

ANDRÉ CARTAPANIS
VINCENT DROPSY
SOPHIE MAMETZ¹

CRISES DE CHANGE ET INDICATEURS DE VULNÉRABILITÉ

RÉSUMÉ. Cet article a pour objet d'évaluer la fiabilité d'un ensemble d'indicateurs de vulnérabilité à une crise de change en s'appuyant sur l'expérience des pays émergents d'Amérique latine et d'Asie entre 1970 et 1997. Après avoir dressé un *état de l'art* à partir de la littérature récente, il propose une analyse économétrique des déterminants des crises de change en distinguant des indicateurs de *soutenabilité* et de *vulnérabilité*, avant d'examiner leur capacité prédictive à la veille de la crise asiatique de 1997. Il s'agit donc d'évaluer la vulnérabilité des pays émergents à une crise de balance des paiements, et d'identifier les déséquilibres macroéconomiques potentiellement insoutenables. Cette évaluation suppose, au préalable, qu'un indice de pressions spéculatives soit construit. Deux méthodes économétriques d'estimation permettent ensuite d'évaluer l'impact et la significativité des indicateurs d'alerte sur la vulnérabilité d'un pays à une crise de change.

Les résultats empiriques indiquent que, en général, les crises de change répondent

surtout à la détérioration de trois *fondamentaux* : surévaluation du taux de change, *écart* du solde des paiements courants vis-à-vis d'un niveau *soutenable* et choc externe sous la forme d'une hausse significative des taux d'intérêt américains. En outre, l'estimation Logit confirme les résultats de l'estimation standard en données de panels et le modèle d'insoutenabilité, qui se limite aux *fondamentaux* domestiques et externes, apparaît plus fiable que le modèle de vulnérabilité à plus court terme. Concernant la crise asiatique récente, quel que soit le modèle utilisé, les probabilités de déclenchement d'une attaque spéculative s'avèrent très différentes selon les pays et, surtout, n'étaient pas très élevées en 1997. Si l'on souhaite disposer d'une batterie fiable d'indicateurs d'alerte, il paraît donc souhaitable d'intégrer des variables représentatives de la fragilité des systèmes financiers, et pas seulement, pour l'essentiel, des variables macroéconomiques.

Classification JEL : F31, F33.

1. ANDRÉ CARTAPANIS est directeur du CEFI, Centre d'Économie et de Finances Internationales, CNRS-Université de la Méditerranée, Aix-Marseille II (e-mail : carta@romarin.univ-aix.fr) ; VINCENT DROPSY est professeur associé à California State University ; SOPHIE MAMETZ prépare une thèse en finance internationale au CEFI, CNRS-Université de la Méditerranée, Aix-Marseille II. Cet article a été présenté aux XVèmes Journées internationales d'économie monétaire et bancaire du GDR - CNRS Economie Monétaire et Financière, Toulouse, 4 et 5 juin 1998. Les auteurs remercient les rapporteurs anonymes pour leurs remarques.

Face à l'ampleur de la crise financière qui ébranle les pays asiatiques depuis l'été 1997, le Directeur général du FMI, M. Camdessus, plaidait tout récemment en faveur d'une refonte de ce qu'il appelle *l'architecture du système monétaire et financier international* (1998). Parmi un vaste ensemble de propositions, il insistait très précisément sur l'exigence d'une plus grande transparence et d'une meilleure information, au plan macroéconomique et en matière prudentielle, afin de rationaliser les réactions des marchés. Il y voyait également le moyen de faciliter les décisions appropriées des gouvernements ou des banques centrales avant même qu'ils aient été *sanctionnés* par le déclenchement d'une attaque spéculative. C'est là un objectif sur lequel se sont accordés, en mai dernier, à Birmingham, les membres du G7, et qui rejoint la préoccupation récente de nombreux économistes qui s'attachent à la définition d'indicateurs d'alerte ou de vulnérabilité à une crise de change (Sachs & al., 1996 ; Kaminsky & al., 1998 ; Goldfajn & Valdés, 1997). Leur ambition est de prévoir, afin de mieux les juguler, les configurations macroéconomiques ou financières susceptibles de provoquer une attaque spéculative de la part des investisseurs internationaux.

Un tel objectif se heurte cependant à notre connaissance très imparfaite des mécanismes de déclenchement d'une crise de change. La crise asiatique fait d'ailleurs l'objet d'interprétations divergentes, au-delà d'un accord sur le déclenchement ponctuel des turbulences. Elle a répondu à un accroissement radical du risque perçu par les investisseurs internationaux, se traduisant par une perte drastique de confiance. Mais cette défiance était-elle justifiée par les fondamentaux, autant en Thaïlande, en Indonésie, en Corée, aux Philippines ? Certains l'affirment, et perçoivent cette crise comme l'aboutissement d'une détérioration insoutenable des fondamentaux macroéconomiques et la sanction de politiques inadaptées, même si l'ampleur de la crise et sa diffusion dans la région dénotent un manque de discernement et une contagion irrationnelle, dans un contexte de fragilité des marchés financiers domestiques (Dornbusch, 1998 ; Corsetti & al., 1998). À l'inverse, pour d'autres économistes, la crise asiatique s'apparente à une panique financière qui ne peut être directement associée à une aggravation subite des déséquilibres macroéconomiques. Elle doit plutôt faire l'objet d'une analyse en termes de prophéties auto-réalisatrices ou de *tâches solaires* (Radelet & Sachs, 1998a et b ; Krugman, 1998a et b). Mais la crise asiatique n'est pas une crise de change conventionnelle. Elle est une crise financière profonde, tout autant liée aux défaillances des systèmes financiers asiatiques qu'à la configuration macroéconomique ayant assuré la croissance de ces pays au cours des années quatre-vingt-dix. Elle présente, à l'évidence, tous les ingrédients d'une crise de système : aveuglement au désastre, incertitude radicale, préférence excessive pour la liquidité, contagions mimétiques, interdépendances globales et diffusion de la crise parmi les divers types de marché ou à l'échelle planétaire (Aglietta, 1996 ; Cartapanis, 1997 ; Krugman, 1998a et b).

Sans perdre de vue le caractère peu conventionnel de cette crise de change, ces divergences d'interprétation révèlent la difficulté que l'on rencontre pour définir des indicateurs de vulnérabilité, pour au moins deux raisons. D'une part, les variables rangées sous le vocable de *fondamentaux* sont multiples et sont hiérar-

chisées de façons très différentes selon les schémas théoriques sous-jacents. D'autre part, on dispose d'une connaissance très imprécise des seuils à partir desquels une configuration macroéconomique d'ensemble est jugée, ou non, soutenable ou vulnérable, et l'on éprouve toujours quelque difficulté à mesurer les distorsions de taux de change réels (*misalignement*) qui rendent inéluctable un changement de parité ou de taux-pivots. Cela signifie qu'au sein de l'information dont on souhaite améliorer la transparence figurent, il est vrai, un ensemble de variables macroéconomiques fondamentales, mais aussi leur agencement, c'est-à-dire le *modèle du monde* qui, en matière de détermination des taux de change, est loin d'être établi (Laurent, 1997). C'est d'ailleurs ce qui explique qu'à partir de la même information quant aux fondamentaux, autant les économistes dans leurs interprétations *ex post* du bien-fondé d'une crise, que les investisseurs ou les *traders* dans leurs prévisions de change *ex ante*, puissent être discordants (Cartapanis, 1996).

Modèles de crises de change et indicateurs de vulnérabilité

En toute logique, la définition d'un ensemble d'indicateurs de vulnérabilité à une attaque spéculative suppose que ces variables évoluent de façon spécifique dans la période qui précède le déclenchement de la crise. Les modèles de crises de change apportent donc, tout naturellement, des éléments de caractérisation de ces variables.

Modèles conventionnels et déclenchement des crises de change

Les modèles de crises de change traitent des situations dans lesquelles une attaque spéculative est déclenchée sur le marché des changes et provoque une dévaluation, en changes fixes, ou une forte et soudaine dépréciation du taux de change, en changes flexibles impurs, malgré les interventions massives des banques centrales ou l'augmentation significative des taux d'intérêt (FMI, 1998). Quant aux analyses théoriques de ce type de crises, elles peuvent être regroupées sous deux volets (Flood & Marion, 1998).

Dans une première génération de modèles, dans la lignée des articles fondateurs de Krugman (1979) ou de Flood & Garber (1984), la crise est indissociable de l'apparition de déséquilibres persistants, sur le marché de la monnaie ou sur le plan budgétaire, qui entrent en conflit avec la contrainte d'un stock limité de réserves de change. Dès que celles-ci atteignent un niveau critique, les investisseurs jugent inéluctable le changement de parité et se désengagent du pays concerné afin de se protéger de la perte de change pouvant atteindre leur portefeuille. L'abandon de la parité, ou la modification des taux-pivots si l'on maintient une zone-cible, est donc provoqué par l'attaque spéculative, mais serait intervenu, tôt ou tard, même en son absence. De nombreuses extensions ont été

apportées à ce modèle de base en intégrant explicitement d'autres fondamentaux, des déséquilibres courants cumulatifs ou la surévaluation du taux de change nominal par exemple, sans que leur logique d'ensemble ait été modifiée. Ce sont toujours des options erronées de politique macroéconomique qui impulsent la perte de confiance des détenteurs d'actifs dont le comportement déclenche une crise que les fondamentaux rendaient inéluctable.

