

**LA VULNÉRABILITÉ DES RÉGIMES
DE TAUX DE CHANGE FIXES :
LE RÔLE DES FACTEURS ÉCONOMIQUES FONDAMENTAUX**

Norbert Funke

TABLE DES MATIÈRES

introduction	180
Les causes des crises de taux de change	181
Facteurs fondamentaux	181
Anticipations auto-entretenues	182
État des constats empiriques	182
Analyse empirique de 12 pays de l'OCDE	182
Données globales et méthodologie	182
Résultats empiriques	187
Analyse de sensibilité	191
Conclusions	194
Sources des données et définitions	196
Bibliographie	199

L'auteur désire remercier Mike Kennedy d'avoir initié le projet et fortement encouragé la discussion au cours de la préparation de cet article ainsi que Paul Atkinson, Malcolm Edey, Jørgen Elmeskov, Michael P. Feiner, Robert Ford et les membres de la Division monétaire et financière pour l'aide apportée par leurs commentaires complémentaires. Les idées exprimées dans ce document sont propres à l'auteur et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OCDE.

INTRODUCTION

Les régimes de taux de change fixes sont vulnérables aux crises périodiques qui peuvent conduire à des dévaluations ou à des mutations de régimes. Dans une perspective de politique économique, une importante question est de savoir si les changements intervenant dans les dispositifs de taux de change ont pour cause une détérioration de fondamentaux économiques identifiables (c'est-à-dire une politique économique qui est en quelque sorte incompatible avec le dispositif de taux de change) ou une pression spéculative sans relation avec les déséquilibres générés par cette politique.

La présente étude tente de déterminer les causes des dévaluations du taux de change et des changements de régimes dans 12 pays de l'OCDE au cours de la période 1979-1995. L'échantillon comporte 63 « situations » réelles définies comme des dévaluations ou des changements de régimes. L'analyse présentée ici suggère que les mutations constatées dans plusieurs variables économiques fondamentales ont joué un rôle capital dans le déclenchement de dévaluations ou de changements de régimes de change dans les pays de l'OCDE. Mais l'émergence d'une pression sur le taux de change est également sensible aux mutations des fondamentaux économiques qui ne sont pas, traditionnellement, considérés comme un déterminant direct du « taux de change d'équilibre », tels que les modifications du taux de chômage. En outre, si l'on fait une comparaison avec la fin des années 1970 ou les premières années de la décennie 1980, des détériorations plus faibles des facteurs économiques fondamentaux peuvent aboutir à une pression sur le taux de change. Dans quelques crises récentes, on ne peut exclure le fait que des pressions spéculatives sans relation avec des déséquilibres identifiables des politiques économiques aient pu contribuer à l'avènement des crises.

Les principaux apports de l'analyse théorique et les bases expérimentales pour l'étude économétrique y afférant sont résumés dans la première partie de l'étude. Dans la partie suivante, une technique d'évaluation non linéaire (probit) est mise en œuvre pour vérifier s'il existe une relation de causalité entre la détérioration d'un ensemble de variables macroéconomiques clés et le calendrier des dévaluations effectives ou le renoncement à des régimes de taux de change fixes. Étant donné que l'on a obtenu une concordance raisonnable entre les dévaluations ou les changements de régimes et les mutations des variables macroéconomiques, il est possible d'en déduire que les circonstances qui ne sont pas expliquées par le

modèle ont été le résultat d'une pression spéculative sans relation avec les fondamentaux. En dernier lieu, les principaux résultats de cette étude et quelques réflexions conclusives de politique économique font l'objet d'une courte synthèse.

LES CAUSES DES CRISES DE TAUX DE CHANGE

Facteurs fondamentaux

Il existe une contribution théorique assez bien établie au sujet du rôle joué par les fondamentaux macroéconomiques quant aux crises des monnaies dans les régimes de taux de change fixes. Les apports initiaux ont mis l'accent sur l'influence d'une détérioration des facteurs économiques fondamentaux antérieurs à une attaque spéculative'. Ces modèles (et leurs variantes) indiquent que les dévaluations effectives/changements de régime sont précédés par des déséquilibres monétaires et budgétaires qui sont incompatibles avec le dispositif de taux de change. Parmi les variables indicatives de déséquilibre figurent : une croissance des différentiels de taux d'intérêt, un déclin des réserves extérieures, une surévaluation de la monnaie nationale, une augmentation des déficits budgétaires financés par la création de crédit interne et un important déficit des paiements courants. Bien qu'ils ne soient pas habituellement considérés comme un déterminant direct des «taux de change d'équilibre»), des taux élevés et croissants de chômage peuvent aussi jouer un rôle important lorsque les acteurs du marché anticipent la tentation pour les autorités gouvernementales de stimuler l'activité économique en dévaluant leur monnaie. De plus, les dévaluations sont plus vraisemblables au cours des périodes de marasme économique.

Si les facteurs économiques fondamentaux demeurent incompatibles avec la parité de change, un ajustement du taux de change fixe ou un effondrement du régime en vigueur surviendront quasi inévitablement. Bien que les autorités aient la possibilité de tenter une défense de la parité par divers moyens (par exemple, en élevant les taux d'intérêt à court terme, en intervenant sur les marchés des changes étrangers ou en instaurant des contrôles de mouvements de capitaux), ils ne font typiquement que gagner du temps. Les acteurs du secteur privé anticipent la survenue finale d'une dévaluation. Pour éviter l'éventualité d'une perte de capital ou pour bénéficier de l'aubaine d'un gain en capital au moment de la dévaluation ou de la modification du régime de change, les acteurs du secteur privé sont poussés à attaquer la parité et à assécher les réserves de change des autorités gouvernementales avant que celles-ci aient épuisé ces mêmes réserves et que la parité soit abandonnée. Dans ces circonstances, l'effet de l'activité spéculative est de précipiter l'arrivée de l'échéance de la dépréciation monétaire. Dans cette optique, un effondrement du taux de change ne peut être évité qu'en mettant à niveau les fondamentaux avec la parité actuelle avant qu'apparaisse la menace d'un épuisement des réserves.

Anticipations auto-entretenues

Par contraste avec les explications habituelles des crises des monnaies et des attaques spéculatives, une recherche théorique plus récente a centré son analyse sur les circonstances dans lesquelles, préalablement à une attaque, les autorités poursuivent des politiques monétaires et budgétaires saines qui sont compatibles avec le niveau du taux de change en vigueur. Dans ce cas de figure, les anticipations auto-entretenues, qui peuvent, par exemple, naître de perceptions erronées de l'évolution des facteurs économiques fondamentaux ou d'incertitudes politiques, sont à la base des crises des monnaies. A la suite d'une attaque, la meilleure solution pour les autorités peut être de renoncer à leur politique économique originelle et de valider de la sorte le comportement du marché.

