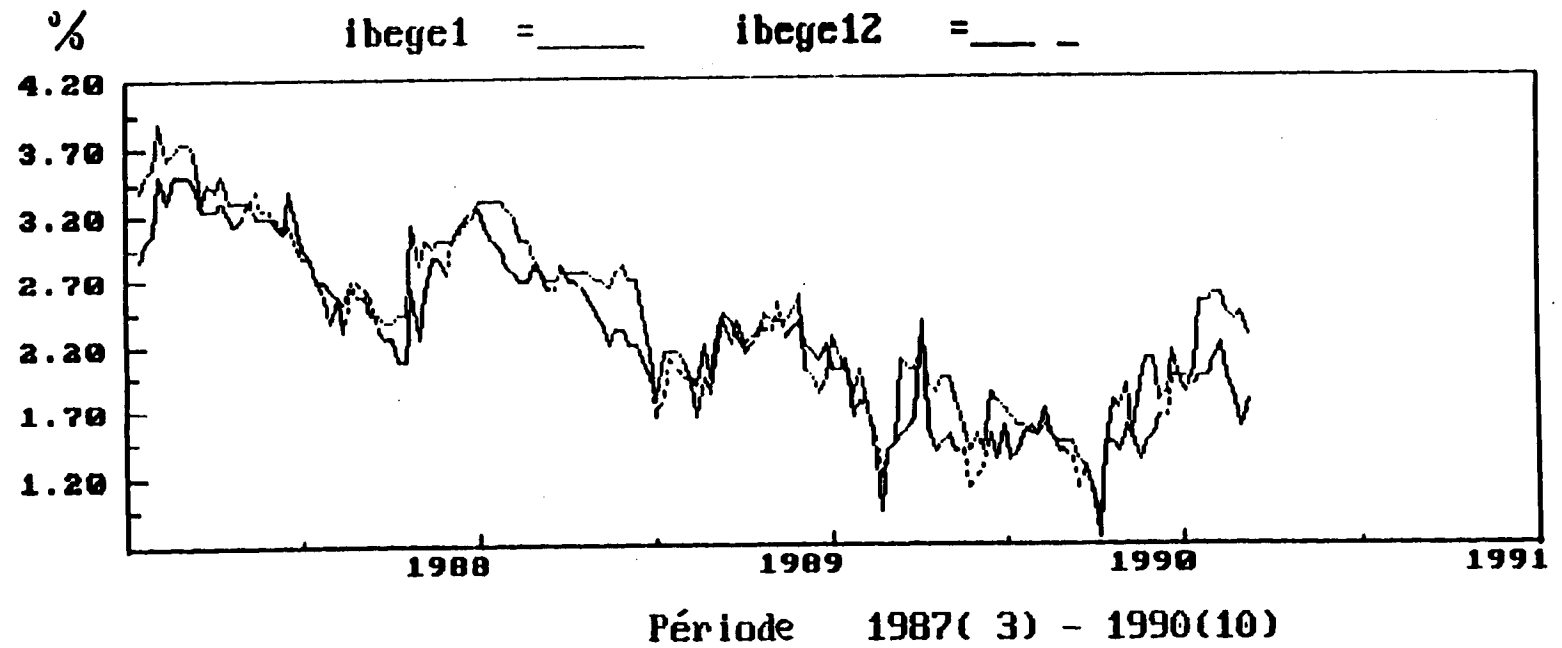
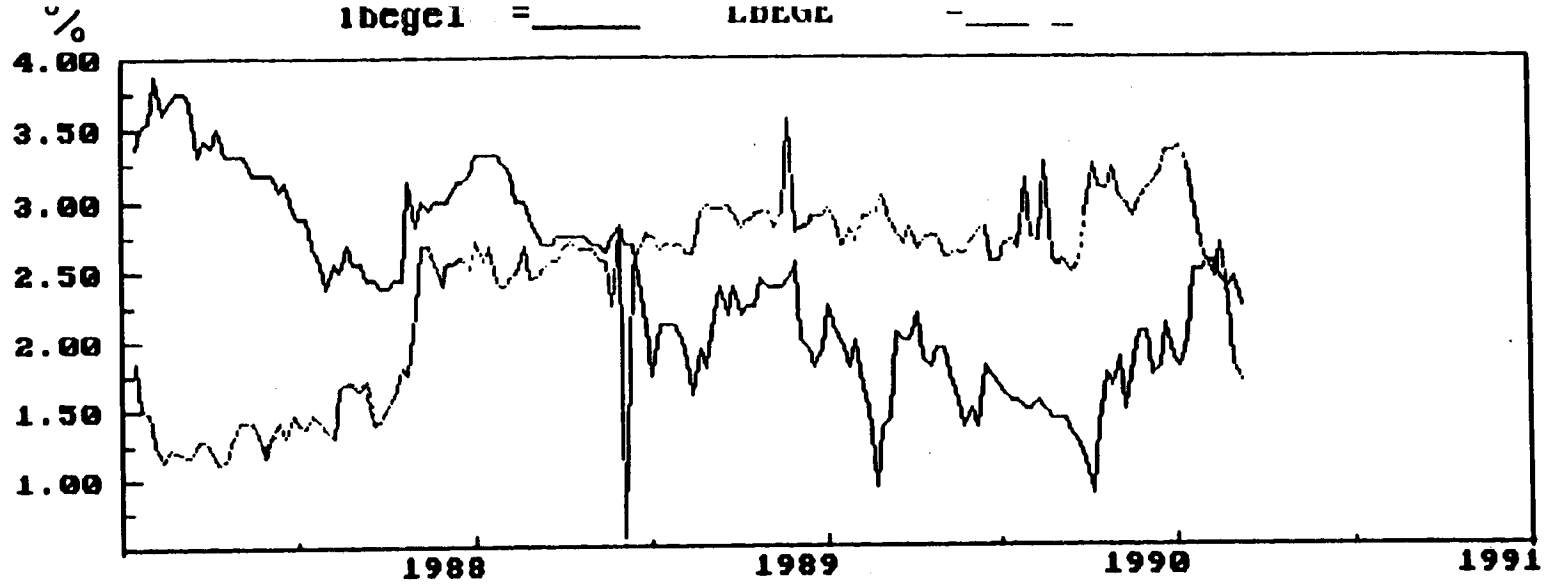
GRAPHIQUE 1C. DIFFERENTIEL D'INTERETS ET LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE

FRANCE

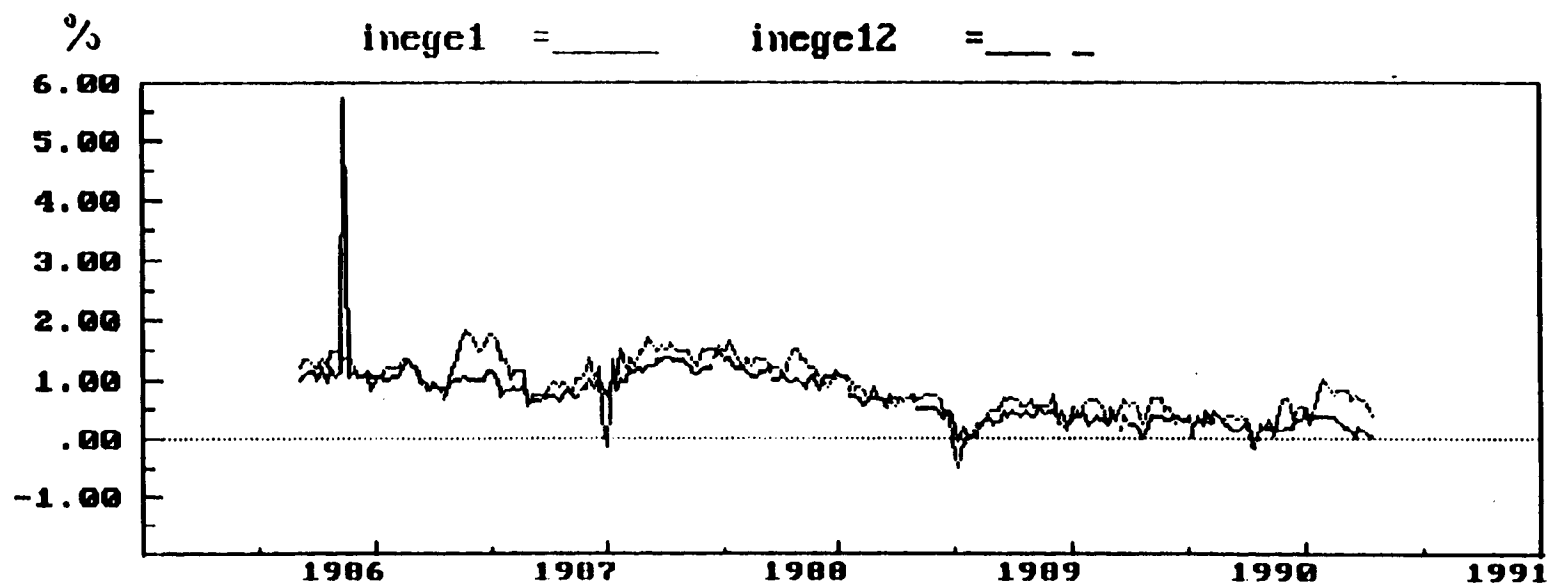
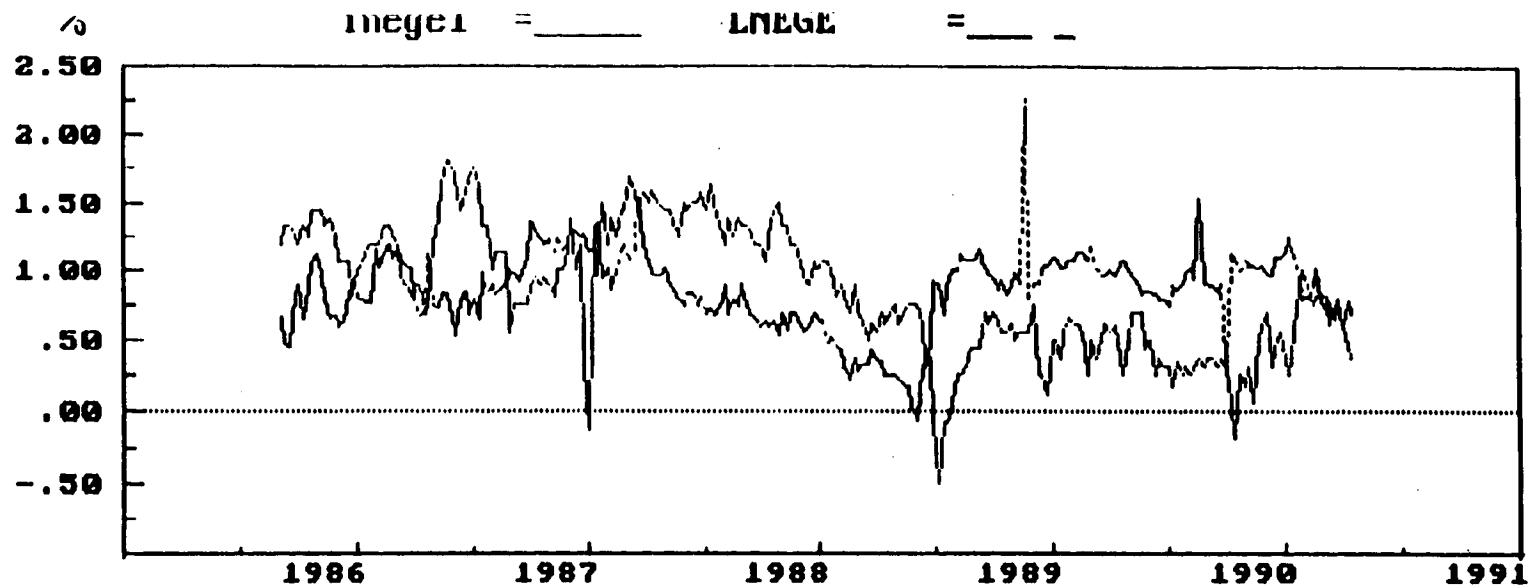