Dans les modèles de la seconde génération, développés dans les années quatre-vingt-dix sous l'impulsion de Obstfeld (1994), le scénario de crise n'est plus déterministe et s'apparente à un jeu d'influence entre le gouvernement et les marchés. Une crise peut alors être déclenchée sans aggravation significative, *ex ante*, des fondamentaux. On considère en effet que les politiques économiques ne sont pas prédéterminées, mais répondent à l'ensemble des chocs qui touchent l'économie, y compris les développements intervenus sur le marché des changes, ce que les investisseurs n'ignorent pas. On est donc en présence d'une configuration d'équilibres multiples et des crises auto-réalisatrices peuvent, dès lors, apparaître. Le comportement des autorités monétaires et du gouvernement reste au centre du processus de crise, mais selon un cheminement logique tout différent. Le gouvernement est supposé arbitrer entre sa préférence pour des taux de change fixes et ses objectifs fondamentaux à long terme. Dès qu'un doute s'instaure quant à son engagement de change à court terme, compte tenu de la nécessaire cohérence inter-temporelle de son action et des coûts de la défense du taux de change, en termes de taux d'intérêt anormalement élevés par exemple, l'attaque spéculative intervient en prévision d'une renonciation de la banque centrale. Celle-ci est alors contrainte de le faire, et la crise s'analyse en termes de prophéties auto-réalisatrices. En ce sens, les anticipations des agents portent désormais non pas sur les fondamentaux observés à l'instant t , mais sur la pérennité des options macroéconomiques du pays en fonction du jugement porté sur la soutenabilité de la situation macroéconomique en $t+1$ et en référence à la fonction-objectif des autorités. C'est ce qui justifie l'introduction de certaines variables, le taux de chômage ou le stock de dette publique ou de dette externe : on se demande alors si les autorités ne seront pas tenues, dans l'avenir, d'infléchir leur politique de change en fonction de l'évolution de ces données même si, en tant que telles, elles n'ont pas d'influence immédiate sur le taux de change. Prenant appui, notamment, sur la crise du SME en 1992-93, Obstfeld envisage ainsi l'occurrence de crises de change sans modification significative des fondamentaux. Les anticipations de change deviennent contingentes à l'orientation future des politiques économiques qui, elle-même, n'est pas prédéterminée et répond tout autant à la fonction objectif des autorités qu'aux évolutions futures de l'économie, y compris les développements apparaissant sur le marché des changes. C'est cette circularité qui donne naissance à des équilibres multiples et rend possible le déclenchement de crises auto-réalisatrices dès que la confiance des marchés est entamée.

La validation empirique de ces deux générations de modèles est loin d'avoir été apportée. Les modèles à la Krugman qui, le plus souvent, sont affiliés à la théorie monétaire du change, n'ont pas été épargnés par les analyses de Shafer & Loopesko (1983) ou de Meese & Rogoff (1983), et plus généralement, par les tentatives infructueuses d'explication des taux de change, à court-moyen terme, qui privilégient les facteurs macroéconomiques fondamentaux (Cartapanis, 1994).

INDICATEURS DE VULNÉRABILITÉ

Quant aux modèles à *la* Obstfeld, leur validation empirique est plus délicate encore puisque la crise peut être déclenchée sans changement observable des fondamentaux. Dans leur étude consacrée aux pays industriels, en particulier aux crises de change observées en Europe dans les années quatre-vingt-dix, Eichengreen, Rose & Wyplosz (1995) avancent pourtant plusieurs arguments confortant la pertinence des schémas de crises auto-réalisatrices : d'une part, de nombreuses crises ne semblent pas avoir été associées à des facteurs fondamentaux dégradés ; d'autre part, certaines n'ont été ni précédées, ni suivies, d'un inflexionnement des politiques macroéconomiques ; enfin, certaines crises de change ne semblent pas avoir été anticipées jusqu'au dernier moment, par les marchés, si l'on se réfère à l'évolution sur plusieurs mois des primes de risque. Mais Krugman récuse cette thèse, notamment en réexaminant la crise du SME (1996) sans toutefois parvenir à convaincre Obstfeld (1996) avec qui la controverse se poursuit...

En réalité, s'ils permettent d'identifier un ensemble de variables dont la dégradation est susceptible d'entamer la confiance des marchés, ces modèles n'offrent pas de conclusions tranchées quant à la sélection à laquelle on doit se livrer si l'on souhaite spécifier des indicateurs de vulnérabilité à une crise de change, et plus encore si l'on désire définir des seuils de nature à alerter les gouvernements. En particulier, dans un contexte de globalisation financière qui repousse durablement les contraintes d'ajustement entre épargne et investissement, ce type de modélisation n'intègre pas suffisamment la question cruciale de la soutenabilité des déséquilibres cumulatifs de balances courantes, et donc, le problème de la réversibilité des entrées de capitaux, question dont on connaît l'importance pour les pays émergents d'Asie ou d'Amérique latine (Milesi-Ferretti & Razin, 1996b ; Ostry, 1997).

Pourtant, à travers la confrontation de ces deux catégories de modèles, on comprend mieux la complexité de la notion de vulnérabilité d'un pays à une crise de change, en même temps que la difficulté à prévoir le déclenchement d'une attaque spéculative. Où se trouve, en effet, le point-clé de discordance entre ces deux types de théories ? Certainement pas dans une opposition entre comportements rationnels ou irrationnels des détenteurs d'actifs à l'échelle internationale. Sans doute pas, non plus, dans une définition plus ou moins extensive des variables fondamentales à retenir. La frontière est ailleurs. Les modèles de crises de la première génération adoptent une conception déterministe du scénario conduisant au déclenchement rationnel d'une attaque spéculative. Les modèles de la seconde génération retiennent quant à eux une lecture beaucoup plus ouverte des contextes de crise. Des parités fixes peuvent en effet être attaquées sur la base de taux de change qui auraient pu être maintenus durablement en l'absence de perte de confiance. L'attaque spéculative intervient, et peut réussir, simplement parce qu'à un moment donné les marchés se persuadent, en écho, souvent, à des informations extra-économiques (la proximité d'une échéance électorale par exemple) ou à des *tâches solaires*, que les taux de change prévalant jusqu'alors ne sont plus crédibles, même si les fondamentaux sont restés inchangés. Mais, à l'inverse, une dégradation de ces mêmes fondamentaux peut très bien ne pas provoquer de crise. C'est ce que résume parfaitement Obstfeld : « *la question*

intéressante n'est pas de savoir si, oui ou non, la crise est justifiée par les fondamentaux, dans la mesure où tout le monde est d'accord pour dire que les fondamentaux jouent un rôle, mais si, oui ou non, les fondamentaux sont tels qu'ils font de la crise l'issue unique et inévitable » (1996, p. 395). Hors des manuels de macroéconomie ouverte, il n'existe guère, cependant, de situation d'équilibre macroéconomique parfait. Il y a toujours des fondamentaux, domestiques ou externes, de nature à alimenter l'inquiétude, quelquefois paranoïaque, des marchés (Lordon, 1994). C'est particulièrement le cas des pays émergents dont le rythme de croissance, dans les années quatre-vingt-dix, ne pouvait pas ne pas susciter de déséquilibres. Par conséquent, si ce sont des facteurs économiques fondamentaux qui déterminent la vulnérabilité potentielle d'un taux de change fixe à une attaque spéculative, ils restent compatibles, au gré de la confiance accordée par les marchés, avec le déclenchement ou le non déclenchement de la crise. La soutenabilité est aussi une affaire d'opinion, et c'est là un enseignement majeur des modèles à équilibres multiples. D'autant que si l'on intègre l'incertitude radicale et les surréactions qui marquent la détermination des prix des actifs vers lesquels sont diversifiés les portefeuilles dans les pays émergents (actions, actifs immobiliers), les euphories spéculatives sont nécessairement à la merci d'un renversement d'opinion et, donc, d'une défiance généralisée que les facteurs macroéconomiques n'expliquent alors que très partiellement. L'histoire monétaire et financière en donne de nombreux exemples (Kindleberger, 1978 ; Krugman, 1998a).

Tout ceci justifie l'orientation délibérément empirique de la littérature récente consacrée aux indicateurs de vulnérabilité à une crise de change, et la prise en compte d'une très large palette d'indicateurs de soutenabilité ou de fragilité dont beaucoup s'apparentent à des symptômes plus qu'à des causes. Ainsi, alors que la crise du peso mexicain de 1994-95 avait conduit de nombreux économistes² à privilégier l'hypothèse d'*insoutenabilité* du solde des paiements courants, la crise asiatique de 1997-98 les a soudain poussés à examiner les facteurs de *vulnérabilité* des pays en crise, en élargissant les variables retenues aux faiblesses des systèmes bancaires et financiers, sur le plan prudentiel ou en termes de risque de liquidité. Cette extension des facteurs de crise a d'ailleurs induit une nouvelle distinction entre crises d'*illiquidité* et crises d'*insolvabilité*. Reprenant la typologie proposée par W. Cline dans les années quatre-vingt, Radelet & Sachs (1998a) assimilent la crise asiatique de 1997 à une crise d'illiquidité provoquée par des anticipations auto-réalisatrices des investisseurs internationaux. La plupart de ces pays enregistraient alors un équilibre budgétaire, ou quasiment. Ils n'étaient pas engagés dans des politiques d'expansion du crédit qui puissent être jugés irresponsables et leurs taux d'inflation restaient peu élevés. Aucun, enfin, ne se heurtait, avant la crise, à un chômage élevé de nature à les inciter à poursuivre, dans l'avenir, une politique monétaire nettement expansionniste exigeant un relâchement de leurs objectifs de change. Cela confirme à nouveau le caractère non conventionnel et singulier de la crise asiatique de 1997-98.

2. Milesi-Ferretti & Razin, 1996a,b et 1997 ; Ostry, *op. cit.* ; FMI, 1998 ; Reisen, 1998.

Comment, dans ces conditions, peut-on construire des indicateurs d'alerte, de nature à prévenir le déclenchement d'attaques spéculatives sur le marché des changes ?