En présence d'opinions autovalidées, les anticipations sur l'évolution des facteurs fondamentaux tels que l'existence de taux élevés de chômage peuvent devenir de plus en plus fortes lorsque les acteurs du marché prennent conscience des velléités des autorités de défendre la parité actuelle par des mesures qui mettraient une pression ultérieure à la hausse sur le chômage, telles que l'élévation des taux d'intérêt nationaux. Des changements dans les anticipations du marché quant à l'objectif de chômage des autorités et l'interaction qui en résulte entre les acteurs du marché et les autorités sont susceptibles d'aboutir à une attaque qui peut déclencher une dévaluation qui n'aurait pas eu lieu avec d'autres anticipations².

État des constats empiriques

En dépit du nombre relativement important des crises réelles de taux de change, les analyses empiriques de ces dernières sont encore limitées. Le tableau 1 donne un aperçu des principales méthodes et constats empiriques. Un certain nombre d'auteurs ont découvert que des fondamentaux macroéconomiques qui se détériorent ont effectivement joué un rôle capital. Dans certains cas, cependant, les crises de taux de change sont apparues plus sévères et prononcées que l'évolution des fondamentaux ne l'aurait suggéré. Des résultats disparates ont été obtenus, en particulier dans le cas des pays développés. On a émis l'idée que quelques-unes des récentes crises de taux de change ne peuvent être uniquement expliquées en se fondant sur l'évolution des variables fondamentales. Cette question sera abordée plus loin à l'occasion du ciblage des dévaluations et changements de régime opérés dans 12 pays de l'OCDE depuis la fin des années 1970.

ANALYSE EMPIRIQUE DE 12 PAYS DE L'OCDE

Données globales et méthodologie

L'analyse présentée dans cette partie fournit des évaluations empiriques du rôle joué par les facteurs économiques fondamentaux en tant que causes de

Tableau 1. Crises de changes : étude succincte d'une sélection de constats empiriques

Auteur(s)	Pays et époque	Méthodologie et résultats
Pays en développement		
Blanco et Garber (1986)	Mexique 1973-1982	Analyse d'un modèle de petite économie ouverte. L'évolution de la situation monétaire interne est importante.
Cumby et van Wijnbergen (1989)	Argentine 1979-1981	Analyse d'un modèle de petite économie ouverte avec une incertitude quant au niveau des réserves de change. Une forte croissance du crédit interne a sapé la confiance dans la parité choisie.
Edwards (1989, 1992)	Choix de pays en développement 1954-71, 1962-82	Comparaison de variables macroéconomiques de pays qui ont été confrontés à des crises de changes avec celles de pays non-dévalués. Avant la dévaluation, les indicateurs budgétaires se sont dégradés, le taux de change réel s'est surévalué et les réserves extérieures ont chuté.
Klein et Marion (1994)	17 principaux pays d'Amérique latine 1957-1991	Modèle d'économie politique. La probabilité d'une dévaluation augmente avec l'importance de la surévaluation, la baisse de niveau des avoirs extérieurs et l'ouverture de l'économie.
Goldberg (1994)	Mexique 1980-1986	Modèle de petite économie ouverte. L'incompatibilité des situations monétaire et budgétaire a déclenché les crises.
Agénor et Masson (1995)	Mexique 1994	Analyse d'un modèle de crédibilité. Certains fondamentaux (taux de change réel, compte courant), se sont dégradés avant la crise. Toutefois, les marchés semblent avoir sous-estimé le risque de dévaluation.
Frankel et Rose (1996)	105 pays en développement 1971-1992	Analyse d'un modèle probit agrégé. Les effondrements tendent à se produire quand les flux d'IED se tarissent, la croissance du crédit interne est forte, le taux de change réel devient surévalué et les taux d'intérêt des pays du Nord s'élèvent.
Pays industrialisés		
Frankel et Phillips (1992)	Pays membres du MCE 1987-1991	Évaluation de la crédibilité des zones cibles du SME par recours à l'analyse de données sur les taux de change à terme. Pour la plupart des pays, les zones cibles n'ont pas été complètement crédibles.
Eichengreen <i>et al.</i> (1994)	22 pays industrialisés 1967-1992	Comparaison de variables macroéconomiques à des époques de crise et d'absence de crise. Dans les pays du MCE, l'évolution des fondamentaux a joué un rôle important dans les réalignements. Dans les pays non membres du MCE, les changements d'anticipations ont été parfois plus forts.
ûtker et Pazarbasioglu (1994)	5 pays européens 1979-1993	Modèle probit spécifique à un pays. Les fondamentaux et les facteurs spéculatifs sont essentiels.
Malz (1995)	France et Royaume-Uni 1992-1993	Analyse de la probabilité d'un réalignement par recours aux prix des options. Les anticipations ont été très instables au cours de la crise du MCE.

dévaluations/crises de taux de change en France, en Italie, au Royaume-Uni, en Belgique, au Danemark, en Irlande, au Mexique, aux Pays-Bas, en Norvège, au Portugal, en Espagne et en Suède pendant la période 1979-1995³. En particulier, ce travail vise à :

- identifier les variables qui jouent un rôle crucial dans la détermination de la vraisemblance des crises ;
- donner la mesure de la contribution des facteurs économiques fondamentaux à l'émergence des crises ; et
- tenter d'évaluer la sévérité de la crise.

Puisque la cible principale de l'analyse consiste à expliquer la survenue d'événements réels, c'est-à-dire des dévaluations ou des changements de régime, on va utiliser un modèle probit normé dans lequel la variable dépendante représente le choix entre le maintien du taux de change actuel ou sa modification (par un réalignement, un flottement). Cette variable dépendante binaire correspond aux dévaluations de la parité centrale *vis-à-vis* de la monnaie ancre ou *vis-à-vis* d'un panier de monnaies. On lui donne les valeurs « 1 » dans le cas d'une dévaluation et « 0 » dans le cas contraire. Les crises européennes de 1992/1993 comportant l'élargissement des marges de fluctuation en août 1993 sont traitées de la même manière que les dévaluations précédentes. Bien que la variable dépendante binaire ait directement trait aux dévaluations/changements de régime effectifs, les périodes au cours desquelles existait une pression basique pour dévaluer mais où aucune dévaluation effective n'a eu lieu, seront également recensées⁴. Étant donné que le nombre de dévaluations réelles enregistrées pour chaque pays est relativement faible, les données sont agrégées et croisées à la fois par pays et par périodes⁵.

L'analyse se déroule en trois étapes. Dans la première étape, les facteurs macroéconomiques fondamentaux qui ont joué un rôle essentiel dans le déclenchement des crises de taux de change sont recensés. Dans la seconde, on a calculé une moyenne pondérée des fondamentaux significatifs. Une telle mesure peut être considérée comme un indicateur de performance macroéconomique dont les probabilités de dévaluation peuvent être déduites⁶. Dans la troisième, ces probabilités, associées à l'hypothèse d'une parité de taux d'intérêt non couverte, sont utilisées pour calculer l'ampleur prévue de la dévaluation qui est alors comparée aux dévaluations effectives.