GRAPHIQUE 11. DIFFERENTIEL D'INTERETS ET LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE

ITALIE



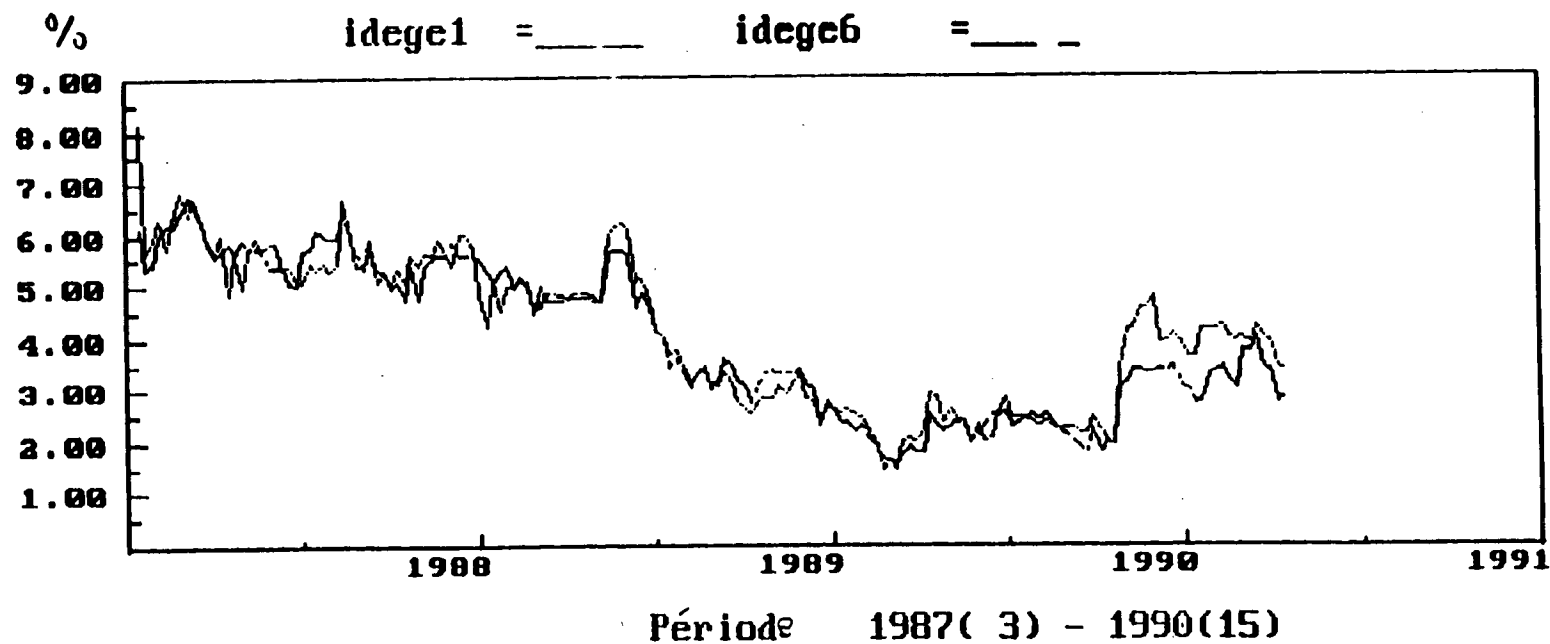
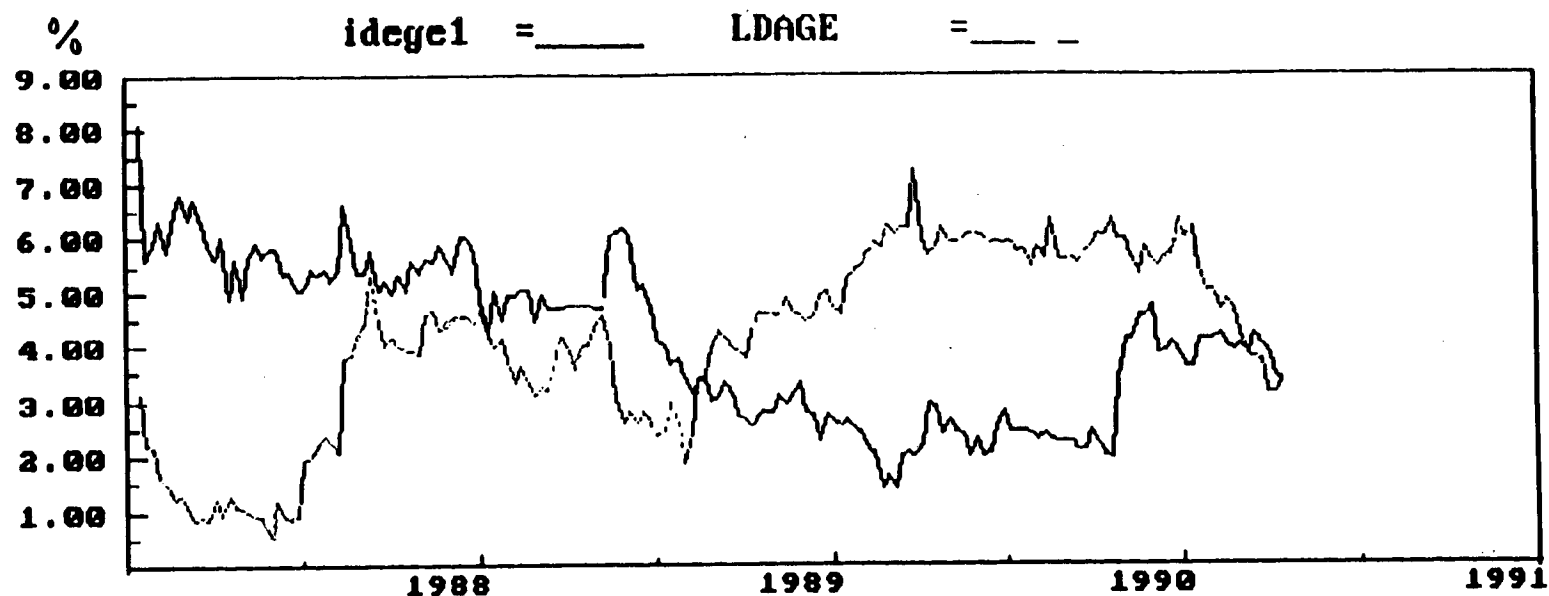
GRAPHIQUE 12. DIFFERENTIEL D'INTERETS ET LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE
COMMERCIAL. BELGIQUE



Période 1985(36) - 1990(15)

GRAPHIQUE 13. DIFFERENTIEL D'INTERETS ET LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE

PAYS-BAS



GRAPHIQUE 14. DIFFERENTIEL D'INTERETS ET LOGARITHME DU TAUX DE CHANGE

DANEMARK