La capacité prédictive, *ex post*, des indicateurs de vulnérabilité

Quelles que soient les méthodologies employées, les études empiriques des indicateurs de vulnérabilité à une crise de change s'inspirent de l'analyse des points de retournement dans le cycle économique. Il s'agit donc, à partir d'un ensemble de variables préalablement sélectionnées, de repérer un comportement spécifique de ces variables au cours des périodes d'avant crise en référence à des périodes qualifiées de *normales* ou de *tranquilles* sur le marché des changes. Certains auteurs se limitent à une analyse événementielle permettant de caractériser les faits stylisés qui précèdent le scénario de crise (Goldstein, 1997 ; Radelet & Sachs, 1998b ; Dornbusch, *op. cit.* ; Corsetti & *al.*, *op. cit.*). D'autres économistes se livrent à l'estimation des probabilités de dévaluation sur la base d'un modèle théorique explicite (Goldfajn & Valdés, *op. cit.* ; Otker & Pazarbasioglu, 1994, 1995 ; Funke, 1996 ; Frankel & Rose, 1996). Certains, enfin, sans être exhaustif, proposent des tests non paramétriques permettant d'évaluer la pertinence d'un ensemble de variables pour *signaler* l'imminence d'une crise, ce qui revient à situer l'évolution spécifique de ces fondamentaux en référence à des seuils de vulnérabilité, définis au préalable (Kaminsky & Reinhart, 1996 ; Kaminsky & *al.*, 1997). Dans tous les cas, l'objectif est de repérer empiriquement des indicateurs d'alerte (*warning signals*).

Cette démarche appelle deux types de précisions, quant à la définition opératoire d'une crise de change et quant à la sélection des variables retenues. Sur le premier point, la simple prise en compte des dévaluations éliminerait les situations dans lesquelles l'attaque spéculative est intervenue, mais a échoué. Aussi, utilise-t-on, le plus souvent, un indice composite de tension spéculative intégrant les variations observées de taux de change mais aussi les pertes de réserves ou les mouvements significatifs de taux d'intérêt (Eichengreen & *al.*, 1995 ; Sachs & *al.*, *op. cit.*). De leur côté, Frankel & Rose parlent d'une crise de change en présence d'une dépréciation nominale du taux de change bilatéral vis-à-vis du dollar et construisent un indice binaire à partir de ce critère à condition, notamment, qu'il n'y ait pas eu de crise au cours des deux années précédentes. Sur le second point, un très grand nombre d'indicateurs sont retenus dans la littérature. Kaminsky & *al.* (1997) en ont recensé 103, qui recouvrent les différents registres de la vulnérabilité : performances macroéconomiques internes, indicateurs de balance des paiements, stock et structure des engagements financiers externes, fragilité du système financier domestique, données institutionnelles ou politiques, variables représentatives de l'environnement international, notamment au plan monétaire et financier, distorsions de taux de change réels...

Les résultats sont loin d'être toujours convergents, compte tenu de la diversité des méthodes, des échantillons ou des critères de performance des indicateurs (signal systématique ou ponctuel avant une crise, minimisation des signaux

erronés...). On note cependant quelques enseignements majeurs. Kaminsky & *al.* (1997) montrent que les distorsions de taux de change réels sont significatives dans dix estimations sur les douze examinées dans leur *survey*. Dans leur propre analyse empirique, la surévaluation s'avère le meilleur indicateur de prévision de crise. Goldfajn & Valdés aboutissent à la même conclusion, à partir d'évaluations différentes des taux de change d'équilibre. S'y ajoutent, de façon moins systématique, l'évolution à la baisse des cours boursiers, la hausse du ratio $M2/M1$ ou l'augmentation des taux d'intérêt à l'étranger. Il est frappant d'observer que la situation instantanée ou cumulée de la balance des paiements courants, ou les variables liées au profil de l'endettement externe, s'avère peu performante. Parmi les variables les plus fréquemment citées pour leur capacité prédictive, *ex post*, figurent donc la surévaluation du taux de change nominal, mais aussi le ratio de la masse monétaire au sens large sur les réserves de change, la croissance accélérée du crédit domestique.

On se propose, maintenant, de mener une analyse économétrique complémentaire, en se limitant aux pays émergents d'Amérique latine et d'Asie.

Les déterminants des crises de change dans les pays émergents d'Amérique latine et d'Asie entre 1970 et 1997

L'estimation des capacités prédictives, *ex post*, des indicateurs de vulnérabilité exige, au préalable, qu'une définition opératoire de la crise de change soit adoptée. Ensuite, les variables jugées pertinentes sont regroupées afin de distinguer un modèle de *vulnérabilité* et un modèle d'*insoutenabilité*. L'un et l'autre font l'objet d'une analyse économétrique en données de panel.

Définition d'un indice de crise de change

On utilise un indice de crise de change (noté *CRISE*) qui se rapproche de ceux élaborés par Sachs & *al.* ou par Goldfajn & Valdés. Cet indice est une moyenne des variations du taux de change réel par rapport au dollar U.S.³ et des variations négatives des réserves internationales, pondérées par l'inverse de leur écart-type respectif, mesuré sur les cinq années précédentes en données mensuelles :

$$CRISE_t = \left[\frac{\text{Log}\left(\frac{TCR_t}{TCR_{t-1}}\right)}{\sigma_{DTCR}} \right] - \left[\frac{\text{Log}\left(\frac{RES_t}{RES_{t-1}}\right)}{\sigma_{DRES}} \right] \quad (1)$$

3. Pour éviter les problèmes techniques liés aux épisodes d'hyperinflation, l'indice de crise tient compte des variations du taux de change réel et non pas nominal.

avec $TCR = (TCN * P^{US}) / P$

où :

TCR : taux de change réel (une hausse correspond à une dépréciation réelle),

TCN : taux de change nominal (unités de monnaie locale / dollar U.S.),

P^{US} : prix à la consommation U.S.,

P : prix à la consommation du pays domestique,

RES : réserves internationales de change (en dollars U.S.),

σ_{DTCR} = écart-type de $\text{Log}(TCR_t/TCR_{t-1})$,

σ_{DRES} = écart-type de $\text{Log}(RES_t/RES_{t-1})$.

L'indice de crise est d'autant plus élevé que le taux standardisé de dépréciation réelle de la devise est important et/ou que le taux standardisé de baisse des réserves de change est lui-même élevé. Cet indice permet donc d'identifier les périodes au cours desquelles un pays est sujet à une attaque spéculative, celle-ci étant alors identifiée par des valeurs extrêmes de l'indice de crise, soit plus de 2 fois l'écart-type au-dessus de sa moyenne. On définit également un indice binaire de crise, noté $ICRISE$, qui prend la valeur 1 lorsque l'indice atteint ce seuil et 0 dans le cas contraire⁴. Ces conditions permettent d'identifier la grande majorité des crises de change recensées dans la littérature (Kaminsky & Reinhart, *op. cit.*) et, donc, de satisfaire à notre premier objectif, c'est-à-dire la caractérisation empirique des crises de change (voir TABLEAU en annexe).

Les indicateurs d'alerte

Le choix de la série d'indicateurs de fragilité ou de vulnérabilité à une crise de change ne saurait répondre à la spécification d'un modèle explicite d'attaque spéculative. Les variables sélectionnées sont celles que les investisseurs internationaux retiennent dans leurs anticipations et dans l'évaluation de la confiance accordée à la situation macroéconomique ou financière d'un pays. On sait bien, en la matière, que le poids accordé à chaque type de *fondamentaux* n'est pas stable et, en tout état de cause, ne relève pas d'un *modèle du monde* explicite. Aussi avons-nous, en premier lieu, recensé une série de variables, avant de les regrouper dans deux spécifications de nature à rendre compte, *aux yeux des marchés*, de la soutenabilité et de la vulnérabilité, à plus court terme, à une crise de change.

Le TABLEAU 1 présente les indicateurs d'alerte retenus et l'impact attendu de ces derniers sur l'indice de crise. Toutefois, le choix de certaines variables doit bénéficier d'un éclairage complémentaire.

On considère habituellement qu'un pays est d'autant plus vulnérable à une crise de change que sa monnaie est surévaluée. Mais l'utilisation d'un indicateur de surévaluation du taux de change réel ($TCR\$$ et $TCRY$) suppose la mesure, au préalable, d'un taux de change réel d'équilibre. De nombreux modèles fondamentaux de taux de change réel d'équilibre ont été proposés selon différentes

4. Des tests préliminaires (avec $CRISE > 2,3,4$ ou 5) ont montré que le choix de ce premier seuil était optimal pour maximiser la variabilité de l'indice de crise $ICRISE$ sans pour autant augmenter sensiblement les erreurs de type I, à savoir prédire une crise quand il n'y en a pas.

spécifications (Williamson, 1994 ; Clark & *al.*, 1994 ; Faruquee, 1995 ; Stein & Allen, 1995). Selon Balassa (1964) et Samuelson (1964), les monnaies s'apprécient souvent dans les pays où les prix des biens non échangeables augmentent plus rapidement qu'ailleurs⁵. Toutefois, Chinn (1997), Ito & *al.* (1996) et Isard, Symansky & Ito, (1997) ont montré que cet effet ne s'applique pas uniformément aux pays d'Asie de l'Est, en raison de leurs niveaux d'industrialisation hétérogènes⁶. Nous avons donc choisi de soumettre le taux de change réel de chaque pays au filtre de Hodrick & Prescott (1997). En testant les résidus pour une racine unitaire, en faisant varier le paramètre lambda, nous avons obtenu un indicateur stationnaire de surévaluation de change réel avec un lambda égal à 20 pour des données annuelles. Nous comparons néanmoins la significativité de cette variable proxy avec une simple PPA, exprimant un équilibre de long terme. L'un des avantages de cet indicateur de distorsion du change réel est sa simplicité de calcul⁷. Le résidu après filtrage du taux de change réel vis-à-vis du dollar (noté *RTCR*\$) est négatif en cas de surévaluation.