En tant que déterminants possibles des crises de taux de change, l'étude intègre les variables fondamentales qui ont été mises en exergue par les écrits théoriques. Ces mesures de l'environnement macroéconomique préexistant à la crise font l'objet d'une estimation qualitative dans le tableau 2, qui suggère qu'au moins quelques facteurs économiques fondamentaux peuvent avoir été faible au cours de la période précédant une dévaluation/crise. Dans le travail empirique présenté ici, toutes les variables explicatives sont retardées d'un trimestre de façon

Tableau 2. Environnement macroéconomique au cours du trimestre précédant la crise¹

	Dévaluation, Crise	Variation du taux de change réel ²	Variation des réserves ²	Déficit budgétaire ³	Déficit des comptes courants ³	Croissance du crédit interne ²	Variation du taux de chômage ⁴	Variation de la production industrielle ²
France	1981T4			X		X		
	1982T3		XX	X		X		
	1983T1		XXX	X	X	X		
	1986T2	XX		X				
	1993T3	X		XX			X	X
Italie	1981T1	X		XX	X	XX		
	1981T4			XXX		X		
	1982T2			XXX	X		X	
	1983T1	XX	XX	XXX		XX		XX
	1985T3			XXX		XX		
Royaume-Uni	1992T3		XXX	XX	X	XXX		
	1992T3			XX			X	
Belgique	1981T4		XXX	XXX	XX	X	XX	X
	1982T1		XXX	XXX	XX	X	XX	
	1993T3	X		XX			X	XX
Danemark	1981T4			XX	X	X	XX	
	1993T3	X		X			X	XX
Irlande	1981T4			XXX	XXX	XXX	XX	
	1983T1	X		XXX	X	XXX	X	XX
	1986T3	XXX	XX	XXX	X	XX		
	1993T1	XX	XXX	X		XXX		
	1993T3			X				
Mexique	1994T4		XXX		XX	XXX		
Norvège	1982T3	XX			X			
	1986T2	X			X	X		XX
	1992T4	X		X				
Portugal	1992T4	XX		X	X	XX		
	1993T2	XX	X	XX	X	XX		X
	1993T3		XXX	XX		XX	X	XX
Espagne	1992T3	X		X	X		X	X
	1992T4			X	X		X	
	1993T3		XXX	XX			X	XX
	1995T1			XX		X		
Suède	1981T3	XX		X	X	X		
	1982T4		X	XX	X	X		
	1992T4	X		XX	X		XX	
Légende :	X	2/5 %	-10/-20 %	2/5 %	2/5 %	10/15 %	1/2 %	-2/-5 %
	XX	5/10 %	-20/-30 %	5/10 %	5/10 %	15/20 %	2/5 %	-5/-10 %
	XXX	> 10 %	< -30 %	> 10 %	> 10 %	> 20 %	> 5 %	< -10 %

1. Choix de situations, dans lesquelles les dévaluations constatées ont été supérieures à 5 pour cent et qui prennent en compte les crises du MCE de 1992/93.

2. En année glissante, en pourcentage.

3. En pourcentage du PIB normal.

4. En année glissante, en points de pourcentage

Source : OCDE, FMI, Datastream.

que les probabilités des crises de taux de change au cours du trimestre sous revue soient annoncées par des évolutions remontant au précédent trimestre, en incluant ce dernier⁷.

A priori, on s'attendrait à voir croître la probabilité d'un réalignement au cas où le taux de change réel s'apprécie [ce qui pourrait être dû aux retombées d'une dépréciation de la monnaie d'un important partenaire commercial), ou le taux de chômage s'élève, le différentiel de taux d'intérêt augmente et les réserves de change ainsi que la production industrielle diminuent. Mais *a priori* les signes attendus de la croissance du crédit interne, du déficit budgétaire et des paiements courants sont ambigus. Dans la mesure où une augmentation de la Croissance du crédit interne est associée à un retournement de l'investissement et à une reprise de l'économie, elle peut être accompagnée par une pression à la hausse de la monnaie nationale. Toutefois, si la croissance du crédit interne démarre à un rythme trop rapide, elle peut indiquer l'émergence de pressions inflationnistes. De la même manière, et d'une part, une politique budgétaire expansive peut provoquer une pression à la hausse sur les taux d'intérêt internes, entraînant une augmentation des entrées de capitaux (qui se traduit par une détérioration des paiements courants) et une pression à l'appréciation de la monnaie. D'autre part, des politiques budgétaires laxistes peuvent aussi provoquer une augmentation de la prime de risque sur les taux d'intérêt lorsque le niveau initial de la dette est déjà perçu comme élevé et insoutenable. Dans ces circonstances, des sorties de capitaux peuvent se produire. Des politiques budgétaires expansives et d'importants déficits des paiements courants augmenteraient alors la probabilité d'une dépréciation de la monnaie. Compte tenu du fort endettement actuel du secteur public dans la plupart des pays, une élévation du déficit budgétaire aurait probablement ce dernier effet. L'influence globale d'un déficit trop important des paiements courants demeure, cependant, encore plus compliquée à déterminer. Théoriquement, des déficits conséquents des paiements courants peuvent être supportables voire bénéfiques si le capital importé est utilisé pour augmenter la capacité productive qui, sur le long terme, peut être combinée avec une compétitivité renforcée et une pression à la hausse sur le taux de change. Toutefois, lorsque le capital importé est principalement affecté à la consommation, des doutes peuvent se faire jour quant à la soutenabilité du déficit des paiements courants. En outre, le caractère soutenable du déficit des paiements courants dépend également de la structure de la dette extérieure, du point de vue de sa maturité. Au total, il est généralement délicat de prévoir la nature de la relation existant entre les déficits des paiements courants et la probabilité d'une dévaluation, encore que des déficits des paiements courants « excessivement » importants doivent tendre *ceteris paribus* à accroître cette probabilité.

Dans l'application qui suit du modèle probit, trois sortes de résultats peuvent être identifiés. En premier lieu, le modèle donne une grande probabilité à la survenue d'une dévaluation au cours des périodes où une dévaluation/un change-

ment de régime effectifs se produisent. En second lieu, la probabilité d'une dévaluation peut être forte sans qu'une modification intervienne pour autant. En troisième lieu, la vraisemblance d'une dévaluation, telle que calculée par le modèle, demeure faible, et pourtant une dévaluation/un changement de régime se produisent. Dans le premier cas, une détérioration des fondamentaux aurait été à la base des crises des monnaies. Le second cas de figure est centré sur les conditions dans lesquelles les autorités ont été en mesure d'éviter de recourir à une dévaluation/un changement de régime malgré une pression en provenance des fondamentaux. Tant que l'on tient le modèle pour raisonnablement solide, une pression spéculative non liée à l'évolution des fondamentaux peut être tenue pour valable dans le troisième cas.

Résultats empiriques

Les résultats de la régression opérée sur les deux échantillons sont résumés sur le tableau 3⁸. La première cible 11 pays européens *et* la seconde inclut la récente crise mexicaine. Le graphique 1 retrace les probabilités calculées. Dans la liste des fondamentaux, les paiements courants sont l'unique variable qui ne s'est pas révélée significative et que l'on a abandonnée⁹. Une explication possible peut consister en l'indétermination théorique du signe correct à inscrire sur cette variable. Bien qu'ils soient également ambigus en théorie, une forte croissance du crédit interne comme des déficits budgétaires généraux en augmentation élèvent la probabilité d'une dévaluation. Les taux de croissance à deux chiffres du crédit interne observés dans certains cas, antérieurement à des dévaluations effectives, indiquaient apparemment des déséquilibres monétaires plutôt qu'ils ne reflétaient une demande de crédit tirée par l'investissement. Compte tenu du haut niveau actuel des dettes publiques dans de nombreux pays, des déficits budgétaires croissants constituent un signe de faiblesse et peuvent exercer une pression à la baisse sur la monnaie nationale. Toutes les autres variables comportent le signe escompté.

D'après les résultats obtenus, une détérioration des facteurs économiques fondamentaux semble avoir joué un rôle majeur dans les crises des monnaies. Dans de nombreux cas, les probabilités de dévaluations se sont accrues antérieurement aux dévaluations effectuées. Aussi bien, ces probabilités ont-elles été généralement plus fortes au début des années 1980, lorsque les dévaluations effectives étaient plus fréquentes et que d'importantes divergences des fondamentaux existaient parmi les pays concernés. En définitive, les probabilités ont atteint leur seuil le plus élevé dans les pays ayant des « déséquilibres fondamentaux » importants, tels que l'Italie, l'Irlande, l'Espagne et le Portugal.

Dans certains cas, des probabilités de dévaluation sont apparues, bien qu'aucune dévaluation effective ne se soit produite (par exemple Norvège, 1987T4/1988T1 ; Royaume-Uni, 1990T4/1991T1 ; et Mexique, 1992T4). Cependant,

	Régression 1 (11 pays) ²		Régression 2 (12 pays) ¹	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Constante	-2.100	-9.05***	-2.000	-9.14***
Variation des réserves (-1)	-0.010	-2.73***	-0.011	-3.10***
Différentiel de taux d'intérêt (-1)	0.092	2.40**	0.068	1.97**
Variation du taux de change réel (-1)	0.052	2.89***	0.046	2.62***
Variation du chômage (-1)	0.190	2.32**	0.165	2.06**
Solde budgétaire (-1)	-0.036	-1.86*	-0.043	-2.26**
Variation de la production industrielle (-1)	-0.040	-2.23**	-0.037	-2.04**
Variation du crédit interne (-1)	0.025	1.73*	0.021	1.55
Nombre de dévaluations		62		63
Log. de vraisemblance		-164.48		-169.63

1. Résultat d'une régression agrégée pour la Belgique, le Danemark, la France, l'Irlande, l'Italie, l'Espagne, le Mexique, les Pays-Bas, la Norvège, le Portugal, la Suède et le Royaume-Uni.

2. A l'exclusion du Mexique.

3. Mexique compris.

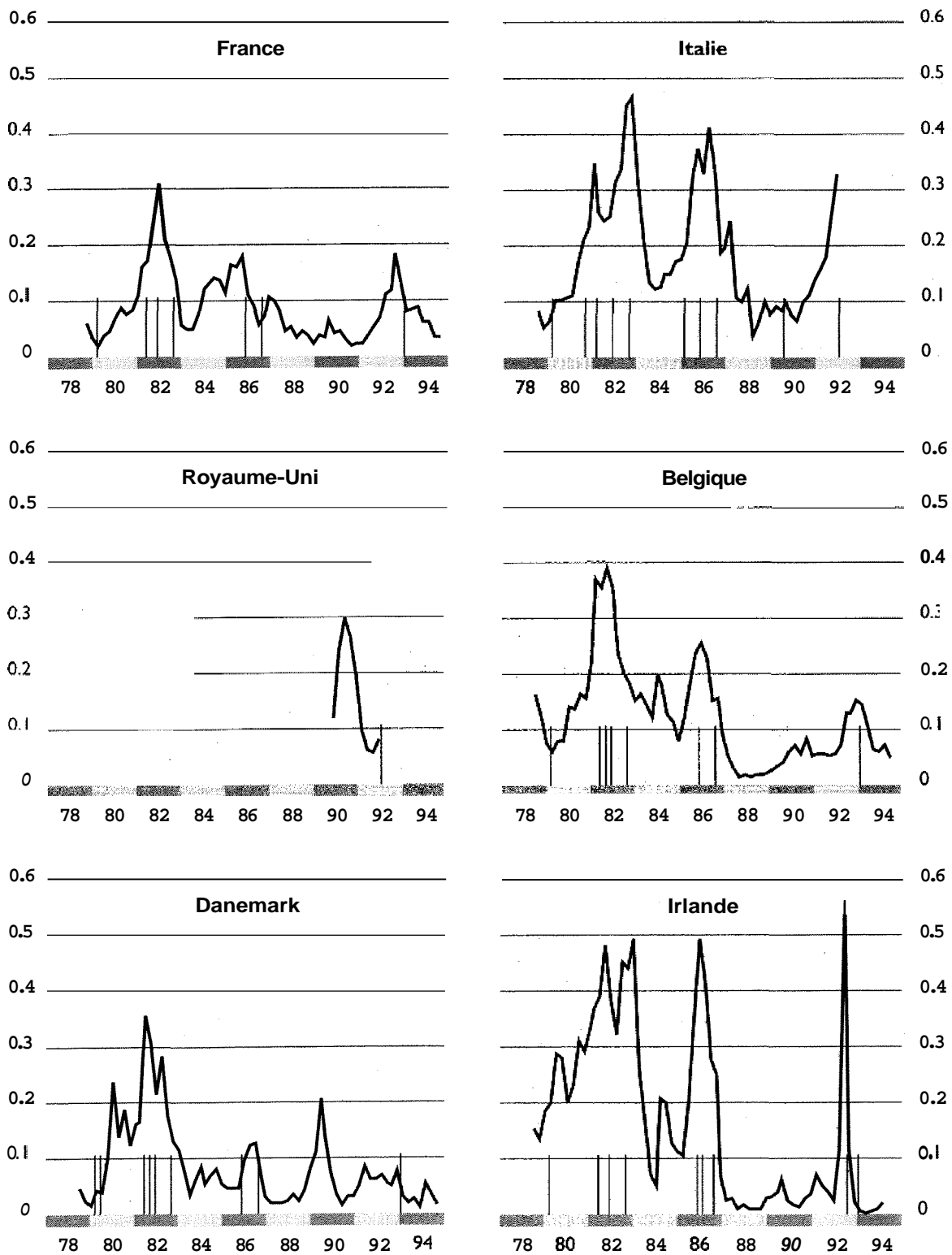
*, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif pour un niveau de 10, 5 et 1 pour cent respectivement.