On a également retenu le taux de change réel vis-à-vis du yen, *TCRY*, (et son résidu de la série filtrée, *RTCRY*) pour les pays d'Asie de l'Est, puisque la plupart de ces pays ancrent, explicitement ou implicitement, leur taux de change au dollar (Pacific Economic Cooperation Council, 1997). La dépréciation rapide du dollar entre le printemps 1995 et l'été 1997 correspond en effet à une appréciation équivalente des monnaies de ces pays par rapport au Japon, leur principal partenaire commercial. Les effets d'une surévaluation s'appliquent donc à cette région dans la perspective d'un choc externe temporaire, car les taux de change nominaux asiatiques relatifs au yen sont en grande partie flexibles et ne sont donc pas sous l'influence des autorités, contrairement au dollar.

Un déficit du compte courant (*CC/PIB*) n'est pas *per se* une marque de vulnérabilité à une crise de change. Milesi-Ferretti & Razin (1996a) définissent l'insoutenable d'un déficit du compte courant si son maintien rend le pays insolvable, et donc si la valeur escomptée de ses surplus commerciaux est inférieure à la valeur actuelle de sa dette extérieure. Il est alors possible de calculer le niveau de balance commerciale nécessaire, *BC**, ou le niveau de la balance courante, *CC**, permettant de stabiliser le ratio de la dette extérieure par rapport au PIB. En faisant l'hypothèse d'un taux de change réel fixe dans le long terme, on obtient :

$$BC^* = \frac{(r-g) \times (DEXT)}{(1+g)} \quad \text{et} \quad CC^* = \frac{(-g) \times (DEXT)}{(1+g)}$$

avec *r* = taux d'intérêt réel,
g = taux de croissance économique,
DEXT = dette extérieure.

5. L'effet Balassa-Samuelson vise donc à expliquer pourquoi les pays en développement à forte croissance ont un taux de change réel qui tend à s'apprécier de façon continue, contrairement aux conclusions de la théorie de la PPA.

6. Ainsi, les taux de change de la Thaïlande, de l'Indonésie et de la Malaisie ne se sont pas appréciés, en termes réels, par rapport au dollar, dans le long terme, bien que les taux de croissance de ces pays aient été bien plus élevés que celui des Etats-Unis.

7. La surévaluation des monnaies pourrait également être mesurée à partir d'un taux de change effectif.

TABLEAU 1

Indicateurs d'alerte retenus et impact attendu sur l'indice de crise

Indicateurs d'alerte	Notations	Impact attendu des indicateurs sur l'indice de crise
Surévaluation du taux de change	TCR\$, TCRY, RRCR\$, RRCRY	Une augmentation de la distorsion de change, vis-à-vis du dollar et du yen, devrait impliquer une hausse de l'indice de crise. Ainsi, un pays est d'autant plus vulnérable à une crise de change que sa monnaie est surévaluée.
Déséquilibre commercial ou courant	CC / PIB	Une augmentation du déficit de la balance courante peut être perçue comme un signe de fragilité aux yeux des marchés et contribuer à une augmentation de l'indice de crise.
	DIFFCC / PIB	Un pays peut enregistrer durablement des déficits de la balance courante, à condition que ses surplus commerciaux soient suffisamment élevés et permettent de stabiliser le ratio de la dette extérieure par rapport au PIB. Si cette évaluation de l'insoutenabilité du déficit de compte courant est élevée, le pays devient insolvable ce qui tend à augmenter la probabilité de crise.
Endettement externe	DETXC / RES	Un ratio élevé de la dette externe à court terme par rapport aux réserves internationales accroît le risque d'illiquidité et donc la vulnérabilité d'un pays à une attaque spéculative.
	DETX / EXP	Un ratio élevé de la dette externe totale par rapport aux revenus commerciaux peut conduire à une situation d'insolvabilité.
Déséquilibre budgétaire	BUDG / PIB	Un déficit budgétaire est souvent considéré par les marchés comme une source de déséquilibre puisqu'il réduit l'épargne nationale disponible et peut conduire à des taux d'inflation élevés ou à une hausse des taux d'intérêt. Suite à une détérioration du solde budgétaire, l'indice de crise devrait augmenter.
Déséquilibre monétaire	M2 / RES	Une économie sera d'autant plus vulnérable à une crise de confiance que le ratio de l'offre de monnaie sur les réserves internationales est élevé. Ce ratio permet de mesurer la capacité d'une banque centrale à faire face à une chute des réserves en cas de perte de confiance des agents, voire en présence d'une panique bancaire.
	dLog(CD/PIB)	Une croissance permanente du crédit domestique supérieure à la croissance économique peut être jugée comme un signe de politique monétaire laxiste, de nature à induire une accélération de l'inflation ou une bulle spéculative sur les valeurs mobilières ou boursières, et peut même conduire à des situations d'hyperinflation. L'indice de crise devrait donc réagir à une hausse de ce ratio.
Déséquilibre du secteur réel	S / PIB	Une baisse du taux d'épargne augmente, en théorie, les risques d'endettement externe excessif et laisse présager une augmentation de l'indice de crise.
	ICOIR	Une baisse de ce ratio traduit une moindre qualité des investissements réalisés et laisse entrevoir une situation de sur-investissement.
Degré d'ouverture	OUVCOM	Un degré d'ouverture commerciale élevé est généralement perçu comme un facteur positif de croissance à long terme mais augmente la vulnérabilité du pays à un déséquilibre externe. Compte tenu de sa stabilité à court terme, nous combinons cet indice d'ouverture aux termes de l'échange (TDE) afin de tenir compte de l'effet des variations des prix relatifs sur les ressources extérieures nettes.
Chocs internationaux	TDE	Un pays sera d'autant plus vulnérable à une variation de ses termes de l'échange qu'il est fortement ouvert au commerce international.
	PRP	Une hausse du prix réel du pétrole doit, en théorie, réduire la vulnérabilité d'un pays exportateur de pétrole à une crise de change puisque sa balance commerciale s'améliore. A l'inverse, les pays importateurs enregistrent une détérioration de leur balance commerciale.
	RLIBOR	Une augmentation du taux d'intérêt international de référence, en termes réels, accroît la charge d'intérêt sur la dette extérieure et donc le déficit du compte courant. En outre, un pays sera d'autant plus vulnérable à une crise de change qu'il est confronté à une hausse du taux d'intérêt américain, en raison du différentiel d'intérêt dont les investisseurs peuvent souhaiter profiter en réallouant leurs portefeuilles. Le pays domestique peut alors enregistrer des sorties nettes de capitaux

Un pays peut donc enregistrer durablement des déficits de la balance courante, même si son taux de croissance économique est inférieur au taux d'intérêt réel, à condition que les surplus commerciaux soient suffisamment élevés (au moins égaux à BC^*). On a ainsi utilisé la différence ($DIFCC$) entre CC^* et le CC observé, rapportée au PIB, qui représente une mesure de soutenabilité, sous la condition que le taux de croissance domestique et le taux d'intérêt actuel (libor réel) soient gelés dans le temps. Par contre, une augmentation du déficit de la balance courante, CC/PIB , peut être perçue comme un signe de fragilité aux yeux des marchés. Cette variable devra donc être prise en compte dans le modèle de vulnérabilité.

On a également intégré deux indicateurs de déséquilibres du secteur réel : $ICOIR$, S/PIB . La crise asiatique a suscité bien des débats, notamment en ce qui concerne le sur-investissement des pays concernés. Alors même qu'avant la crise, la très grande majorité des économistes et des investisseurs faisaient l'éloge des taux d'épargne et des taux d'investissement élevés en Asie de l'Est, la crise financière a renversé cette appréciation. Krugman (1998a et b), Frankel (1998) et Corsetti & al. considèrent que les banques, implicitement protégées par les gouvernements, ont accordé des prêts à court et long terme inconsidérément risqués, comme en atteste le taux de défaillance actuel sur les crédits. Par contre, Radelet & Sachs (1998a et b) sont beaucoup plus circonspects à ce sujet, en raison des effets endogènes de la crise sur la situation économique. Un indicateur de la qualité des investissements, tel que $ICOIR$ (Incremental Capital-Output Inverse Ratio) a donc été préféré à un indicateur de qualité des crédits bancaires, trop lié à la conjoncture. Le ratio $ICOIR$ est calculé en divisant la croissance nominale du PIB au cours d'une année par les nouveaux investissements domestiques. Il semble que ce ratio ait baissé ces dernières années, et donc que la qualité des investissements ait reculé, ce que Krugman (1994) avait souligné avant la crise en dénonçant le pseudo-miracle asiatique. Cet indicateur $ICOIR$ pourrait donc révéler la sensibilité des investisseurs à un tel argument. Le taux d'épargne S/PIB a lui aussi été retenu, dès lors qu'il réduit, en théorie, les risques d'endettement externe excessif. Cela pourrait expliquer, jusqu'en 1997, la fréquence des crises de change plus élevée en Amérique latine qu'en Asie de l'Est.

Trois indicateurs de chocs internationaux ont été retenus : TDE , PRP , $RLIBOR$. Il est difficile à priori de savoir si une variation des termes de l'échange, des prix du pétrole ou des taux d'intérêt américains ont seulement un effet de court terme ou s'ils mettent en cause la soutenabilité des politiques menées et surtout du taux de change. Cela dépend du caractère transitoire ou permanent des chocs considérés et surtout de leur nature anticipée ou non. Nous considérons les deux cas dans les estimations.

Les tests économétriques

L'impact des indicateurs d'alerte sur l'indice de crise est évalué selon deux méthodes d'estimation. La première se fonde sur une spécification standard en données de panel, tandis que la seconde relève d'une approche probabiliste. La méthode Logit permet, en effet, d'estimer la probabilité d'une crise et donc de quantifier le degré de vulnérabilité d'une nation sur une échelle variant de zéro à un. Ces deux méthodes d'estimation sont appliquées aux continents latino-

américain et asiatique, tout en tenant compte des différences entre les crises survenues dans ces deux régions, à l'aide de variables muettes. Toutes les variables explicatives sont retardées d'une période, c'est-à-dire d'un an, puisqu'il s'agit d'intégrer les informations dont disposent les investisseurs au moment du déclenchement éventuel de l'attaque spéculative.