Source : OCDE.

dans tous ces cas, une pression sur le taux de change est apparue. A la fin de 1987, une intervention de soutien considérable en faveur de la couronne Norvégienne a été nécessaire pour empêcher son taux de change de sortir par le bas de sa zone cible¹⁰. De la même manière, la livre Sterling est tombée presque en bas de sa bande de fluctuation au sein du MCE et y est restée jusqu'à la mi-mars 1991, en raison du fait que la persistance d'une inflation sous-jacente était devenue évidente pour les acteurs du marché et que le deutschemark se renforçait contre le dollar en affectant la compétitivité des pays du MCE¹¹. Dans le cas du Mexique, les différentiels de taux d'intérêt ont commencé de s'élever de nouveau à la mi-année 1992 et le taux de change s'est approché du bas de la zone d'intervention¹².

La probabilité d'une dévaluation a également augmenté dans un certain nombre de pays au moment de l'unification de l'Allemagne. L'important choc budgétaire qui s'en est suivi a provoqué un retournement des paiements courants allemands et a exercé une pression à la hausse sur le deutschemark. A l'époque, les gouvernements ont choisi [et se sont efforcés) de conserver leurs parités inchangées jusqu'à l'éclatement de la crise du MCE en 1992/1993. Quelques indications donnent à penser que les crises de 1992/1993 se sont produites à une époque où les fondamentaux s'étaient légèrement détériorés dans certains pays européens. Mais cette détérioration ne paraît pas avoir été assez forte pour expliquer l'ampleur de la crise.

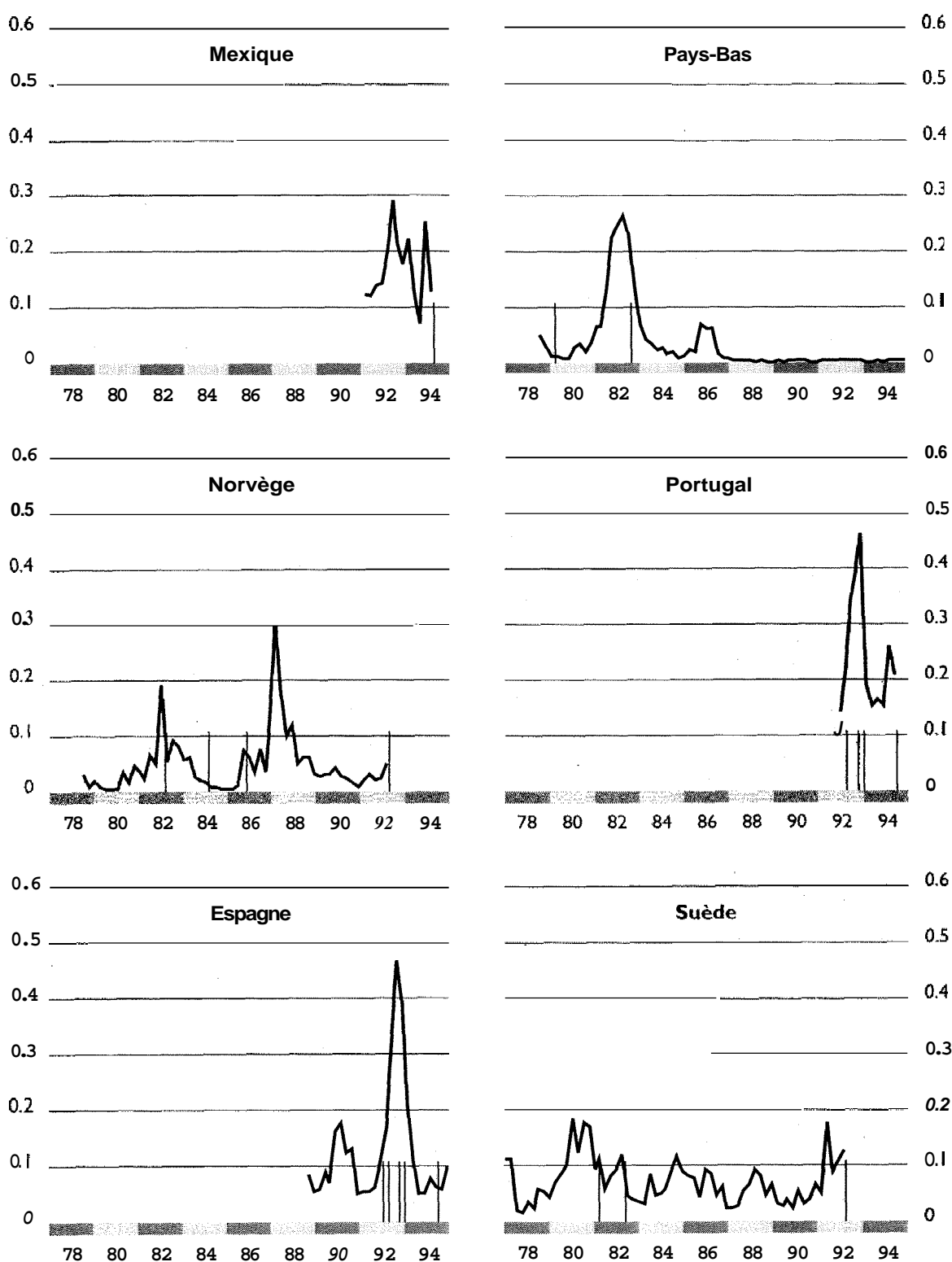
Graphique 1. Probabilités des réalignements/crises des changes¹



1. Les lignes verticales représentent les phrases des réalignements/crises des changes.

Source : OCDE.

Graphique 1. (suite) Probabilités des réalignements/crises des changes¹



1. Les lignes verticales représentent les phrases des réalignements/crises des changes.
Source : OCDE.

Afin de vérifier cette assertion, la probabilité d'une dévaluation peut servir à faire des calculs supplémentaires sur l'importance prévue de cette dernière¹³. Si l'importance prévue de la dévaluation est faible par rapport à celle de la dévaluation effective, ce peut être l'indication que la crise ne peut être uniquement expliquée sur la base des fondamentaux. Le tableau 4 compare les dévaluations prévues, calculées sur la base du modèle probit, avec les résultats réels en ce qui concerne les dévaluations importantes (définies comme étant supérieures à 5 pour cent).

Des écarts assez grands entre l'importance des dévaluations prévues et effectives existent généralement au cours des crises de 1992-1993. De façon semblable, l'importance de la dévaluation prévue pour le Mexique a été inférieure de plus de moitié à la dévaluation réelle. Encore que dans tous ces cas certains fondamentaux se soient détériorés, la dévaluation effective paraît avoir été sensiblement plus forte que ce qu'une telle détérioration impliquait. Les pressions spéculatives, fondées en partie sur des préoccupations liées à une aggravation ultérieure de l'état des fondamentaux, de même que la gestion des crises, peuvent avoir accru leur sévérité.

Il n'y a eu que peu de cas où le modèle ait échoué à révéler la survenue d'une dévaluation ou d'un changement de régime : les probabilités de dévaluation ont été de 10 pour cent inférieures aux réalisations pour le Royaume-Uni (1992), pour le Danemark et pour l'Irlande (août 1993), pour la Norvège (1980 et 1992), de même que pour l'Espagne (1992). Divers facteurs peuvent expliquer cela. Par exemple, au Royaume-Uni, une détérioration des fondamentaux avait déjà eu lieu au cours des trimestres qui ont précédé la dévaluation. L'Irlande enregistrait déjà une dévaluation plus large que celle, de 10 pour cent, qui avait été prévue, deux mois avant la crise d'août 1993. Dans le cas de la Norvège, les fondamentaux macroéconomiques ne semblent pas s'être détériorés de manière significative avant la crise de 1992. Toutefois, le taux d'intérêt à court terme avait vivement augmenté quand les crises de taux de change se sont produites dans les pays voisins. Des effets de retombée peuvent avoir ainsi causé la rupture de la parité norvégienne.

Analyse de sensibilité

Les résultats empiriques peuvent être sensibles à la précision avec laquelle les modèles de dévaluations/changements de régimes ont été construits et le modèle statistique lui-même peut souffrir d'une accumulation excessive de variables. En particulier, des différentiels élevés de taux d'intérêt et des pertes de réserves de change peuvent être des signes plus que des causes de pression sur les taux de change. En outre, les deux variables peuvent n'être pas seulement le reflet de facteurs économiques fondamentaux mais encore de facteurs sans relation avec ces derniers. Le fait de ne pas intégrer ces deux variables dans la régression, toutefois, ne change pas vraiment les résultats sur un plan qualitatif. Les autres variables explicatives sont toutes significatives (voir tableau 5, régression 2a).

Tableau 4. Comparaison des dévaluations prévues par les modèles de probits et des dévaluations effectives¹

	Date	Dévaluation prévue	Dévaluation effective
France	1981T4	7.1	8.4
	1982T2	4.9	10.1
	1983T1	7.9	7.9
	1986T2	5.6	6.0
	1993T3	0.7	3.9
Italie	1981T1	9.5	6.2
	1981T4	4.5	8.4
	1982T2	9.8	7.0
	1983T1	6.3	7.9
	1985T3	13.4	8.2
	1992T3	2.4	13.6
Royaume-Uni	1992T3	N ²	16.2
Belgique	198134	2.1	5.4
	1982T1	3.0	8.9
	1993T3	0.3	5.0
Danemark	1981T4	9.7	5.4
	1993T3	N ²	6.2
Irlande	198174	2.4	5.4
	1983T1	3.4	8.9
	1986T3	2.8	8.3
	1993T1	6.4	10.5
	1993T3	N ²	4.4
Mexique	1994T4	20.9	56.5
Norvège	1982T3	14.7	6.6
	198612	N ²	12.0
	1993T4	N ²	4.5
Portugal	1992T4	6.5	6.2
	1993T2	2.1	6.7
	1993T3	3.5	7.8
Espagne	1992T3	6.2	5.1
	199234	5.6	6.2
	1993T3	3.0	5.3
	1995T1	N ²	7.3
Suède	1981T3	9.7	10.0
	1982T4	11.2	16.0
	1992T4	10.4	18.7

1. Pour les dévaluations effectives supérieures à 5 pour cent (prenant en compte la crise de 1992/1993). Les calculs sont basés sur la probabilité de dévaluations/changements de régime de change tels qu'ils sont estimés par le modèle de probit et sous l'hypothèse d'une parité de taux d'intérêt non-couverte. Si i^d représente le différentiel annualisé de taux d'intérêt à court terme, p la probabilité d'une dévaluation et l'importance de cette dernière au cas où elle a lieu, on obtient sur une base trimestrielle (en approximation) la relation suivante : $p \times d = (1 + i^d)^{1/4} - 1$. Les dévaluations effectives s'entendent comme le changement de la parité centrale bilatérale vis-à-vis du Deutschemark et, en ce qui concerne les pays scandinaves, vis-à-vis de paniers de monnaies. Les changements en moyenne sont calculés à partir des différences logarithmiques. Dans l'hypothèse de changements de régime, la dévaluation s'entend comme la variation en pourcentage d'une moyenne de 8 semaines dont le point de départ se situe respectivement 4 semaines avant et 4 semaines après la survenue de la crise.

2. Probabilité < 10 %.

Source : OCDE.

	Régression 2a		Régression 2b ²	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Constante	-1.910	-10.82***	-2.784	-6.98***
Variation du taux de change réel (-1)	0.038	2.35**	0.080	2.40**
Variation du chômage (-1)	0.223	2.86***	0.632	3.89***
Déficit budgétaire (-1)	-0.044	-2.94*	-0.094	-2.85***
Variation du crédit interne (-1)	0.038	3.30***	0.052	2.61***
Variation de la production industrielle (1)	-0.032	-1.80*	0.003	0.04
Nombre de dévaluations	63		20	
Log. de vraisemblance	-177.24		-56.89	

1. Résultats d'une régression agrégée pour la Belgique, le Danemark, la France, l'Irlande, l'Italie, l'Espagne, le Mexique, les Pays-Bas, la Norvège, le Portugal, la Suède et le Royaume-Uni. Les résultats de la régression excluent les différentiels de taux d'intérêt et les variations de réserves.

2. Le point de départ des périodes sous revue se situe au 2^e trimestre de 1987, à la suite du dernier réaligement intervenu dans le MCE au COUFS des années 1980.

*, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif pour un niveau de 10, 5 et 1 pour cent respectivement.

source : OCDE.