On a distingué deux modèles. Le premier, qualifié de modèle de vulnérabilité, combine des variables macroéconomiques révélant une dégradation éventuelle des fondamentaux, et des variables liées à des déséquilibres transitoires ou à des chocs plus ponctuels. Le second, qualifié de modèle d'insoutenabilité, ne retient que des variables susceptibles de refléter un déséquilibre fondamental, au plan domestique ou en référence aux relations commerciales ou financières du pays avec l'extérieur. Dans les deux cas, répétons-le à nouveau, il s'agit d'évaluer l'impact de ces indicateurs sur les anticipations des investisseurs, et donc sur leur perception de la soutenabilité de la configuration macroéconomique et financière du pays sans ajustement significatif des taux de change.

Le modèle de vulnérabilité est spécifié selon l'équation (2) :

$$CRISE_t = \alpha_1 \text{Log}(TCR\$)_{t-1} + \alpha_2 \text{Log}(TCRY)_{t-1} + \alpha_3 (CC / PIB)_{t-1} + \alpha_4 (DETXC / RES)_{t-1} + \alpha_5 (M2 / RES)_{t-1} + \alpha_6 (S / PIB)_{t-1} + \alpha_7 (RLIBOR)_{t-1} + \alpha_8 \text{OUVCOM}_{t-1} \times \text{Log}(TDE)_{t-1} + \alpha_9 \text{Log}(PRP)_{t-1} + u_t$$

Le modèle d'insoutenabilité est spécifié dans l'équation (3) :

$$CRISE_t = \beta_1 \text{Log}(RTCR\$)_{t-1} + \beta_2 \text{Log}(RTCry)_{t-1} + \beta_3 (DIFCC / PIB)_{t-1} + \beta_4 (DETX / EXP)_{t-1} + \beta_5 (BUDG / PIB)_{t-1} + \beta_6 (ICOIR)_{t-1} + \beta_7 d\text{Log}(CD / PIB)_{t-1} + \beta_8 (RLIBOR)_{t-1} + \beta_9 \text{OUVCOM}_{t-1} \times \text{Log}(TDE)_{t-1} + \beta_{10} \text{Log}(PRP)_{t-1} + v_t$$

où :

$TCR\$$ = taux de change réel vis-à-vis du dollar U.S.,

$TCRY$ = taux de change réel vis-à-vis du yen,

$RTCR\$$ et $RTCry$ = résidus des taux de change réels relatifs au filtre HP,

$DIFCC$ = différence entre la balance courante nécessaire, CC^* , pour stabiliser le ratio de la dette extérieure et la balance courante actuelle, CC , sur le PIB (toutes deux exprimées en monnaie locale),

CC = solde du compte courant (exprimé en monnaie locale),

PIB = produit intérieur brut (nominal),

$DETX$ = dette extérieure (exprimée en monnaie locale),

$DETXC$ = dette extérieure à court terme (exprimée en monnaie locale),

EXP = exportations (exprimées en monnaie locale),

IMP = importations (exprimées en monnaie locale),

RES = réserves internationales de change (exprimées en monnaie locale),

$BUDG$ = solde budgétaire,

S = épargne nationale,

$ICOIR$ = augmentation du PIB nominal / investissement,

$d\text{Log}(CD/PIB)$ = taux de croissance du crédit domestique - taux de croissance du PIB,

$M2$ = masse monétaire ($M1$ + Quasi-monnaie),

$\text{OUVCOM} = [EXP - IMP/2] / [PIB]$ = degré d'ouverture au commerce international,

TDE = termes de l'échange = prix des exportations / prix des importations,

$RLIBOR = LIBOR$ réel (déflaté par le taux d'inflation des prix à la consommation U.S.),

PRP = prix réel du pétrole.

La forme fonctionnelle du modèle Logit est la suivante :

$$\Pr(ICRISE_i = 1 | x_i) = \frac{e^{x_i \beta}}{(1 + e^{x_i \beta})} \quad (4)$$

avec : $ICRISE_i$ = variable dépendante binaire,

x_i : indicateurs de déséquilibres utilisés dans les modèles linéaires précédents.

$ICRISE_i = 1$ si l'indice $CRISE$ atteint des valeurs extrêmes, *i.e.*, plus de 2 fois l'écart-type (c'est-à-dire, si une crise de change survient),

$ICRISE_i = 0$ sinon (c'est-à-dire, s'il n'y a pas de crise de change).

La base de données utilisée se compose d'observations annuelles, allant de 1970 à 1997, concernant neuf pays latino-américains (Argentine, Bolivie, Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Pérou, Uruguay, Venezuela) et six pays asiatiques (Corée du Sud, Inde, Indonésie, Malaisie, Philippines, Thaïlande)⁸.

Pour chacun des quinze pays et chaque variable, les tests de racines unitaires ont permis de conclure à la stationnarité de la très grande majorité des variables, en particulier l'indice de crise et les résidus du filtre Hodrick-Prescott des taux de change réels, tous deux calculés à partir de données annuelles moyennes. Par contre, pour les taux de change réels eux-mêmes, on ne peut que rarement rejeter l'hypothèse de racine unitaire, testée selon les méthodes de Dickey-Fuller (avec deux retards) et Phillips-Perron (avec deux retards).

Le TABLEAU 2 présente les résultats de la régression en données de panel pour les deux modèles⁹. Pour les deux zones considérées, les indicateurs de surévaluation ont l'effet attendu, à savoir un signe négatif, avec un degré de significativité supérieur à 95 %. On note que les mésalignements par rapport au filtre Hodrick-Prescott ($RTCR$) sont de meilleurs prédicteurs de crise que les distorsions par rapport à la PPA (TCR). Il y a donc à la fois vulnérabilité et insoutenabilité d'une surévaluation de change, ce qui confirme les études précédentes sur le sujet. On observe également que cet effet est quatre fois supérieur dans les pays asiatiques à celui des pays d'Amérique latine. En ce qui concerne la récente crise en Asie de l'Est, les taux de surévaluation par rapport au filtre Hodrick-Prescott ne dépassaient pas 10 % pour les six pays d'Asie en 1996, ce qui tend à soutenir la thèse d'une crise auto-réalisatrice. La plupart des devises latino-américaines étaient nettement plus surévaluées au début des années quatre-vingt (25 % pour le Mexique et le Chili en 1981 ; 50 % pour l'Argentine en 1980). Enfin, les résultats indiquent que la valeur réelle d'une monnaie par rapport au yen n'a pas d'influence significative.

Les deux indicateurs associés au compte courant n'ont d'effet significatif que pour l'Amérique latine : une détérioration de la balance courante (CC/PIB) contribue à augmenter la vulnérabilité de ces pays à une crise de change tandis qu'une

8. L'essentiel des données utilisées sont issues de la Banque mondiale, *World Development Indicators (1997) & Global Development Finance (1998)* et du FMI, *International Financial Statistics (mars 1997)*. Les données manquantes ou récentes sont extraites de l'ECLAC (Economic Commission on Latin American Countries), *Preliminary Report (1997)*, des rapports *World Economic Outlook* du FMI (décembre 1997 et mai 1998), des rapports *Asia Pacific Consensus Forecasts*, 1998.

9. On a distingué les deux zones en introduisant des variables muettes.

TABLEAU 2

Estimation des deux modèles en données de panel (1971-1997)*

Variables explicatives	Variable dépendante : indice de crise			
	Modèle de vulnérabilité		Modèle d'insoutenabilité	
	Amérique latine	Asie de l'Est	Amérique latine	Asie de l'Est
Log (Taux de change réel US\$)	-2,34 (2,33)	-8,67 (1,95)		
Log (Déviations du taux de change réel US\$)			-11,86 (4,36)	-46,90 (4,94)
Log (Taux de change réel yen)		0,79 (0,26)		
Log (Déviations taux de change réel yen)				-1,64 (0,29)
Balance du compte courant / PIB	-51,61 (4,91)	-6,97 (0,49)		
"Gap" du compte courant / PIB			38,13 (4,26)	-13,08 (1,01)
Dette externe à court terme / Réserves internationales	-0,08 (0,53)	0,06 (1,05)		
Dette externe / Exportations			0,42 (1,24)	0,73 (1,82)
Solde budgétaire gouvernemental / PIB			-5,91 (0,76)	-57,16 (4,04)
Épargne / PIB	3,28 (0,41)	-9,15 (0,91)		
Croissance PIB / nouveaux investissements			2,24 (1,37)	-2,06 (0,85)
M2 / Réserves internationales	0,07 (0,70)	0,06 (2,72)		
Crédit domestique / PIB			1,72 (1,17)	1,06 (0,66)
Taux d'intérêt réel Libor	74,89 (6,26)	83,82 (4,98)	57,49 (4,68)	69,25 (4,20)
Log (TDE) x Degré d'ouverture	-2,62 (2,23)	0,57 (0,60)	-0,74 (0,62)	-0,49 (0,68)
Log (PRP) x var.muette (exportateurs = 1)	0,09 (0,52)	0,09 (0,52)	0,32 (2,11)	0,32 (2,11)
Constante	6,49 (1,33)	30,25 (2,95)	-5,78 (3,48)	-6,45 (3,62)
R ²		0,319		0,403
R ² ajusté		0,283		0,368

* Les statistiques de Student figurent entre parenthèses.

augmentation de la différence entre la balance d'équilibre et la balance courante (*DIFCC/PIB*) accentue la position d'insoutenabilité. Il convient de souligner qu'en 1996, cet écart était de 6,3 % pour la Thaïlande, 2,6 % pour la Corée, 1,9 % pour la Malaisie, mais -0,3 % pour l'Inde, -0,7 % pour l'Indonésie et -7,2 % pour les Philippines. Selon ce critère, les attaques spéculatives, sans doute justifiées pour la Thaïlande, l'étaient donc beaucoup moins pour les autres pays, en particulier pour l'Indonésie, pourtant la principale victime aujourd'hui de cette contagion spéculative. En Amérique latine, les *gaps* de compte courant atteignaient 2,1 % en Argentine en 1980, de 4 à 12 % au Brésil, au Chili, en Colombie et au Mexique en 1981. La crise de change survenue en 1982 semble être, en partie, justifiée par ces déséquilibres externes.