Les résultats peuvent aussi être dépendants de la période d'observation, lorsque la relation sous-jacente s'est transformée au fil du temps. Un signe de changements structurels potentiels peut être trouvé dans la comparaison des résultats de la régression fondés sur un échantillon s'étendant sur la totalité de la période, dont le point de départ est la fin des années 1970, avec ceux qui sont seulement centrés sur les dévaluations les plus récentes. Si l'on considère simplement les dévaluations intervenues depuis la mi-année 1987, le coefficient relatif à la production industrielle n'est plus du tout significatif et la dimension absolue des coefficients restant est un peu trop grande (tableau 5, régression 2b). Ce dernier constat peut faire penser à un accroissement de la sensibilité des marchés financiers aux changements survenant dans les facteurs économiques fondamentaux.

Les résultats de la régression suggèrent que les marchés se focalisent sur un certain nombre de facteurs économiques fondamentaux plutôt que sur l'un d'entre eux en particulier. En général, l'importance relative des fondamentaux spécifiques est difficile à évaluer dans la mesure où l'effet d'une modification de l'une des variables explicatives sur la probabilité de la dévaluation dépend de l'évolution de l'ensemble des autres variables explicatives. Afin de faire un peu de lumière sur les effets des fondamentaux spécifiques et compte tenu du fait que les coefficients probit ne sont pas aisés à interpréter, le tableau 6 indique pour l'une et l'autre périodes d'observation les effets d'un changement d'un point dans les variables

Tableau 6. Effets des fondamentaux sur la probabilité d'une dévaluation'

En recourant à deux périodes d'estimation distinctes

	(1979-1995)	(1987-1995)
Appréciation de 1 pour cent du taux de change effectif	0.53	0.70
Chute de 1 pour cent de la production industrielle	0.42	0.29 ²
Hausse du chômage d'un point de pourcentage	2.07	5.47
Augmentation des déficits publics d'un point de pourcentage	0.49	0.65
Augmentation de un pour cent du crédit interne	0.18	0.20

1. Effets de la variation d'une unité des coefficients de régression sur la probabilité d'une dévaluation (exprimée en points de pourcentage), évalués à la moyenne des données pour les années 1990. Les estimations sont basées sur deux modèles. Le premier modèle vise la totalité de la période alors que le second ne prend en compte que les dévaluations les plus récentes.

2. Non significatif au niveau de 10 pour cent.

Source : OCDE.

explicatives sur la probabilité de la dévaluation, estimée à la moyenne des données disponibles pour les années 1990. Il convient de remarquer que l'effet d'un changement d'un point du taux de chômage a modifié sensiblement les résultats. Ceci suggère une augmentation générale de la sensibilité du marché aux changements intervenus dans le chômage qui sont généralement plus élevés qu'au début des années 1980.

CONCLUSIONS

Le but de la présente étude était d'analyser le rôle des fondamentaux macroéconomiques dans le déclenchement des dévaluations et des changements de régimes de change dans 12 pays de l'OCDE depuis la fin des années 1970. Les résultats sont fondés sur des analyses de régression agrégées. Le modèle utilisé est relativement simple et n'exige pas de saisir tous les aspects des crises des monnaies. Néanmoins, un début de conclusion semble être que les facteurs économiques fondamentaux ont joué un rôle éminent dans la détermination du sort des régimes de taux de change fixes dans les pays de l'OCDE. L'augmentation de la probabilité d'une dévaluation avant la survenue de la plupart des dévaluations/changements de régimes effectifs sous-tend l'idée désormais bien connue que la compatibilité des politiques budgétaires et monétaires est une condition nécessaire d'une parité de change réussie.

Toutefois, les perspectives de dévaluation paraissent également être sensibles aux modifications des variables-clé internes, qui ne sont pas habituellement considérées comme des déterminants directs d'un niveau approprié du taux de change («taux de change d'équilibre»), telles que les changements du taux de chômage. De plus, en comparaison de ce qui s'est produit au cours de la fin des

années 1970/début des années 1980, des dégradations plus faibles des fondamentaux semblent maintenant suffire à déclencher une crise. Bien que les fondamentaux comptent essentiellement, on ne peut exclure l'hypothèse de la survenue d'une crise lorsque la plupart des fondamentaux sont sains. La crédibilité des régimes de taux de change fixes dépend fortement des perceptions que l'on a de la viabilité des politiques économiques pour l'avenir. Aussi, les préoccupations sur la conduite des politiques futures, même si elles sont erronées, peuvent accroître la vulnérabilité de ces régimes aux pressions de l'environnement.

SOURCES DES DONNÉES ET DÉFINITIONS

Variation des réserves : pourcentage de variation en année glissante des réserves de change officielles à l'exclusion de l'or (exprimé en monnaies nationales).

Différentiel de taux d'intérêt: différentiel de taux d'intérêt à court terme vis-à-vis de l'Allemagne et des États-Unis (**dans** le cas du Mexique).

Variation du crédit interne : pourcentage de variation en année glissante du crédit interne.

Variation du taux de change réel : pourcentage de variation en année glissante du taux de change réel effectif

Variation du chômage : point de pourcentage de variation en année glissante du taux de chômage.

Variation de la production industrielle : pourcentage de variation en année glissante de la production industrielle.

Solde des paiements courants : solde des paiements courants de la Balance des paiements en pourcentage du PIB nominal.

Solde budgétaire : solde financier de l'ensemble des administrations publiques en pourcentage du PIB nominal

Sources . OCDE, FMI, Datastream.

NOTES

1. Voir Krugman, Paul (1979) et Flood, Robert P. et Peter M. Garber (1984). Concernant deux études récentes sur ce thème voir : Agénor, Pierre-Richard *et al.* (1992), et Blackburn, Keith et Martin Sola (1993).
2. Voir, par exemple, Obstfeld, Maurice (1994, 1995).
3. La période sous revue varie de pays à pays. Dans chaque cas, la totalité de la période du régime de parité de change ajustable le plus récent depuis la fin des années 1970 est prise en compte. La taille de l'échantillon est de 569 observations. La Finlande n'a pas été prise en compte parce que la présente approche est ciblée sur les évolutions habituelles des parités monétaires, c'est-à-dire que les pays soit s'efforcent de conserver leurs parités officielles inchangées, soit doivent dévaluer vis-à-vis de la monnaie ancre. La troisième hypothèse consistant en la possibilité de réévaluer également une monnaie, comme ce fut le cas de la Finlande en 1989, n'est pas prise en considération.
4. Pour une analyse plus explicite des attaques spéculatives qui ont été repoussées avec succès par les autorités gouvernementales, voir Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose et Charles Wyplosz (1994).
5. L'approche est semblable à celle de Frankel et Rose (1996) qui analysent les effondrements de monnaies dans les marchés émergents. Cette méthode peut être justifiée en se fondant sur la relative homogénéité du groupe des pays européens. Afin de tester la non-homogénéité, des variables auxiliaires spécifiques à un pays ont été mises en Oeuvre dans les résultats de la régression, sans résultat significatif. De plus, les résultats de deux régressions sont mentionnés, l'une concernant 11 pays européens et une autre comprenant en sus le Mexique. Une réserve doit être faite, cependant, quant à la fiabilité des estimations concernant la prévisibilité des futurs changements de régimes monétaires. Étant donné, en effet, que les relations de causalité sous-jacentes sont susceptibles de se modifier, les résultats fondés sur des données historiques peuvent également être sujets à des marges d'erreur plus importantes. Voir, par exemple, Meese, Richard M. (1986), et West, Kenneth D. (1988).
6. Dans un modèle *probit*, la fonction normale de distribution cumulative emporte la transformation idoine. Puisque la relation de causalité sous-jacente est inconnue et puisque un certain nombre des fonctions de probabilité cumulatives convergent vers la fonction normale de distribution cumulative dans de vastes échantillons, notre choix ne doit pas limiter fortement l'analyse. Les résultats ont été, par exemple, semblables, lorsque l'on a usé de la fonction logistique cumulative (model logit).

7. Un certain nombre de caractéristiques diverses **des** variables ont été testées. Dans la plupart des cas les simples variations en année glissante ont donné **les** meilleurs résultats. Néanmoins, quelque incertitude subsiste sur **la** série de variables ciblées par **les** intervenants du marché.
8. Les estimations comportent deux variables auxiliaires, l'une, constante, pour la première période du MCE jusqu'à la fin de **1986** et une autre, interactive, de taux d'intérêt, pour la même période afin de saisir **les** effets **des** contrôles étendus des mouvements de capitaux.
9. Dans une analyse semblable concernant les effondrements de monnaies dans **105** pays en développement, Frankel et Rose (**1996**) ont également constaté que les effets des paiements courants de la balance sur la probabilité d'un effondrement monétaire n'étaient pas statistiquement significatifs.
10. Voir OCDE (1988/1989) *Études économiques, Norvège*.
11. Voir OCDE (1990/1991) *Études économiques, Royaume-Uni*.
12. Voir OCDE (1995), *Études économiques, Mexique*.
13. Les calculs sont fondés sur l'hypothèse d'une parité **de** taux d'intérêt non couverte. Si i^d représente le différentiel annualisé du taux d'intérêt à court terme, p la probabilité d'une dévaluation et de l'importance **de** la dévaluation, si elle a lieu, on obtient sur une base trimestrielle (en approximation) **la** relation suivante : $p \times d = (1 + i^d)^{1/4} - 1$ qui peut être résolue pour d . La **taille** prévisible de la dévaluation ainsi calculée, si celle-ci a lieu, doit être interprétée avec prudence. **Comme** on **le** sait, l'hypothèse d'une parité de taux d'intérêt non couverte est fondée sur un certain nombre d'a *priori* restrictifs, par exemple l'absence (constante) de **primes** de **risque**.

BIBLIOGRAPHIE

- AGÉNOR, Pierre-Richard *et al.*, (1992), « Speculative attacks and models of balance of payments crises », *IMF Staff Papers*, vol. 39, n° 2, juin, pp. 357-394.
- AGÉNOR, Pierre-Richard et Paul R. MASSON (1995), « Credibility, reputation and the Mexican crisis », *IMF Working paper*, mimeo, août.
- BLANCO, Herminio et Peter M. GARBER (1986), « Recurrent devaluation and speculative attacks on the Mexican peso », *Journal of Political Economy*, vol. 94, février, pp. 148-66.
- BLACKBURN, Keith et Martin SOLA (1993), « Speculative currency attacks and balance of payments crises », *Journal of Economic Surveys*, vol. 7, juin, pp. 119-144.
- CUMBY, Robert E. et Sweder VAN WIJNBERGEN (1989), « Financial policy and speculative runs with a crawling peg: Argentina 1979-1981 », *Journal of International Economics*, vol. 27, pp. 111-127.
- EDWARDS, Sebastian (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge, Mass, MIT Press.
- EDWARDS, Sebastian (1992), « Devaluation controversies in the developing countries », *National Bureau of Economic Research Working Paper*, n° 4047, avril, Cambridge, Mass.
- EICHENGREEN, Barry, Andrew K. ROSE et Charles WYPLOSZ (1994), « Speculative attacks on pegged exchange rates: an empirical exploration with special reference to the European Monetary System », *National Bureau of Economic Research Working Paper*, n° 4898, octobre.
- FRANKEL, Jeffrey A. et Steven PHILLIPS (1992), « The European Monetary System: credible at last ? » *Oxford Economic Papers*, Édition spéciale sur Financial Markets, Institutions and Policy, vol. 44.
- FRANKEL, Jeffrey A. et Andrew R. ROSE (1996), « Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment », Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, n° 534, janvier.
- FLOOD, Robert P. et Peter M. GARBER (1984), « Collapsing exchange rate regimes: some linear examples », *Journal of International Economics*, vol. 17, août, pp. 1-13.
- FLOOD, Robert P., Peter M. GARBER et Charles KRAMER (1995), « Collapsing exchange rate regimes: another linear example », *National Bureau of Economic Reserve, Working Paper*, n° 5218, octobre.
- GOLDBERG, Linda S. (1994), « Predicting exchange rate crises: Mexico revisited », *Journal of International Economics*, vol. 36, n° 3, mai, pp. 413-430.

- KLEIN, Michael W. et Nancy P. MARION (1994), « Explaining the duration of exchange rate pegs », *National Bureau of Economic Research Working Paper*, n° 4651.
- KRUGMAN, Paul (1979), « A model of balance of payments crises and devaluation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 11, août, pp. 311-325.
- MALZ, Allan M. (1995), « Using option prices to estimate realignment probabilities in the European Monetary System », *Federal Reserve Bank of New York, Staff Report*, n° 5, septembre.
- MASSON, Paul R. (1995), « Gaining and losing ERM credibility: The case of the United Kingdom », *Economic Journal*, vol. 105, mai, pp. 571-582.
- MEESE, Richard M. (1986), « Testing for bubbles in exchange markets: A case of sparkling rates », *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 2, pp. 345-373.
- OBSTFELD, Maurice (1994), « The logic of currency crises », *National Bureau of Economic Research Working Paper* n° 4640, février.
- OBSTFELD, Maurice (1995), « Models of currency crises with self-fulfilling features », *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, n° 5285, octobre.
- OTKER, Inci et Ceyla PAZARBASIOGLU (1994), « Exchange market pressures and speculative capital flows in selected European countries », *IMF Working Paper* n° 94/21, Treasury Department and Monetary and Exchange Affairs Department, février.
- OCDE (1988/1989) *Études économiques, Norvège*.
- OCDE (1990/1991), *Études économiques, Royaume-Uni*.
- OCDE (1995), *Études économiques, Mexique*.
- WEST, Kenneth D. (1988), « Bubbles, fads and stock price volatility tests: a partial evaluation », *Journal of Finance*, vol. 43, n° 3, juillet, pp. 639-660.