Par contre, les deux indicateurs d'endettement externe (*DETX/EXP* et *DETXC/RES*) n'apparaissent pas significatifs, ce qui est surprenant vu l'ampleur de la crise de la dette des années quatre-vingt. Il est possible que les indicateurs prévisionnels, retardés seulement d'un an, ne puissent pas saisir de façon correcte cette situation. Ces conclusions doivent être nuancées si l'on considère, isolément, le cas de l'Indonésie ou de la Thaïlande. En effet, le ratio de la dette sur les exportations avait légèrement dépassé le seuil des 220 % pour l'Indonésie, en 1996, ce qui faisait entrer ce pays dans le *club* des pays sévèrement endettés, selon les critères de la Banque mondiale. Pour la même année, le ratio de la dette à court terme sur les réserves frôlait les 100 % pour la Thaïlande et 120 % en Corée du Sud, expliquant ainsi leur vulnérabilité croissante à une crise d'illiquidité. Toutefois, la non-significativité de cette variable atténue la portée d'une telle conclusion. Il conviendrait de retenir un indicateur d'endettement reflétant la structure par devises de la dette. Selon toute vraisemblance, cette variable a joué un rôle non négligeable dans la violence de la crise mexicaine, en janvier 1995, lorsque les investisseurs ont pris conscience, compte tenu de la dévaluation du *peso* de 15 % le 20 décembre 1994, du montant considérable de la dette publique mexicaine indexée sur le dollar, les *Tesobonos*, arrivant à échéance au premier trimestre 1995.

L'indicateur de déséquilibre budgétaire (*BUDG/PIB*) n'est pas significatif pour les pays d'Amérique latine. Dans le cas des pays asiatiques, un déficit budgétaire est un prédicteur fiable d'insoutenabilité. Cependant, la crise de 1997 ne peut pas être imputée à ce facteur puisque seule l'Inde était en déficit (5 %) en 1996. De même, le taux d'épargne (*S/PIB*) ou la profitabilité des investissements (*ICOIR*) n'a pas d'effet significatif sur l'indice de crise, ce qui contredit les conclusions de Corsetti & al. à propos d'un excès d'investissement en Asie qui aurait provoqué une bulle spéculative immobilière et donc augmenté les risques de crise financière. L'indicateur monétaire d'insoutenabilité ($d\text{Log}(MDC/PIB)$), lui aussi, n'est pas significatif. Par contre, la régression indique que les pays d'Asie sont significativement vulnérables à une crise si le ratio *M2/RES* est trop élevé. Ce ratio était égal à 8,6 pour l'Inde, 6,4 pour l'Indonésie, à 6,2 pour la Corée, à 4,5 pour les Philippines, 3,9 pour la Thaïlande, 3,0 pour la Malaisie. Il est cependant difficile d'estimer un seuil critique, puisque celui-ci dépend du niveau d'intermédiation bancaire dans chaque pays.

Enfin, les chocs internationaux constituent des facteurs de vulnérabilité et souvent d'insoutenabilité. Ainsi, une augmentation du taux d'intérêt réel mondial

TABLEAU 3

Estimation Logit des deux modèles en données de panel (1971-1997)*

Variables explicatives	Variable dépendante : indice de crise			
	Modèle de vulnérabilité		Modèle d'insoutenabilité	
	Amérique latine	Asie de l'Est	Amérique latine	Asie de l'Est
Log (Taux de change réel US\$)	-0,34 (0,63)	-4,03 (1,81)		
Log (Déviations du taux de change réel US\$)			-5,75 (3,65)	-31,59 (4,46)
Log (Taux de change réel yen)		2,08 (1,43)		
Log (Déviations taux de change réel yen)				7,71 (2,29)
Balance du compte courant / PIB	-33,00 (4,68)	4,44 (0,66)		
"Gap" du compte courant / PIB			24,72 (3,95)	-7,95 (1,02)
Dette externe à court terme / Réserves internationales	-0,03 (0,45)	0,03 (1,20)		
Dette externe / Exportations			0,17 (1,01)	0,47 (1,43)
Solde budgétaire gouvernemental / PIB			1,08 (0,28)	-10,77 (1,36)
Épargne / PIB	4,22 (0,97)	-4,96 (1,12)		
Croissance PIB/nouveaux investissements			1,36 (1,47)	0,80 (0,38)
M2 / Réserves internationales	0,02 (0,49)	0,06 (1,36)		
Crédit domestique / PIB			-0,11 (0,14)	0,62 (0,52)
Taux d'intérêt réel Libor	18,48 (3,12)	35,57 (3,84)	15,04 (2,33)	53,75 (4,16)
Log (TDE) x degré d'ouverture	-1,46 (2,21)	0,20 (0,43)	-0,25 (0,34)	-0,12 (0,25)
Log (PRP) x var.muette (exportateurs=1)	0,16 (1,85)	0,16 (1,85)	0,25 (2,95)	0,25 (2,95)
Constante	-1,49 (0,57)	7,13 (1,50)	-3,61 (3,66)	-4,62 (3,10)
Maximum de vraisemblance	-146,61		-124,85	

* Les statistiques de Student figurent entre parenthèses.

(*RLIBOR*) de 100 points de base provoque une hausse significative de l'indice de risque, de 0,6 à 0,8 selon le modèle. Il est donc exclu que la crise de 1997 soit liée à ce facteur puisque le *libor* est resté constant (3,1 %) de 1995 à 1996. Par contre, la hausse du taux d'intérêt réel, de 5 % de 1979 à 1980 et de 6,5 % de 1980 à 1981, explique grandement la crise de 1982. Une détérioration des termes de l'échange pondérés par le degré d'ouverture commerciale du pays augmente significativement la vulnérabilité transitoire, mais seulement pour les pays d'Amérique latine. En particulier, on observe une dégradation des termes de l'échange au Brésil, au Chili, en Colombie avant la crise de 1982, de plus de 10 %. De même, le prix réel du pétrole a un effet significatif pour tous les pays exportateurs de cette région, mais avec un signe contraire à celui attendu.

Le TABLEAU 3 présente les résultats de l'estimation Logit sur le même échantillon de pays. Les conclusions sont strictement convergentes. La surévaluation du taux de change réel vis-à-vis du dollar augmente l'indice de crise quel que soit le modèle, tout comme le résidu du filtre Hodrick-Prescott correspondant. La surévaluation des monnaies asiatiques vis-à-vis du yen n'a pas d'effet significatif sur l'indice de crise. Les indicateurs de déséquilibre de la balance courante ont un impact significativement négatif sur l'indice de crise dans les pays latino-américains. Les autres variables macroéconomiques ne sont pas significatives, hormis les chocs internationaux.

Le TABLEAU 4 présente les performances, *ex post*, du modèle de vulnérabilité, en termes de pourcentage de prévisions, exactes ou erronées, de déclenchement d'une attaque spéculative. On constate que 38 % des crises sont "signalées" par le modèle et que celui-ci prévoit une crise qui ne se réalise pas dans seulement 4,7 % des cas.

TABLEAU 4

Fiabilité des prévisions de crises de change à partir du modèle Logit de vulnérabilité			
	Absence de crise prévue par le modèle	Crise prévue par le modèle	
Absence de crise observée	95,3%	4,7%	100%
Crise observée	61,9%	38,1%	100%
	Absence de crise prévue par le modèle	Crise prévue par le modèle	
Absence de crise observée	244	12	256
Crise observée	52	32	84

Le TABLEAU 5 donne les mêmes éléments d'appréciation à partir du modèle de soutenabilité. On constate qu'ici plus de 57 % des crises observées ont été prévues par le modèle, ce qui vient confirmer la plus grande fiabilité du modèle de soutenabilité.

TABLEAU 5

Fiabilité des prévisions de crises de change à partir du modèle Logit d'insoutenabilité			
	Absence de crise prévue par le modèle	Crise prévue par le modèle	
Absence de crise observée	93,4%	6,6%	100%
Crise observée	42,9%	57,1%	100%
	Absence de crise prévue par le modèle	Crise prévue par le modèle	
Absence de crise observée	239	17	256
Crise observée	36	48	84

Le TABLEAU 6¹⁰ apporte un éclairage complémentaire en se focalisant sur onze situations de crise significatives parmi les pays latino-américains et les pays asiatiques (seuil de l'indice de crise situé à 10 et non plus à 2). L'observation des probabilités de déclenchement d'une attaque spéculative, et des valeurs moyennes de chaque indicateur d'alerte l'année précédent la crise, conforte la supériorité du modèle de soutenabilité pour les pays d'Amérique latine. La valeur moyenne de chaque variable de déclenchement d'une attaque spéculative pourrait être utilisée pour la définition d'une batterie d'indicateurs d'alerte, dans le sens recherché aujourd'hui par le FMI. Cependant, si l'on se limite à la crise asiatique, deux enseignements sont particulièrement frappants. Comparativement aux résultats obtenus pour l'ensemble de l'échantillon, les probabilités de crise sont faibles, ce qui conforte le caractère singulier, et sans doute beaucoup plus financier que macroéconomique de la crise asiatique. Les indicateurs d'alerte prennent, répétons-le, des valeurs extrêmement différentes selon les pays, par exemple pour ce qui concerne le *gap* de balance courante (+6,3 % pour la Thaïlande, -7,2 % pour les Philippines), ou le ratio dette externe à court terme sur réserves en devises (176 % en Indonésie, 41 % en Malaisie).

Conclusion

Consacrée aux crises de change ayant touché les pays émergents depuis près de 30 ans, cette étude avait pour objet d'examiner la capacité explicative d'un ensemble d'indicateurs de vulnérabilité supposés se trouver à l'origine du déclenchement des attaques spéculatives. Il est apparu que pour l'ensemble de l'échantillon, les crises de change répondaient surtout à la détérioration de trois *fondamentaux* : surévaluation du taux de change, *écart* du solde des paiements courants vis-à-vis d'un niveau *soutenable* et choc externe sous la forme d'une hausse significative des taux d'intérêt américains. Pour les pays latino-américains, la détérioration du solde des paiements courants exerce un effet

10. TABLEAU 6, cf page suivante.

TABLEAU 6

Probabilités prédites de déclenchement d'une attaque spéculative et valeurs des indicateurs d'alerte pour des situations de crises significatives en Amérique latine et en Asie de l'Est

	Argentine	Brséil	Chili	Colombie	Mexique	Mexique	Indonésie	Corée	Malaisie	Philippines	Thaïlande
	1981	1982	1982	1982	1982	1982	1997	1997	1997	1997	1997
Probabilité prédite de crise à partir du modèle d'insoutenabilité	89,9%	78,5%	96,7%	96,7%	92,5%	92,5%	59,4%	13,3%	19,8%	35,4%	15,1%
Probabilité prédite de crise à partir du modèle de vulnérabilité	47,5%	70,9%	95,3%	95,3%	90,8%	90,8%	30,1%	19,2%	23,9%	42,3%	17,4%
Indicateurs en t-1											
Taux de change réel vis-à-vis du dollar (1990=100)	47,9	117,4	47,3	49,5	71,4	71,4	78,8	96,3	87,3	72,8	88,9
Déviations du taux de change réel en dollar US*	53,3%	88,8%	74,6%	94,5%	75,3%	75,3%	84,5%	95,5%	94,8%	94,6%	93%
Compte courant/PIB	-2,3%	-4,5%	-14,5%	-5,4%	-6,5%	-6,5%	-5,8%	-4,8%	-4,9%	-4,7%	-8%
"Gap" du compte courant/PIB	2,1%	5,9%	12%	4,9%	4,1%	4,1%	5,2%	2,6%	1,9%	-7,2%	6,3%
Dette externe à court terme/ Réserves internationales	154,5%	232,5%	94,5%	58,5%	613,2%	613,2%	163,5%	120%	41%	83,5%	99,7%
Dette externe/Exportations	274,4%	318,9%	312,8%	202,4%	276,5%	276,5%	214,3%	103,6%	45%	114,5%	127,2%
Solde budgétaire/PIB	-3,1%	-2,5%	2,6%	-3%	-6,5%	-6,5%	0,3%	0,1%	0,7%	0,3%	2,3%
Épargne nationale/PIB	23,8%	22,7%	8,3%	14,1%	23,8%	23,8%	14,6%	32,7%	43,3%	13,2%	35,6%
Croissance PIB/ Nouveaux investissements	6%	-18,8%	28,9%	12,8%	31,1%	31,1%	10,4%	18,7%	19,5%	22,3%	8,2%
M2/Réserves internationales	715,8%	328,1%	286,8%	155,2%	1816,3%	1816,3%	444,3%	620,6%	295,8%	448,6%	385,7%
Crédit domestique/ PIB	-24,4%	-0,5%	13,4%	8,6%	8%	8%	-8,5%	7,4%	11%	20%	2%
d(LIBOR réel)	5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	-0,2%	0%	0%	0%	0%
dLog (Prix réel du pétrole)	10%	-13,7%	-13,7%	-13,7%	-13,7%	-13,7%	-15,3%	14,5%	14,5%	14,5%	14,5%

* Il y a surévaluation si le résidu du filtre H-P est inférieur à 100%.

significatif que l'on ne retrouve pas dans les estimations afférentes aux pays d'Asie de l'Est. A l'inverse, la hausse du ratio M2/réserves accroît la vulnérabilité des pays asiatiques mais pas celle des pays latino-américains.

L'estimation Logit confirme les résultats de l'estimation standard en données de panels et le modèle d'insoutenabilité, qui se limite aux *fondamentaux* domestiques et externes, apparaît à nouveau plus fiable que le modèle de vulnérabilité à plus court terme : il permet de prédire, *ex post*, plus de 57 % des crises de change observées et 93 % des situations de non-crise.

Si elle apporte des éléments d'évaluation des seuils de déclenchement des crises de change pour les trois variables les plus significatives, cette analyse confirme également la difficulté d'un tel exercice en raison du caractère toujours très spécifique d'une crise de change et de la diversité des contextes nationaux qui déclenchent la crise de confiance des investisseurs internationaux.

En ce qui concerne la crise asiatique récente, quel que soit le modèle utilisé, les probabilités de déclenchement d'une attaque spéculative s'avéraient très différentes selon les pays et, surtout, n'étaient pas très élevées en 1997. Ainsi, sur la base des paramètres d'insoutenabilité ou de vulnérabilité issus de nos calculs, afférents, il est vrai, à l'ensemble de la période 1970-1997, la Thaïlande, en 1997, était exposée à un risque de déclenchement d'une crise de change de 0,15 et 0,17 seulement, selon le modèle utilisé. Ces résultats confortent donc les interprétations spécifiquement financières plutôt que macroéconomiques des turbulences asiatiques. C'est là une observation, toutefois, qui conduit à souligner une double limite du travail entrepris. D'une part, la distinction entre insoutenabilité et vulnérabilité mériterait un approfondissement théorique de nature à mieux justifier le choix des indicateurs, qui reste encore assez largement *ad hoc* dans cette étude. D'autre part, si l'on souhaite disposer d'une batterie fiable d'indicateurs d'alerte, il paraît souhaitable d'intégrer des variables représentatives de la fragilité des systèmes financiers, et non pas seulement, pour l'essentiel, des variables macroéconomiques : indicateurs de risque de défaillance ou d'illiquidité au sein des systèmes bancaires, indicateurs de distorsion des prix sur les marchés d'actifs immobiliers ou boursiers...

Enfin, ces résultats confortent, semble-t-il, la supériorité des modèles à équilibres multiples. Le déclenchement d'une attaque spéculative, même en présence d'une configuration macroéconomique dégradée, n'est nullement automatique, et nécessite un renversement d'opinion qui n'obéit pas seulement à des facteurs fondamentaux.

A. C., V. D. et S. M.

RÉFÉRENCES

- Aglietta M., (1996), "Financial Market Failures and Systemic Risk", *Document de travail du CEPPII*, Paris, n° 96-01, janvier.
- Balassa B. (1964), "The Purchasing Power Parity : a Reappraisal", *Journal of Political Economy*, n° 72.
- Banque mondiale (1998), "East Asia's Financial Crisis : Causes, Evolution, and Prospects", *Global Development Finance*.
- Camdessus M. (1998), "Toward a New Financial Architecture for a Globalized World", communication, the Royal Institute for International Affairs, Londres, 8 mai.

- Cartapanis A. (1994), "Le rôle déstabilisant des mouvements de capitaux sur le marché des changes : une question de contexte", *Cahiers Economiques et Monétaires*, Banque de France, n° 43.
- _____ (1996), "L'hétérogénéité des anticipations dans les modèles de change", *Economie Appliquée*, Tome XLIX, n° 3.
- _____ (Ed.), (1996), *Turbulences et spéculations dans l'économie mondiale*, Paris, Economica.
- _____ (1997), "Les turbulences de la globalisation financière", in J. Léonard, (Ed.), *Les mouvements internationaux de capitaux*, Paris, Economica.
- Cartapanis A. & P. Laurent (1997), "Intervention Policy on the Foreign Exchange Market: a Tale of Dissidents and Conformists", in P. Karedeloglou, (Ed.), *Exchange Rate Policy in Europe*, Mac Millan, Londres.
- Chinn M. (1997), "The Usual Suspects? Productivity and Demand Shocks, and Asia-Pacific Real Exchange Rates", *NBER Working Paper*, n° 6108, juillet.
- Clark P., L. Bartolini, T. Bayoumi & S. Symansky (1994), "Exchange Rates and Economic Fundamentals", *IMF Occasional Paper*, n° 115.
- Corsetti G., P. Pesenti & N. Roubini (1998), *What Caused the Asian Currency and Financial Crisis*, mimeo, New York University, mars.
- Dornbusch R. (1998), *Asian Crises Themes*, mimeo, MIT, février.
- Dornbusch R., I. Goldfajn & R.O. Valdés (1995), "Currency Crises and Collapses" *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2.
- Eichengreen B., A.K. Rose & C. Wyplosz (1995), "Exchange Market Mayhem : the Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks", *Economic Policy*, n° 21.
- Faruquee H. (1995), "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: a Stock-Flow Perspective", *IMF Staff Papers*, n° 42.
- Flood R. & P. Garber (1984), "Collapsing Exchange-Rate Regimes : Some Linear Examples", *Journal of International Economics*, 92 (1).
- Flood R. & N. Marion (1998), "Perspectives on the Recent Currency Crises Literature", *NBER Working Paper*, n° 6380, janvier.
- Fonds monétaire international, (1997), *International Capital Markets: Developments, Prospects and Key Policy Issues*, FMI, Washington, novembre.
- _____ (1997), *World Economic Outlook*, Interim Assessment, FMI, Washington, décembre.
- _____ (1998), *World Economic Outlook*, FMI, Washington, mai.
- Frankel J.A. (1998), *The Asian Model, the Miracle, the Crisis and the Fund*, communication, the U.S. International Trade Commission, avril.
- Frankel J.A. & A.K. Rose (1996), "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, n° 41.
- Funke N. (1996), "La vulnérabilité des régimes de taux de change fixes : le rôle des facteurs économiques fondamentaux" *Revue Economique de l'OCDE*, n° 26.
- Goldfajn I. & R.O. Valdés (1997), "Are Currency Crises Predictable?", *IMF Working Papers*, WP/97/159.
- Goldstein M. (1997), *The Seven Deadly Sins : Presumptive Indicators of Vulnerability to Financial Crises in Emerging Economies*, mimeo, Institute for International Economics, avril, Washington DC.
- Hodrick R.J. & E.C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles : an Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, n° 29.
- Isard P., S. Symansky & T. Ito (1997), "Economic Growth and Real Exchange Rate: an Overview of the Balassa-Samuelsson Hypothesis in Asia", *NBER Working Paper*, n° 5979, mars.

- Ito T., P. Isard, S. Symansky & T. Bayoumi (1996), "Long-Run Movements in Real Exchange Rates", in *Exchange Rate Movements and their Impact on Trade and Investment in the APEC Region*, FMI, décembre.
- Kaminsky G.L., S. Lizondo & C. Reinhart (1997), "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Working Papers*, WP/97/79.
- Kaminsky G.L. & C. Reinhart (1996), "The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems", *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, n° 544.
- _____ (1998), "Financial Crises in Asia and Latin America: Then and Now", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 88, mai.
- Kindleberger C. (1978), *Manias, Panics and Crashes. History of Financial Crisis*, Londres, Basic Books.
- Krugman P. (1979), "A Model of Balance of Payments Crises", *Journal of Money, Credit, and Banking*, n° 11.
- _____ (1994), "The Myth of Asia's Miracle", *Foreign Affairs*, novembre.
- _____ (1996), "Are Currency Crises Self-Fulfilling?", *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 345-407.
- _____ (1998a), *What Happened to Asia*, mimeo, MIT, janvier.
- _____ (1998b), *Fire-Sale FDI*, mimeo, MIT, janvier.
- Laurent P. (1997), *Hétérogénéité et interactions sur un marché décentralisé. Le cas des taux de change*, Thèse pour le doctorat ès sciences économiques, CEFI, Université de la Méditerranée, Aix-Marseille II, novembre.
- Lordon F. (1994), "Marchés financiers, crédibilité et souveraineté", *Observations et Diagnostics Economiques*, Revue de l'OFCE, n° 50, juillet.
- Mc Kibbin W. (1998), "The Crisis in Asia : An Empirical Assessment" *Research School of Pacific and Asian Studies*, The Australian National University, mars.
- Meese R. & K. Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies : Do they Fit Out of Sample ?" *Journal of International Economics*, (1).
- Milesi-Ferretti G.M. & A. Razin (1996a), "Current Account Sustainability", *Princeton Studies in International Finance*, n° 81.
- _____ (1996b), "Current Account Sustainability: Selected East Asian and Latin American Experiences", *IMF Working Papers*, WP/96/110.
- _____ (1997), "Sharp Reductions in Current Account Deficits: an Empirical Analysis", *IMF Working Papers*, WP/97/168.
- Obstfeld M. (1994), "The Logic of Currency Crises", *Cahiers Economiques et Monétaires*, Banque de France, n° 43.
- _____ (1996), "Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features", *European Economic Review*, vol. 40, avril.
- _____ (1996), "Comment about P. Krugman, Are Currency Crises Self-Fulfilling?", *NBER Macroeconomics Annual*.
- Ostry J.D. (1997), "Current Account Imbalances: Are they a Problem?", *IMF Working Papers*, WP/97/51.
- Otker I. & C. Pazarbasioglu (1994), "Exchange Market Pressures and Speculative Capital Flows in Selected European Countries", *IMF Working Paper*, WP/94/21, février.
- Pacific Economic Cooperation Council (1997), "Exchange Rate Fluctuations and Macroeconomic Management", *Pacific Economic Outlook*.
- Radelet S. & J. Sachs (1998a), "The Onset of the East Asian Financial Crisis", mimeo, Harvard University, mars, (à paraître in *NBER Macroeconomics*).
- _____ (1998b), "The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects", mimeo, Harvard University, avril, (à paraître in *Brookings Papers on Economic Activity*).

- Reisen M. (1998), "Sustainable and Excessive Current Account Deficits", *Technical Papers*, n° 132, OCDE, Centre de Développement, février.
- Sachs J., A. Tornell & A. Velasco (1996), "Financial Crises in Emerging Markets: the Lessons from 1995", *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Samuelson P. (1994), "Facets of Balassa-Samuelson Thirty Years Later", *Review of International Economics*, n° 2.
- Shafer J. & B. Loopesko (1983), "Floating Exchange Rates after Ten Years", *Brookings Papers on Economic Activity*, (1).
- Stein J. & P.A. Allen (1995), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press.
- Williamson J. (1994), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington DC.

ANNEXE

INDICE DE CRISE ET VULNÉRABILITÉ D'UN PAYS À UNE CRISE DE CHANGE

Amérique latine						Asie de l'Est						
PAYS	ANNEE	ICRISE _e	ICRISE _a	CRISE _e	CRISE _a	PAYS	ANNEE	ICRISE _e	ICRISE _a	CRISE _e	CRISE _a	
Argentine	1987	1	1	5,48	3,92	Corée	1980	1	1	7,69	4,68	
	1989	1	1	9,07	3,48		1981	1	1	2,97	2,87	
	1975	1	1	17,32	13,27		1982	1	1	2,68	3,24	
	1981	1	1	15,80	12,06		1983	1	1	7,25	5,70	
	1982	1	1	9,30	10,15		1984	0	1	0,84	3,31	
	1984	0	1	-0,44	3,35		1985	1	1	10,47	10,47	
Bolivie	1995	0	1	0,35	1,73	1990	1	1	3,26	2,79		
	1987	1	1	3,78	5,46	1992	0	1	-0,52	1,64		
	1988	0	1	-0,50	1,38	1997	1	1	18,09	5,74		
	1990	1	1	1,65	3,04	Inde	1975	1	1	9,55	3,48	
Brésil	1993	1	1	1,83	4,49		1981	1	1	15,31	9,21	
	1975	1	1	4,80	8,78		1982	1	1	3,13	10,39	
	1979	1	1	13,67	1,06		1984	1	1	7,47	3,42	
	1980	1	1	4,36	14,11		1985	0	1	-4,74	2,96	
	1982	1	1	7,00	1,57		1988	1	1	11,61	4,32	
	1983	1	1	8,78	13,09	1989	1	1	11,33	12,70		
Chili	1987	0	1	-3,53	1,94	1990	1	1	10,70	6,35		
	1991	0	1	0,96	2,95	1991	1	1	5,01	9,86		
	1975	1	1	1,59	4,78	1993	0	1	0,30	2,08		
	1982	1	1	23,49	11,61	Indonésie	1978	1	1	10,66	1,04	
1983	0	1	-1,24	14,07	1979		0	1	-3,73	6,17		
1985	1	1	4,42	9,93	1982		1	1	5,80	4,71		
Colombie	1975	1	1	4,56	9,19		1983	1	1	5,28	8,70	
	1982	1	1	5,18	3,54		1986	1	1	8,56	2,62	
	1983	1	1	27,79	16,18		1987	0	1	-4,59	4,29	
	1984	1	1	18,07	27,47	1989	0	1	-0,31	2,14		
	1985	1	1	19,47	13,71	Malaisie	1975	1	1	7,66	1,68	
	1986	0	1	0,79	8,50		1981	1	1	3,16	5,89	
1989	1	1	3,97	4,85	1982		1	1	3,55	3,63		
1990	1	1	2,77	4,31	1984		1	1	3,92	1,47		
Mexique	1976	1	1	5,16	2,61		1985	0	1	-2,59	5,99	
	1977	0	1	-1,96	1,30		1988	1	1	9,77	6,58	
	1982	1	1	14,70	8,86	1989	0	1	-1,04	4,09		
	1986	1	1	1,90	4,56	1997	1	1	16,52	4,80		
	1989	0	1	-1,13	3,02	Philippines	1975	1	1	7,30	2,67	
	1994	1	1	17,87	3,17		1981	1	1	13,72	5,10	
1995	0	1	-0,08	9,15	1982		1	1	18,38	11,57		
Pérou	1976	1	1	6,31	9,75		1983	1	1	8,75	11,85	
	1977	1	1	6,13	4,06		1984	0	1	0,42	1,37	
	1978	0	1	-1,12	4,51		1988	0	1	-0,76	2,50	
	1982	1	1	6,39	3,98	1990	1	1	10,49	1,08		
	1983	1	1	4,28	6,52	1997	1	1	15,42	2,32		
	1984	1	1	4,99	1,52	Thaïlande	1976	0	1	-0,68	2,53	
1985	1	1	1,98	8,98	1979		0	1	0,40	2,00		
1988	1	1	3,25	10,34	1981		1	1	4,46	7,63		
Uruguay	1975	1	1	1,75	1,31		1982	1	1	2,47	4,52	
	1982	1	1	13,99	5,16		1984	1	1	6,84	1,27	
	1983	0	1	-1,51	7,32		1985	0	1	-2,02	6,02	
	1985	0	1	-0,93	2,00	1997	1	1	23,84	9,93		
	Venezuela	1978	1	1	5,53	2,82						
		1979	0	1	-13,13	2,02						
1984		1	1	6,11	4,53							
1986		1	1	11,48	1,29							
1987		0	1	-0,97	12,90							
1988		1	1	13,45	4,88							
1989		0	1	-1,15	8,05							
1993		0	1	-0,25	1,29							
1994		1	1	1,07	3,88							

ICRISE_e: indice binaire de crise qui prend la valeur 1 lorsque l'indice de crise (CRISE_e) est supérieur à 2.ICRISE_a: indice binaire de crise qui prend la valeur 1 lorsque l'indice de crise (CRISE_a) est supérieur à 2.CRISE_e: indice de crise calculé à partir des variations du taux de change réel et des réserves de change en fin de période (décembre).CRISE_a: indice de crise calculé à partir des variations du taux de change réel et des réserves de change moyennes.

